



## PRZEDMOWA

Zagadnienia związane z inwestowaniem na rynku kapitałowym są jednym z ważniejszych tematów badań naukowych prowadzonych w środowiskach ekonomicznych w Polsce. Pytanie jak skutecznie inwestować stawia wielu praktyków rynku kapitałowego i naukowców. Proponuje się wiele nowych metod, testuje wiele znanych już od lat wypracowanych na rozwiniętych rynkach kapitałowych.

W niniejszej publikacji zebrano wyniki badań naukowców z różnych środowisk akademickich z kraju i zagranicy. Są to często propozycje nowych metod poszerzających aparat narzędziowy. Badania potwierdzają zasadność stosowania metod naukowych w procesach inwestowania. Dzięki nim zmniejsza się ryzyko inwestycji i zwiększa efektywność podejmowanych decyzji.

Obszar tematyczny objęty w prezentowanych artykułach jest bardzo szeroki. To klasyczne metody inwestowania na rynku kapitałowym: analiza techniczna, analiza fundamentalna i analiza portfelowa. Szeroko reprezentowane są zagadnienia zarządzania ryzykiem, wyceny papierów wartościowych, strategii inwestowania, funduszy inwestycyjnych na rynku kapitałowym czy inżynierii finansowej.

Publikacja jest adresowana zarówno dla naukowców zajmujących się problematyką szeroko rozumianego inwestowania na rynku kapitałowym, jak i dla praktyków, na co dzień mających kontakt z rynkiem kapitałowym.

*prof. zw. dr hab. Waldemar Tarczyński*



WIESŁAW DĘBSKI  
IWONA BUJNOWICZ

## **MODEL WSPÓLZALEŻNOŚCI ROZWOJU SYSTEMU FINANSOWEGO I WZROSTU GOSPODARCZEGO W POLSCE**

### **Wprowadzenie**

Ekonomiści od dawna interesowali się kwestią współzależności pomiędzy rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym. Publikacje z zakresu tej problematyki zaczęły się ukazywać szczególnie intensywnie w drugiej połowie lat 90. ubiegłego wieku. Wówczas także zintensyfikowano badania empiryczne nad tym problemem. Jednakże mimo licznych badań nie można jednoznacznie stwierdzić jakiego typu zależności zachodzą pomiędzy tymi kategoriami ekonomicznymi, tzn. czy jest to zależność jednokierunkowa (a jeżeli tak to, w którą stronę), czy też zależność ta jest dwukierunkowa (z kolei jeżeli tak to czy jest to zależność jednoczesna czy przebiega z opóźnieniem). Istnieje więc potrzeba dalszych badań dla rozstrzygnięcia tych kwestii. Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie modelu ekonometrycznego oraz wyników jego estymacji, który został zbudowany dla opisanie wzajemnych zależności pomiędzy rozwojem systemu finansowego w Polsce, w podziale na rynek giełdowy, sektor bankowy i pozabankowy, a wzrostem gospodarczym, przy czym rozwój rynku giełdowego mierzony jest jego kapitalizacją, a rozwój sektora bankowego i pozabankowego ich aktywami netto. Estymację modelu przeprowadzono w oparciu o próbę roczną z lat 1994 – 2005.

### **Przesłanki teoretyczne**

Rozważając kwestię wzajemnych zależności między rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym autorzy badań wskazują przede wszystkim

kim na funkcje systemu finansowego, które on pełni w gospodarce rynkowej i jakie konsekwencje wynikają z nich dla wzrostu gospodarczego. Podstawą do rozważań jest zasadnicza rola, jaką system finansowy pełni we współczesnej gospodarce rynkowej. Sprowadza się ona do umożliwiania efektywnego przepływu środków finansowych od podmiotów posiadających je w nadmiarze (chcących oddać je do zagospodarowania) do podmiotów realizujących różnorodne przedsięwzięcia inwestycyjne (zgłaszających popyt na środki finansowe). Dla przykładu R. Levine<sup>1</sup> analizując wpływ systemu finansowego na decyzje odnośnie akumulacji oszczędności oraz inwestycji, w wyniku których następuje wzrost gospodarczy wyróżnił pięć podstawowych funkcji, jakie pełni w gospodarce system finansowy. Są nimi:

- mobilizacja oszczędności i ich efektywna alokacja poprzez system bankowy i rynek giełdowy,
- dywersyfikacja i zarządzanie ryzykiem, co oznacza rozkładanie ryzyka na wiele podmiotów, w tym także realizujących przedsięwzięcia innowacyjne charakteryzujące się bardziej zaawansowanym postępowaniem technologicznym mającym wpływ na wzrost gospodarczy w długim okresie,
- przygotowywanie informacji na temat możliwych do realizacji w przyszłości inwestycji i alokacji kapitału,
- monitorowanie podjętych w wyniku decyzji inwestycji oraz dokładanie wszelkich starań w kwestii implementacji i przestrzegania ładu korporacyjnego w firmach,
- ułatwianie dokonywania transakcji w wymianie dóbr i usług.

Rozważania teoretyczne odnoszące się do współzależności pomiędzy rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym dały asumpt do wielu badań empirycznych. Do najbardziej znanych z tej dziedziny należą prace publikowane przez R. Levine'a i jego współpracowników takich jak: R. King, N. Loayza, T. Beck, S. Schmukler i S. Zervos. Dla przykładu R. King i R. Levine<sup>2</sup> wykorzystując dane statystyczne dla 77 krajów za okres 1960 – 1989 wykazali silny dodatni wpływ pomiędzy różnymi wskaźnikami rozwoju systemu finan-

---

<sup>1</sup> Por. R. Levine, *Finance and Growth: Theory and Evidence*, NBER Working Paper No. 10766, September 2004, [www.nber.org/papers/w10766](http://www.nber.org/papers/w10766).

<sup>2</sup> R. G. King, R. Levine, *Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right*, *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3).

sowego (mierzonego poprzez: (1) wielkość pośredników finansowych, (2) stosunek kredytów bankowych do sumy tych kredytów i aktywów krajowych banku centralnego oraz (3) stosunek kredytów udzielonych prywatnym przedsiębiorstwom do PKB) a wzrostem gospodarczym (biorąc pod uwagę trzy następujące mierniki tego wzrostu: (1) średnie tempo realnego wzrostu PKB *per capita*, (2) średnie tempo wzrostu kapitalizacji giełdowej *per capita* oraz (3) całkowity wzrost produktywności). Inni ekonomiści, jak np. C. Calderon i L. Liu<sup>3</sup>, wykorzystując dane dla 109 krajów za okres 1960 – 1994 i model ekonometryczny, wykazali dwukierunkową przyczynowo – skutkową relację pomiędzy rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym, jak również, iż wpływ rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy był bardziej statystycznie istotny od wpływu odwrotnego, w szczególności w krajach rozwijających się, oraz że im dłuższy badany okres tym wpływ rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy stawał się wyższy.

Powyżej wymienione badania zostały przeprowadzone w oparciu o dane przekrojowo – czasowe. Ich cechą charakterystyczną jest wykorzystywanie wartości średnich, danych panelowych lub zmiennych instrumentalnych dla oszacowania wpływu rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy. Wszystkie badania wskazują na istotną rolę tego wpływu, chociaż autorzy niektórych z nich stwierdzają, iż wpływ wzrostu gospodarczego na rozwój systemu finansowego może być nieco przeszacowany. Inny problem związany z estymacją zależności pomiędzy wymienionymi wyżej kategoriami na podstawie danych przekrojowo – czasowych polega na tym, iż oceny parametrów oszacowanej zależności interpretowane są jako przeciętny wpływ rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy, podczas gdy wpływ ten może różnić się, czasami znacznie, pomiędzy krajami. Kwestia ta doprowadziła badaczy do wykorzystywania prób czasowych dla szacowania owej zależności. Przykład takich badań można znaleźć w pracy opublikowanej przez P. Rousseau i R. Sylla<sup>4</sup>, którzy wskazują na statystycznie istotną obustronną zależność pomiędzy rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym w Stanach Zjednoczonych

<sup>3</sup> C. Calderon, L. Liu, *The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth*, Journal of Development Economics, 2003, 72(1).

<sup>4</sup> P. L. Rousseau, R. Sylla, *Emerging Financial Markets and Early U. S. Growth*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 7448, 1999 oraz P. L. Rousseau, R. Sylla, *Financial System, Economic Growth, and Globalization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 8323, 2001.

i 17 innych badanych krajach. Dla zbadania takiej współzależności w Polsce autorzy niniejszego artykułu zbudowali ekonometryczny model, który jest prezentowany w następnym punkcie.

### **Model ekonometryczny**

Zbudowany model składa się z sześciu równań stochastycznych i dwóch tożsamości. Jest to model dynamiczny o równaniach współzależnych, którego parametry zostały oszacowane w oparciu o dane roczne za okres 1994 – 2005 podwójną metodą najmniejszych kwadratów (2MNK). Jego zadaniem jest opis współzależności zachodzących pomiędzy rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym w Polsce, przy czym rozwój systemu finansowego mierzony jest poprzez sumę kapitalizacji warszawskiej giełdy papierów wartościowych, akcji kredytowej banków komercyjnych i aktywów netto zakładów ubezpieczeń prowadzących ubezpieczenia na życie oraz funduszy emerytalnych i inwestycyjnych. Wszystkie zmienne wyrażone w jednostkach wartościowych są mierzone w cenach 2000 roku<sup>5</sup>.

Równanie pierwsze przedstawianego modelu zbudowano w oparciu o znaną w literaturze tematu klasyczną dwuczynnikową funkcję produkcji typu Cobb – Douglasa, opisującą zależność pomiędzy produktem krajowym brutto (PKB) a majątkiem produkcyjnym (K) oraz zatrudnieniem (ZATR). Jednakże w zbiorze zmiennych objaśniających występuje stosunek obu tych zmiennych, czyli (K/ZATR), co oznacza średnie w roku techniczne uzbrojenie pracy. Zabieg ten wprowadzono głównie dla uniknięcia współliniowości zmiennych objaśniających w opisywanym równaniu. Ponieważ interesuje nas wpływ rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy do zbioru zmiennych objaśniających tego równania dodano jeszcze czynniki wyrażające rozwój tego systemu, czyli tzw. zmienne finansowe. Zmiennymi tymi są odsetek kapitalizacji warszawskiej giełdy w produkcie krajowym brutto (SMC) oraz aktywa netto sektora finansowego (ASF), przy czym aktywa te są rozumiane jako suma akcji kredytowej

<sup>5</sup> Zmienne te wyrażone są w mld zł. Ponadto w modelu występują: ZATR – średnioroczne zatrudnienie w gospodarce (mln osób), SMC – odsetek średniorocznej kapitalizacji warszawskiej giełdy w PKB, RED – różnica pomiędzy średniowazoną stopą redyskontową banku centralnego a wskaźnikiem inflacji (CPI), U – zmienna zerojedynkowa (symbol stojący za nią oznacza rok lub lata, w których przyjmuje ona wartość 1).

banków komercyjnych oraz aktywów pozabankowych<sup>6</sup>. Wprowadzenie tych zmiennych pozwala identyfikować oddzielnie wpływ rozwoju rynku giełdowego i aktywów systemu finansowego na wzrost gospodarczy. Ponadto tak zdefiniowane zmienne finansowe można znaleźć w badaniach opisywanych przez R. Levine'a<sup>7</sup> odnoszących się do wzajemnych zależności pomiędzy rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym. Wyniki estymacji tak zdefiniowanego równania są następujące:

$$\ln(\text{PKB}_t) = 4,9 + 0,36 \ln(K_t/\text{ZATR}_t) + 0,21 \ln(\text{SMC}_t) + 0,07 \ln(\text{ASF}_t)$$

(t)      (8,8) (3,9)                      (9,2)                      (1,9)

$$R^2 = 0,996$$

Otrzymane oceny parametrów strukturalnych są zadowalające z ekonomicznego punktu widzenia oraz statystycznie istotne na poziomie  $\alpha = 0,1$ . Oceny te mają interpretację stałych elastyczności, co oznacza, iż 1% wzrost technicznego uzbrojenia pracy oraz aktywów netto sektora finansowego powodować będzie wzrost produktu krajowego brutto odpowiednio o 0,36% i 0,07%, natomiast wzrost odsetka kapitalizacji warszawskiej giełdy w PKB o 1 punkt procentowy (pp.) powodować będzie wzrost PKB o 0,21%. Na uwagę zasługuje również wysoki stopień objaśnienia prezentowanego równania.

Równanie drugie modelu przedstawia mechanizm kształtowania się średniorocznej kapitalizacji giełdy papierów wartościowych w Warszawie jako odsetka w produkcie krajowym brutto (SMC) w uzależnieniu od zmiennej endogenicznej opóźnionej o jeden okres – dla wyjaśnienia zjawiska inercji zachodzącego w pewnym stopniu w kształtowaniu się kapitalizacji giełdowej oraz stosunku dokonywanych na giełdzie emisji akcji (E) w PKB i stopy inwestycji w gospodarce mierzonej stosunkiem nakładów brutto na środki trwałe w gospodarce (NIW) do PKB. Zmienne te wybrano dlatego, gdyż zarówno emisja akcji poprzez giełdę jak i nakłady inwestycyjne stanowią o wielkości realizowanych w gospodarce inwestycji, które następnie przekładają się na wzrost wartości firm, a więc zwiększają kapitalizację giełdy. Jeżeli tak jest, czyli kapitalizacja giełdy wynika w określonej części z realizowanych w gospodarce celów rozwojowych, które przecież przyczyniają się w ostatecznym rezultacie do wzrostu

<sup>6</sup> Pozabankowe aktywa netto sektora finansowego wynikają z sumowania aktywów netto zakładów ubezpieczeń prowadzących ubezpieczenia na życie, funduszy emerytalnych i inwestycyjnych.

<sup>7</sup> R. Levine, *Finance and Growth...*, op. cit.

gospodarczego, to wprowadzenie zmiennej reprezentującej tę kapitalizację do zbioru zmiennych objaśniających kształtowanie się PKB jest merytorycznie uzasadnione. Wyniki estymacji opisywanego równania są następujące:

$$\ln(\text{SMC}_t) = 1,54 + 0,90 \ln(\text{SMC}_{t-1}) + 0,23 \ln(E_t/\text{PKB}_t) + 0,28 \ln(\text{NIW}_t/\text{PKB}_t)$$

(t)            (1,9)    (16,9)                            (2,9)                            (0,6)

$R^2 = 0,973$

Otrzymane oceny parametrów strukturalnych mają poprawne znaki jednakże ocena stojąca przy zmiennej wyrażającej stopę inwestycji jest nieistotna ze statystycznego punktu widzenia. Widzimy, iż jeżeli odsetek emisji akcji czy nakładów inwestycyjnych w gospodarce w PKB wzrośnie o 1 pp. to można oczekiwać, że przy innych warunkach niezmiennych odsetek średniorocznej kapitalizacji giełdowej w PKB wzrośnie odpowiednio o 0,23 i 0,28 pp. w krótkim okresie oraz o 2,3 i 2,8 pp. w okresie długim. Na podkreślenie zasługuje również wysoka istotność procesu inercyjnego w kształtowaniu kapitalizacji warszawskiej giełdy oraz stosunkowo wysoka istotność wpływu tej zmiennej na wzrost gospodarczy (PKB) w badanym okresie.

Trzecie równanie przedstawia proces kształtowania się nakładów inwestycyjnych w gospodarce (NIW). Zostało ono dodane do modelu opisującego wzajemne zależności pomiędzy rozwojem sektora finansowego a wzrostem gospodarczym, aby przede wszystkim nie czynić tej kategorii ekonomicznej zmienną egzogeniczną w stosunku do opisywanego wycinka gospodarki narodowej, gdyż decyzje o nakładach inwestycyjnych w gospodarce podejmowane są przez podmioty realizujące inwestycje (a więc nie są to decyzje zewnętrzne w stosunku do tych podmiotów) i są to decyzje uwzględniające możliwości finansowe tych podmiotów. Oznacza to, że poprzez realizację nakładów inwestycyjnych następuje połączenie sfery realnej gospodarki ze sferą finansową (realizacja inwestycji absorbuje aktywa finansowe zamieniając je w aktywa rzeczowe). Nakłady inwestycyjne w opisywanym równaniu zależą od nakładów poniesionych w roku ubiegłym (dla objaśnienia procesu kontynuacji inwestycji wynikającego z ich cyklu realizacji) oraz od produktu krajowego brutto (dla objaśnienia zapotrzebowania na inwestycje rozpoczynane w gospodarce). Trzeba przyznać, iż jest to klasyczna specyfikacja równania opisującego kształtowanie się nakładów



inwestycyjnych w gospodarce narodowej (zob. Welfe, 1992)<sup>8</sup>. Wyniki estymacji są następujące:

$$\text{NIW}_t = -32,86 + 0,24 \text{NIW}_{t-1} + 0,24 \text{PKB}_t - 0,05 \text{PKB}_{t-1} \text{U105}$$

(t)      (1,8)    (1,4)                    (3,8)                    (4,3)

$$R^2 = 0,973$$

Z równania wynika, iż krańcowa skłonność do inwestowania wywołana wzrostem PKB wynosi 0,24, a w latach 2001 – 2005 była ona mniejsza o 0,05.

Następne równanie objaśnia proces oddawania inwestycji do użytku w gospodarce narodowej (I – wartość brutto nowych środków trwałych uzyskanych z działalności inwestycyjnej) w wyniku poniesionych w gospodarce nakładów inwestycyjnych w latach ubiegłych, czyli formalnie w uzależnieniu od tych nakładów z okresów t-1, t-2 itd. Jego estymowana postać, której wyniki są przedstawione poniżej, jest efektem zastosowania geometrycznego rozkładu opóźnień (rozkład Koycka) do parametrów stojących przy zmiennej reprezentującej nakłady inwestycyjne z kolejnego okresu. Rozkład ten, jak wiadomo, zakłada zmniejszanie w postępie geometrycznym wagi nadawanej poszczególnym parametrom równania wyjściowego. Wyniki estymacji przedstawianego równania są następujące:

$$\ln(I_t) = -0,67 + 0,30 \ln(I_{t-1}) + 0,80 \ln(\text{NIW}_t) - 0,005 (T*0003) - 0,05 \text{U1994}$$

(t)      (0,5)    (1,2)                    (2,8)                    (1,5)                    (0,2)

$$R^2 = 0,98$$

Ocenę parametru stojącego przy zmiennej  $\text{NIW}_t$  można zinterpretować jako procent wzrostu inwestycji oddanych do użytku w gospodarce w wyniku 1% wzrostu nakładów inwestycyjnych poniesionych w roku t. W latach 2000–2003 ocena ta stawała się o 0,5% mniejsza (zmienna T oznacza zmienną czasową przyjmującą wartości 1, 2, 3, 4 w tych latach). Z kolei 1% wzrost nakładów inwestycyjnych w roku t-1 powoduje, przy innych warunkach niezmiennych, wzrost inwestycji oddanych do użytku o 0,24% (0,8 x 0,3).

Równanie objaśniające inwestycje oddane do użytku (I) zostało dołączone do modelu aby bardziej szczegółowo opisać proces tworzenia majątku produkcyjnego (K) – podstawowej zmiennej objaśniającej w równaniu opisującym mechanizm tworzenia PKB i rezygnacji utrzymywania tej zmiennej jako

<sup>8</sup> W. Welfe, *Ekonometryczne modele gospodarki narodowej*, PWE, Warszawa 1992.

zmiennej egzogenicznej. Oznacza to, że majątek produkcyjny w modelu jest wyznaczany w oparciu o następującą tożsamość:

$$K_t = K_{t-1} + I_t - L_t,$$

gdzie  $L_t$  oznacza wartość brutto środków trwałych zlikwidowanych w gospodarce w roku  $t$ . Dodanie obu tych równań bardziej szczegółowo opisuje w modelu powiązania sfery realnej gospodarki ze sferą finansową, co obrazuje schemat modelu zamieszczony na końcu artykułu.

Następne stochastyczne równanie modelu objaśnia wartość udzielanych w gospodarce kredytów bankowych (KREB) poprzez produkt krajowy brutto wytworzony w okresie bieżącym oraz wartość udzielonych kredytów w okresie poprzednim. Kredyty bankowe zaciągnięte na realizację inwestycji w danym okresie, dopiero w roku następnym i dalszych latach przynoszą wymierne korzyści w gospodarce w postaci wzrostu popytu na siłę roboczą, wzrostu wynagrodzeń oraz wzrostu produktu krajowego brutto. Wzrost wynagrodzeń oznaczać może wzrost popytu konsumpcyjnego, który częściowo finansowany jest z bieżących wynagrodzeń, ale jednocześnie w określonym stopniu powoduje też wzrost zapotrzebowania gospodarstw domowych na kredyty. Z kolei reakcja podmiotów gospodarujących przejawia się wzrostem popytu na inwestycje, co oznacza wzrost nakładów inwestycyjnych na środki trwałe, dzięki którym podnoszona jest wielkość produkcji oraz wartość świadczonych usług w gospodarce. Wzrost wartości wytworzonego produktu przypadającego na jednego zatrudnionego wpływa na wydajność pracy, która powoduje dalszy wzrost wynagrodzeń. Wzrost wynagrodzeń realnych to także wzrost oszczędności gospodarstw domowych, które lokowane są na rynku finansowym – częściowo w bankach i częściowo na rynku kapitałowym. A zatem przedstawione równanie opisuje inercję w udzielaniu kredytów wynikającą z faktu ich odnawiania, zwłaszcza przez podmioty gospodarcze, oraz zapotrzebowanie na kredyty nowe w związku z dokonującym się wzrostem gospodarczym. Jego zmienną objaśnianą można traktować też jako zmienną symptomatyczną w stosunku do aktywów całego sektora bankowego (uruchamia on bowiem całe swoje aktywa dla prowadzonej akcji kredytowej, która jest jego podstawową działalnością). A zatem można uważać, iż przedstawiane równanie opisuje wykorzystanie całości aktywów sektora bankowego dla stymulowania wzrostu gospodarczego. Wyniki estymacji tak zbudowanego równania są następujące:

$$\ln(\text{KREB}_t) = -2,85 + 0,19 \ln(\text{KREB}_{t-1}) + 1,08 \ln(\text{PKB}_t) + 0,26 U_{2002}$$

(t)            (4,7)   (1,7)                            (6,2)                            (4,1)

$$R^2 = 0,99$$

Wynika z niego, iż współczynnik krótkookresowej elastyczności akcji kredytowej banków komercyjnych względem wytworzonego produktu krajowego brutto wynosi 1,08 a współczynnik elastyczności długookresowej 1,33.

Ostatnie stochastyczne równanie modelu opisuje mechanizm kształtowania się pozabankowych aktywów sektora finansowego (AKNB) w uzależnieniu od dwóch zmiennych objaśniających. Pierwszą z nich jest wytworzony produkt krajowy brutto. Jej podstawowym zadaniem jest wyjaśnienie bezpośredniego wpływu PKB na dochody osobiste ludności, z których następnie określona część w postaci oszczędności jest lokowana na rynku kapitałowym w różnego rodzaju funduszach – kapitałowych (prowadzonych przez zakłady ubezpieczeń na życie), emerytalnych oraz inwestycyjnych. Druga zmienna objaśniająca (RED) oznacza realną stopę procentową, zdefiniowaną jako różnica pomiędzy średnioważoną stopą redyskontową banku centralnego a stopą inflacji (mierzoną indeksem CPI) i jej wzrost będzie powodował zwiększony dopływ oszczędności ludności do sektora bankowego, natomiast jej spadek zwiększony odpływ środków z tego sektora, czyli przemieszczanie się środków do instytucji wspólnego inwestowania (wzrost aktywów pozabankowych). Wyróżnienie pozabankowych aktywów sektora finansowego nastąpiło ze względu na fakt, iż w Polsce w latach 1994 – 2005 działalność inwestycyjna była determinowana nie tylko akcją kredytową banków, ale także poprzez środki gromadzone w funduszach wynikających ze wspólnego inwestowania. Wyniki estymacji tego równania przedstawiają się następująco:

$$\text{AKNB}_t = -208,03 + 0,46 \text{PKB}_t - 7,71 \text{RED}_t + 33,56 U_{1997}$$

(t)            (13,3)   (17,8)            (10,3)            (2,6)

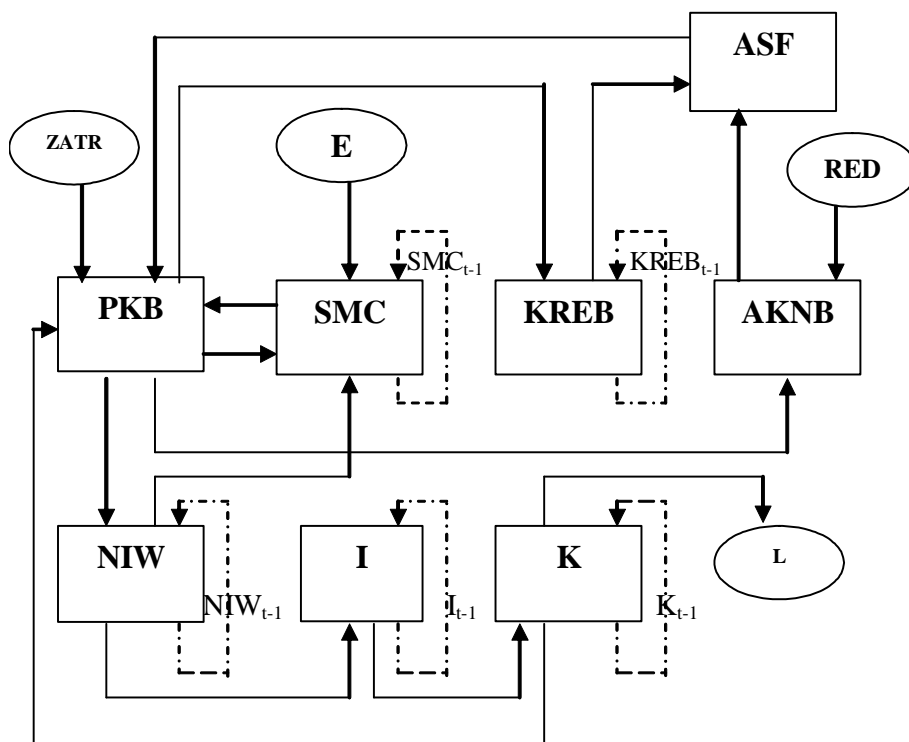
$$R^2 = 0,979$$

Otrzymane wyniki estymacji oznaczają, iż z każdej jednostki wytworzonego PKB w aktywach pozabankowych lokowane jest przeciętnie 0,46 jednostki, natomiast wzrost stopy redyskontowej banku centralnego o 1 pp. powodować będzie odpływ środków ulokowanych w instytucjach wspólnego inwestowania o 7,71 mld zł.

Pozabankowe aktywa sektora finansowego wraz z wielkością udzielonych przez banki komercyjne kredytów i pożyczek tworzą w modelu (poprzez tożsa-

mość) aktywa sektora finansowego (ASF), czyli  $ASF_t = KREB_t + AKNB_t$ . Ich wpływ na wzrost gospodarczy odzwierciedlany jest następnie w równaniu opisującym PKB. Równanie to łączy sektor bankowy i pozabankowy gospodarki z jej sferą realną. Schemat całego przedstawionego modelu zamieszczony jest poniżej (rys. 1, na którym linia ciągła oznacza relację jednoczesną, natomiast linia przerywana relację opóźnioną o jeden okres). Wynika z niego, iż rozpatrywany model jest modelem dynamicznym o równaniach współzależnych. Można wyróżnić w nim sektor realny gospodarki (tworzą go równania PKB, NIW, I, K) oraz sektor finansowy w podziale na: rynek giełdowy (SMC), sektor bankowy (KREB) oraz sektor instytucji wspólnego inwestowania (AKNB – aktywa funduszy inwestycyjnych, emerytalnych oraz zakładów ubezpieczeniowych prowadzących ubezpieczenia na życie). Instrumentami polityki gospodarczej (zmiennymi egzogenicznymi) w modelu są: zatrudnienie (ZATR), emisja akcji na warszawskiej giełdzie (E), wartość likwidowanego majątku produkcyjnego w gospodarce (L) oraz realna stopa procentowa (RED), która stanowi instrument polityki monetarnej. A zatem kreator polityki gospodarczej (rząd) może oddziaływać na opisywany układ poprzez stwarzanie odpowiednich warunków do aktywizacji rynku pracy (ZATR), wdrażania do gospodarki nowoczesnych rozwiązań technologicznych, np. poprzez stwarzanie odpowiednich warunków do zastępowania zużytego majątku produkcyjnego bardziej nowoczesnym (L) oraz stwarzanie sprzyjających warunków do rozwoju rynku giełdowego (E), jak również bank centralny może oddziaływać na analizowany układ poprzez kształtowanie stopy redyskontowej, czyli wpływanie na opłacalność gospodarowania oraz możliwości zaciągania kredytów i lokowania oszczędności w różnych ich formach.

Należy podkreślić, iż zanim został zbudowany powyższy model jego poszczególne równania stochastyczne zostały poddane estymacji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Otrzymane wyniki charakteryzowała poprawność merytoryczna, statystyczna istotność parametrów, wysoki stopień objaśniania oraz brak autokorelacji składnika losowego. Przedstawione w artykule wyniki oszacowań podwójną metodą najmniejszych kwadratów upoważniają do wyciągnięcia wniosku, iż w badanym okresie pomiędzy realną i finansową sferą gospodarki istniały istotne współzależności.



Rys. 1. Schemat graficzny modelu

Źródło: Opracowanie własne.

W następnym etapie badań model ten zostanie poddany dalszej analizie, w trakcie której w pierwszej kolejności zostanie przeprowadzona analiza mnożnikowa i analiza wrażliwości.

### Literatura

1. Calderon C., Liu L., *The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth*, Journal of Development Economics, 2003, 72(1).
2. King R. G., Levine R., *Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right*, Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3).
3. Levine R., *Finance and Growth: Theory and Evidence*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 10766, www.nber.org/papers/w10766, September 2004.

4. Rousseau P. L., Sylla R., *Emerging Financial Markets and Early U. S. Growth*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 7448, 1999.
5. Rousseau P. L., Sylla R., *Financial System, Economic Growth, and Globalization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 8323, 2001.
6. Welfe W., *Ekonometryczne modele gospodarki narodowej*, PWE, Warszawa, 1992.

### STRESZCZENIE

Celem artykułu jest przedstawienie modelu ekonometrycznego oraz wyników jego estymacji, który został zbudowany dla opisanego wzajemnych zależności pomiędzy rozwojem systemu finansowego w Polsce a wzrostem gospodarczym. Estymację modelu przeprowadzono w oparciu o próbę roczną z lat 1994 – 2005. Wyniki oszacowań upoważniają do wyciągnięcia konkluzji, iż w badanym okresie pomiędzy realną i finansową sferą gospodarki istniały istotne współzależności.

### MODEL OF INTERDEPENDENCE OF THE DEVELOPMENT OF FINANCIAL SYSTEM AND ECONOMIC GROWTH IN POLAND

#### SUMMARY

The aim of the article is presentation the econometric model and the results of its estimation which was built for describing mutual relationships between the development of the financial system in Poland and the economic growth. The estimation of the model was carried out basing on the yearly data from 1994 to 2005. The results of estimating are authorizing to take the conclusion that between the real and financial sector of the economy in Poland existed the essential interdependences in the examined period.

*Translated by W. Dębski*

*Prof. zw. dr hab. Wiesław Dębski*  
Uniwersytet Łódzki  
Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie  
wdebski@vizja.pl

*Dr Iwona Bujnowicz*  
Uniwersytet Łódzki  
iwonabujnowicz@uni.lodz.pl

MIECZYŚLAW DOBIJA

**PRODUKTYWNOŚĆ PRACY A TEMPO WZROSTU KAPITAŁU****Wprowadzenie**

Jak wiadomo z wcześniejszych prac (Dobija, Kurek, 2004), (Dobija, 2007, s. 92) model kapitału po upływie czasu  $t$  przedstawia się jako iloczyn trzech oddziaływań: stałej ekonomicznej  $p = 0.08$  reprezentującej naturalny potencjał wzrostu, stopy ( $s$ ) wyznaczającej naturalną stratność kapitału oraz stopy ( $Z$ ), reprezentującej wpływ pracy i zarządzania, która powstrzymuje naturalną stratność, czyli dyfuzję kapitału i ewentualnie wydaje ponadprzeciętny przyrost.

$$C_{t,s,p,Z} = C_0 e^{pt} \cdot e^{-st} \cdot e^{Zt} = C_0 e^{rt},$$

gdzie:  $r = -s + p + Z$ ,  $p = E(s)$ ,  $t$  – oznacza liczbę lat.

Zatem kapitał po upływie  $t$  lat określa matematyczna formuła procentu składanego, ale w rozwiniętym modelu znajduje się określenie struktury stopy procentowej. Stopę  $r$  można przedstawić zwięźle jako  $r = p - s_a$ , gdzie  $s_a$  oznacza rzeczywistą stratność kapitału na przestrzeni okresu. Przedstawiona formuła kapitału stwarza wiele możliwości interpretacji i stanowi podstawę rozwiązywania problemów poznawczych i decyzyjnych w różnych dziedzinach nauk ekonomicznych.

Ta formuła wyjaśnia w szczególności źródła fascynacji Alberta Einsteina, który, jak wiadomo, jest autorem stwierdzenia<sup>1</sup>, które często przytaczają wykładowcy szkół biznesu. Stwierdził mianowicie, że procent składany jest największym matematycznym osiągnięciem ludzkości. Nie była to raczej wypowiedź żartobliwa, bowiem ten wielki uczyony jest autorem przyczynku w zakresie wie-

---

<sup>1</sup>Albert Einstein is credited with discovering the compound interest rule of 72. Referring to compound interest, Albert Einstein is quoted as saying: "It is the greatest mathematical discovery of all time" <http://www.ruleof72.net/rule-of-72-einstein.asp>

dzy o właściwościach formuły procentu składanego. Jest autorem reguły 72, która wyznacza liczbę lat potrzebną do podwojenia kapitału przy zadanym procentcie. Jeśli ten procent jest 8, to  $72:8 = 9$  lat.

W tej opinii zdumiewa tylko przymiotnik „matematycznym”, ponieważ czyni on tę opinię niezbyt precyzyjną. Z matematycznego punktu widzenia, ten wzór nie jest aż tak interesujący. Zupełnie inaczej rzecz się przedstawia, jeśli Uczony myślał (i tak z pewnością było) o matematycznym wyrazie prawa fizycznego i zarazem ekonomicznego. Wtedy jest ono zarówno proste i głębokie oraz wyraża niezwykle ważną cechę świata, w którym żyjemy.

Nie jest to bynajmniej formuła prosta. Występuje w niej stopa wzrostu kapitału początkowego, której teoria obejmuje stałą ekonomiczną, naturalną stratność opisaną w fundamentalnej drugiej zasadzie termodynamiki oraz wielkość określaną zwykle literą  $n$  lub  $t$ , zwana potocznie czasem. Ponadto jest to jedyna formuła, w której naturalnie pojawia się pojęcie czasu. W modelu kapitału czynnik  $e^{-st}$  przedstawia termodynamiczną strzałkę czasu (Coveney, Highfield, 1991), (Hawking, 1990, s. 184-189) natomiast zmienna  $t$  stanowi czas kalendaryzowy układu słonecznego.

### Produktywność pracy jako czynnik wzrostu kapitału

Opisując proces wytwórczy w nie ekonometrycznym podejściu otrzymujemy naturalną formułę (Dobija, 2004) przedstawiającą produkcję w rynkowych cenach sprzedaży:

$$P = K (1 + r) (1 + I),$$

gdzie  $P$  – produkcja roczna w cenie sprzedaży,  $K$  – koszt wytworzenia tej produkcji,  $r$  – stopa zyskowności;  $r = P/K - 1$ ,  $I$  – ponadprzeciętna stopa zyskowności. Stopa  $I$  jest niezerowa, gdy w przedsiębiorstwie istnieje kapitał intelektualny i przynosi wymierne efekty rynkowe owocujące zwiększonym ROA.

Nominalne nakłady czynników wytwórczych obejmują  $W$  – koszty pracy,  $KP$  – pozostałe koszty zdeterminowane technologią i procesem zarządzania,  $KR$  – losowe straty, więc realne koszty  $K = W + KP - KR$ . Zatem:

$$P = (W + z \cdot A - s \cdot A) (1 + r) (1 + I),$$

ponieważ  $(W + KP - KR) = (W + z \cdot A - s \cdot A)$ , gdzie:  $A$  – aktywa w cenach historycznych, bilansowych,  $z = KP/A$  – wskaźnik rocznej obrotowości aktywów,  $s = KR/A$  – stratność aktywów w procesach wytwórczych.

Po przekształceniu wartość produkcji przedstawia się jako:



$$P = W \cdot [1 + A/W \cdot (z - s)] (1 + r) (1 + I)$$

Ponieważ koszty pracy  $W$  są pochodną kapitału ludzkiego, więc

$$W = u \cdot H,$$

gdzie:  $u$  jest stopą opłacenia kapitału ludzkiego, a  $H$  oznacza całkowitą wartość kapitału ludzkiego zatrudnionych. Po podstawieniu otrzymuje się wzór:

$$P = W \cdot [1 + A/H \cdot (z - s)/u] (1 + r) (1 + I)$$

Wielkości  $r$ ,  $s$ ,  $I$  są małe, bliskie zero, zatem stosując przybliżoną równość:  $1 + x \approx e^x$ , możemy funkcję produkcji wyrazić formułami:

$$P = W e^{r+I} [1 + A/H \cdot (z - s)/u] = W \cdot Q,$$

gdzie  $Q$  – niemianowana wielkość wyznaczająca produktywność pracy. Wielkość  $Q$  to produktywność pracy rozumiana jako mnożnik kosztów pracy określający wartość produkcji, a jednocześnie jest to wartość produkcji przypadającej na złotówkę kosztów pracy. Jest ona funkcją sześciu ważnych zmiennych, dobrze znanych w teorii zarządzania wytwórczością. Otrzymany funkcyjny związek wyraża nieliniowe zależności między układem sześciu zmiennych określających produktywność pracy.

$$Q = \frac{P}{W} = e^{r+I} \frac{A}{H} \frac{z - s}{u}$$

Parytet produktywności pracy wpływa istotnie na kursy walut.

Odnosząc powyższy formalny opis produkcji do istniejących modeli wzrostu gospodarczego przedstawionych przez M. G. Woźniaka (2004, s. 126 – 147) i innych, można stwierdzić, że nie jest to model jednoczynnikowy, jak na to mogłaby wskazywać formuła  $P = W \cdot Q$ , bowiem produktywność pracy  $Q$  funkcją sześciu zmiennych, w szczególności technicznego uzbrojenia pracy  $A/H$ , rotacji aktywów, itd.

Warto zwrócić uwagę na umiejscowienie stopnia opłacenia pracy ( $u$ ). Ta zmienna występuje w liczniku, gdyż  $W = uH$  i w mianowniku, co wskazuje, że istnieje jej optymalna wielkość. Wiedząc, że  $p = 0.08$  wyznacza godziwą płacę zasadniczą, można poszukiwać uzasadnionego rozmiaru funduszu premiowego, jak to przedstawia W. Kozioł (2005). Z punktu widzenia całej gospodarki produkt wytworzony i sprzedany to produkt krajowy brutto PKB, więc ta relacja może posłużyć także do badań makroekonomicznych, w których stosuje się zależność:  $PKB = W \cdot Q$ .

Na podstawie wprowadzonej funkcji produkcji można wprowadzić model produkcji z syntetyczną zmienną zarządzania  $M$ . Ma on formalną postać:

$$P = W \cdot Q = W e^{r+1} \left\{ 1 + \frac{A}{H} \cdot \frac{z-s}{u} \right\} \cong W \exp \frac{A \cdot M}{H}$$

Zmienna  $M$  integruje oddziaływania wszystkich wcześniejszych zmiennych oznaczonych małymi literami, a więc: rotacji ( $z$ ), stopnia opłacenia pracy ( $u$ ), stratności ( $s$ ), zyskowości ( $r$ ) i kapitału intelektualnego ( $I$ ), jeśli takowy istnieje. Te zmienne są związane z bieżącymi decyzjami kierownictwa. Z tego modelu można obliczyć zmienną zarządzania  $M$ , wyznaczając kapitał ludzki  $H$  z zależności  $L = p \cdot H$ , określającej wartość godziwej płacy zasadniczej ( $L$ ).

$$P = W \exp \frac{p \cdot A \cdot M}{L}, \text{ więc } M = \frac{L \cdot \ln(P/W)}{p \cdot A}$$

Jak widać zmienna określająca poziom zarządzania jest proporcjonalne do logarytmu produktywności pracy, a odwrotnie proporcjonalna do kapitałochłonności mierzonej wskaźnikiem  $A/L$ .

### Formuła wzrostu kapitału uwzględniająca produktywność pracy

Teraz można połączyć formułę wzrostu kapitału z funkcją produkcji, aby otrzymać jeden syntetyczny model ukazujący zmienne wpływające na wzrost kapitału. Przyjmując, że zmienna  $Z$  z modelu kapitału jest proporcjonalna do zmiennej  $M$  ( $Z = \alpha \cdot M$ ,  $\alpha$  – parametr skalujący), otrzymujemy formalny kształt modelu wzrostu:

$$C_t = C_0 e^{(p-s+Z)t} = C_0 e^{(p-s+\alpha M)t}$$

$$C_t = C_0 e^{p-s + \frac{\alpha \cdot L \cdot \ln(P/W)}{p \cdot A} t} = C_0 \cdot Q^{\frac{t \cdot \alpha \cdot L}{p \cdot A}} \cdot e^{(p-s)t}$$

Ostatnia formuła ukazuje znaczenie produktywności pracy. Jak widać, do osiągnięcia dużego tempa wzrostu kapitału potrzebne jest: działanie (kapitał  $\cdot$  czas), praca z wysoką produktywnością (kompozycja sześciu zmiennych) i odpowiednie aktywa, które zapewnią należyte techniczne uzbrojenie pracy. Wiadomo, że pracownicy powinni być godziwie opłacani, ale nie za wysoko, aby produktywność pracy utrzymywała się na dobrym poziomie.

Zauważmy także, że płaca występuje w liczniku ( $L$ ) i mianowniku ( $w$   $Q$ ), co oznacza istnienie optymalnego poziomu płac. Podobnie aktywa występują w mianowniku i w liczniku (także w  $Q$ ), co również wskazuje na istnienie optymalnej wielkości aktywów. Ostatni czynnik zbliżony jest do losowej jedynki i ukazuje, że z biegiem czasu narasta niebezpieczeństwo strat. Na przykład trzęsienie ziemi wywoła większe szkody w terenie zagospodarowanym, uzbrojonym niż na pustkowiu.

### Obliczenia wskaźnika Q

Przykładowe obliczenie wskaźnika Q dla USA wydaje wartość 3,458. Dane zostały pobrane ze stron *Bureau of Labor Statistics*, *EconStat* i *Total Economy Data Base*. Liczba 0,85 doprowadza płace do wielkości dyspozycyjnej, czyli płac pomniejszonych o podatek na płace w sektorze publicznym.

$$Q_A = \frac{GDP_A}{W} = \frac{\$13152.71 \cdot 10^9}{132604980 \cdot \$18,84 \cdot 0,85 \cdot 1791} = \frac{\$13152.71 \cdot 10^3}{\$3803253.175} = 3.458$$

Bezpośrednie obliczenie wskaźnika produktywności jest możliwe, ale zarazem wątpliwe. Wiąże się to z małym zaufaniem do danych o płacach a nawet PKB ze względu na istnienie szarej strefy i słabości statystyki. Aby rozwiązać ten problem wykorzystujemy zależność między kursem walutowym a produktywnością pracy. Wtedy, mając Q obliczone dla USA i wolnorynkowy kurs można zastosować formułę określoną w opracowaniu (Dobija, 2008).

$$Q_C = Q_A \sqrt{ER \left[ \frac{\$}{cu} \right]} \cdot \sqrt{\frac{1-d_C}{1-d_A} \cdot \frac{1+i_A}{1+i_C} \cdot \frac{GDPE_C [cu]}{GDPE_A [\$]}}$$

gdzie  $Q_C$  – oznacza wskaźnik dla kraju C, ER – określa kurs dolara do jednostki kraju C, i – oznacza inflację w danym roku, d – oznacza współczynnik dyspozycyjności, GDPE – jest to PKB przypadający na jednego zatrudnionego, cu – jednostka waluty kraju C. Wyniki obliczeń zawiera tabela 1.

Obliczenia pokazały także, że dla niektórych krajów wskaźnik Q staje się mniejszy od jeden. Dzieje się tak, gdy kurs nie jest rynkowy i jest zawyżony, jak w przypadku Ukrainy. Stosując ten wzór szacuje się jednak (Dobija, 2008), że rynkowy kurs *hrywni* do dolara powinien się kształtować na poziomie 2,5 Hrn/\$ a nie 5 Hrn/\$. Ostatnia rubryka ukazuje stopień zgodności płacy z teorią kapitału ludzkiego (Dobija, 2006) wyznaczającą poziom płac godziwych. Okienko puste oznacza brak danych.

### Produktywność pracy w budżetowaniu i kontroli inflacji

Warto zwrócić uwagę na znaczenie wskaźnika Q w budżetowaniu i kontroli inflacji. Co to oznacza, że w kolejnym roku Q staje się mniejsze? Z określenia wynika, iż albo wzrosły płace przy wolniejszym wzroście realnego PKB, co jest stanem wywołującym inflację, lub przy tych samych płacach zmalało realne PKB, co także określa podwyższenie inflacji. Zatem niedopuszczenie do zmniejszania się wskaźnika Q oznacza zapobieganie inflacji. Przy planowanym

na dany rok realnym PKB<sub>p</sub>, możemy wyznaczyć dopuszczalną dla tego roku sumę płac.

Tabela 1. Lista rankingowa dla wybranych krajów według produktywności pracy (2006)

Wskaźnik Q	Nazwa kraju	1/Q - udział pracy w PKB	(1-Q)/Q udział aktywów w PKB	PKBE(\$) wg PPP (TEDB, EconStat)	PKBc(\$) wg PPP (EconStat)	Adekwatność płacy minimalnej
Grupa 1						
1.1467	Rumunia	0.8721	0.1279	25 924	9 730	
1.1483	Ukraina	0.8709	0.1291	17 717	7 803	52%
1.1850	Rosja	0.8439	0.1561	25 407	12 143	
1.2699	Afryka Płd.	0.7875	0.2125	32 945	11 385	
1.2708	Brazylia	0.7869	0.2131	22 625	9 132	
1.3260	Turcja	0.7542	0.2458	29 314	9 421	
1.3757	Malazja	0.7269	0.2731	31 307	11 915	
1.4143	Łotwa	0.7071	0.2929	34 220	15 805	
1.4177	Meksyk	0.7054	0.2946	28 177	11 302	
Grupa 2						
1.5401	Litwa	0.6493	0.3507	37 297	15 481	
1.5887	Indie	0.6295	0.3705	9 661	3 490	
1.6783	Estonia	0.5958	0.4042	40 269	18 959	
1.7194	Polska	0.5816	0.4184	40 204	15 212	75%
1.7405	Portugalia	0.5746	0.4254	45 999	20 847	
1.7548	Słowacja	0.5699	0.4301	44 328	17 689	
1.8730	Czechy	0.5339	0.4661	45 142	22 402	80%
1.8864	Chiny	0.5301	0.4699	11 650	6 761	
1.9012	Chorwacja	0.5260	0.4740	44 750	14 253	
1.9463	Węgry	0.5138	0.4862	49 601	19 328	85%
Grupa 3						
2.0379	Indonezja	0.4907	0.5093	9 739	4 095	
2.0811	Grecja	0.4805	0.5195	62 630	26 058	
2.1655	Hiszpania	0.4618	0.5382	63 075	30 871	
2.2107	Taiwan	0.4523	0.5477	67 852	28 789	
2.2663	Słowenia	0.4413	0.5587	52 340	24 044	
2.3341	Korea Pd.	0.4284	0.5716	49 794	23 608	
2.4900	Izrael	0.4016	0.5984	67 791	23 800	
2.4928	Włochy	2.4928	0.4012	72 799	30 921	
2.4970	Niemcy	0.4005	0.5995	66 631	31 461	100%
Grupa 4						
2.5006	Holandia	0.3999	0.6001	72 608	36 471	100%
2.5992	Finlandia	0.3847	0.6153	77 674	36 037	

2.6292	Francja	0.3804	0.6196	81 151	33 592	100%
2.7117	Singapur	0.3688	0.6312	57 773	29 591	
2.7635	Belgia	0.3619	0.6381	85 480	35 058	100%
Grupa 5						
3.0215	Kanada	0.3310	0.6690	70 784	35 348	100%
3.0238	Australia	0.3307	0.6693	72 298	36 376	100%
3.0690	Japonia	0.3258	0.6742	65 628	32 828	
3.2044	Wlk. Bryt.	0.3333	0.7777	74 457	34 904	100%
3.2158	Szwecja	0.3110	0.6890	72 298	36 376	100%
3.2824	Islandia	0.3047	0.6953	70 615	40 241	100%
3.4337	Dania	0.2912	0.7088	70 555	36 337	100%
3.4580	USA	0.2892	0.7108	90158	44 010	100%
Grupa 6						
3.5345	Szwajcaria	0.2829	0.7171	67 797	37 942	100%
3.7320	Irlandia	0.2679	0.7321	86 751	42 927	
3.7481	Norwegia	0.2668	0.7332	85 051	43 802	100%
3.9128	Luksem- burg	0.2556	0.7444	100 286	66 193	100%

Źródło: Dobija, Mieczysław, *Labour Productivity Ratio and International Comparisons of Economic Performance. Formalization of the PPP Theory and Preliminary Examinations* (June 25, 2008). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1159729>

Odejmując szacunkowe płace w sektorze prywatnym otrzymujemy dopuszczalną wielkość płac w sektorze publicznym, a zatem określamy rozmiar tego sektora. Są to nowe narzędzia budżetowania i kontroli wykonania budżetu. Formuła budżetowa jest następująca:

$$W_{s.\text{publ}} = \frac{\text{GDPR}_p}{Q_p} - W_{s.\text{pryw}} \quad \text{i} \quad Q_p \geq Q_{rp}$$

gdzie:  $\text{GDPR}_p$  planowane realne PKB w cenach roku ubiegłego,  $Q_p$  – planowana realna produktywność pracy,  $Q_{rp}$  – produktywność pracy w roku poprzednim,  $W_{s.\text{pryw}}$  – planowane płace w sektorze prywatnym,  $W_{s.\text{publ}}$  – planowane płace w sektorze publicznym. Dotrzymanie tego ograniczenia wyznacza możliwy wzrost funduszy płac w sektorze publicznym w powiązaniu ze utrzymaniem stanu produktywności pracy i kontroli inflacji.

W zakończeniu można powiedzieć, że rozważania prowadzą do stwierdzenia znanego każdemu rozsądnemu człowiekowi; *kapitał rośnie w wyniku produktywnej pracy*. Ale ważne jest także wykorzystanie potencjalnych możliwości wzrostu określonych stałą ekonomiczną. Istnieją, jak widać, możliwości osiągnięcia stosunkowo szybkiego wzrostu, które nie zawsze są dobrze wykorzystywane pod rządami współczesnych partiokracji, zwanych

ne pod rządami współczesnych partiokracji, zwanych demokracją. Wskaźnik Q ma wielostronne znaczenie ekonomiczne. Ale przede wszystkim jest pomocny w rozwiewaniu iluzji o łatwym zrównaniu się krajów o niższym poziomie rozwoju społeczno – gospodarczego z krajami na wyższym poziomie. Przedstawione formuły ukazują, że zależy to od zmiennej produktywności pracy określonej w tym opracowaniu.

### Literatura

1. American Bureau of Labour Statistic, [http://www.bls.gov/oes/current/oes\\_nat.htm](http://www.bls.gov/oes/current/oes_nat.htm)
2. Coveney P., Highfield R., *The Arrow of Time*, Flamingo, London 1991.
3. Dobija M., *Analityczna funkcja produkcji*, *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstwa*, nr 11/2004.
4. Dobija M., Kurek B., *The Nature of Capital and the Money-Goods Economy in a Contemporary Energetics Approach* (January 12, 2004). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=893502>
5. Dobija M., *Teoretyczne przesłanki wartości godziwej*, *Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości*, Tom 32(88)/2006.
6. Dobija M., *Abstract Nature of Capital and Money*, [w], Linda M. Cornwall (ed), *New Developments in Banking and Finance*, Nova Science Publishers, Inc., New York 2007
7. Dobija M., *Labour Productivity Ratio and International Comparisons of Economic Performance. Formalization of the PPP Theory and Preliminary Examinations*, (June 25, 2008). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1159729>
8. EconStat, <http://66.221.89.50/weo/V020.htm>
9. Hawking, W. S., *Krótką historia czasu – od wielkiego wybuchu do czarnych dziur*, Wydawnictwo Alfa, Warszawa 1990.
10. <http://www.ruleof72.net/rule-of-72-einstein.asp> (2007)
11. Kurek B., *Hipoteza deterministycznej premii za ryzyko*, praca doktorska, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, 2007.
12. Kozioł W., *Аналитична функція виробництва у формуванні преміальних оплат праці* [w:] *Концепція розвитку бухгалтерського обліку, аналізу і аудиту в умовах міжнародної інтеграції, тези доповіді*, red. А.Д. Бутко, Київський національний торговельно-економічний університет, 2005.
13. Total Economy Database, January, 2007, Groningen Growth and Development Centre and the Conference Board, [www.ggdc.net/dseries/](http://www.ggdc.net/dseries/)

14. Woźniak M. G., *Wzrost gospodarczy. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, 2004.

#### **STRESZCZENIE**

Zrozumienie abstrakcyjnej natury kapitału prowadzi do lepszego rozpoznania kategorii produktywności pracy. Ta kategoria okazuje się być węzłowa dla kontroli inflacji, dla stabilności kursu walutowego a głównie dla wzrostu dobrobytu. Tempo wzrostu kapitału zależy oczywiście od działań pracowników i zarządzających, ale wzrost jest immanentnie zawarty w naturze, co określa stała ekonomiczna. Na to wskazują badania nad tą stałą, której istnienie wyznacza realne tempo wzrostu gospodarczego, pod warunkiem sprawnego systemu zarządzania na wszystkich polach aktywności.

#### **LABOUR PRODUCTIVITY VERSUS RATE OF CAPITAL GROWTH**

#### **SUMMARY**

Capital is an abstract category and understanding this fact enables a better recognition of labour productivity. This is key category for explanation exchange rate behaviour and enables for introduction effective procedures for controlling of inflation. It is pretty stable ratio but its growth denotes improving social welfare. The rate of growth is strongly influenced by labour and management but it is also a potential of the growth determined by economic constant.

*Translated by M. Dobija*

*Prof. zw. dr hab. Mieczysław Dobija*  
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie  
accountd@ae.krakow.pl



HENRYK GURGUL  
ROBERT SYREK

## MODELOWANIE DYNAMIKI ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY GŁÓWNYMI INDEKSAMI AZJATYCKIMI

### Wstęp

Prawidłowa odpowiedź na pytanie czy wiedza odnośnie zmiennych finansowych z pewnego rynku finansowego może być przydatna w prognozach krótkoterminowych innych zmiennych finansowych na tym samym lub innym rynku jest bardzo ważna nie tylko z punktu widzenia badaczy, ale przede wszystkim z punktu widzenia samych uczestników rynku (Gallant i in. [1992]). Możliwość prognozowania i jakość prognoz jednej zmiennej za pomocą innej zmiennej (zmiennych) zależą od stopnia zależności między nimi.

Zależność pomiędzy zmiennymi na rynkach akcji lub pomiędzy rynkami akcji może być mierzona za pomocą zmiennych takich jak stopy zwrotu, ich zmienność oraz wielkość obrotów poszczególnych spółek lub indeksów tych rynków. Najczęściej zależność jest mierzona za pomocą współczynnika korelacji liniowej Pearsona, a także współczynników korelacji rangowej Spearmana i Kendalla. Wymienione miary korelacji dwóch zmiennych są w przypadku rynków finansowych wysoce niedoskonałe. Współczynnik korelacji liniowej jest zdefiniowany tylko dla zmiennych o skończonych wariancjach. Fakt ten powoduje istotne problemy w przypadku rozkładów z ciężkimi ogonami. Ponadto niezależność dwóch zmiennych losowych implikuje nieskorelowanie, ale z braku korelacji nie wynika niezależność. Jedynie w przypadku wielowymiarowego rozkładu normalnego brak korelacji jest równoważny niezależności. Badacze słusznie podkreślają też, że korelacja liniowa nie jest miarą odporną. Obserwa-



cje nietypowe mogą bowiem znacznie zmieniać jej wartość. Ponadto korelacja nie wykazuje niezmienniczości względem transformacji nieliniowych.

Mimo małego skorelowania niektórych giełdowych rynków akcji kryzysy finansowe i załamania rynkowe mają tendencję do równoczesnego występowania na rynkach różnych krajów. Badacze podnoszą wielką rolę zmian zależności pomiędzy rynkami w czasie i struktury zależności, które mogą zmniejszyć lub zwiększyć korzyści inwestora (ryzyko) wynikające z dywersyfikacji w porównaniu do sytuacji z obowiązującym rozkładem normalnym. Powyższe uwagi teoretyczne dotyczące niedoskonałości korelacji jako miary zależności w pełni potwierdzają – jeszcze niepublikowane – badania empiryczne autorów tej pracy, wykonane na bazie danych z głównych giełd europejskich.

W dotychczasowych badaniach empirycznych koncentrowano się głównie na zależnościach równoczesnych (ang. *contemporaneous relationship*) na rynkach krajowych (prace Rogalskiego [1978], Smirlocka i Starksa [1988], a także praca przeglądowa Karpoffa [1987]). Oprócz zależności równoczesnych badano też zależności dynamiczne typu przyczynowego (ang. *causality*) z wykorzystaniem metodologii zaproponowanej przez Grangera (Granger [1969], Hiemstra i Jones [1994], Chordia i Swaminathan [2000]). Analizie dynamicznych zależności między największymi rynkami akcji (giełdy nowojorska, londyńska i tokijska) jest poświęcona m.in. praca Lee i Rui [2002]. Za pomocą metodologii Grangera autorzy doszli do wniosku, że zmienne finansowe giełdy nowojorskiej mają istotny wpływ na wartości zmiennych finansowych z giełdy londyńskiej i tokijskiej.

Innym podejściem stosowanym w badaniach empirycznych jest obliczanie korelacji warunkowej, szczególnie tzw. „rolling correlation” (współczynnik korelacji Pearsona obliczany w dynamicznym oknie). Wadą takiego podejścia jest to, że obserwacje, które biorą udział w estymacji mają równe wagi, pozostałe mają oczywiście wagę równą zero. Poza tym wykazano, że korelacje warunkowe przy warunku dużych zmian cen lub wielkości obrotów są wyższe niż analogiczne wartości tych korelacji przy małych zmianach cen lub wielkości obrotów (tzw. “correlation breakdown”). Okazuje się, że nawet, gdy obowiązuje rozkład normalny dla wartości danego szeregu czasowego wielkości współczynnika korelacji warunkowej są wyższe w „burzliwych” fazach rozwoju rynku niż w fazach „spokojnych”. Aby uwzględnić możliwą w czasie zmienność korelacji warunkowej Engle rozwinął stosowny model nazywany w skrócie

DCC (ang. *dynamic conditional correlation*, zobacz Engle [2002]). Poza tym okazało się, że strukturę zależności między zmiennymi dobrze wyjaśniają tzw. kopule, szczególnie kopule dynamiczne.

Jak już wspomniano wyżej zależności pomiędzy giełdami europejskimi i giełdą nowojorską, a w kilku przypadkach także giełdą tokijską były już przedmiotem badań empirycznych (zob. Lee i Rui [2002]). Autorzy tej pracy nie natknęli się jednak na badania w tym zakresie dotyczące dynamicznie rozwijających się i należących do światowej czołówki pod względem kapitalizacji giełd azjatyckich. Celem artykułu jest zbadanie zależności dynamicznych pomiędzy indeksami dwóch największych giełd azjatyckich, tzn. tokijskiej i Hong-Kongu oraz porównanie wskazań zastosowanych metod oceny tych zależności za pomocą modelu DCC i kopul dynamicznych.

W kolejnej części pracy zostaną krótko przypomniane podstawy teoretyczne modelu DCC, pojęcie kopuli. W dalszej części scharakteryzowano dane i omówiono wyniki obliczeń. Pracę kończy krótkie podsumowanie. Wszystkie tabele i rysunki są opracowaniami własnymi.

### Model dynamicznej korelacji warunkowej (DCC)

Założmy, że dysponujemy  $k$ -wymiarowym wektorem reszt  $r_t$ , którego łączny rozkład jest normalny o wartości oczekiwanej równej zero oraz warunkowej macierzy wariancji i kowariancji  $H_t$ , czyli

$$r_t | \mathcal{S}_{t-1} \sim N(0, H_t). \quad (1)$$

Macierz  $H_t$  zapisujemy w postaci  $H_t = D_t R_t D_t$ , gdzie  $D_t$  jest  $k$ -wymiarową diagonalną macierzą warunkowych odchyłeń standardowych (czyli na  $i$ -tym miejscu diagonalnej macierzy znajduje się  $\sqrt{h_{it}}$ ), natomiast  $R_t$  jest macierzą warunkowych korelacji (Bauwens i in. [2006], Bollerslev [1990], Embrechts i in. [2002], [2003], Osińska [2006]). Parametry modelu dynamicznej warunkowej korelacji (Engle [2002], Engle i Sheppard [2001]) szacowane są w dwóch etapach (metodą największej wiarygodności). W pierwszym szacujemy warunkowe wariancje wektora  $r_t = [r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t}]$ . Model GARCH( $P_i, Q_i$ ) dla  $i$ -tej składowej tego wektora zdefiniowany jest następująco:

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} r_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-q}, \quad i=1,2,\dots,k. \quad (2)$$

W drugim etapie szacujemy parametry modelu DCC( $M, N$ ), którego struktura jest opisana równaniami

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\varepsilon_{t-m} \varepsilon_{t-m}^T) + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n}, \quad (3)$$

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1}, \quad (4)$$

gdzie  $\bar{Q}$  jest bezwarunkową macierzą wariancji i kowariancji zestandaryzowanych reszt otrzymaną w pierwszym kroku estymacji, natomiast  $Q_t^*$  jest diagonalną macierzą składającą się z pierwiastków kwadratowych elementów leżących na przekątnej macierzy  $Q_t$  (macierzy warunkowych wariancji i kowariancji zestandaryzowanych reszt). Za pomocą tego modelu możemy zarówno oszacować korelację jak i wyznaczyć jej prognozy.

### Kopule jako miary zależności

Kopula jest wielowymiarową dystrybuantą z jednostajnymi na przedziale  $[0, 1]$  rozkładami brzegowymi. Ścisłą definicję kopuli można znaleźć np. w Nelsen [1999], Embrechts i in. [2002], Patton [2006]. Poniżej przedstawiono niezbędne definicje oraz podstawowe twierdzenia i własności. W kolejnej części omówimy kopule, których parametry nie zmieniają się w czasie. W następnej części pracy przedstawiono modyfikację wprowadzoną przez Pattona [2006], czyli warunkowe kopule dynamiczne.

#### Kopule o stałych parametrach w czasie

Podstawowym twierdzeniem w teorii kopul jest wynik Sklara:

**Twierdzenie 1.** Niech  $H$  będzie łączną dystrybuantą z rozkładami brzegowymi  $F_1$  i  $F_2$ . Wtedy istnieje kopula  $C$  taka, że dla wszystkich  $x_1$  i  $x_2$  w  $\bar{R}$

$$H(x_1, x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2)). \quad (5)$$

Jeśli  $F_1$  i  $F_2$  są ciągłe, to kopula  $C$  jest jedyna; w przeciwnym wypadku,  $C$  jest jednoznacznie wyznaczona na  $RanF_1 \times RanF_2$ . I na odwrót, jeśli  $C$  jest kopulą oraz  $F_1$  i  $F_2$  są dystrybuantami brzegowymi, to funkcja  $H$  zdefiniowana wyżej jest łączną dystrybuantą z brzegami  $F_1$  oraz  $F_2$ .

**Charakteryzacja 1.** Niech  $H$  będzie dystrybuantą o brzegach  $F_1$  i  $F_2$  oraz niech  $C$  będzie kopulą. Wtedy dla wszystkich  $(u_1, u_2)$  z  $[0,1]^2$  zachodzi

$$C(u_1, u_2) = H(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2)) \quad (6)$$

W literaturze wymienia się trzy specjalne typy kopul. Kopulę  $\Pi(u_1, u_2) = u_1 u_2$  nazywa się kopulą niezależności. Funkcje  $W(u_1, u_2) = \max(u_1 + u_2 - 1, 0)$  i  $M(u_1, u_2) = \min(u_1, u_2)$  są nazywane ograniczeniami Fréchet-Hoeffdinga. Reprezentują one odpowiednio doskonałą ujemną i doskonałą dodatnią zależność. Zatem dla każdej kopuli  $C$  zachodzi podwójna nierówność określona następująco:

$$W(u_1, u_2) \leq C(u_1, u_2) \leq M(u_1, u_2). \quad (7)$$

Za pomocą kopul można modelować zależności w ogonach rozkładów. Zależności w prawym i lewym ogonie są mierzone za pomocą wskaźników podanych niżej.

**Definicja 1.** Jeśli istnieje dla dwuwymiarowej kopuli  $C$  granica

$$\lim_{u \uparrow 1} \frac{1 - 2u + C(u, u)}{1 - u} = \lambda_U \quad (8)$$

to  $C$  wykazuje zależność w górnym ogonie, gdy  $\lambda_U \in (0,1]$  i niezależność, gdy  $\lambda_U = 0$ . Jeśli dwuwymiarowa kopula  $C$  spełnia warunek

$$\lim_{u \downarrow 0} \frac{C(u, u)}{u} = \lambda_L \quad (9)$$

to dla  $\lambda_L \in (0,1]$  ma miejsce w dolnym ogonie zależność dwóch zmiennych losowych, zaś dla  $\lambda_L = 0$  zmienne losowe są niezależne w dolnym ogonie.

Podstawową klasę kopul stanowią tzw. kopule eliptyczne, do których należą kopula Gaussa oraz  $t$ -kopula. W praktyce modelowania zależności często przydatne są tzw. kopule Archimedesesa uwzględniające ewentualny brak symetrii zależności w ogonach. Osobną klasę stanowi kopula Placketta. Kopule Archimedesesa bazują na pojęciu funkcji pseudoodwrotnej  $\varphi^{[-1]}$  (pojęcie to jest wyjaśnione np. w Nelsen [1999]).

**Twierdzenie 2.** Niech  $\varphi^{[-1]}$  będzie funkcją pseudoodwrotną do  $\varphi$ . Niech  $C: [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$  będzie funkcją daną przez

$$C(u_1, u_2) = \varphi^{[-1]}(\varphi(u_1) + \varphi(u_2)). \quad (10)$$

$C$  jest kopulą wtedy i tylko wtedy, gdy  $\varphi$  jest wypukłą.

Funkcja  $\varphi$  jest nazywana generatorem kopuli.

W artykule wykorzystane zostaną kopule Archimedesesa takie jak kopula Claytona, Gumbela oraz zszymeryzowana kopula Joe-Claytona (SJC) (patrz Patton [2006]). Więcej szczegółów dotyczących kopul wykorzystanych w obliczeniach (definicje, zakres parametrów, współczynniki zależności w ogonach) można znaleźć w pracach Nelsena [1999] oraz Pattona [2006].

### Warunkowe kopule dynamiczne

Ze względu na łatwość interpretacji wyników przedstawimy dwie dynamiczne kopule, które zostaną wykorzystane w artykule. Kopula Gaussa jest opisana następującym równaniem:

$$C(u, v | \rho) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(v)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(\frac{(-r^2 - 2rs + s^2)}{2(1-\rho^2)}\right) dr ds \quad (11)$$

Dynamika parametru  $\rho$ , który charakteryzuje zależność będzie opisywana przez równanie

$$\rho_t = \bar{\Lambda} \left( \omega_\rho + \beta_\rho \rho_{t-1} + \alpha_\rho \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \Phi^{-1}(u_{t-j}) \Phi^{-1}(v_{t-j}) \right), \quad (12)$$

gdzie  $\bar{\Lambda} = \tanh(x/2)$ . Zszymeryzowana kopula Joe-Claytona jest mieszanką kopul Joe-Claytona  $C_{JC}$ . Opisuje ją równanie:

$$C_{SJC}(u, v | \tau^U, \tau^L) = 0,5(C_{JC}(u, v | \tau^U, \tau^L) + C_{JC}(1-u, 1-v | \tau^U, \tau^L) + u + v - 1) \quad (13)$$

Parametry kopuli  $\tau^U, \tau^L$  są jednocześnie współczynnikami zależności w ogonach. Ich dynamikę opisują następujące równania:

$$\tau_t^U = \Lambda \left( \omega_U + \beta_U \tau_{t-1}^U + \alpha_U \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k |u_{t-j} - v_{t-j}| \right), \quad (14)$$

$$\tau_t^L = \Lambda \left( \omega_L + \beta_L \tau_{t-1}^L + \alpha_L \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k |u_{t-j} - v_{t-j}| \right) \quad (15)$$

gdzie  $\Lambda$  jest transformacją logistyczną.

### Charakterystyka danych

W pracy rozważono szeregi logarytmicznych stóp zwrotu indeksów NIKKEI225 oraz HANG SENG (wyrażone w procentach). Okresem notowań jest okres od 2002-01-04 do 2007-11-15 (zawiera 1340 obserwacji). Tabela 1 przedstawia statystyki opisowe. wymienionych szeregów czasowych.

Bezwarunkowy współczynnik korelacji Pearsona (obliczony na podstawie całej próby) wynosi 0,5487. Współczynnik korelacji Kendalla wynosi 0,3671 (oba obliczone współczynniki są statystycznie istotne).

Dla każdego z szeregów przeprowadzono testy na stacjonarność (rozszerzony test Dickey'a-Fullera oraz test Phillipsa – Perrona). Szeregi stóp zwrotu są zintegrowane I(0).

Przed przystąpieniem do szacowania modeli wektorowej autoregresji, dokonano wyboru opóźnienia na podstawie testu ilorazu wiarygodności oraz kryterium informacyjnego Schwarza-Bayesa.

Tabela 1. Statystyki opisowe stóp zwrotu indeksów

	NIKKEI	HANG SENG
średnia	0,0397	0,0131
odchyl.stand.	1,1141	1,2829
kurtoza	1,9799	1,0965
skośność	-0,0277	-0,2169
minimum	-5,1383	-5,5695
pierwszy kwartył	-0,5164	-0,6923
mediana	0,0533	0,0323
trzeci kwartył	0,6277	0,7862
maksimum	5,7587	5,7352

Źródło: opracowanie własne.

## Wyniki badań empirycznych

### Wyniki obliczeń dla modelu DCC

Wybrano rzędy opóźnień, które gwarantowały brak statystycznej istotności autokorelacji reszt (w procesie testowania wykorzystano test Ljunga-Boxa). Do reszt modelu VAR zastosowano test Engle'a do wykrywania heteroskedastyczności w szeregach czasowych. Test ten potwierdził, że reszty modelu cechuje niestałość wariancji w czasie. Do modelowania zmienności wariancji reszt zastosowano modele GARCH(1,1) (do estymacji i testowania wszystkich modeli wykorzystano program MATLAB z toolboxem UCSD GARCH autorstwa Kevina Sheppard):

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i r_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \quad (16)$$

( $i=1$  – model dla NIKKEI225,  $i=2$  – model dla HANG SENG).

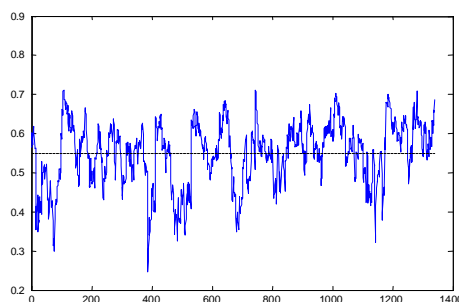
Wyniki estymacji przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji jednowymiarowych modeli GARCH(1,1)

parametr	$\omega_1$	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\omega_2$	$\alpha_2$	$\beta_2$
wartość	0,0268 (0,0117)	0,0837 (0,0183)	0,9025 (0,0183)	0,0118 (0,0069)	0,0509 (0,0100)	0,9411 (0,0121)

Źródło: opracowanie własne.

Ponowne zastosowanie testu Engle'a do zestandaryzowanych reszt i testu Ljunga-Boxa (do kwadratów zestandaryzowanych reszt) potwierdziło przypuszczenie, że szeregi podlegają procesom GARCH(1,1). Przed przystąpieniem do modelowania dynamiki w warunkowych korelacjach za pomocą modelu DCC przeprowadzono test (Engle, Sheppard, [2001]) na stałość korelacji.



Rys. 1. Wykres dynamiki korelacji z modelu DCC (pozioma, przerywana linia oznacza bezwarunkową korelację)

Źródło: opracowanie własne.

Punktem wyjścia do przeprowadzenia testu jest oszacowanie modelu CCC (ang. *constant conditional correlation*) Bollersleva (w praktyce oznacza to, że macierz  $R_t$  w równaniu  $H_t = D_t R_t D_t$  jest stałą w czasie macierzą korelacji  $R$ ). Test odrzuca hipotezę zerową o stałości korelacji. Oszacowano więc model DCC(1,1):

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + a(\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T) + bQ_{t-1} \quad (17)$$

### **Wyniki badania zależności za pomocą kopul**

Wyniki estymacji pięciu „najlepiej” dopasowanych kopul z parametrami niezmiennymi w czasie przedstawia tabela 3. Widać, że  $\tau_L \geq \tau_U$ . W procesie estymacji kopul dynamicznych wykorzystano różne poziomy opóźnień  $k$  (od 1 do 15). Opierając się na kryterium informacyjnym BIC otrzymano dwie najlepiej dopasowane kopule: kopulę SJC ( $k=8$ ) oraz kopulę Gaussa ( $k=13$ ).

Tabela 3. Wyniki estymacji kopul

kopula	$\alpha$		$\tau_L$	$\tau_U$	BIC
<i>t</i> -Studenta	0,5483	11,3370	0,0815	0,0815	-482,737
SJC	0,2898	0,3939	0,3939	0,2898	-478,617
Normal	0,5455		0	0	-473,26
Obrócony Gumbel	1,5381		0,4307	0	-466,861
Plackett	5,4920		0	0	-442,206

Źródło: opracowanie własne.

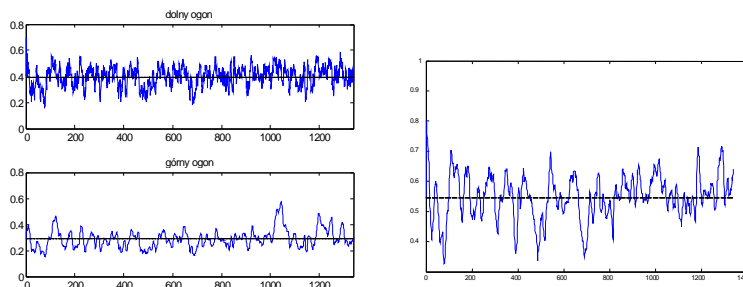
Tabela 4 przedstawia parametry oszacowanych kopul.

Tabela 4. Estymatory parametrów wyznaczonych kopul

Kopula Gaussa						
Parametr	$\omega_\rho$		$\alpha_\rho$		$\beta_\rho$	
Wartość	-0,027		0,173		2,150	
BIC	-494,4					
Kopula SJC						
Parametr	$\omega_U$	$\alpha_U$	$\beta_U$	$\omega_L$	$\alpha_L$	$\beta_L$
Wartość	-1,901	-1,003	4,13	1,623	-6,258	-1,753
BIC	-495,2					

Źródło: opracowanie własne.

Rys. 2 przedstawia wykresy zmian parametrów kopul warunkowych (SJC oraz Gaussa, odpowiednio). Jak wynika z prawej części rys. 2 zależności dynamiczne podlegają istotnym zmianom przy czym są one większe w dolnym ogonie niż w prawym. Wynika stąd, że prawdopodobieństwo wystąpienia równoczesnego załamania na obu rynkach jest większe niż prawdopodobieństwo równoczesnej hossy.



Rys. 2. Dynamika parametrów  $\tau^U, \tau^L$  (wykres lewy) oraz parametru  $\rho$  (wykres prawy), przerywane linie w środku oznaczają wielkość korelacji statycznych



## Podsumowanie

Przeprowadzone badania wykazały wysoką przydatność nowoczesnych narzędzi (modelu DCC i kopuł dynamicznych) do badania zależności pomiędzy indeksami giełdowymi, a pośrednio zależności pomiędzy dwoma największymi azjatyckimi rynkami akcji. Z badań wynika, że warunkowa korelacja dynamiczna będąca miarą zależności jest istotna, ale podlega znacznym fluktuacjom w czasie. Wyniki badań zależności uzyskane za pomocą DCC i kopuł dynamicznych są zbliżone jakościowo. Mimo braku korelacji w pełnym zakresie zmienności dwóch szeregów finansowych, może istnieć zależność wartości najmniejszych (czyli w lewym ogonie) i/lub zależność wartości największych (czyli zależność w prawym ogonie).

Stwierdzenie zależności w ogonach lub wykazanie ich braku jest ważne z punktu widzenia inwestora. Silna zależność w lewym ogonie wskazuje na to, że w okresie bessy spadki są na obu rynkach równocześnie i dywersyfikacja portfela na tych dwóch rynkach jest nieskuteczna czyli nie uchroni inwestora przed stratą ani też nie zmniejszy jej rozmiarów. Z obliczeń za pomocą kopuł wynika większa zależność obu indeksów w lewym niż w prawym ogonie. Oznacza to między innymi, że w wypadku spadku indeksu na jednej z rozważanych giełd prawdopodobieństwo spadku na drugiej z nich jest większe niż prawdopodobieństwo wzrostu gdyby miały miejsce wzrosty na pierwszej z giełd.

## Literatura

1. Bauwens L., Laurent S., Rombouts J.V.K., *Multivariate GARCH models: A survey*. Journal of Applied Econometrics, 2006, vol. 21, s. 79-109.
2. Bollerslev T., *Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach*. Review of Economics and Statistics, 1990, vol. 72, s. 498-505.
3. Chordia T., Swaminathan B., *Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns*, Journal of Finance, 2000, Vol. 55, s. 913-935.
4. Engle R. F., *Dynamic Conditional Correlation – A Simple Class of Multivariate GARCH Models*. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, vol. 20(3).
5. Engle R.F., Sheppard K., *Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH*. Working Paper, 8554, NBER, 2001.

6. Embrechts P., Lindskog F., Mcneil. A.J., *Modelling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management*, [w] Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance. S.T Rachev, 2003, s. 329-384.
7. Embrechts P., Mcneil A. J., Straumann D., *Correlation and dependency in risk management: properties and pitfalls*, [w] Risk Management: Value at Risk and Beyond, M.A.H. Dempster, 2002.
8. Gallant R., Rossi P., Tauchen G., *Stock prices and volume*, Review of Financial Studies, 1992, vol. 5, s. 199-242.
9. Granger C.W.J., *Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods*, Econometrica, 1969, vol. 37, s. 424-438.
10. Hiemstra C., Jones J., *Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price - volume relation*, Journal of Finance, 1994, vol. 49, s.1639-1664.
11. Karpoff J., *The relation between price changes and trading volume: A survey*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, vol. 22, s. 109-126.
12. Lee B. S., Rui O., *The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence*, Journal of Banking and Finance, 2002, vol. 26, s. 51-78
13. Nelsen R., *An Introduction to Copulas*, Springer-Verlag, New York 1999.
14. Osińska M., *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa 2006.
15. Patton A., *Modelling asymmetric exchange rate dependence*. International Economic Review 47, 2006, str. 527-556.
16. Rogalski R., *The dependence of prices and volume*, Review of Econometrics and Statistics, 1978, vol. 36, s. 268-274.
17. Smirlock M., Starks L., *An empirical analysis of the stock price-volume relationship*, Journal of Banking and Finance, 1988, vol. 12, s. 31-41.

### STRESZCZENIE

Celem artykułu jest zbadanie zależności, głównie dynamicznych, pomiędzy dwoma największymi indeksami azjatyckimi NIKKEI225 i HANG SENG oraz porównanie wyników zastosowania modelu korelacji dynamicznej (DCC) i kopul, w tym warunkowych kopul dynamicznych. Okazało się, że obie metody dały podobne wyniki. Kopule dynamiczne wskazują na znaczne fluktuacje zależności obu indeksów w czasie, szczególnie w ogonach. Daje się jednak zaobserwować większa zależność w lewym niż w prawym ogonie.

**MODELLING OF THE DYNAMIC DEPENDENCE BETWEEN THE  
MAIN ASIAN INDEXES**

**SUMMARY**

In this paper, dependencies, especially dynamic, between two most important Asian indexes NIKKEI225 and HANG SENG are presented. There are compared results of applications of dynamic correlation model (DCC) and results based on copulas, and conditional dynamic copulas as well. The applied methods supplied similar results. Our findings indicate that the dependence between both indexes exhibits considerable time fluctuations, especially in tails. The dependence in lower tail is more pronounced than that in upper tail.

*Translated by H. Gurgul*

*Prof. zw. dr hab.inż. Henryk Gurgul*  
Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie  
h.gurgul@neostrada.pl

*Mgr Robert Syrek*  
Wyższa Szkoła Ekonomii i Informatyki w Krakowie  
rsyrek@wsei.edu.pl

KRZYSZTOF JAJUGA

## TRZYDZIEŚCI LAT WSPÓŁCZESNYCH FINANSÓW BEHAVIORALNYCH

### Finanse behawioralne – wprowadzenie

Za kilka miesięcy mija trzydzieści lat od opublikowania jednego z najbardziej znaczących artykułów z dziedziny finansów, a być może w ogóle w dziedzinie nauk ekonomicznych. Jego autorami są Daniel Kahneman i Amos Tversky, zaś artykuł dotyczy tzw. teorii perspektywy (*prospect theory* – por. Kahneman, Tversky (1979)). Artykuł ten jest do dziś jednym z najczęściej cytowanych artykułów z dziedziny nauk ekonomicznych, zaliczony został do obszaru ekonomii behawioralnej (*behavioral economics*), której nieodłączną i ważną część stanowią finanse behawioralne (*behavioral finance*).

Przedmiotem niniejszego artykułu są właśnie finanse behawioralne. Artykuł ten może być traktowany jako kolejny w pewnym cyklu, w którym przedstawiam najważniejsze osiągnięcia teorii finansów. Poprzednie artykuły zawierały przedstawienie osiągnięć Louisa Bachelier, ojca matematyki finansowej (por. Jajuga (2000)), teorii portfela (por. Jajuga (2002)), teorii wyceny opcji (por. Jajuga (2004)) oraz ekonometrii finansowej (por. Jajuga (2007)). Uznałem, iż finanse behawioralne są już na tyle „dojrzałym” i rozwiniętym obszarem finansów, że zasługują na przedstawienie w okolicznościowym artykule.

Opis podstawowych osiągnięć finansów behawioralnych poprzedzimy syntetycznymi uwagami o charakterze historycznym.

Większość badaczy zajmujących się finansami behawioralnymi ich początek wywodzi z subiektywnego podejścia do ryzyka, które po raz pierwszy było zasygnalizowane w tzw. paradoksie petersburskim, sformułowanym już w XVIII wieku, a opisanym przez Daniela Bernoulliego.

W paradoksie tym analizowana jest gra, która polega na rzucie monetą. Gra kończy się w momencie, gdy wypadnie reszka. Wygrana w tej grze wynosi  $2^m$  jednostek pieniężnych, gdzie  $m$  jest to liczba wykonanych rzutów. Pojawia się w związku z tym pytanie, ile kosztuje udział w grze, jeśli ma ona być grą sprawiedliwą. Jak wiadomo, gra sprawiedliwa jest to gra, w której oczekiwana wygrana równa jest kosztowi udziału w grze, tzn. średnio ani się nie wygrywa, ani nie traci.

Rozkład wygranej gry w paradoksie petersburskim jest następujący:

- 2 z prawdopodobieństwem  $1/2$ ;
- 4 z prawdopodobieństwem  $1/4$ ;
- 8 z prawdopodobieństwem  $1/8$ ;
- i tak dalej.

Jest to rozkład dyskretny, o przeliczalnej liczbie wartości. Można wykazać, że wartość oczekiwana wygranej jest nieskończona. Oznacza to, że gra byłaby sprawiedliwa, gdyby grający zgodził się zapłacić za udział w niej nieskończoną (czyli w praktyce – dowolną żadaną) sumę. Tak powinien postąpić ktoś, kto kieruje się w swoich działaniach zasadą maksymalizacji oczekiwanego dochodu. Jak się jednak okazuje, przeważająca większość grających decyduje się zapłacić za udział w grze co najwyżej kilka jednostek pieniężnych.

Fakt ten doprowadził do sformułowania poglądu, iż w swoich działaniach ludzie nie kierują się zasadą maksymalizacji oczekiwanego dochodu, lecz inną zasadą, maksymalizacji oczekiwanej użyteczności. Zasada ta wynika z teorii użyteczności, która uwzględnia aspekty psychologiczne. Dodajmy, że klasyczne ujęcie teorii użyteczności znalazła pełny wyraz w klasycznej monografii von Neumanna i Morgensterna (por. von Neumann, Morgenstern (1944)). Teoria użyteczności pozostała do dziś podstawowym sposobem analizy podejmowania decyzji w warunkach ryzyka.

W badaniach naukowych teoria użyteczności spotkała się również z krytyką, zaprzeczającą główne aksjomaty tej teorii. Najbardziej znane prace krytyczne w stosunku do teorii użyteczności, które powstały w nurcie klasycznej teorii podejmowania decyzji, to te, w których sformułowane zostały tzw. paradoksy, zwane od nazwisk autorów paradoksem Allais (por. Allais (1953)) i paradoksem Ellsberga (por. Ellsberg (1961)).

Jednak najbardziej istotna krytyka teorii użyteczności, a po części krytyka modeli klasycznych finansów, wiąże się z powstaniem i rozwojem finansów behawioralnych

Dynamiczny rozwój finansów behawioralnych został doceniony przez środowisko naukowe ekonomistów przyznaniem w 2002 roku Nagrody im. Nobla w dziedzinie nauk ekonomicznych. Oficjalny komunikat stwierdza, iż w 2002 roku jednym z dwóch laureatów został:

Daniel Kahneman (Uniwersytet Princeton) „za zintegrowanie wyników z badań psychologicznych w naukach ekonomicznych, zwłaszcza tych dotyczących ludzkich sądów i podejmowania decyzji w warunkach niepewności”.



DANIEL KAHNEMAN

Należy dodać, iż w 2002 roku drugim laureatem został Vernon Smith, który jest przedstawicielem ekonomii eksperymentalnej, mającej pewne związki z ekonomią behawioralną. Piszemy o tym w dalszej części tego artykułu.

### **Teoria perspektywy**

Teoria perspektywy wychodzi z poglądu, że podmiot przy podejmowaniu decyzji bierze pod uwagę nie tylko użyteczność konkretnych wyników działań, ale również dokonuje subiektywnej oceny prawdopodobieństw osiągnięcia tych wyników, przypisując tym prawdopodobieństwom wagi. Przy tym zazwyczaj niskie prawdopodobieństwa (bliskie 0) są w ten sposób zwiększane, zaś wysokie prawdopodobieństwa (bliskie 1) są w ten sposób zmniejszane. Wprowadzana jest zatem funkcja wag. W rozważaniach dotyczących teorii perspektywy jedną z najczęściej stosowanych funkcji jest funkcja, która dokonuje transformacji prawdopodobieństw według następującego wzoru:

$$\Pi(p_i) = \frac{p_i^b}{\sum_{j=1}^m p_j^b} \quad (1)$$

$$0 < b < 1$$

Przez twórców teorii perspektywy funkcja ta została nazwana funkcją wartości.

W celu zilustrowania idei funkcji wartości rozważmy rozkład skokowy, w którym zmienna losowa przyjmuje dwie wartości: 0 z prawdopodobieństwem 0,05 oraz 1 z prawdopodobieństwem 0,95.

Tabela 1 przedstawia przekształcone wartości prawdopodobieństw w przypadku różnych wartości parametru  $b$ .

Tabela 1. Ważone wartości prawdopodobieństw.

Prawdopodobieństwo	Wartość $b=0$	Wartość $b=0,01$	Wartość $b=0,25$	Wartość $b=0,5$	Wartość $b=0,75$	Wartość $b=0,99$	Wartość $b=1$
0,05	0,5	0,493	0,324	0,187	0,099	0,051	0,05
0,95	0,5	0,507	0,676	0,813	0,901	0,949	0,95

Jak wynika z tabeli 1, parametr  $b$  w funkcji danej wzorem (1) jest to w pewnym sensie parametr „zniekształcający” w sposób subiektywny prawdopodobieństwa w rozkładzie. Im przy tym niższy ten parametr, tym większe „zniekształcenie”. Gdy  $b=1$ , prawdopodobieństwa nie są zmieniane. Gdy zaś  $b=0$ , wówczas prawdopodobieństwa są „zniekształcane” w taki sposób, iż otrzymuje się rozkład jednostajny.

Zastosowanie funkcji wag pozwala na sformułowanie kryterium, które jest uogólnieniem kryterium maksymalizacji oczekiwanej użyteczności. Jest to kryterium maksymalizacji oczekiwanej wartości, wyrażonej (w przypadku rozkładu skokowego) następującym wzorem:

$$V = \sum_{i=1}^m \Pi(p_i) U(x_i) \quad (2)$$

Jak widać, funkcja dana wzorem (2) jest to transformowana średnia ważonych prawdopodobieństwami wyników działania, przy czym wyniki działania są transformowane poprzez wzięcie funkcji użyteczności, zaś prawdopodobieństwa osiągnięcia tych wyników są transformowane poprzez wzięcie funkcji wartości Kahnemana-Tversky’ego.

Jeśli we wzorze (2) funkcja wartości jest tożsamościowa, czyli  $b=1$  (prawdopodobieństwa nie są „zniekształcane”), wtedy otrzymujemy klasyczne kryterium maksymalizacji oczekiwanej użyteczności.

Poniższe dwa przykłady ilustrują oba kryteria, zastosowane w odniesieniu do dwóch sytuacji, jednej przynoszącej dochód, drugiej przynoszącej stratę.

### **Przykład**

Mamy do czynienia z sytuacją decyzyjną, w której są dwa możliwe wyniki końcowe:

2 z prawdopodobieństwem 0,95;

-18 z prawdopodobieństwem 0,05.

Występuje tu zatem duże prawdopodobieństwo zysku i małe prawdopodobieństwo straty. Wartość oczekiwana wyniku końcowego wynosi 1. Punktem odniesienia jest zatem możliwość wolna od ryzyka, której wartość końcowa wynosi 1.

Założmy, że wartości użyteczności wynoszą:

$$U(-18) = -8; U(1) = 2; U(2) = 3$$

Funkcja ta charakteryzuje się wypukłością w zakresie wartości ujemnych i wklęsłością w zakresie wartości dodatnich.

Wartość oczekiwanej użyteczności wynosi:

$$E(U) = 0,95 \cdot 3 + 0,05 \cdot (-8) = 2,45$$

Sugeruje to skłonność do ryzyka, gdyż jest to wyższa wartość niż użyteczność w przypadku możliwości wolnej od ryzyka, która to użyteczność wynosi 2. Wynika z tego, że decydent wybierze możliwość ryzykowną.

Teraz wprowadzimy funkcję wag daną wzorem (1), przyjmując, że parametr  $b$  wynosi 0,5. Transformowane prawdopodobieństwa wynoszą odpowiednio: 0,813 i 0,187. Po podstawieniu do wzoru (2) otrzymujemy:

$$V = 0,813 \cdot 3 + 0,187 \cdot (-8) = 0,943$$

Jak widać, po takim przekształceniu otrzymaliśmy wartość niższą niż w przypadku możliwości wolnej od ryzyka, co sugeruje awersję do ryzyka. W tym wypadku inwestor wybierze możliwość wolną od ryzyka.

### **Przykład**

Mamy do czynienia z sytuacją decyzyjną, w której są dwa możliwe wyniki końcowe:

-2 z prawdopodobieństwem 0,95;

18 z prawdopodobieństwem 0,05.



Występuje tu zatem duże prawdopodobieństwo straty i małe prawdopodobieństwo zysku. Wartość oczekiwana wyniku końcowego wynosi -1. Punktem odniesienia jest zatem możliwość wolna od ryzyka, której wartość końcowa wynosi -1.

Założmy, że wartości użyteczności wynoszą:

$$U(-2) = -3; U(-1) = -2; U(18) = 4$$

Funkcja ta charakteryzuje się wypukłością w zakresie wartości ujemnych i wklęsłością w zakresie wartości dodatnich.

Wartość oczekiwanej użyteczności wynosi:

$$E(U) = 0,95 \cdot (-3) + 0,05 \cdot 8 = -2,65$$

Sugeruje to awersję do ryzyka, gdyż jest to niższa wartość niż użyteczność w przypadku możliwości wolnej od ryzyka, która to użyteczność wynosi -2. Wynika z tego, że decydent wybierze możliwość wolną od ryzyka.

Teraz wprowadzimy funkcję wag daną wzorem (1), przyjmując, że parametr  $b$  wynosi 0,5. Transformowane prawdopodobieństwa wynoszą odpowiednio: 0,813 i 0,187. Po podstawieniu do wzoru (2) otrzymujemy:

$$V = 0,813 \cdot (-3) + 0,187 \cdot 8 = -0,943$$

Jak widać, po takim przekształceniu otrzymaliśmy wartość wyższą niż w przypadku możliwości wolnej od ryzyka, co sugeruje skłonność do ryzyka. W tym wypadku inwestor wybierze możliwość ryzykowną.

### **Niektóre zagadnienia finansów behawioralnych**

Rodowód finansów behawioralnych, jak już wskazywaliśmy, jest w dużym stopniu związany z powstaniem teorii perspektywy. Obecnie obszar ten obejmuje co najmniej kilka obszarów badawczych.

Jak się wydaje, w praktyce największą popularność zyskały do tej pory dwa obszary rozważań, którymi są:

- identyfikacja błędów w sferze poznawczej;
- identyfikacja obciążeń w sferze motywacyjnej.

Kwestie te są szeroko badane przez specjalistów finansów behawioralnych (i ekonomii behawioralnej).

Do najważniejszych błędów w sferze poznawczej należy zaliczyć następujące:

- nadmierna pewność wynikająca z przesadnego zaufania do własnych umiejętności

- nierealistyczny optymizm;
- błąd myślenia typu potwierdzającego;
- nadmierny konserwatyzm ocen;
- ignorowanie zasady powrotu do średniej;
- stawianie na trend;
- negatywne emocje związane z uzyskaniem gorszego wyniku.

Nadmierna pewność siebie i przesadne zaufanie do własnych umiejętności jest to jedno z głównych źródeł porażek inwestorów. Ulega mu wielu inwestorów, przy czym w większości są to mężczyźni. Inwestorzy ulegający tej iluzji, zwłaszcza po osiągnięciu łatwego sukcesu w inwestycji, uważają siebie za inwestora lepszego niż przeciętny, a cały sukces przypisują własnym umiejętnościom, choć duża część tego sukcesu ma zazwyczaj źródło w sprzyjającej sytuacji rynkowej.

Jest kilka negatywnych konsekwencji tego zjawiska. Zaliczamy do nich:

- niedostateczne przygotowanie podejmowanych decyzji, poprzez brak dostatecznej analizy różnego rodzaju informacji, które mogłyby być wykorzystywane w procesie podejmowania decyzji;
- zbyt częste przeprowadzanie transakcji, wynikających z przekonania o dużych umiejętnościach, co prowadzi do nadmiernych kosztów transakcji;
- podejmowanie zbyt wysokiego ryzyka;
- ignorowanie popełnionych pomyłek.

Nierealistyczny optymizm jest to błąd polegający na tym, że jednocześnie:

- inwestor przywiązuje dużą wagę do optymistycznych informacji, zwłaszcza tych, które uzasadniają podejmowaną przez niego decyzję;
- inwestor nie przywiązuje wagi do pesymistycznych informacji, zwłaszcza tych, które zaprzeczają zasadności podejmowanej przez niego decyzji.

Konsekwencje tego błędu są następujące:

- podejmowanie zbyt wysokiego ryzyka wynikającego z ignorowania pewnego rodzaju informacji;
- niedocenywanie możliwości poniesienia porażki, co osłabia ostrożność inwestora.

Błąd myślenia potwierdzającego polega na tym, że inwestorzy mają skłonność do wykorzystywania tych informacji, które potwierdzają pewną znaną

regułę, zaś raczej nie sięgają po informacje zaprzeczające tej regule. Zwykle inwestor czyni tak po wstępnej analizie i wstępnej propozycji decyzji, zaś potem jedynie poszukuje uzasadnień tej ewentualnej decyzji.

Nadmierny konserwatyzm ocen polega na zbytym przywiązaniu inwestora do dotychczas stosowanych zasad, które na zmieniającym się rynku mogą być już nieaktualne. Prowadzi to do nieracjonalnych decyzji wtedy, gdy trzeba zastosować niekonwencjonalne metody podejmowania decyzji.

Ignorowanie zasady powrotu do średniej oznacza, iż inwestor nie wierzy, że kursy akcji po okresie nadmiernego wzrostu lub nadmiernego spadku „wracają” do pewnego poziomu wynikającego z przesłanek fundamentalnych. Prowadzi to do błędnego oszacowania kierunku zmian kursów akcji, a w konsekwencji do błędnych decyzji inwestycyjnych.

Stawianie na trend jest to częsty błąd inwestora, który polega na przekonaniu, że trwający trend kursów akcji, niezależnie czy jest to trend wzrostowy, czy spadkowy, będzie trwał. Jest to zwłaszcza obserwowane w wypadku zachowań stadnych, które stwarzają wrażenie potwierdzania tego sądu. Inwestor ulega tym poglądom, nie zastanawiając się nad faktem, iż często nie ma podstaw ekonomicznych do takich zachowań. Widać to wyraźnie w okresie euforii rynkowej. Wtedy akcje są przewartościowane, tzn. ich cena jest wyraźnie wyższa od wartości wycenionej rzetelnymi metodami. Mimo tego inwestorzy dalej dokonują zakupów, myśląc, iż trend będzie kontynuowany. W takiej euforii inwestorzy nie chcą słuchać rozsądnych ostrzeżeń doradców czy też analityków.

Negatywne emocje związane z uzyskaniem gorszego wyniku objawiają się u inwestorów, którzy boją się „przegapionej okazji” i uczucia żalu z tym związanego. Najprostszym przykładem jest wyczekiwanie ze sprzedażą akcji, której kurs już bardzo wzrósł. Lepiej jest wtedy jednak sprzedać akcję i zrealizować nieco mniejszy dochód, niż czekać za długo i ponieść stratę, gdy akcja zostanie sprzedana za późno.

Jeśli z kolei chodzi o obciążenia w sferze motywacyjnej, to chodzi tu o to, iż inwestorzy nie zawsze kierują się racjonalnymi zasadami, takimi jak zwiększanie dochodu czy zmniejszanie ryzyka. Teoria perspektywy pokazuje, iż wiele podmiotów charakteryzuje się raczej awersją do strat, niż awersją do ryzyka. Oprócz tego inwestor może kierować się pewnymi preferencjami osobistymi, na przykład preferowanie inwestycji odpowiedzialnych społecznie, czyli na przykład inwestowaniem w spółki przyjazne dla środowiska.

W początkowym okresie rozwoju finansów behawioralnych można było zaobserwować pewnego rodzaju „konkurowanie” między zwolennikami finansów klasycznych, zakładających pełną racjonalność uczestników rynku, a zwolennikami finansów behawioralnych, którzy całkowicie tę racjonalność negują. Jednak ostatnio jest coraz więcej zwolenników poglądu, zgodnie z którym klasyczne modele finansów i rozważania na prowadzone przez finanse behawioralne mogą się świetnie wzajemnie uzupełniać. Najbardziej owocnym przykładem takiego podejścia jest tzw. behawioralna teoria portfela (por. Shefrin, Statman (2000)).

### **Finanse behawioralne a inne dyscypliny**

Pewien sukces jaki odniosło podejście behawioralne w zagadnieniach finansowych (ogólnie: w zagadnieniach ekonomicznych) spowodował, iż przedstawiciele innych dyscyplin naukowych podjęli próbę wykorzystania koncepcji tych dyscyplin w analizie zjawisk finansowych, zwłaszcza procesów zachodzących na rynkach finansowych. Część z tych działań przynosi obiecujące wyniki, w przypadku części (z racji wczesnej fazy badań) za wcześnie jest jeszcze na konkluzje. Zdarza się również tak, iż dana dyscyplina nic nie wnosi, a działania jej przedstawicieli są przykładem bezproduktywnej działalności.

Wymienimy teraz te subdyscypliny, w których wspólne badania ekonomistów (w tym przedstawicieli finansów) oraz przedstawicieli tych subdyscyplin przyniosły lub mogą przynieść nowe i użyteczne wyniki.

Ekonomia eksperymentalna (w tym finanse eksperymentalne) polegają na zastosowaniu eksperymentów przeprowadzanych w warunkach laboratoryjnych w celu testowania zachowań uczestników rynku, a w szczególności testowania mechanizmów rynkowych. Czołowym przedstawicielem, a w zasadzie twórcą ekonomii eksperymentalnej jest Vernon Smith, który opublikował pierwszy artykuł z tej dziedziny w 1962 roku (por. Smith (1962)). Jego pierwsze badania dotyczyły kształtowania się cen poprzez negocjacje rynkowe między sprzedającym i kupującym (było to testowane właśnie w warunkach laboratoryjnych). Istotną część dalszych badań dotyczyła testowania mechanizmów rynkowych występujących w aukcjach. Problem mechanizmów w aukcjach jest ważny na przykład przy oferowaniu sprzedaży papierów wartościowych na rynku pierwotnym. Smith testował cztery podstawowe formy aukcji, którymi są:

- aukcja angielska, gdzie cena jest zwiększana do momentu podania najwyższej akceptowanej przez jednego z kupujących;
- aukcja holenderska, gdzie cena jest zmniejszana do momentu, gdy zgłosi się pierwszy chętny do zakupu;
- aukcja pierwszej ceny, gdzie na podstawie złożonych niezależnie ofert wybiera się kupującego, który zaoferował najwyższą cenę;
- aukcja drugiej ceny, gdzie na podstawie złożonych niezależnie ofert wybiera się kupującego, który zaoferował najwyższą cenę, jednak płaci on cenę oferowaną przez drugiego w kolejności oferenta.

Neuroekonomia (*neuroeconomics*) jest to nowa subdyscyplina, w której przeprowadzone są badania wpływu procesów neurofizjologicznych zachodzących w mózgu człowieka na zachowania człowieka w sferze ekonomii, a w szczególności na podejmowanie decyzji ekonomicznych. Oczywiście ważnym obszarem neuroekonomii są neurofinanse (*neurofinance*), gdzie przedmiotem badań są decyzje w obszarze finansów.

Genoekonomia (*genoeconomics*) jest to niedawno powstała dyscyplina, w której z kolei warunkuje się zachowania ludzi w sferze ekonomii przyczynami o charakterze genetycznym.

Socjoekonomia (*socioeconomics*) jest to dyscyplina wiążąca ekonomię (w tym finanse) ze zjawiskami społecznymi. Uważa się, iż ważnym miejscem, w którym następuje powiązanie efektów społecznych ze zjawiskami finansowymi jest rynek finansowy (por. MacKenzie (2006)).

### **Zakończenie**

Jest jeszcze za wcześnie, aby dokonać oceny rozwoju finansów behawioralnych. Nie ulega jednak wątpliwości, iż wiele wyników badawczych uzyskanych przez przedstawicieli finansów behawioralnych znajduje odniesienie praktyczne, zwłaszcza jeśli chodzi o analizę rynków finansowych. Po pierwsze, badania te wyjaśniają wiele prawidłowości obserwowanych w praktyce. Po drugie, pozwalają na uniknięcie błędów popełnianych w inwestowaniu na rynku finansowym.

**Literatura**

1. Allais M., *Le comportement de l'homme rationnel devant le risque: critique des postulats et axiomes de l'école Américaine*, *Econometrica*, 21, 1953, 503-546.
2. Ellsberg D., *Risk, ambiguity, and the Savage axioms*, *Quarterly Journal of Economics*, 75, 1961, 643-669.
3. Jajuga K., *Od Bacheliera do opcji egzotycznych, czyli sto lat teorii rynków finansowych*, w: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, t.1, 37-48, US, Szczecin 2000.
4. Jajuga K., *50 lat teorii portfela*, w: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, t.2, 636-644, Wydawnictwo US, Szczecin 2002.
5. Jajuga K., *Trzydzieści lat nowoczesnej teorii wyceny instrumentów pochodnych*, w: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, t.1, s. 55-64, Wydawnictwo US, Szczecin 2004.
6. Jajuga K., *25 lat ekonometrii finansowej*, w: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, t.1, s. 91-100, Wydawnictwo US, Szczecin 2007.
7. Kahneman D., Tversky A., *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, *Econometrica*, 47, 1979, 263-291.
8. MacKenzie D., *An engine, not a camera: how financial models shape markets*, MIT Press, Cambridge 2006.
9. Shefrin H., Statman M., *Behavioral portfolio theory*, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 2000, 127-151.
10. Smith V., *An experimental study of competitive market behavior*, *Journal of Political Economy*, 70, 1962, 111-137.
11. Von Neumann J., Morgenstern O., *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, Princeton 1944.

*Prof. zw. dr hab. Krzysztof Jajuga*  
Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
krzysztof.jajuga@ue.wroc.pl

KRZYSZTOF JAJUGA  
GRZEGORZ JAJUGA

## **INSTRUMENTY STRUKTURYZOWANE – WPROWADZENIE DO WYCENY I ANALIZY RYZYKA**

### **Wprowadzenie – określenie i podstawowe klasy**

Ostatnie dwie dekady charakteryzują się bardzo dynamicznym rozwojem rynków finansowych. Jednym z wyróżników tego rozwoju jest występowanie wielu innowacji finansowych. W ostatnich latach dużą uwagę uczestników rynku przyciągnęły instrumenty strukturyzowane, inaczej zwane produktami strukturyzowanymi. Jak się wydaje, w zakresie opisu i analizy tego typu instrumentów, występujących również na polskim rynku, powstało na razie stosunkowo mało opracowań. Wokół tych instrumentów pojawiają się też nieporozumienia, wynikające z ich skomplikowania.

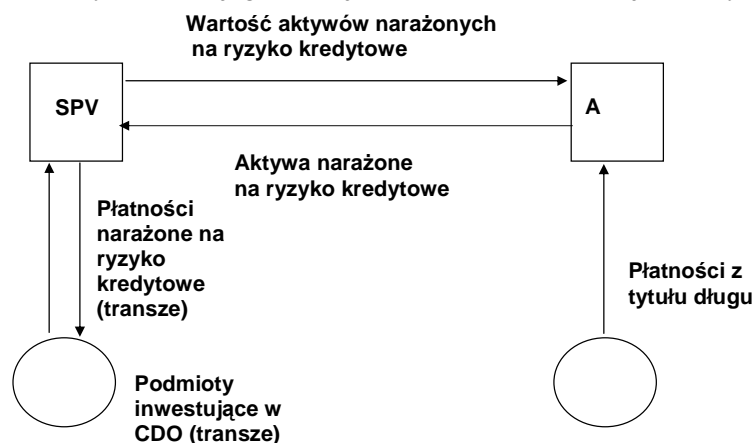
Niniejszy artykuł ma na celu syntetyczne przedstawienie podstawowych problemów związanych z instrumentami strukturyzowanymi, ze wskazaniem na sposoby wyceny oraz analizę ryzyka tych instrumentów. W treści całego artykułu świadomie stosowany jest zwrot „instrument strukturyzowany”, w miejsce częściej stosowanego przez praktyków zwrotu „produkt strukturyzowany”. Naszym zdaniem, stosowanie tego ostatniego zwrotu zawęża klasę omawianych instrumentów do tych proponowanych przez banki.

Rozważania rozpoczniemy od wyróżnienia dwóch ogólnych klas tych instrumentów. Należy zaznaczyć, że duża część autorów ogranicza termin „produkt strukturyzowany” wyłącznie do jednej z tych dwóch klas (ściślej do tej, którą się zajmuje).

Pierwsza grupa instrumentów strukturyzowanych to te, które powstały w efekcie procesu sekurytyzacji kredytów bankowych zabezpieczonych hipotecz-

nie. Instrumenty te z jednej strony stanowią źródło refinansowania kredytów udzielanych przez banki, z drugiej strony służą do transferu ryzyka kredytowego. Główną cechą instrumentów zaliczanych do tej klasy jest to, iż ich analiza jest zorientowana na wycenę ryzyka kredytowego, czyli ryzyka niedokonania płatności przez drugą stronę kontraktu.

Typowym przykładem instrumentu strukturyzowanego tej ogólnej klasy jest CDO (*Collateralized Debt Obligation*). Niezależnie od tego, że jest to instrument strukturyzowany, zalicza się go również do kredytowych instrumentów pochodnych. Istota jego funkcjonowania zilustrowana jest na rys. 1.



Rys. 1. Konstrukcja CDO.

Na rys. 1 przedstawiony jest bank A, który udzielił dużej liczby kredytów, a zatem ma dużą ekspozycję na ryzyko kredytowe. Konstrukcja instrumentu (a właściwie instrumentów) zabezpieczonego hipotecznie może być opisana w następujący sposób:

- Tworzona jest spółka specjalnego przeznaczenia (SPV, SPE), odrębna w sensie prawnym, której strona A sprzedaje aktywa narażone na ryzyko kredytowe (sekurytyzowane kredyty);
- Spółka SPV emituje CDO, zaś wpływy z tytułu emisji finansują zakup aktywów narażonych na ryzyko kredytowe;
- CDO jest podzielone na transze, uporządkowane ze względu na poziom ryzyka kredytowego, transze te charakteryzują się zatem różną oczekiwaną stopą zwrotu;



- Transze są sprzedawane różnym grupom inwestorów, którzy w ten sposób kupują instrumenty dłużne o określonym poziomie ryzyka kredytowego; są to zatem instrumenty dłużne z wbudowaną opcją niedotrzymania warunków, zaś inwestorzy zajmują krótkie pozycje w tych opcjach;
- Płatności z tytułu CDO są przekazywane według hierarchii poszczególnych transz.

Kluczowe problemy związane z wymienionymi instrumentami to wycena i analiza ryzyka. Są to dość skomplikowane instrumenty, a zatem ich wycena nie jest oczywista. Zwróćmy uwagę, iż poszczególne transze mogą być traktowane jako portfele ryzykownych instrumentów dłużnych. Z kolei każdy składnik takiego portfela może być traktowany jako strumień przepływów pieniężnych oczekiwanych w przyszłości i narażonych na trzy podstawowe rodzaje ryzyka, mianowicie:

- ryzyko kredytowe;
- ryzyko stopy procentowej;
- ryzyko cen nieruchomości.

W celu wyceny instrumentu stanowiącego odpowiednią transzę niezbędne jest zatem łączne modelowanie struktury terminowej stóp procentowych (jest ona taka sama dla wszystkich składników portfela), struktury terminowej ryzyka kredytowego (jest ona taka sama w poszczególnych jednorodnych grupach kredytobiorców) oraz struktury terminowej cen nieruchomości (w uproszczeniu można przyjąć, że jest taka sama w różnych grupach nieruchomości). Jest to zatem dynamiczne modelowanie wielowymiarowe procesów charakteryzujących się z reguły niestacjonarnością.

Oznacza to, iż prawidłowa wycena tego typu instrumentu wymaga dużego profesjonalizmu. Podobna uwaga dotyczy analizy ryzyka tego instrumentu. Jak się wydaje, to właśnie brak umiejętności w analizie ryzyka lub zignorowanie tego ryzyka były – między innymi – przyczynami strat w inwestycjach w CDO dokonywanych przez instytucje finansowe na rynku amerykańskim w ostatnim okresie.

W dalszej części artykułu nie zajmujemy się wymienionymi kredytowymi instrumentami pochodnymi. Z jednej strony nie pozwala na to ograniczona objętość artykułu. Inną przyczyną jest to, iż te instrumenty strukturyzowane nie występują jeszcze na polskim rynku. Wydaje się jednak, iż w niedalekiej przy-

szłości polskie banki będą dokonywały sekurytyzacji aktywów, co jest niezbędne w przypadku konieczności pozyskania kapitału w celu refinansowania udzielonych kredytów zabezpieczonych hipotecznie.

Szczegółowy opis instrumentów strukturyzowanych mających u podstaw ryzyko kredytowe zawarty jest w pracy autorstwa Rajana, McDermotta i Roya (2007).

Druga grupa instrumentów strukturyzowanych to te, które są oferowane jako typowe narzędzia inwestycyjne niezwiązane z rynkiem kredytów. To właśnie nimi zajmujemy się w dalszej części artykułu. Instrumenty te mogą mieć teoretycznie różną formę, ale praktyka pokazuje, iż dominują dwie możliwości:

- instrument dłużny z wbudowanymi opcjami;
- instrument udziałowy zależny od indeksu (indeksów) podstawowego.

Dodajmy jeszcze, że instrumenty te oferowane są często przez banki w obrocie pozagiełdowym, ale ostatnio coraz częściej wprowadzane są przez instytucje finansowe (zazwyczaj banki) do obrotu giełdowego. Dobrym przykładem tej tendencji są instrumenty strukturyzowane notowane na GPW w Warszawie. Pierwszy z nich, oferowany przez Deutsche Bank, tzw. Magiczna Trójka, pojawił się w sierpniu 2006 roku, a obecnie (koniec pierwszego półrocza 2008 roku) notowanych jest już kilkanaście instrumentów tego typu, w obu powyżej wymienionych formach.

W odróżnieniu od pierwszej klasy instrumentów, główną cechą instrumentów zaliczanych do tej klasy jest to, iż ich analiza jest zorientowana na wycenę ryzyka rynkowego, czyli ryzyka związanego ze zmiennością indeksu podstawowego. Od tego indeksu podstawowego zależny jest instrument udziałowy bądź opcja wbudowana w instrument dłużny.

### **Uwagi o systematyzacji instrumentów strukturyzowanych**

Na rynku oferowanych jest bardzo wiele instrumentów należących do tej klasy, przeto nie jest łatwa ich systematyzacja. Powyżej wyróżniliśmy już dwie podstawowe konstrukcje:

- instrument dłużny z wbudowanymi opcjami – umownie będziemy stosować nazwę: „depozyt strukturyzowany”; dodajmy, że instrumentem dłużnym zazwyczaj jest depozyt lub obligacja, oba zerokuponowe;
- instrument udziałowy zależny od indeksu podstawowego – umownie stosować będziemy nazwę: „certyfikat strukturyzowany”.

Na potrzeby systematyzacji wyróżnimy kilka innych kryteriów. Jednym z nich jest poziom zabezpieczenia zainwestowanego kapitału. Jest to kryterium zwrotu kapitału, który jest gwarantowany przez emitenta instrumentu strukturyzowanego, czyli przez drugą stronę kontraktu. Stosując to kryterium można wyróżnić następujące przypadki:

- Pełne zabezpieczenie – w tym przypadku inwestor ma zagwarantowany zwrot całego zainwestowanego kapitału;
- Częściowe zabezpieczenie – w tym przypadku inwestor ma zagwarantowany zwrot pewnej, wyrażonej procentowo, części zainwestowanego kapitału;
- Warunkowe zabezpieczenie – w tym przypadku inwestor ma zagwarantowany zwrot zainwestowanego kapitału pod pewnym warunkiem, zazwyczaj dotyczącym kształtowania się indeksu podstawowego (np. warunek, iż wartość indeksu podstawowego nie spadnie poniżej wartości progowej);
- Brak zabezpieczenia – w tym przypadku nie ma gwarancji zwrotu kapitału.

Nietrudno się zorientować, iż analizowane kryterium bezpośrednio odzwierciedla ryzyko inwestycji w instrument strukturyzowany.

Następnym kryterium systematyzacji jest rodzaj indeksu podstawowego, od którego zależy instrument udziałowy bądź opcja wbudowana w instrument dłużny. Część instrumentów strukturyzowanych ma u podstaw jeden indeks podstawowy. Natomiast pojawia się coraz więcej instrumentów strukturyzowanych mających u podstaw więcej niż jeden indeks podstawowy. Możemy je nazwać wieloczynnikowymi instrumentami strukturyzowanymi, lub instrumentami strukturyzowanymi opartymi na koszyku indeksów (instrumentów). Przy tym w koszyku mogą znajdować się indeksy tej samej rodziny (np. kilka akcji) lub należące do różnych rodzin (np. akcje i nieruchomości).

Teoretycznie możliwe jest nieskończenie wiele różnych możliwych indeksów podstawowych. Najczęściej spotykane są to takie same indeksy, na które wystawiane są tradycyjne instrumenty pochodne, takie jak opcje, kontrakty *futures*, kontrakty *forward*, czy też kontrakty *swap*. Są nimi następujące indeksy:

- stopa procentowa;
- kurs walutowy;

- cena akcji;
- indeks giełdowy;
- indeks cen nieruchomości;
- cena surowca;
- cena energii elektrycznej;
- cena produktu rolnego, itp.

Kolejne kryterium systematyzacji to zależność wypłaty z inwestycji w instrument strukturyzowany od wartości indeksu podstawowego. Zależność ta wyrażona jest w postaci pewnej funkcji. W tym zakresie istnieje bardzo dużo potencjalnych możliwości. Najczęściej spotykane są następujące:

- prosta – wypłata zależy liniowo (rosnąco) od zmian wartości indeksu podstawowego;
- progresywna – wzrost wypłaty jest większy niż wzrost wartości indeksu podstawowego;
- regresywna – wzrost wypłaty jest mniejszy niż wzrost wartości indeksu podstawowego;
- odwrotna – zależność wypłaty od zmian wartości indeksu podstawowego jest malejąca (im wyższa wartość indeksu podstawowego, tym niższa wypłata);
- bezwzględna – kierunek zmian wartości indeksu podstawowego nie jest istotny, lecz wielkość tych zmian (im większe zmiany, tym wyższa wypłata);
- średnia – wypłata zależy od średniej wartości indeksu podstawowego w pewnym okresie;
- maksymalna – wypłata zależy od maksymalnej wartości indeksu podstawowego w pewnym okresie;
- minimalna – wypłata zależy od minimalnej wartości indeksu podstawowego w pewnym okresie;
- inne – tutaj wypłata jest bardziej skomplikowaną funkcją często więcej niż jednego indeksu podstawowego, na przykład różnicą bądź ilorazem indeksów – sytuacja ta występuje przy wieloczynnikowych instrumentach strukturyzowanych.

Oprócz tego możliwe są inne dodatkowe modyfikacje funkcji wypłaty, np.:

- wypłata jest ograniczona od góry (tzw. funkcja „cap”);
- wypłata jest ograniczona od dołu (tzw. funkcja „floor”).

Ostatnie kryterium, które tu przedstawimy, jest to struktura prawna instrumentu. Kilka podstawowych możliwości to: depozyt, obligacja, jednostka uczestnictwa lub certyfikat funduszu inwestycyjnego, polisa ubezpieczenia na życie. Naszym zdaniem, z punktu widzenia analizy przeprowadzanej przez inwestora, te prawne możliwości – poza ewentualnymi różnicami w opodatkowaniu – i tak sprowadzają się do dwóch wymienionych wyżej struktur: instrumentu dłużnego z wbudowanymi opcjami lub instrumentu udziałowego zależnego od indeksu podstawowego.

### **Podstawy wyceny i analizy ryzyka instrumentów strukturyzowanych**

Podstawową kwestią w analizie instrumentów strukturyzowanych jest ich wycena i analiza ryzyka. Sposób wyceny zależy od charakteru instrumentu. W tym celu w poprzednich rozważaniach wyróżniliśmy dwie podstawowe konstrukcje instrumentów strukturyzowanych:

- instrument dłużny (zazwyczaj zerokuponowy) z wbudowaną opcją (opcjami) – depozyt strukturyzowany;
- instrument udziałowy zależny od indeksu podstawowego – certyfikat strukturyzowany.

W pierwszym przypadku ogólny schemat wyceny można przedstawić następująco:

$$\text{Wartość instrumentu strukturyzowanego} = \\ \text{Wartość obligacji zerokuponowej} + \text{Wartość opcji}$$

Schemat ten pozostaje prawdziwy, gdy w miejsce jednej opcji w instrumencie wbudowanych jest więcej opcji, gdyż można wtedy je traktować jako opcję wieloczynnikową, czyli szczególny przypadek opcji egzotycznej.

Z kolei w drugim przypadku ogólny schemat wyceny jest naturalny:

$$\text{Wartość instrumentu strukturyzowanego} = \text{wartość indeksu podstawowego}$$

Wynika z tego, iż przy wycenie instrumentu strukturyzowanego mogą występować trzy podstawowe elementy składowe:

- dłużny instrument zerokuponowy;
- indeks podstawowy;
- opcja (z reguły egzotyczna, w tym wieloczynnikowa).

Komentarza nie wymaga kwestia wyceny zerokuponowego instrumentu dłużnego, gdyż jego wartość jest określona jako wartość bieżąca (*Present Value*) wartości oczekiwanej w terminie wykupu.

Jeśli z kolei chodzi o wycenę samego indeksu podstawowego, to sprawa jest trudniejsza, gdyż wymaga znajomości procesu kształtującego wartości indeksu podstawowego. W przypadku częściej występujących indeksów podstawowych, w szczególności tych wywodzących się z rynku akcji czy też rynku instrumentów dłużnych, pewne procesy zyskały popularność. Są to w szczególności procesy dane w postaci stochastycznych równań różniczkowych:

1. Geometryczny ruch Browna, dany wzorem:

$$dr_t = \mu r_t dt + \sigma r_t dZ_t$$

zaś w wersji dyskretnej (po przekształceniach):

$$r_{t+1} = (1 + \mu)r_t + \sigma r_t \varepsilon_{t+1}$$

2. Proces pierwiastkowy, dany wzorem:

$$dr_t = \mu r_t dt + \sigma \sqrt{r_t} dZ_t$$

zaś w wersji dyskretnej (po przekształceniach):

$$r_{t+1} = (1 + \mu)r_t + \sigma \sqrt{r_t} \varepsilon_{t+1}$$

3. Proces Ornsteina-Uhlenbecka, dany wzorem:

$$dr_t = \kappa(\theta - r_t)dt + \sigma dZ_t$$

zaś w wersji dyskretnej (po przekształceniach):

$$r_{t+1} = \kappa\theta + (1 - \kappa)r_t + \sigma\varepsilon_{t+1}$$

Jak wynika z ostatniego wzoru, proces Ornsteina-Uhlenbecka charakteryzuje się właściwością powrotu do średniej – modelowany indeks w danym momencie jest skorygowany o składnik losowy ważoną średnią dwóch wielkości: długoterminowej wartości indeksu oraz ostatnio zaobserwowanej wartości indeksu. Przy tym waga przyporządkowana długoterminowej wartości indeksu jest interpretowana jako prędkość powrotu do tej wartości długookresowej.

Oczywiście konkretne wersje powyżej przedstawionych modeli zależą od postaci rozkładu zmiennej losowej, stanowiącej stochastyczną część procesu.

Jednak obecnie na rynku występuje coraz więcej bardziej „egzotycznych” indeksów lub coraz więcej indeksów niełatwych w modelowaniu. Zaliczyć można do nich choćby indeksy rynku nieruchomości. W przypadku tych indeksów powyżej przedstawione modele niekoniecznie muszą być adekwatne i za-

chodzi konieczność poszukiwania innych rozwiązań. Sądzymy, że w miarę rozwoju rynku instrumentów strukturyzowanych takie „skrojone” modele będą rozwijane.

Kluczową rolę w wycenie depozytów strukturyzowanych odgrywa opcja. Jak wiadomo, standardowe, proste opcje wyceniane są za pomocą modelu dwumianowego bądź modelu Blacka-Scholesa-Mertona. Jednak w depozytach strukturyzowanych mamy do czynienia z opcjami egzotycznymi, przy tym zazwyczaj z wieloczynnikowymi. W odniesieniu do takich opcji istnieje stosunkowo niewiele wzorów analitycznych – ich przegląd zawarty jest na przykład w pracy Zhanga (1998).

W praktyce do wyceny opcji egzotycznych stosowane są metody Monte Carlo. Wycena z zastosowaniem tych metod przebiega w następujących etapach:

- generowanie dużej liczby (np. 10000) szeregów czasowych (w przypadku opcji wieloczynnikowych są to wielowymiarowe szeregi czasowe) według pewnego modelu w postaci procesu stochastycznego, są to tzw. powtórzenia;
- wyznaczenie wypłaty z opcji w momencie wygaśnięcia w przypadku dla każdego powtórzenia;
- wyznaczenie oczekiwanej wartości opcji poprzez obliczenie średniej arytmetycznej wypłat;
- określenie wartości opcji jako wartości bieżącej (z zastosowaniem stopy wolnej od ryzyka) oczekiwanej wartości opcji.

Podstawowym problemem w zastosowaniu metody Monte Carlo jest wybór właściwego modelu w postaci procesu stochastycznego stanowiącego podstawę generowanych szeregów czasowych. W przypadku opcji wieloczynnikowych jest to proces wielowymiarowy, np. wielowymiarowa wersja geometrycznego ruchu Browna. Kluczowe parametry, które wymagają określenia w trakcie wyboru modelu to parametry zmienności i korelacji (te ostatnie tylko w przypadku opcji wieloczynnikowych).

Zauważmy, iż metoda Monte Carlo może być w sposób bezpośredni zastosowana do wyceny certyfikatu strukturyzowanego. Wtedy wycena przebiega w następujących etapach:

- generowanie dużej liczby (np. 10000) szeregów czasowych według pewnego modelu w postaci procesu stochastycznego, są to tzw. powtórzenia;
- wyznaczenie oczekiwanej wartości wypłaty poprzez obliczenie średniej arytmetycznej wypłat;
- określenie wartości certyfikatu strukturyzowanego jako wartości bieżącej (z zastosowaniem stopy wolnej od ryzyka) oczekiwanej wartości wypłaty.

Jako przykład zastosowania tej procedury przedstawimy rezultat wyceny jednego z instrumentów strukturyzowanych notowanych na GPW w Warszawie (por. G. Jajuga (2008)). Jest to oferowany przez Deutsche Bank instrument zwany Obligacją WIG20. Formalnie mamy tu do czynienia z zerokuponowym instrumentem dłużnym z wbudowaną opcją egzotyczną (jednoczynnikową). Wzór na wypłatę z tego instrumentu jest następujący:

$$F = 100 \left[ 1 + 0,62 \cdot \max \left( 0; \frac{W(k) - W(b)}{W(b)} \right) \right]$$

gdzie:

$F$  – wypłata z instrumentu;

$W(b)$  – wartość indeksu WIG20 w dniu 23.11.2006;

$W(k)$  – średnia arytmetyczna wartości indeksu w następujących dniach: 23.05.2007, 23.11.2007, 23.05.2008, 23.11.2008, 23.05.2009 i 23.11.2009.

Wycena z zastosowaniem metody Monte Carlo przeprowadzona została na dzień 23.11.2007 (gdy była znana już druga wartość stanowiąca podstawę wyznaczenia średniej arytmetycznej). Przyjęte zostały następujące założenia:

- 500 dni do wykupu instrumentu;
- wartości indeksu brane pod uwagę do wyznaczenia średniej pochodzą z dni o numerach: 125, 250, 375, 500;
- stopa wolna od ryzyka określona na poziomie 6%;
- proces wartości indeksu podstawowego jest określony jako geometryczny ruch Browna;
- parametr zmienności jest określony na podstawie zmienności historycznej (dane dzienne) z dwóch lat poprzedzających dzień wyceny i wynosi 1,51%;
- liczba powtórzeń – 1000.



Wycena otrzymana metodą Monte Carlo dała wartość równą 95,09 zł. Cena tego instrumentu w ostatniej transakcji poprzedzającej dzień wyceny wynosiła 90,61 zł. Rynek tego instrumentu strukturyzowanego wykazuje niską płynność, przeto różnica między wartością pochodzącą z wyceny a ceną rynkową może być po części traktowana jako premia płynności.

Wskazywaliśmy już, iż brak rozumienia i nie przeprowadzenie analizy ryzyka kredytowych instrumentów strukturyzowanych był jedną z przyczyn strat poniesionych na amerykańskim rynku instrumentów zabezpieczonych hipotecznie. Również w przypadku omawianych tutaj instrumentów strukturyzowanych analiza ryzyka jest kluczową i nieco zaniedbaną kwestią.

Podstawowe rodzaje ryzyka występujące przy instrumentach strukturyzowanych są następujące (por. Jajuga K. (2007)):

1. Ryzyko rynkowe. Jest to ryzyko wynikające ze zmian cen na rynkach finansowych. W przypadku instrumentów strukturyzowanych jest to ryzyko związane z indeksem podstawowym. Podstawową metodą pomiaru ryzyka jest tutaj zastosowanie miary zmienności, np. odchylenia standardowego stopy zwrotu indeksu podstawowego.
2. Ryzyko kredytowe. Jest to ryzyko wynikające z możliwości niedokonania płatności przez drugą stronę kontraktu. W przypadku instrumentów strukturyzowanych oferowanych w obrocie pozagiełdowym ryzyko kredytowe istnieje i jest zależne od konkretnego podmiotu oferującego produkt, który w ten sposób przyjmuje zobowiązanie. Podstawową metodą pomiaru ryzyka kredytowego jest określenie rozkładu strat z tytułu niedotrzymania warunków przez drugą stronę, na co wpływa prawdopodobieństwo niedokonania płatności oraz strata w wypadku niedokonania płatności.

Warto dodać, że istotna część instrumentów strukturyzowanych jest oferowana przez duże banki, co oznacza mniejsze ryzyko kredytowe, niż w przypadku mniej znanych instytucji finansowych.

3. Ryzyko płynności. Jest to ryzyko wynikające z braku możliwości zamknięcia pozycji, czyli sprzedania instrumentu strukturyzowanego w krótkim czasie po spodziewanej cenie. Należy dodać, iż wiele instrumentów strukturyzowanych (również tych notowanych na giełdzie) charakteryzuje się wysokim ryzykiem płynności. Ryzyko płynności często mierzy się poprzez tzw. *bid-ask spread*, czyli różnicę między ceną sprzedaży a ceną kupna danego instrumentu.

4. Ryzyko modelu. Jest to ryzyko wynikające z błędów w modelu teoretycznym stosowanym w świecie rzeczywistym, zwłaszcza przy wycenie instrumentów. Ryzyko to jest szczególnie wysokie w przypadku bardziej skomplikowanych instrumentów, a do takich należą instrumenty strukturyzowane. Często strona nabywająca instrument strukturyzowany nie stosuje żadnego modelu analizy tego instrumentu z uwagi na jego znaczne skomplikowanie.

Ryzyko modelu wynika z trzech rodzajów niepewności: niepewność dotycząca struktury modelu, niepewność dotycząca parametrów modelu, niepewność dotycząca zastosowania modelu w specyficznej sytuacji. Wydaje się, iż obecnie największe ryzyko dotyczy samej struktury modelu.

### **Literatura**

1. Jajuga G., *Structured financial instruments – classification, valuation and risk analysis*, praca magisterska, Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu, Wrocław 2008.
2. Jajuga K., (red.), *Zarządzanie ryzykiem*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
3. Rajan A., McDermott G., Roy R., *The Structured Credit Handbook*, Wiley, New York 2007.
4. Zhang P.G., *Exotic Options, A Guide to Second Generation Options*, World Scientific Publishers, New York 1998.

*Prof. zw. dr hab. Krzysztof Jajuga*  
Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
krzysztof.jajuga@ue.wroc.pl

*Mgr Grzegorz Jajuga*

JERZY JAKUBCZYC

**OBRAZY PERSPEKTYWICZNE PROFILU RENT ROCZNYCH****Wstęp**

Od pewnego czasu obserwuje się wzrost zainteresowania procesami dyskontowania. Dzieje się tak z powodu nowego spojrzenia na dyskontowanie proste, które coraz częściej nazywa się dyskontowaniem hiperbolicznym (por. D. Laibson, [4]) oraz H. Rachlin, [5]). Wyniki badań eksperymentalnych sugerują, że to właśnie proces dyskontowania hiperbolicznego lepiej opisuje kształtowanie się preferencji niż faworyzowany dotąd proces dyskontowania wykładniczego (por. S. Frederick; G. Loewenstein; T. O'Donoghue, [3]). Zalety są również podkreślane przy omawianiu zagadnień oceny projektu (por. M. Cropper; D. Laibson, [1]). Czym wobec tego jest dyskontowanie i dlaczego odłożone do lamusa dyskontowanie proste staje się procesem coraz bardziej docenianym?

Według encyklopedii *Britannica*,

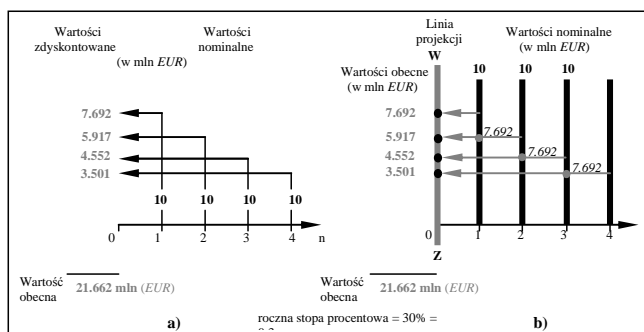
dyskontowanie jest redukcją wartości lub wielkości

i można dodać, że wartości lub wielkości nominalne zmieniają się w użytkowe, odzwierciedlając znaczenie upływu czasu. Redukcja jest zatem celem dyskontowania, lecz nadal nie wiadomo – dlaczego należy dyskontować?

Jak się przekonamy, odpowiedź jest zaskakująco prosta i aż dziw bierze, że umyka uwadze. Otóż dyskontuje się dlatego, aby otrzymać realistyczne obrazy, a takimi są obrazy perspektywiczne. Jeśli więc dyskontowanie hiperboliczne jest bardziej akceptowane przez beneficjentów, to być może kryje się za tym podkreślony realizm.

### O próbach zilustrowania procesu dyskontowania

Ekonomiści przytaczają rozmaite argumenty przemawiające za koniecznością dyskontowania (por. S. Frederick; G. Loewenstein; T. O'Donoghue, [2]). Wydaje się, że do najbardziej przekonujących można zaliczyć preferencje, na podstawie których dochodzi do porównań oraz do dokonywania wyborów. Obserwuje się przy tym wyraźną niechęć do posługiwania się stosownymi ilustracjami, a zamieszczone na rys. 1 dwa wykresy można uznać jako wyjątki i jednocześnie jako akty odwagi. Przyznaje się w nich bowiem, że istota dyskontowania pozostaje zagadką, zaś przesłanką jest nierealność obu wykresów.



Rys. 1. Dwie wersje ilustrowania operacji dyskontowania wykładniczego.

Źródło: opracowanie własne.

Na obu wykresach z rys. 1 podstawę rozważań stanowi profil rent rocznych, równych nominalnie po 10 mln EUR każda. O wartości użytkowej profilu świadczy tzw. wartość obecna, obliczona dla chwili  $t = 0$ . Wartości nominalne trzeba więc poddać zdyskontowaniu, a otrzymane wartości użytkowe należy zsumować. Przyjmujemy, że coroczny spadek w wartościach wynosi 30%, zaś przy dyskontowaniu należy uwzględnić tzw. rachunek składany, czyli odpowiadający dyskontowaniu wykładniczemu.

Zamieszczony na rys. 1a) wykres jest jedynie schematem. W sposób ogólnikowy przedstawiono bowiem relacje między wartościami nominalnymi a wartościami zdyskontowanymi. Nie wiadomo przy tym, dlaczego zrezygnowano z pokazania odcinków pionowych, obrazujących wartości nominalne. Trzeba też zapytać, ku czemu prowadzą zaznaczone strzałki oraz dlaczego są równoległe z tzw. linią czasu?

Wymienione zastrzeżenia wyeliminowano na rys. 1b), a uwzględnione odcinki pionowe definiują regularny profil rent rocznych. Zwroty strzałek kończą się teraz na odcinku WZ, na którym zamieszczono wartości zdyskontowane. Nadal jednak strzałki są równoległe z linią czasu. To z kolei sprawia, że nie można wytłumaczyć, dlaczego początki strzałek nie rozpoczynają się w miejscach właściwych, czyli na końcach odcinków pionowych.

Można twierdzić, że wykres z rys. 1b) jest poprawniejszy od poprzedniego. Przede wszystkim podkreśla istnienie projekcji, a miejscem rzutowania jest linia WZ. Równoległość strzałek z linią czasu oznacza zaś, że bierze się pod uwagę projekcję izometryczną, zachowującą niezmienniczość wartości użytkowych. Zauważmy bowiem, że nie zależą od daty pojawienia się renty rocznej, lecz jedynie od długości okresu. Mówi się wtedy o tzw. zgodności względem upływu czasu (*time consistency*), czyli o własności, którą zapewnia wyłącznie dyskontowanie wykładnicze.

Stwierdzenie zgodności nie jest zadaniem trudnym. Na rys. 1b) ułatwiono to zamieszczając punkty koloru szarego. Widzimy, że odpowiadają im identyczne wielkości 7.692 mln EUR. To z kolei oznacza, że umiejscowienie punktów w poszczególnych chwilach nie ma znaczenia. Liczy się jedynie długość uwzględnionego okresu, czyli w tym wypadku  $\Delta t = 1$  (rok).

Dziwny jest jednak fakt rozmieszczenia punktów koloru szarego na różnych wysokościach. Nierealność wykresu jest zatem ewidentna. Winić za to należy sugerowaną obecność projekcji izometrycznej i dlatego warto odwołać się do projekcji perspektywicznej.

### Dyskontowanie hiperboliczne

Zanim zostanie przedstawiony obraz perspektywiczny rozpatrywanego profilu rent rocznych poznajmy najpierw interesującą własność dyskontowania hiperbolicznego. W wersji najczęściej spotykanej definiuje się:

$$PV = \sum_{n=1}^N A_n \times \left( \frac{1}{1 + g \times n \times \Delta t} \right) = A \times \sum_{n=1}^N \frac{1}{1 + i \times n} \quad ; \quad (1)$$

gdzie: PV – wartość obecna profilu rent rocznych;  $A_n = A$  – renta roczna (*annuity*);  $i = g \times \Delta t$  – stopa procentowa (*interest rate*);  $g$  – stopa wzrostu (*growth*)

rate);  $\Delta t$  – okres nominalny, równy zazwyczaj 1 (rok);  $n$  – krotność okresu nominalnego,  $N$  – horyzont profilu.

Stwierdzamy, że mamy do czynienia z tzw. rachunkiem dyskontowym prostym. Dlaczego więc wprowadza się nowe określenie dyskontowania hiperbolicznego oraz z jakich powodów przypomina się o rachunku, z którego korzysta się coraz rzadziej?

Wydaje się, że przyczyną zanikającej popularności dyskonta prostego jest domniemany brak procesu składania. Popatrzmy wobec tego na następujące obliczenia:

Dyskontowa nie hiperboliczne (w mln EUR)	
Wersja bez składania	Wersja ze składaniem
$n = 1 \quad 10 \times \left( \frac{1}{1 + 0.3 \times 1} \right) = 10 \times 0.7692 = 7.692$	$10 \times \left( \frac{1}{1 + \frac{0.3}{1 + 0.3 \times 0}} \right) = 10 \times 0.7692 = 7.692$
$n = 2 \quad 10 \times \left( \frac{1}{1 + 0.3 \times 2} \right) = 10 \times 0.6250 = 6.250$	$7.692 \times \left( \frac{1}{1 + \frac{0.3}{1 + 0.3 \times 1}} \right) = 7.692 \times 0.8125 = 6.250$
$n = 3 \quad 10 \times \left( \frac{1}{1 + 0.3 \times 3} \right) = 10 \times 0.5263 = 5.263$	$6.250 \times \left( \frac{1}{1 + \frac{0.3}{1 + 0.3 \times 2}} \right) = 6.250 \times 0.8421 = 5.263$
$n = 4 \quad 10 \times \left( \frac{1}{1 + 0.3 \times 4} \right) = 10 \times 0.4545 = 4.545$	$5.263 \times \left( \frac{1}{1 + \frac{0.3}{1 + 0.3 \times 3}} \right) = 5.263 \times 0.8636 = 4.545$
Suma = 23.750	Suma = 23.750

Okazuje się, że rachunek prosty również można nazwać składanym (*compounded*). W odróżnieniu od rachunku wykładniczego stopy zwrotu zależą jednak od długości uwzględnianego okresu. Wynika to z następującego porównania:

Dyskontowanie wykładnicze      Dyskontowanie hiperboliczne  
Funkcje dyskontujące :

$$F_n^W = \left( \frac{1}{1+r} \right)^n$$

$$F_n^H = \frac{1}{1+i \times n}$$

Stopa zwrotu

$$r_n = \frac{F_n - F_{n-1}}{F_{n-1}}$$

Stopy dyskontowe :

$$r_n^W = r^W = \frac{r}{1+r}$$

$$r_n^H = \frac{i}{1+i \times n}$$

Nie jest więc prawdą podkreślany często dynamiczny charakter rachunku wykładniczego. Taki natomiast posiada rachunek prosty, gdzie stopa zwrotu zależy od wielokrotności okresu nominalnego. Bardziej przekonująco widać

Dyskontowanie hiperboliczne :

$$PV^H = 10 \times 0.7692 + 10 \times 0.7692 \times 0.8125 + 10 \times 0.7692 \times 0.8125 \times 0.8421 + 10 \times 0.7692 \times 0.8125 \times 0.8421 \times 0.8636 \\ = 23.750 \text{ (mln EUR);}$$

Dyskontowanie wykładnicze :

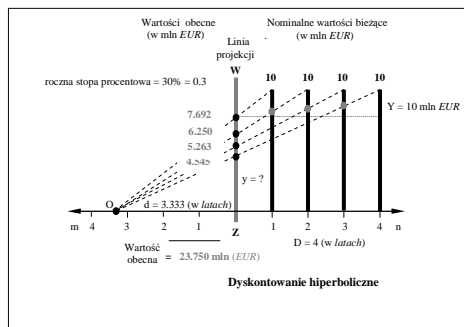
$$PV^W = 10 \times 0.7692 + 10 \times 0.7692 \times 0.7692 + 10 \times 0.7692 \times 0.7692 \times 0.7692 + 10 \times 0.7692 \times 0.7692 \times 0.7692 \times 0.7692 \\ = 21.662 \text{ (mln EUR)}$$

to po bezpośrednim porównaniu obu rodzajów dyskontowania, a mianowicie:

Prawdą jest zaś to, że dyskontowanie proste lub hiperboliczne nie spełnia tzw. warunku zgodności w czasie. Tym razem popatrzmy na wykres zamieszczony na rys. 2. Zamieszczone linie przerywane zastąpiły prezentowane wcześniej strzałki. Teraz jednak linie nie są równoległe z linią czasu, a punkty koloru szarego nie są rozmieszczone wzdłuż zaznaczonej linii poziomej. Otrzymujemy więc graficzne uzasadnienie braku zgodności – znacznie przystępniejsze niż opisywane w literaturze przykłady oraz przypadki. Zawdzięczamy to zastąpieniu sugerowanej projekcji izometrycznej projekcją perspektywiczną.

Zalet powiązania dyskontowania z projekcją perspektywiczną jest znacznie więcej. Okazuje się, że w celu obliczenia wartości obecnej nie musimy znać wielkości stopy dyskonta prostego. Z rys. 2 wynika, że:

- $D = 4$  jest pomierzoną w *latach* odległością między chwilą pojawienia się wypłaty renty ostatniej a linią projekcji;
- $d = 3.333$  jest pomierzoną w *latach* odległością między linią projekcji a punktem obserwacyjnym, O;
- $Y = 10$  mln EUR jest wartością nominalną renty ostatniej;
- $y = ?$  oznacza poszukiwaną wartość obecną renty ostatniej.



Rys. 2. Liniowa projekcja perspektywiczna profilu rent rocznych.

Źródło: opracowanie własne.

W wypadku projekcji perspektywicznej odwołujemy się do wyrażenia:

$$y = Y \times \frac{d}{d + D} = 10 \times \frac{3.333}{3.333 + 4} = 4.545 \text{ (mln EUR)}.$$

Co więcej, niewielka modyfikacja:

$$y = \frac{Y}{d + D} \times d;$$

podkreśla, że mamy do czynienia z równaniem wartości, gdzie  $Y/(d + D)$  jest ceną, zaś  $d$  oznacza ilość towaru kupowanego lub sprzedawanego. Dodajmy, że towarem jest upływ czasu, a płaci się walutą. Nie musimy więc używać pojęć: stopy procentowej; stopy dyskontowej; czy też stopy zwrotu.

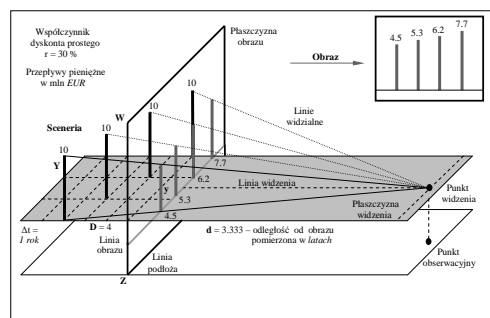
Zamieszczony na rys. 2 wykres nie do końca jednak zadowolą. Ilustruje wprawdzie istotę projekcji perspektywicznej, czyli odwołanie się do zasady proporcjonalności oraz do podobieństwa trójkątów prostokątnych, lecz zamiast obrazu mamy do czynienia z uproszczonym schematem ideowym.

Ilustrację pełniejszą i zarazem bardziej komunikatywną przedstawiono na rys. 3. Przede wszystkim zauważmy, że uwzględniana dotąd linia projekcji jest płaszczyzną obrazu. Obiektami obserwowanymi są „słupki” koloru czarnego o identycznych wysokościach, równoważnych kwocie 10 mln EUR. Zasada perspektywy głosi, że „słupki” bardziej oddalony jest postrzegany jako krótszy. Fakt ten odzwierciedlono na obrazie. Obserwowana na obrazie redukcja wysokości „słupków” jest więc zgodna z procesem widzenia. Uzasadniając dyskontowanie nie musimy zatem odwoływać się do sztucznych interpretacji. Celem dyskontowania jest bowiem stworzenie realistycznego obrazu, a bez perspektywy jest to niemożliwe.



Korzystając z okazji, na rys. 3 zaprezentowano pojęcia używane w projekcji perspektywicznej. Wśród nich zwróćmy uwagę na płaszczyznę widzenia, umieszczoną na wysokości oka obserwatora. Płaszczyzna widzenia jest jednak konstrukcją wyłącznie pomocniczą i dlatego jako błąd należy potraktować zaznaczenie na niej siatki opisującej upływ czasu. Siatkę należy uwzględnić, lecz na podłożu. To z kolei oznacza, że upływ czasu również powinien być pokazany na obrazie, a tego na rys. 3 brakuje. Przedstawiony w prawym, górnym rogu obraz jest zatem osobiwy w tym sensie, że nie pokazuje istniejącej „głębi” scenarii.

Obraz pożądany i zarazem realistyczny zamieszczono na rys. 4. Zauważmy, że redukcji poddano nie tylko nominalne wysokości „słupków”, lecz również następujące po sobie okresy nominalne. Wydaje się, że tego właśnie dotąd brakowało. Niezgodność w czasie dyskontowania hiperbolicznego odpowiada prawdzie, ale wyłącznie w wypadku uwzględnianej projekcji izometrycznej. Taki rodzaj projekcji jest jednak sprzeczny z procesem widzenia. Jeśli natomiast zastosujemy projekcję perspektywiczną, to stwierdzenie powinno być odmienne. Na udowodnienie czeka więc hipoteza, iż obrazy perspektywiczne są nie tylko realistyczne, lecz również zgodne.



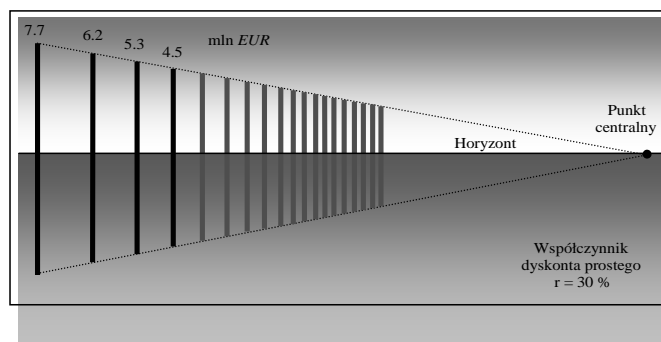
Rys. 3. Zgodność dyskontowania hiperbolicznego z projekcją perspektywiczną.  
Źródło: opracowanie własne.

W celu podkreślenia realizmu obrazu powiększono liczbę „słupków”, a efekt wzmocniono grafiką gradientową. Rozpoznajemy istniejącą „głębię”, zaś wysokości wszystkich „słupków” postrzegamy jako identyczne. Co więcej, ze zdziwieniem potraktujemy kogoś, kto w celu sprawdzenia identyczności sięgnie po linijkę i dokona na obrazie pomiarów. Bez uwzględnienia poprawek takie postępowanie jest bowiem niepoprawne.

### Dyskontowanie wykładnicze

Od strony wizualnej poprawność dyskontowania hiperbolicznego nie budzi zastrzeżeń. Problem tkwi w tym, że jest mało popularne, a zalety są przypisywane dyskontowaniu wykładniczemu. Sprawdźmy wobec tego, czy wiarygodność dyskontowania wykładniczego może być potwierdzona realistycznym obrazem perspektywicznym.

Rozpatrujemy inwestycję wymagającą początkowego nakładu finansowego na kwotę 1500 mln *EUR*. Oczekuje się, że po upływie roku, coroczne zyski pieniężne będą identyczne i wyniosą po 500 mln *EUR*. Przyjmując nominalną stopę procentową,  $r = 12\%$ , należy zbadać dopuszczalność inwestycji. Trzeba też opracować obraz perspektywiczny profilu przepływów pieniężnych, by stwierdzić, czy jest realistyczny.



Rys. 4. Renty roczne w perspektywie liniowej.

Źródło: opracowanie własne.

Zbadanie finansowej dopuszczalności inwestycji jest zadaniem trywialnym. Odwołujemy się do kryterium NPV i otrzymujemy następujący wynik:

$$\begin{aligned} \text{NPV} &= -1500 + 500 \times e^{-0.12 \times 1} + 500 \times e^{-0.12 \times 2} + 500 \times e^{-0.12 \times 3} + 500 \times e^{-0.12 \times 4} + 500 \times e^{-0.12 \times 5} \\ &= -1500 + 500 \times 0.8869 + 500 \times 0.7866 + 500 \times 0.6977 + 500 \times 0.6188 + 500 \times 0.5488 \\ &\approx -1500 + 443 + 393 + 349 + 309 + 274 = 268 \text{ (mln EUR)}. \end{aligned}$$

Stwierdzamy, że inwestycja jest dopuszczalna finansowo.

Otrzymane wyniki oraz dostępne dane ujęto w formie tablicy – nazywanej też macierzą, którą zamieszczono na rys. 5. Dołączono również skumulowane wielkości przepływów pieniężnych. Zauważmy, że wiersze dotyczą kolejnych

okresów, zaś poszczególne kolumny opisują zmiany w zdyskontowanych wartościach pieniężnych.

Na podstawie macierzy przepływów pieniężnych można sporządzić obraz nazywany niezbyt poprawnie „przestrzennym”. W tym celu należy najpierw opracować siatkę. Nastawieni niechętnie do perspektywy decydujemy się na sporządzenie siatki izometrycznej. Nie może to jednak być siatka prostokątna, gdyż wtedy trzeba zapomnieć o możliwości odwzorowania trzeciego wymiaru, czyli głębokości scenarii.

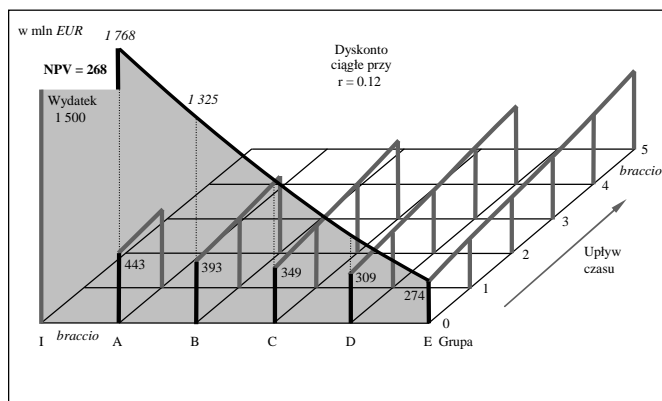
Obraz siatki izometrycznej przedstawiono na rys. 6. W ujęciu horyzontalnym przyjęto, że  $2 (cm) = 1 (braccio)$ , przy czym *braccio* jest umowną jednostką czegokolwiek, stosowaną przez artystów-malarzy i jest odpowiednikiem uwzględnianego przez ekonomistów *utilu*, oznaczającego jednostkę preferencji. Podobnie postąpiono w wypadku ujęcia wertykalnego, lecz tym razem założono, że  $1 (rok) = 2 (cm) = 1 (braccio)$ .

Współczynnik dyskontowy	Chwila	Przepływy pieniężne (w mln EUR)						
0.5488	5	*	*	*	*	*	500	
0.6188	4	*	*	*	*	500	443	
0.6977	3	*	*	*	500	443	393	Upływ czasu
0.7866	2	*	*	500	443	393	349	
0.8869	1	*	500	443	393	349	309	
1.0000	0	-1500	443	393	349	309	274	
Skumulowane			1768	1325	932	583	274	
Grupa		I	A	B	C	D	E	

Rys. 5. Macierz przepływów pieniężnych.

Źródło: opracowanie własne.

Dysponując siatką izometryczną, wykonanie pozostałej części ilustracji nie jest zadaniem skomplikowanym. Zamieszczone w macierzy przepływów pieniężnych wielkości należy najpierw zamienić na *braccia*, a następnie nanieść na siatkę. W tym wypadku przyjęto, że  $500 \text{ tys EUR} = 2 (cm) = 1 (braccio)$ . Szerokość, głębokość oraz wysokość zostały zatem wyrażone za pomocą identycznej jednostki pomiaru. To oczywiście nie przeszkadza przy „czytaniu” obrazu. Nie musimy przecież ujawniać uwzględnionej jednostki i dlatego na ryc. 6 zamieszczono wielkości wyrażone pieniężnie.



Rys. 6. Izometryczny obraz profilu przepływów pieniężnych.  
Źródło: opracowanie własne.

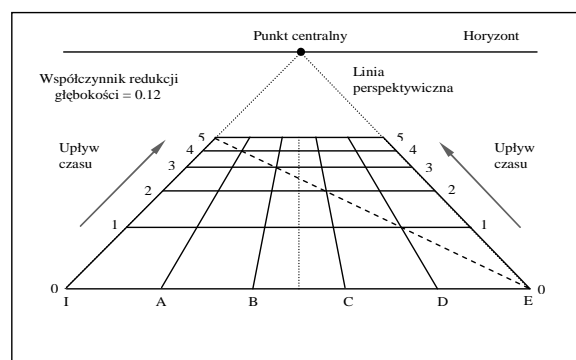
„Przeczytajmy” wobec tego otrzymany obraz izometryczny. Sekwencja „barierek” symbolizuje zdyskontowane na bieżąco wartości pieniężne. Dziwi zaś to, że w miarę upływu czasu wysokości „barierek” rosną, gdy tymczasem powinny być coraz mniejsze. Wydaje się jednocześnie, że cała konstrukcja jest u góry szersza, a u dołu węższa. Jeśli tak, to na ilustracji postrzegamy tzw. perspektywę odwrotną, stosowaną dawniej w Bizancjum oraz na Dalekim Wschodzie. Oczywiście, mamy do czynienia ze złudzeniem optycznym, gdyż w obu wypadkach szerokości są identyczne. Trzeba jednak postawić pytanie – czy efekt *tromp d’oeil* jest dopuszczalny na obrazie i nie kłóci się z pojęciem zgodności?

Rezygnujemy z dalszej analizy ilustracji, by przystąpić do wykonania obrazu perspektywicznego przepływów pieniężnych. W tym celu sporządzamy najpierw właściwą siatkę, którą przedstawiono na rys. 7. Dołączone opisy są takie same jak w macierzy z rys. 5. Dzięki temu bez trudu rozpoznajemy miejsca na siatce, gdzie ulokujemy wielkości pieniężne.

W odróżnieniu od obrazów izometrycznych, na obrazach perspektywicznych ważną rolę odgrywa horyzont. Na nim znajduje się bowiem punkt centralny, do którego muszą zbiegać się linie perspektywiczne, nazywane też liniami ortogonalnymi. Dodajmy, że zostały narysowane poprawnie, a świadczy o tym linia przerywana, przechodząca przez punkty przecięcia linii perspektywicznych z liniami poziomymi. Na zakończenie zauważmy, że linie perspektywiczne nie są prostymi. To z kolei oznacza, że już teraz mamy do czynienia z perspektywą

nieliniową. Nie jest to dobra wiadomość, gdyż taki rodzaj perspektywy jest słabo poznany. Zastosowania praktyczne są zatem utrudnione, a dokładniejsza weryfikacja obrazu jest wręcz niemożliwa. Jeśli tak, a perspektywa nieliniowa jest powiązana z dyskontowaniem wykładniczym, to faworyzowana metoda jest wyborem niezbyt szczęśliwym.

Jesteśmy pewni, że siatka perspektywiczna jest poprawna. Jeśli więc na obrazie wystąpią osobliwości, to przyczyna musi kryć się gdzie indziej. Popatrzmy wobec tego na obraz przepływów pieniężnych, który zamieszczono na ryc. 8. Stwierdzamy, że prezentuje się wbrew oczekiwaniom. Przede wszystkim zaskakuje dokonana zmiana w kierunku upływu czasu. Plan położony najdalej dotyczy chwili obecnej, zaś plany bliższe sięgają w przyszłość. Uczyniono tak dlatego, że „barierki” zamiast podążać do punktu centralnego wykazywały tendencję odwrotną. Obecne na obrazie izometrycznym złudzenie optyczne nie tylko pozostało, lecz uległo urzeczywistnieniu.



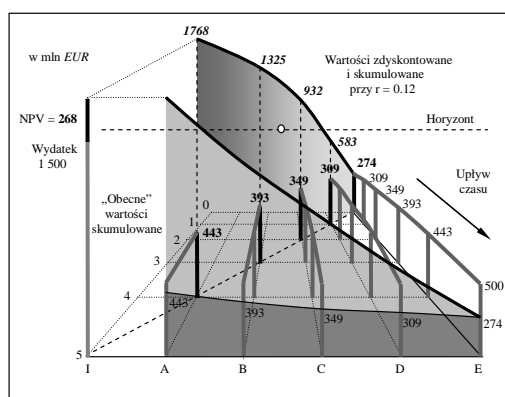
Rys. 7. Siatka do perspektywy nieliniowej.

Źródło: opracowanie własne.

Osobliwością kolejną jest odmienność w kształtowaniu się dwóch krzywych skumulowanych. Widzimy, że jedna z nich jest wklęsła, natomiast druga jest wypukła. Mamy więc do czynienia nie tylko z zagadką, lecz również z osobliwą niezgodnością. Winić za to należy obecność siatki perspektywicznej, a dokładniej – oddziaływanie perspektywy. Lecz przecież jej stosowanie nie jest zabronione. Tym samym pojawia się kolejna hipoteza, iż projekcja perspektywiczna oferuje realizm, który jednak może być okupiony brakiem zgodności.

Można wreszcie sprawdzić, że „barierki” wprawdzie zbiegają do punktu centralnego, oznaczonego kolorem białym, lecz do punktu nie trafiają. Mamy

więc do czynienia z perspektywą niepoprawną. Czy fakt ten świadczy o niedopuszczalności inwestycji, a może coś niedobrego kryje się w dyskontowaniu wykładniczym? Udzielenie właściwych odpowiedzi czeka na odkrywców.



Rys. 8. Profil przepływów pieniężnych w perspektywie nieliniowej.  
Źródło: opracowanie własne.

### Podsumowanie

Otrzymanie niepoprawnego obrazu perspektywicznego profilu przepływów pieniężnych wspiera formułowany zarzut, iż dyskontowanie wykładnicze jest sprzeczne z oczekiwaniami beneficjentów inwestycji. W celu wyeliminowania sprzeczności proponuje się dyskontowanie hiperboliczne, znane bardziej jako dyskontowanie proste. Propozycja miała dotąd charakter arbitralny, a brak merytorycznego uzasadnienia sprawił, że w ramach dyskontowania hiperbolicznego pojawiło się wiele wariantów. Doszło zatem do inflacji rozwiązań, na dodatek matematycznie trudnych i skomplikowanych.

Wydaje się, że skutecznym antidotum jest taka wizualizacja proponowanych rozstrzygnięć, aby każdy beneficjent mógł samodzielnie rozstrzygnąć, czy ma do czynienia z obrazem realnym. Właśnie dlatego odwołano się do obrazów perspektywicznych, które pozostają w zgodzie z procesem widzenia. Co więcej, pozwalają na kontrolę i weryfikację różnego rodzaju osobliwości, lecz jest to temat na odrębne opracowanie.

## Literatura

1. Cropper M., Laibson D., *The Implications of Hyperbolic Discounting for Project Evaluation*, NBER Working Paper 5635, June 1996.
2. Frederick S., Loewenstein G., O'Donoghue T., *Time Discounting: A Critical Review* (<http://mitsloan.mit.edu/facstaff/loewenstein.html>), October 31, 2001,
3. Frederick S., Loewenstein G., O'Donoghue T., *Time Discounting and Time Preference: A Critical Review*, *Journal of Economic Literature*, XL, s. 351-401.
4. Laibson D., *Golden Eggs and Hyperbolic Discounting*, *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), s. 443-447.
5. Rachlin H., *Notes on Discounting*, *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 85(3), s. 425-435.

## STRESZCZENIE

Coraz częściej podkreśla się, że dyskontowanie proste, nazywane też hiperbolicznym, jest lepsze od dyskontowania wykładniczego, i to pomimo takich wad, jak brak procedury składania, oraz możliwość niezgodnego uporządkowania preferencji względem upływu czasu. W pracy wykazano, że brak procedury składania jest zarzutem nieprawdziwym oraz co więcej, że to właśnie dyskontowanie hiperboliczne zasługuje na miano dynamicznego. Jeśli zaś chodzi o niezgodność uporządkowania preferencji, to problem dotyczy kontrowersyjnej projekcji izometrycznej. W wypadku uwzględnienia projekcji perspektywicznej, zdyskontowane hiperbolicznie wielkości prowadzą do obrazów realistycznych, na których osobliwości nie stwierdzono. Takie natomiast pojawiają się na obrazach perspektywicznych wynikających z dyskontowania wykładniczego.

## PERSPECTIVE IMAGES OF THE ANNUITIES PROFILE

### SUMMARY

It is saying more frequently that the simple discounting, known also as the hyperbolic one, is better than the exponential discounting despite of such defaults as the lack of the compounding procedure and of the time inconsistency in the preference ordering. It has been proved that the absence of the compounding procedure is untrue and what's more, it is the hyperbolic discounting which can be named as the dynamic one. For the time inconsistency problem it has been shown that it is about a controversial isometric projection. When a perspective projection is applied, the discounted hyperbolically

values form the realistic images on which none of curiosities were present. The last ones have appeared however on the perspective images based on the exponential discounting.

*Translated by J. Jakubczyc*

*Prof. zw. dr hab. Jerzy Jakubczyc*  
Uniwersytet Wrocławski  
jakubjez@prawo.uni.wroc.pl







Hence the solutions of the system of differential equations with the initial assumptions (2) and (3) turns into:

$$\begin{cases} N_1(t) = f(t) \\ N_i(t) = \left( \frac{f(t)}{N_1^0} \right)^{\frac{\gamma_i}{\gamma_1}} N_1^0 \exp\left\{ (\varepsilon_i - \varepsilon_1 \frac{\gamma_i}{\gamma_1})(t - t_0) \right\}, i = \overline{2, n}. \end{cases} \quad (6)$$

Knowing these functions we may find terms of repayment for every investment project. All we need is to solve the following system:

$$\begin{cases} N_1^0 = f(t_1^*) \\ N_i^0 = \left( \frac{f(t_1^*)}{N_1^0} \right)^{\frac{\gamma_i}{\gamma_1}} N_1^0 \exp\left\{ (\varepsilon_i - \varepsilon_1 \frac{\gamma_i}{\gamma_1})(t_1^* - t_0) \right\}, i = \overline{2, n}, \end{cases}$$

simplified:

$$\begin{cases} N_1^0 = f(t_1^*) \\ \ln f(t_1^*) = \ln N_1^0 + (\varepsilon_i - \frac{\gamma_i}{\gamma_1} \varepsilon_1)(t_1^* - t_0), i = \overline{2, n}. \end{cases} \quad (7)$$

Among all the solutions we choose the smallest non-negative. Then vector  $(t_1^*, t_2^*, \dots, t_n^*)$ , where  $t_i^*, i = \overline{1, n}$  - terms of repayment of every project, solves the system. If some of  $t_i^*, i = \overline{1, n}$  equals zero, the project is considered irrepayable and we shall not pay any attention to it.

Let us cast aside nearly impossible case, when  $\varepsilon_i \gamma_j - \varepsilon_j \gamma_i = 0$ , and assume that  $\varepsilon_i \gamma_j - \varepsilon_j \gamma_i > 0$ , i.e.  $\frac{\varepsilon_i}{\gamma_i} > \frac{\varepsilon_j}{\gamma_j}$ , then in accordance with (4):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N_i^{\gamma_j}}{N_j^{\gamma_i}} = +\infty. \quad (8)$$

Since  $N_i$  is bounded,  $N_j$  approaches zero.

So the preference should be given to the investment company which index  $\varepsilon/\gamma$  is the greatest.

Compute the expected profitability of every project. To do this we compute annual profit using evolutionary equations (6).



$$\left\{ \begin{array}{l} \dots\dots\dots \\ \frac{dN_2(t, A_m)}{dt} = (\varepsilon_2(A_m) - \gamma_2(A_m)F(N_1, N_2, \dots, N_n))N_2(t, A_m) \\ \dots\dots\dots \\ \frac{dN_n(t, A_1)}{dt} = (\varepsilon_n(A_1) - \gamma_n(A_1)F(N_1, N_2, \dots, N_n))N_n(t, A_1) \\ \frac{dN_n(t, A_2)}{dt} = (\varepsilon_n(A_2) - \gamma_n(A_2)F(N_1, N_2, \dots, N_n))N_n(t, A_2) \\ \dots\dots\dots \\ \frac{dN_n(t, A_m)}{dt} = (\varepsilon_n(A_m) - \gamma_n(A_m)F(N_1, N_2, \dots, N_n))N_n(t, A_m) \end{array} \right.$$

and the initial conditions:

$$N_i(t_0, A_k) = N_i^0, i = \overline{1, n}, k = \overline{1, m}. \quad (12)$$

Like in previous case, we solve this system, using the initial conditions, and the assumption about the 1<sup>st</sup> company's functioning, which evolution function now turns into:

$$N_1(t, A_k) = f(t, A_k), k = \overline{1, m}. \quad (13)$$

The solution:

$$\left\{ \begin{array}{l} N_1(t, A_k) = f(t, A_k) \\ N_i(t, A_k) = \left( \frac{f(t, A_k)}{N_1^0} \right)^{\frac{\gamma_i(A_k)}{\gamma_1(A_k)}} N_i^0 \exp\{(\varepsilon_i(A_k) - \varepsilon_1(A_k) \frac{\gamma_i(A_k)}{\gamma_1(A_k)})(t - t_0)\}, i = \overline{2, n}. \end{array} \right. \quad (14)$$

The selection of the best investor now depends on the state of environment. So, having the predicted indexes  $\varepsilon_i(A_k)$ ,  $\gamma_i(A_k)$ ,  $i = \overline{1; n}$ ,  $k = \overline{1; m}$ , we can define most attractive project.

Suppose that the case when  $\varepsilon_i(A_k)\gamma_j(A_k) - \varepsilon_j(A_k)\gamma_i(A_k) = 0$ ,  $k = \overline{1; m}$  is impossible, and  $\varepsilon_i(A_k)\gamma_j(A_k) - \varepsilon_j(A_k)\gamma_i(A_k) > 0$ , which means

$$\frac{\varepsilon_i(A_k)}{\gamma_i(A_k)} > \frac{\varepsilon_j(A_k)}{\gamma_j(A_k)}, k = \overline{1; m}, \text{ then in response to (14) we have}$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N_i^{\gamma_j(A_k)}(A_k)}{N_j^{\gamma_i(A_k)}(A_k)} = +\infty, k = \overline{1; m}. \quad (15)$$

As  $N_i$  is bounded, then  $N_j$  follows zero.

So when the  $k$ -th factor influences, we should prefer the investment company which index  $\frac{\varepsilon(A_k)}{\gamma(A_k)}$  is the largest.



the profitability is  $r_i(\tau, A_k) = \frac{W_i(\tau, A_k) - W_i(\tau - 1, A_k)}{W_i(\tau - 1, A_k)}$ ,  $\tau = \overline{2, T}$  and the expected

profitability of the project under conditions of the affect of  $k$ -th factor:

$$r_i(A_k) = \frac{1}{T} \sum_{\tau=2}^T r_i(\tau, A_k). \quad (20)$$

We should mark here, that one may compute the expected profitability of the project using this formulas and taking into account that among the numbers  $r_i(\tau, A_k)$  there are both coefficients of profitability and loss.

### Using the developed model

#### Example 1.

Consider a simple case, when the evolution of the investment projects is not being affected by the environment. Let us have 10 companies offering their money. The task is to find the most attractive project, even if it is known there is at least one reliable investor among them with good reputation and well thought-out investment policy. First we suppose the amount of capital inflow of every investor is equal. We know indexes  $\varepsilon_i$  and  $\gamma_i$ ,  $i = \overline{1, 10}$  predicted by the projects.

Table 1.

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$N_i^0$	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000
$\varepsilon_i$	0,38	0,28	0,38	0,42	0,3	0,45	0,44	0,5	0,34	0,41
$\gamma_i$	0,89	0,85	0,98	0,8	0,92	0,89	0,97	0,95	0,99	0,85

Suppose the evolution of the first investment project is given by the function.

$$N_1(t) = \begin{cases} N_1^0(1 + \varepsilon_1 t - \gamma_1 t + \frac{(\varepsilon_1 t)^2}{2}), t \leq t_0 \\ N_1^0(-1 + \gamma_1 t) + N_1^0(2 + \varepsilon_1 t_0 - 2\gamma_1 t_0 + \frac{(\varepsilon_1 t_0)^2}{2}), t \geq t_0 \end{cases}$$

and  $t_0 = 7$  years. For further calculations and plot construction we will use package *Mathematica*. Graphically evolution can be shown:

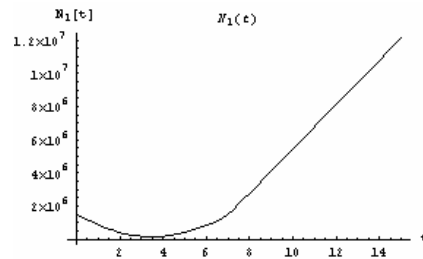


Fig. 1. Evolution in time of  $N_1(t)$ .

The equation for computing the repayment period of the investment was deduced earlier. We will use the first one. Obtain that this project will repay itself already in 7,036 years.

Substitute the function  $N_1(t)$  into equations for other projects:

$$N_i(t) = \begin{cases} (1 + \varepsilon_1 t - \gamma_1 t + \frac{(\varepsilon_1 t)^2}{2})^{\frac{\gamma_1}{\varepsilon_1}} N_2^0 \exp\{(\varepsilon_1 - \varepsilon_1 \frac{\gamma_1}{\varepsilon_1})t\}, & t \leq t_0 \\ (1 + \gamma_1 t + \varepsilon_1 t_0 - 2\gamma_1 t_0 + \frac{(\varepsilon_1 t_0)^2}{2})^{\frac{\gamma_1}{\varepsilon_1}} N_2^0 \exp\{(\varepsilon_1 - \varepsilon_1 \frac{\gamma_1}{\varepsilon_1})t\}, & t \geq t_0 \end{cases}$$

for  $i = \overline{2,10}$ . Construct plots for the rest 9 projects using data from Table 1.

Project 2:  $\varepsilon_2 = 0.28$ ,  $\gamma_2 = 0.85$ .

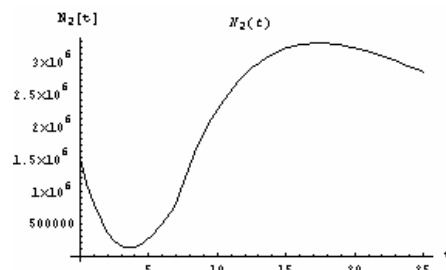


Fig. 2. Evolution in time of  $N_2(t)$ .

Such project repay itself in 8,13 years, but it is obvious from the plot that there comes the moment, when its profitability starts falling; the project becomes unprofitable.

Project 3:  $\varepsilon_3 = 0.38$ ,  $\gamma_3 = 0.98$ .



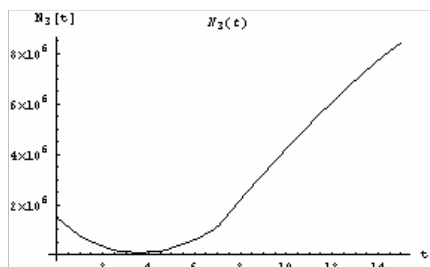


Fig. 3. Evolution in time of  $N_3(t)$ .

Repayment period: 7,27 years.

Project 4:  $\varepsilon_4 = 0.42$ ,  $\gamma_4 = 0.8$ .

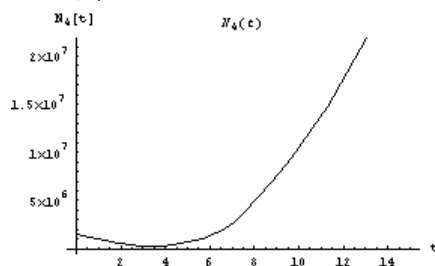


Fig. 4. Evolution in time of  $N_4(t)$ .

Repayment period: 6,547 years.

Project 5:  $\varepsilon_5 = 0.3$ ,  $\gamma_5 = 0.92$ .

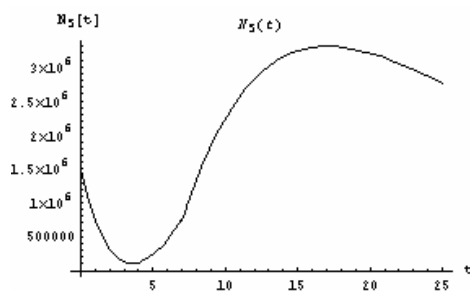


Fig. 5. Evolution in time of  $N_5(t)$ .

Repayment period: 8,274 years. Profits of such project decrease in time and there comes the moment when it becomes unprofitable.

Project 6:  $\varepsilon_6 = 0.45$ ,  $\gamma_6 = 0.89$ .

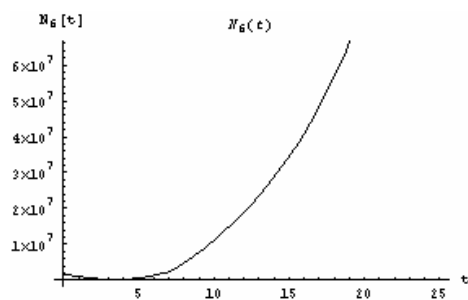


Fig. 6. Evolution in time of  $N_6(t)$ .

Repayment period: 6,619 years.

Project 8:  $\varepsilon_7 = 0.44$ ,  $\gamma_7 = 0.97$ .

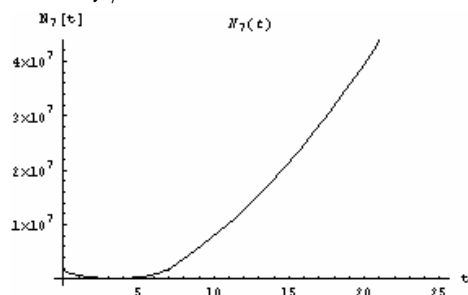


Fig. 7. Evolution in time of  $N_7(t)$ .

Repayment period: 6,867 years.

Project 8:  $\varepsilon_8 = 0.5$ ,  $\gamma_8 = 0.95$ .

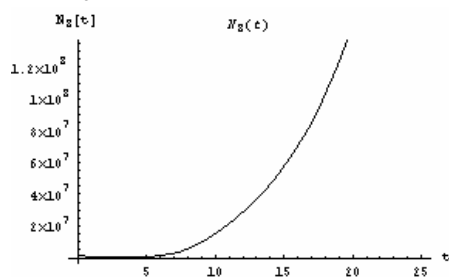


Fig. 8. Evolution in time of  $N_8(t)$ .

Repayment period: 6,543 years.

Project 9:  $\varepsilon_9 = 0.34$ ,  $\gamma_9 = 0.99$ .

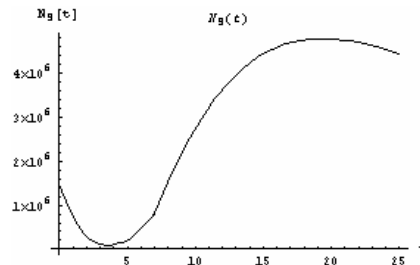


Fig. 9. Evolution in time of  $N_9(t)$ .

Repayment period: 7,94 years. Profits of such project decrease in time and there comes the moment when it becomes unprofitable.

Project 10:  $\varepsilon_{10} = 0.41$ ,  $\gamma_{10} = 0.85$ .

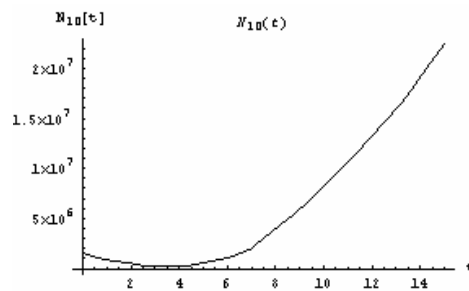


Fig. 10. Evolution in time of  $N_{10}(t)$ .

Repayment period: 6,719 years.

Let's form a table containing index  $\varepsilon_i/\gamma_i$  and repayment period  $t_i^*$ ,  $i = \overline{1,10}$ .

Table 2.

$i$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\varepsilon_i/\gamma_i$	0,427	0,329	0,388	0,525	0,326	0,506	0,454	0,526	0,343	0,482
$t_i^*$	7,036	8,13	7,27	6,547	8,274	6,619	6,867	6,543	7,94	6,719

It was shown that we should prefer the project with the largest  $\varepsilon_i/\gamma_i$ . That is why in our case we should prefer 4<sup>th</sup> and 8<sup>th</sup> projects. Moreover one can see the repayment periods of these projects are the smallest and almost equal. Find the expected profitability of every project. To do this we form a table of values of  $N_i(k)$ ,  $i = \overline{1;10}$ ,  $k = \overline{1;25}$  (Table 3). Then we compute annual profit for every project (Table 4) and coefficients of profitability (Table 5).

Table 3. Evolution  $N_i(t)$  in years

year	Number of investment project									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000	1500000
1	843300	715427	765599	966795	753781	904446	821720	891478	727722	907129
2	403200	287042	326923	538691	320387	463790	377294	445691	294837	469955
3	179700	106845	129209	281786	126638	221692	160466	206724	110474	227669
4	172800	90375,4	119091	294235	110836	228637	157788	217886	97371,1	229884
5	382500	186143	274901	650049	229665	542793	384949	559205	216959	514676
6	808800	365112	603369	1378260	453900	1230960	893447	1366770	459423	1102990
7	1451700	601218	1105650	2521950	757273	2369630	1734450	2804440	810731	2021330
8	2786700	1063610	2181640	4901980	1354270	4878600	3622900	6182180	1541690	3949740
9	4121700	1424540	3230510	7537520	1849760	7738950	5695680	10317600	2193660	6016730
10	5456700	1695070	4234070	10491100	2253050	10988400	7935530	15298000	2759300	8244870
11	6791700	1888380	5184770	13813900	2574640	14668500	10336900	21236400	3240500	10651400
12	8126700	2017080	6079360	17556300	2824700	18824400	12899000	28265800	3642420	13252100
13	9461700	2092250	6916780	21770500	3012640	23505900	15623300	36539100	3971480	16062700
14	10796700	2124750	7697210	26512700	3146990	28767300	18512700	46231100	4234480	19098900
15	12131700	2122250	8421620	31843800	3235390	34668200	21571200	57539700	4438180	22377400
16	13466700	2092360	9091410	37830300	3284640	41273500	24803500	70689200	4589060	25915400
17	14801700	2041260	9708320	44545000	3300770	48654400	28214800	85933200	4693230	29731000
18	16136700	1974130	10274300	52067900	3289090	56888700	31810800	103558000	4756360	33843300
19	17471700	1895260	10791300	60486800	3254270	66061300	35597600	123885000	4783640	38272600
20	18806700	1808200	11261500	69898000	3200390	76264900	39581800	147279000	4779850	43040200
21	20141700	1715680	11687000	80407500	3131000	87601000	43770300	174150000	4749300	48168700
22	21476700	1620610	12069900	92131900	3049220	100180000	48170400	204957000	4695890	53682200
23	22811700	1524330	12412400	105199000	2957700	114123000	52789500	240219000	4623130	59605900
24	24146700	1428530	12716400	119750000	2858780	129560000	57635700	280519000	4534160	65966700
25	25481700	1334380	12984000	135939000	2754440	146637000	62717100	326512000	4431790	72793300

Using formula (9) compute expected profitability of every project (Table 6). We obtained that only 2<sup>nd</sup>, 4<sup>th</sup>, 8<sup>th</sup> and 10<sup>th</sup> projects are profitable during first 25 years.

However graphical analysis has shown us that we should throw away 2<sup>nd</sup> project if we need a long-term project.

Table 4. Profit of every project (yearly).

year	Number of investment project									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	-656700	-784573	-734401	-533205	-746219	-595554	-678280	-608522	-772278	-592871
2	-440100	-428385	-438676	-428104	-433394	-440656	-444426	-445787	-432885	-437174
3	-223500	-180197	-197714	-256905	-193749	-242098	-216828	-238967	-184363	-242286
4	-6900	-16469,6	-10118	12449	-15802	6945	-2678	11162	-13102,9	2215
5	209700	95767,6	155810	355814	118829	314156	227161	341319	119587,9	284792
6	426300	178969	328468	728211	224235	688167	508498	807565	242464	588314
7	642900	236106	502281	1143690	303373	1138670	841003	1437670	351308	918340
8	1335000	462392	1075990	2380030	596997	2508970	1888450	3377740	730959	1928410
9	1335000	360930	1048870	2635540	495490	2860350	2072780	4135420	651970	2066990
10	1335000	270530	1003560	2953580	403290	3249450	2239850	4980400	565640	2228140
11	1335000	193310	950700	3322800	321590	3680100	2401370	5938400	481200	2406530
12	1335000	128700	894590	3742400	250060	4155900	2562100	7029400	401920	2600700
13	1335000	75170	837420	4214200	187940	4681500	2724300	8273300	329060	2810600
14	1335000	32500	780430	4742200	134350	5261400	2889400	9692000	263000	3036200
15	1335000	-2500	724410	5331100	88400	5900900	3058500	11308600	203700	3278500
16	1335000	-29890	669790	5986500	49250	6605300	3232300	13149500	150880	3538000
17	1335000	-51100	616910	6714700	16130	7380900	3411300	15244000	104170	3815600
18	1335000	-67130	565980	7522900	-11680	8234300	3596000	17624800	63130	4112300
19	1335000	-78870	517000	8418900	-34820	9172600	3786800	20327000	27280	4429300
20	1335000	-87060	470200	9411200	-53880	10203600	3984200	23394000	-3790	4767600
21	1335000	-92520	425500	10509500	-69390	11336100	4188500	26871000	-30550	5128500
22	1335000	-95070	382900	11724400	-81780	12579000	4400100	30807000	-53410	5513500
23	1335000	-96280	342500	13067100	-91520	13943000	4619100	35262000	-72760	5923700
24	1335000	-95800	304000	14551000	-98920	15437000	4846200	40300000	-88970	6360800
25	1335000	-94150	267600	16189000	-104340	17077000	5081400	45993000	-102370	6826600

**Example 2.**

Now consider a case with the influence of environment on the investment project. Let it be given with the complete set of pairwise independent events  $\{A_1, A_2, \dots, A_6\}$  with probabilities  $P(A_k)$ ,  $k = \overline{1, 6}$ . We have 3 companies offering their investments. Suppose the amount of capital inflows of every investor is equal regardless of the conditions.

Table 5. Coefficients of profitability for every project (yearly).

year	Number of investment project									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1										
2	-0,32983	-0,45399	-0,40268	-0,19711	-0,41921	-0,26009	-0,34478	-0,26743	-0,43947	-0,26262
3	-0,49216	-0,57936	-0,54929	-0,3999	-0,55295	-0,4506	-0,51212	-0,46394	-0,57411	-0,44579
4	-0,96913	-0,9086	-0,94883	-1,04846	-0,91844	-1,02869	-0,98765	-1,04671	-0,92893	-1,00914
5	-31,3913	-6,81481	-16,3993	27,58173	-8,51987	44,23485	-85,8249	29,57866	-10,1268	127,5743
6	1,032904	0,868784	1,108132	1,046606	0,887039	1,190526	1,238492	1,366012	1,027496	1,065767
7	0,508093	0,319256	0,529163	0,570548	0,352924	0,654642	0,653896	0,780253	0,448908	0,560969
8	1,076528	0,958409	1,142207	1,08101	0,967865	1,203422	1,245474	1,349454	1,080678	1,099887
9	0	-0,21943	-0,0252	0,107356	-0,17003	0,14005	0,097609	0,224316	-0,10806	0,071862
10	0	-0,25046	-0,0432	0,120674	-0,18608	0,136032	0,080602	0,204327	-0,13241	0,077964
11	0	-0,28544	-0,05267	0,125008	-0,20258	0,13253	0,072112	0,192354	-0,14928	0,080062
12	0	-0,33423	-0,05902	0,126279	-0,22243	0,12929	0,066933	0,18372	-0,16475	0,080685
13	0	-0,41593	-0,06391	0,126069	-0,24842	0,126471	0,063307	0,176957	-0,18128	0,080709
14	0	-0,56765	-0,06805	0,125291	-0,28514	0,123871	0,060603	0,171479	-0,20075	0,080268
15	0	-1,07692	-0,07178	0,124183	-0,34202	0,121546	0,058524	0,166797	-0,22548	0,079804
16	0	10,956	-0,0754	0,122939	-0,44287	0,119372	0,056825	0,162788	-0,2593	0,079152
17	0	0,709602	-0,07895	0,12164	-0,67249	0,117421	0,055379	0,159284	-0,30958	0,078462
18	0	0,313699	-0,08256	0,120363	-1,72412	0,115623	0,054144	0,156179	-0,39397	0,07776
19	0	0,174885	-0,08654	0,119103	1,981164	0,11395	0,053059	0,153318	-0,56788	0,077086
20	0	0,103842	-0,09052	0,117866	0,547387	0,1124	0,052128	0,150883	-1,13893	0,076378
21	0	0,062715	-0,09507	0,116701	0,287862	0,11099	0,051278	0,148628	7,060686	0,075698
22	0	0,027562	-0,10012	0,1156	0,178556	0,109641	0,050519	0,146478	0,748282	0,075071
23	0	0,012727	-0,10551	0,114522	0,1191	0,108435	0,049772	0,14461	0,362292	0,074399
24	0	-0,00499	-0,11241	0,11356	0,080857	0,107151	0,049165	0,142873	0,222787	0,073788
25	0	-0,01722	-0,11974	0,11257	0,054792	0,106238	0,048533	0,141266	0,150613	0,07323

Table 6. Expected profitability the project.

Number of investment project									
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
-1,2226	0,103138	-0,67405	1,226566	-0,37796	1,903003	-3,34044	1,364902	-0,19197	5,195829

We know indexes  $\varepsilon_i(A_k)$  and  $\gamma_i(A_k)$ ,  $i = \overline{1,3}$ ,  $k = \overline{1,6}$  predicted by the projects.

Preliminary data are shown in the table:

Table 7.

$\kappa$	1	2	3	4	5	6
$P(A_k)$	0,1	0,2	0,15	0,2	0,1	0,25
$\varepsilon_1(A_k)$	0,45	0,3	0,4	0,42	0,37	0,5
$\gamma_1(A_k)$	0,89	0,92	0,97	0,8	0,76	0,95
$\varepsilon_2(A_k)$	0,5	0,43	0,44	0,5	0,28	0,43
$\gamma_2(A_k)$	0,9	0,92	0,97	0,9	0,84	0,9
$\varepsilon_3(A_k)$	0,35	0,45	0,54	0,3	0,48	0,33
$\gamma_3(A_k)$	0,9	0,92	0,97	0,8	0,94	0,87

Let  $N_i^0 = 1500000$  monetary units,  $i = \overline{1,3}$ . Similarly to the case when there is no outer influence suppose that the evolution function for the first investment project is known and given by:

$$N_1(t, A_k) = \begin{cases} N_1^0(1 + \varepsilon_1(A_k)t - \gamma_1(A_k)t + \frac{(\varepsilon_1(A_k)t)^2}{2}), t \leq t_0 \\ N_1^0(-1 + \gamma_1(A_k)t) + N_1^0(2 + \varepsilon_1(A_k)t_0 - 2\gamma_1(A_k)t_0 + \frac{(\varepsilon_1(A_k)t_0)^2}{2}), t \geq t_0 \end{cases}$$

where  $k = \overline{1,6}$  and  $t_0 = 7$ .

We are using *Mathematica* for computations and to build plots of functions. Find the averaged solution for the first project:

$$\overline{N}_1(t) = \begin{cases} 1500 - 721.5t + 130.29t^2, t \leq 7 \\ -6532.29 + 1338t, t \geq 7 \end{cases}$$

The plot of this function is Fig. 11.

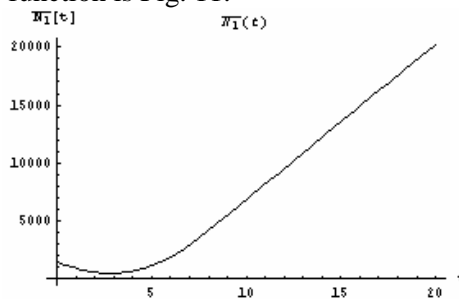


Fig. 11. Evolution in time of  $\overline{N}_1(t)$

Substitute  $N_1(t, A_k)$  into the solution for second and third project and find their averagings:

$$\overline{N}_2(t) = \begin{cases} 18 e^{0.04 t}(t - 4)(t - 3.13) + 13.5 e^{0.13 t}(t - 11.91)(t - 1.87) + \\ + 150 e^{-0.13 t}(1 - 0.39 t + 0.07 t^2)^{1.12} + 300 e^{0.03 t}(1 - 0.38 t + 0.09 t^2)^{1.125} + \\ + 150 e^{0.05 t}(1 - 0.44 t + 0.1 t^2)^{1.01} + 375 e^{-0.04 t}(1 - 0.45 t + 0.125 t^2)^{0.95}, t \leq 7 \\ 150 e^{-0.13 t}(-3.7 + .8t)^{1.12} + 300 e^{0.03}(-3 + 0.8t)^{1.125} + \\ + 150 e^{0.05 t}(-3.35 + 0.89 t)^{1.01} + 300 e^{0.13}(-7.6 + 0.92 t) + \\ + 375 e^{-0.04 t}(-2.7 + 0.95 t)^{0.95} + 225 e^{0.04 t}(-5.86 + 0.97 t)^2, t \geq 7 \end{cases}$$

The plot of this function looks like:

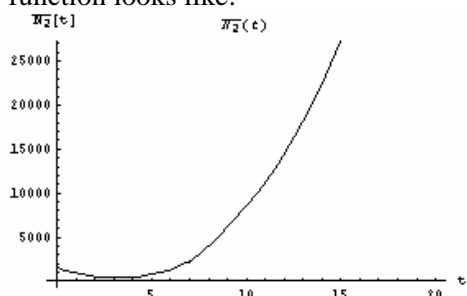


Fig. 12. Evolution in time of  $N_2(t)$

$$\bar{N}_3(t) = \begin{cases} 18e^{0.14t}(t-4)(t-3.125) + 13.5e^{0.15t}(t-11.92)(t-1.87) + \\ + 150e^{0.02t}(1-0.39t+0.07t^2)^{1.24} + 300e^{-0.12t}(1-0.38t+0.09t^2) + \\ + 150e^{-0.11t}(1-0.44t+0.1t^2)^{1.01} + 375e^{-0.13t}(1-0.45t+0.125t^2)^{0.92}, t \leq 7 \\ 150e^{0.02t}(-3.7+0.76t)^{1.24} + 300e^{-0.12t}(0.8t-2.94) + \\ 150e^{-0.11t}(-3.35+0.89t)^{1.01} + 300e^{0.15t}(0.92t-7.575) + \\ + 375e^{-0.13t}(0.95t-2.675)^{0.92} + 225e^{0.14t}(0.97t-5.86), t \geq 7 \end{cases}$$

The plot of this function looks like:

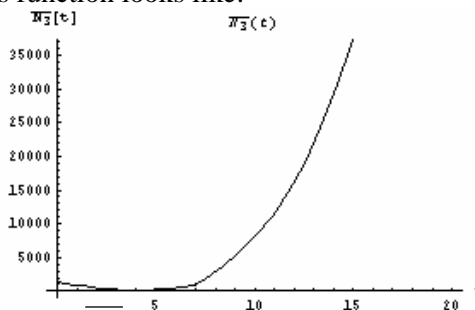


Fig. 13. Evolution in time of  $N_3(t)$

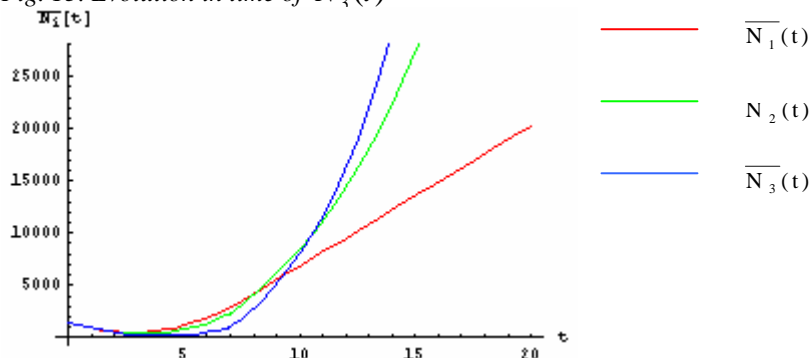


Fig. 14. Evolution in time of the averaged solutions



One can easily see that with such data, basing our decision upon the averaging, we should prefer the first project for short-term projects (to 10 years) and third one for the investment projects lasting over than 10 years.

Compute the index  $\frac{\varepsilon_i(A_k)}{\gamma_i(A_k)}$  for  $i = \overline{1;3}$ ,  $k = \overline{1;6}$ . Obtained results summa-

rized in the table 8. One can see that in every state of the environment there exists most attractive project (in states 1 and 4 – second, in states 2, 3, 5 – third, in the state 6 – first).

Using formulas find the averagings for the coefficients of increase and expenses.

$$\begin{aligned} \overline{\varepsilon_1} &= 0.411, \overline{\varepsilon_2} = 0.4375, \overline{\varepsilon_3} = 0.3965, \\ \overline{\gamma_1} &= 0.892, \overline{\gamma_2} = 0.9085, \overline{\gamma_3} = 0.891. \end{aligned}$$

Table 8.

$\kappa$	1	2	3	4	5	6
$\varepsilon_1(A_k)/\gamma_1(A_k)$	0,506	0,326	0,412	0,525	0,487	0,526
$\varepsilon_2(A_k)/\gamma_2(A_k)$	0,556	0,467	0,454	0,556	0,333	0,478
$\varepsilon_3(A_k)/\gamma_3(A_k)$	0,389	0,489	0,557	0,375	0,511	0,379

Find the solutions of the averaged system (denote them as  $\hat{N}_i(t)$ ):

$$\begin{aligned} \hat{N}_1(t) &= \begin{cases} 1500 - 721.5t + 126.69t^2, & t \leq 7 \\ -6708.65 + 1338t, & t \geq 7 \end{cases} \\ \hat{N}_2(t) &= \begin{cases} 1500e^{0.189t} (1 - 0.481t + 0.0845t^2)^{1.0185}, & t \leq 7 \\ 1500e^{0.189t} (-4.473 + 0.892t)^{1.0185}, & t \geq 7 \end{cases} \\ \hat{N}_3(t) &= \begin{cases} 1500e^{-0.014t} (1 - 0.481t + 0.0845t^2)^{0.999}, & t \leq 7 \\ 1500e^{-0.014t} (-4.473 + 0.892t)^{0.999}, & t \geq 7 \end{cases} \end{aligned}$$

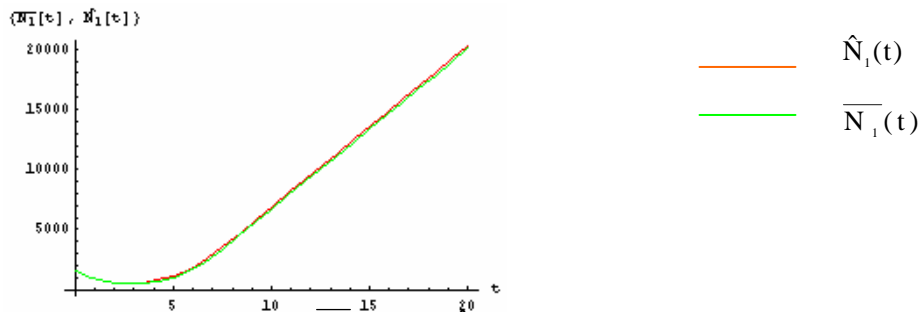


Fig. 15. Evolution in time of  $\hat{N}_1(t)$  and  $\overline{N}_1(t)$

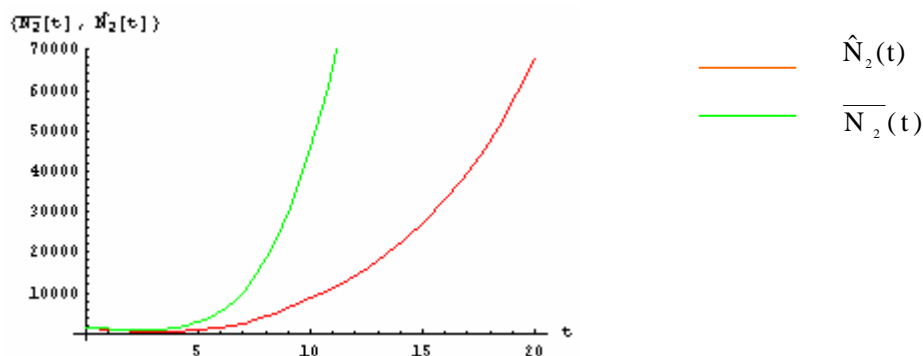


Fig. 16. Evolution in time of  $N_2(t)$  and  $\hat{N}_2(t)$

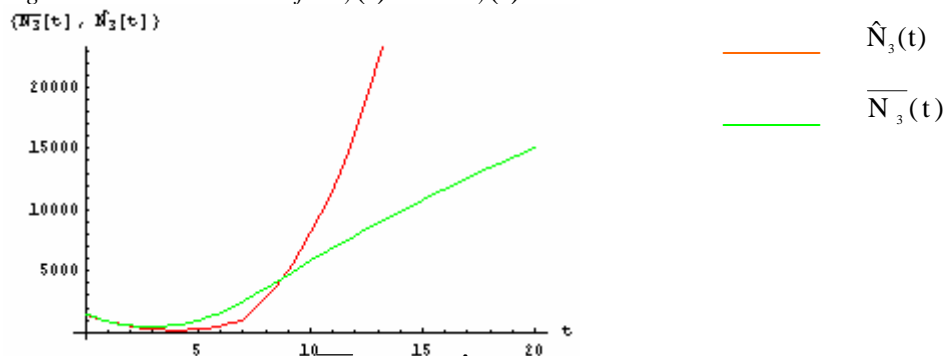


Fig. 17. Evolution in time of  $N_3(t)$  and  $\hat{N}_3(t)$

It is easy to see that the averaged solutions converge to the solutions of the averaged system only for the first project; for other projects this convergence needs additional conditions on the coefficients of increase and expenses.

### SUMMARY

The article presents certain model of choice of investment projects by firm in deterministic and stochastic approach. It is based on system of differential equation. The solution gives tool in decision process. Two numerical implementation of model are given.

### MODEL WYBORU PROJEKTÓW INWESTYCYJNYCH

### STRESZCZENIE

W artykule przedstawiono pewien model wyboru projektów inwestycyjnych przez firmę w wariacie deterministycznym i stochastycznym. Właściwym modelem tworzy układ równań różniczkowych zwyczajnych. Jego rozwiązanie pozwala na przyjęcie

odpowiedniej decyzji. Zaprezentowano dwa warianty implementacji numerycznej modelu.

*Tłumaczenie R. Kowal*

*Prof. zw. dr hab. Jarosław Jelejko*  
Uniwersytet Humanistyczno-Przyrodniczy w Kielcach

*Dr inż. Robert Kowal*  
Uniwersytet Humanistyczno-Przyrodniczy w Kielcach  
robert.kowal@pu.kielce.pl

KRZYSZTOF PIASECKI  
EDYTA TOMASIK

## O SPOSOBIE NIEPRECYZYJNEGO OKREŚLENIA ROZKŁADU STOPY ZWROTU

### Problem badawczy

Podstawowym problemem, przed jakim staje zarządzający ryzykiem inwestycji w instrumenty finansowe jest określenie rozkładu prawdopodobieństwa stóp zwrotu z tych instrumentów finansowych. Mandelbrot [6] zaproponował wykorzystywanie tutaj takich rozkładów, które mogłyby uchwycić leptokurtyczność i grube ogony stóp zwrotu. Badania przeprowadzone przez Famę [3] potwierdziły hipotezy Mandelbrota. Wskazuje to na potrzebę poszukiwania innych, nieskończenie podzielnych rozkładów prawdopodobieństwa posiadających grubsze ogony niż rozkład normalny, za których pomocą można by lepiej modelować empiryczne rozkłady stóp zwrotu danych finansowych. Na przykład badania empiryczne przeprowadzone przez Eberleina i Kellera [2] potwierdziły słuszność stosowania rozkładów hiperbolicznych do modelowania finansowego na rynku niemieckim. Potwierdzono również, iż zasadne jest wykorzystywanie rozkładów  $\alpha$ -stabilnych w przypadku rynku amerykańskiego.

Badania tego rodzaju prowadzone są także w odniesieniu do empirycznych rozkładów stóp zwrotu z instrumentów finansowych na polskim rynku. W pracy Jajugi [4] zaprezentowano badanie zgodności rozkładów empirycznych stóp zwrotu instrumentów finansowych notowanych na GPW w Warszawie z rozkładem normalnym.. Stwierdzono tam, że dla wszystkich spółek i indeksów giełdowych dzienne stopy zwrotu nie są zgodne z rozkładem normalnym. W przypadku tygodniowych oraz miesięcznych stóp zwrotu, w części przypadków nie było jednak podstaw do odrzucenia hipotezy o normalności analizowanych

szeregów czasowych. Analizując logarytmiczne stopy zwrotu wybranych instrumentów finansowych notowanych na GPW w Warszawie Szczepaniak [12] pokazał, że rozkłady  $\alpha$ -stabilny i hiperboliczny lepiej niż rozkłady gaussowskie aproksymują badane szeregi czasowe. Analogicznie jak u Jajugi, także w pracy Tarczyńskiego [13] hipoteza o normalności rozkładu stóp zwrotu została odrzucona. Podobne wyniki uzyskał Rokita [11] Wyniki przedstawione w pracy Witkowskiej i Kompy [14] jednoznacznie wskazują, że empiryczne rozkłady analizowanych szeregów czasowych stop zwrotu nie są zgodne z rozkładem normalnym.

Purczyński [10] wykazał, że modelowanie dziennych stóp zwrotu z indeksu WIG przy wykorzystaniu rozkładu GED lub rozkładu Laplace'a daje lepsze wyniki niż przy wykorzystaniu do tego celu rozkładu normalnego. Łażewski [5] wykazał, że dla wybranych spółek rozkłady  $\alpha$ -stabilne dają lepsze dopasowanie do danych empirycznych aniżeli rozkłady normalne.

Już to krótkie omówienie tych badań wskazuje na to, że poszczególni badacze zgodnie odrzucają rozkład normalny, jako model empirycznego rozkładu stopy zwrotu z instrumentu finansowego. Z drugiej strony jednak wyniki ich statystycznych analiz wskazują na różne rozkłady prawdopodobieństwa mogące być teoretycznymi modelami rozkładów stop zwrotu. Pewnym usprawiedliwieniem może być tutaj fakt, że w każdej ze wspomnianych prac badano różniące się okresem obserwacji szeregi czasowe różnych stóp zwrotu z różnych instrumentów finansowych. To zróżnicowanie rodzi postulat zaplanowania kompleksowych badań rozkładów stóp zwrotu obserwowanych na WGPW. Rozległy obszar tych badań i przypuszczalnie nieuniknione zróżnicowanie wniosków nakłada tutaj obowiązek przygotowania modelu syntezy wniosków zebranych w trakcie analizy empirycznych rozkładów stop zwrotu. Budowie pewnej propozycji takiego modelu będzie poświęcona ta praca.

Analizując szeregi czasowe obserwowane na rynkach finansowych wielokrotnie zauważamy, że ściśle badania zjawisk ilościowych na rynkach finansowych nie poddają się zasadzie generalizacji historycznej<sup>1</sup>. Spełnienie zasady generalizacji historycznej jest konieczne w przypadku badań naukowych polegających na poszukiwaniu predyktorów. Z sytuacją taką mamy do czynienia w przypadku poszukiwań rozkładów stóp zwrotu. Stanowi to przesłankę do

---

<sup>1</sup> Zobacz na przykład [9]

takiego poszukiwania takiego sposobu formułowania wniosków z analizy empirycznych rozkładów stóp zwrotu takiego, że zostanie zachowana zasada generalizacji historycznej. Jednym z takich sposobów może być nieprecyzyjne wyrażanie wniosków wynikających z analizy materiału empirycznego. Z tego powodu zostaną tutaj zaproponowane metody wypowiedzenia ostatecznych wniosków w kategoriach zbiorów rozmytych.

### Rozkłady dopuszczalne

Określamy zbiór

$$\mathcal{M} = \{M_i : i = 1, 2, \dots, n\} \quad (1)$$

wybranych rozkładów prawdopodobieństwa nad zbiorem liczb rzeczywistych. Do zbioru  $\mathcal{M}$  zaliczamy wszystkie te rozkłady prawdopodobieństwa, które w literaturze przedmiotu są łączone z empirycznymi rozkładami stóp zwrotu z instrumentów finansowych.

Głównym przedmiotem naszego badania będzie pochodzący z przedziału czasu  $[0, T]$  szereg czasowy kolejnych stóp zwrotu z wybranego instrumentu finansowego. Przedział  $[0, T]$  dzielimy na  $m$  równych podprzedziałów czasowych  $T_j$  o identycznej długości. Zapiszmy

$$\mathcal{F} = \{T_j : j = 1, 2, \dots, m; \cup_{j=1}^m T_j = [0, T]\} \quad (2)$$

Każdej parze  $(M_i, T_j) \in \mathcal{M} \times \mathcal{F}$  przypisujemy hipotezę zerową:

$$\mathcal{H}_0^{(i,j)} : \text{Stopy zwrotu z przedziału } T_j \text{ mają rozkład } M_i,$$

której przeciwstawiamy hipotezę alternatywną:

$$\mathcal{H}_1^{(i,j)} : \text{Stopy zwrotu z przedziału } T_j \text{ mają rozkład różny od } M_i.$$

Do weryfikacji wszystkich postawionych hipotez zerowych wykorzystujemy ten sam ustalony test statystyczny. Prowadząc weryfikację tych hipotez, dla każdego przedziału czasowego  $T_j \in \mathcal{F}$  wyróżniamy podzbiór  $\mathcal{M}_0^{(j)} \subset \mathcal{M}$  wszystkich takich rozkładów  $M_i \in \mathcal{M}$ , dla których brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej  $\mathcal{H}_0^{(i,j)}$ . Można śmiało tutaj przypuszczać, że istnieją takie zbiory  $\mathcal{M}_0^{(j)}$ , które zawierają więcej, niż jeden rozkład. Przykłady takich zbiorów możemy znaleźć w [12].

Za pomocą symbolu  $m_i$  oznaczymy częstość braku podstaw do odrzucenia hipotezy  $\mathcal{H}_0^{(i,j)}$  w kolejnych przedziałach  $T_j$ , co w formalny sposób możemy zapisać:

$$m_i = \frac{|\{T_j: M_i \in \mathcal{M}_0^{(j)}\}|}{m} \quad (3)$$

W ten sposób funkcja  $\mu_0: \mathcal{M} \rightarrow [0, 1]$  określona za pomocą tożsamości

$$\mu_0(M_i) = m_i \quad (4)$$

jest funkcją przynależności rozmytego podzbioru  $\mathcal{M}_0 \in [0,1]^{\mathcal{M}}$  rozkładów dopuszczalnych.

Jakości informacji reprezentowanych przez podzbiór rozkładów dopuszczalnych  $\mathcal{M}_0$  oceniać będziemy z punktu widzenia jej nieprecyzji. W obrazie nieprecyzji pojedynczej informacji wyróżnia się niewyrazistość informacji oraz niejednoznaczność informacji.

Niewyrazistość informacji interpretujemy, jako brak jednoznacznego rozróżnienia pomiędzy daną informacją i jej zaprzeczeniem. Oceniamy ją za pomocą miary entropowej [3] tutaj danej przez zależność

$$\mathcal{E}(\mathcal{M}_0) = 2 \cdot \sum_{i=1}^n \min\{m_i, 1 - m_i\} \quad (5)$$

Pożądanym jest oczywiście korzystanie z informacji o możliwie niskiej entropii.

Niejednoznaczność informacji interpretujemy, jako brak jednoznacznego wyróżnienia pomiędzy wieloma wskazanymi alternatywami jednej rekomendowanej alternatywy. Oceniamy je za pomocą miary energetycznej [10] tutaj danej przez zależność

$$F(\mathcal{M}_0) = \sum_{i=1}^n m_i \quad (6)$$

Pożądanym jest korzystanie z informacji o możliwie niskiej energii.

Zastosowanie tych kryteriów pozwoli na wybór zbioru rozkładów dopuszczalnych spośród takich zbiorów uzyskanych za pomocą różnych testów statystycznych.

### Studium przypadku

Głównym przedmiotem naszego badania będzie pochodzący z przedziału czasu od 17.11.1995 do 16.11.2007 szereg czasowy kolejnych dobowych logarytmicznych stóp zwrotu z notowań spółki BRE. Ten okres badań podzielono na następujące roczne podprzedziały obserwacji:

- $T_1$  okres od 17.11.1995 do 16.11.1996,

- $T_2$  okres od 17.11.1996 do 16.11.1997,
- $T_3$  okres od 17.11.1997 do 16.11.1998,
- $T_4$  okres od 17.11.1998 do 16.11.1999,
- $T_5$  okres od 17.11.1999 do 16.11.2000,
- $T_6$  okres od 17.11.2000 do 16.11.2001,
- $T_7$  okres od 17.11.2001 do 16.11.2002,
- $T_8$  okres od 17.11.2002 do 16.11.2003,
- $T_9$  okres od 17.11.2003 do 16.11.2004,
- $T_{10}$  okres od 17.11.1004 do 16.11.2005,
- $T_{11}$  okres od 17.11.2005 do 16.11.2006,
- $T_{12}$  okres od 17.11.2006 do 16.11.2007.

Punktem wyjścia do powyższego podziału przedziału czasowego Obserwacji jest data 17.11.2000. W dniu tym wprowadzono na WGPW systemu WARSET, co w znaczący sposób wpłynęło na zachowania inwestorów, a co zatem idzie także na rozkłady zmian stóp zwrotu.

Do zbioru  $\mathcal{M}$  badanych rozkładów prawdopodobieństwa zaliczymy następujące rozkłady:

- $M_1$  rozkład normalny;
- $M_2$  rozkład  $\alpha$  –stabilny;
- $M_3$  rozkład hiperboliczny;
- $M_4$  rozkład uogólniony hiperboliczny;
- $M_5$  rozkład NIG;
- $M_6$  rozkład VG;
- $M_7$  rozkład skośny t-Studenta;
- $M_8$  rozkład t-Studenta;
- $M_9$  rozkład GED.

Do weryfikacji każdej z hipotez zerowych  $\mathcal{H}_0^{(i,j)}$ , której przeciwstawiono hipotezę alternatywną  $\mathcal{H}_1^{(i,j)}$  zastosowano kolejno testy  $\chi^2$  i Kołmogorowa. Hipotezę zerową każdorazowo weryfikowano na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ . Uzyskane wyniki przedstawiono w Tabeli 1.

Porównując tutaj wyniki uzyskane przy pomocy testu  $\chi^2$  i testu Kołmogorowa, widzimy tutaj takie przypadki, kiedy hipoteza zerowa została odrzucona jedynie przy pomocy jednego z tych testów. Są to takie różnice, których nie można uzasadnić różną mocą testu. Fakt ten sygnalizuje potrzebę dyskusji nad



kryteriami doboru testu weryfikującego hipotezę zerową o rozkładzie stóp zwrotu.

Tabela 1. Wyniki testu hipotezy o rozkładzie stóp zwrotu.

Okres obserwacji	Test $\chi^2$								
	Typ rozkładu								
	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>3</sub>	M <sub>4</sub>	M <sub>5</sub>	M <sub>6</sub>	M <sub>7</sub>	M <sub>8</sub>	M <sub>9</sub>
T <sub>1</sub>		■	■		■		■	■	■
T <sub>2</sub>	■	■	■	■	■		■		■
T <sub>3</sub>	■	■	■	■	■		■		■
T <sub>4</sub>		■	■	■	■	■	■		■
T <sub>5</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>6</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>7</sub>		■	■	■	■		■	■	■
T <sub>8</sub>		■	■	■	■		■	■	■
T <sub>9</sub>		■	■	■	■		■	■	■
T <sub>10</sub>	■	■	■	■	■	■	■	■	■
T <sub>11</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>12</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1(Cd.). Wyniki testu hipotezy o rozkładzie stóp zwrotu.

Okres obserwacji	Test Kołmogorowa								
	Typ rozkładu								
	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>3</sub>	M <sub>4</sub>	M <sub>5</sub>	M <sub>6</sub>	M <sub>7</sub>	M <sub>8</sub>	M <sub>9</sub>
T <sub>1</sub>									
T <sub>2</sub>	■			■	■		■		
T <sub>3</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>4</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>5</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>6</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>7</sub>		■	■	■	■		■		■
T <sub>8</sub>		■	■	■	■		■	■	■
T <sub>9</sub>	■	■	■		■		■	■	■
T <sub>10</sub>	■	■	■	■	■	■	■	■	■
T <sub>11</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■
T <sub>12</sub>	■	■	■	■	■	■	■		■

■ Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej

Źródło: opracowanie własne.

Uderzający jest też fakt, że przy zastosowaniu testu Kołmogorowa zostały odrzucone wszystkie hipotezy zerowe dla okresu T<sub>1</sub> od 17.11.1995 do 16.11.1996. Oznacza to brak możliwości wskazania rozkładu stopy zwrotu.

Wydaje się, że z takim zjawiskiem możemy mieć do czynienia w przypadku młodych rynków wschodzących.

Korzystając z danych zebranych w Tabeli 1 oraz z zależności (3), (4), (5), (6) wyznaczamy dla każdego testu funkcję przynależności rozmytego podzbioru rozkładów dopuszczalnych oraz entropię i energię tego zbioru.

Tabela 2. Rozmyte zbiory rozkładów dopuszczalnych

Test	Stopnie przynależności									Entropia	Energia
	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	M <sub>3</sub>	M <sub>4</sub>	M <sub>5</sub>	M <sub>6</sub>	M <sub>7</sub>	M <sub>8</sub>	M <sub>9</sub>		
$\chi^2$	7	12	12	10	12	6	12	5	12	3,00	7,33
Kołmogorowa	9	10	10	10	11	7	11	3	10	3,50	6,75

Źródło: Opracowanie własne

Zatem można stwierdzić, że przy zastosowaniu testu  $\chi^2$  uzyskaliśmy informację bardziej wyrazistą, niż w przypadku stosowania testu Kołmogorowa. Z drugiej strony za pomocą testu Kołmogorowa otrzymaliśmy informację bardziej jednoznaczną niż za pomocą testu  $\chi^2$ . Brak jednak tutaj jakichkolwiek przesłanek, aby moc to spostrzeżenie uogólnić.

Jesteśmy w studiowanym przypadku bardzo odlegli od jednoznacznego wskazani „dopuszczalnych” rozkładów stopy zwrotu. Zatem kategorię historyczną nie jest możliwa.

### Podsumowanie

Pomimo przedstawionych powyżej pesymistycznych wniosków, rozpatrywane studium przypadku prowadzi do pewnych konstruktywnych ustaleń. W każdym wierszu Tabeli 2 obserwujemy rozmyty podzbiór dopuszczalnych rozkładów stop zwrotu. Stwierdzony w studium przypadku brak wyrazistego rozgraniczenia pomiędzy rozkładami dopuszczalnymi a pozostałymi w pełni uzasadnia to podejście. Wskazuje to na możliwość wykorzystania metod rozmytej matematyki finansowej do zarządzania ryzykiem finansowym.

W szczególnym przypadku możemy tutaj rozważać problem estymacji parametru  $Y \in \mathbb{R}$  charakteryzującego dany instrument finansowy. Podstawą empiryczną do wyznaczenia wartości tego parametru jest wektor obserwacji  $\bar{Y} \in \mathbb{R}^n$ . Jeśli dla rozkładu  $M_i \in \mathcal{M}$  istnieje estymator parametru  $Y \in \mathbb{R}$ , to zapisujemy go w postaci

$$\bar{Y}_i = f(\bar{Y}|M_i) \quad (7)$$

Ostateczne oszacowanie wartości estymatora parametru  $\mathbf{Y} \in \mathbb{R}$  przedstawiamy wtedy, jako podzbiór rozmyty  $\tilde{\mathbf{Y}} \in [0,1]^{\mathbb{R}}$  opisany za pomocą funkcji przynależności  $\mu: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$  określonej przez tożsamość

$$\mu(\tilde{\mathbf{Y}}_i) = m_i \quad (8)$$

gdzie wartości  $m_i$  zostały wyznaczone przez (3).

Jeśli estymowanym parametrem jest oczekiwana stopa zwrotu, to wtedy zależność (7) jest empirycznie uzasadnionym rozkładem oczekiwań stopy zwrotu opisanym w [7,8]. Obrazem ryzyka nieprecyzji rozkładu oczekiwań są wtedy wartości miar entropowej i energetycznej zbioru dopuszczalnych rozkładów prawdopodobieństwa stop zwrotu. Wartości wspomnianych miar zostały określone odpowiednio przez (5) i (6). Zatem istnieją formalne podstawy zastosowania zaprezentowanych nieprecyzyjnych oszacowań stóp zwrotu w analizie rynku finansowego.

Proponując w studium przypadku podział na przedziały obserwacji  $T_j \in \mathcal{F}$  pominięto problem identyfikacji stanów hossy, stagnacji i bessy. Zrobiono to z premedytacją, gdyż stosowanie narzędzi prognostycznych odrębnych dla poszczególnych rodzajów trendu jest zawsze obciążone błędem prognozy przyszłych tendencji na rynku finansowym. Ponadto w [9] pokazano, że wyodrębnienie rodzaju trendu może pogorszyć precyzję formułowanych wniosków. Fakt ten pokazuje, że dostępna prognoza trendu rynku wcale nie musi podnosić precyzji stawianych prognoz rynkowych.

W badaniu statystycznym zastosowano tutaj poziom istotności  $\alpha = 0,05$ . Ten poziom jest najwyższym ze stosowanych w praktyce ekonometrii. Zastosowanie niższego poziomu istotności powodowało jedynie nieuzasadniony wzrost niejednoznaczności informacji o rozkładzie stopy zwrotu. Należy jednak rozważyć i prześledzić skutki dalszego podniesienia wartości poziomu istotności, tym bardziej, że wtedy będzie malał błąd II rodzaju, to jest w tym przypadku błąd zaakceptowania niewłaściwego rozkładu stóp zwrotu.

## Literatura

1. Czogała E., Gottwald S., Pedrycz W., *On the concepts of measures of fuzziness and their application in decision making*, 8<sup>th</sup> Triennial World Congress IFAC, Kyoto 1981.
2. Eberlein E., Keller U., *Hyperbolic distributions in finance*, Bernoulli 1, 1994.
3. Fama E., *The behavior of stock market prices*, Journal of Business, 38, 1965.

4. Jajuga K., *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław 2000.
5. Łażewski M., *Zastosowanie  $\alpha$ -stabilnych rozkładów prawdopodobieństwa do analizy danych finansowych o wysokiej częstotliwości*, rozprawa doktorska, Akademia Ekonomiczna, Poznań 2007.
6. Mandelbrot B., *The variation of certain speculative process*, w: Cootner P.H. (red.), *The random character of stock market prices*, MIT Press, Cambridge, MA 1964.
7. Piasecki K., *Trójwymiarowy obraz ryzyka*, w: Hozer J. (red.) *Metody ilościowe w ekonomii*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego Nr 450, Szczecin 2007.
8. Piasecki K., *Obraz ryzyka w rozmytych przestrzeniach probabilistycznych*, w: Chrzan P. (red.) *Matematyczne i ekonometryczne metody oceny ryzyka finansowego*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice 2007.
9. Piasecki K., *O sposobie poszukiwania dobrej metody inwestowania na giełdzie*, w: Chrzan W. (red.) *Innowacje w finansach i ubezpieczeniach. Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne*, (przyjęte do druku).
10. Purczyński J., *Estymacja parametrów rozkładu GED*, w: Tarczyński W. (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, część I*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2002.
11. Rokita P., *Próba estymacji VaR na rynku polskim*, w: Tarczyński W. (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, część I*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2000.
12. Szczepaniak W., *Zastosowanie rozkładów stabilnych i hiperbolicznych do aproksymacji rozkładów stóp zwrotu GPW w Warszawie*, Materiały konferencyjne XXXVII Konferencji Ekonometryków, Statystyków i Matematyków Polski Południowej, Ustroń 2001.
13. Tarczyński W., Mojsiewicz M., *Zarządzanie ryzykiem*, PWE, Warszawa 2001.
14. Witkowska D., Kompa K., *Analiza własności stóp zwrotu akcji wybranych spółek*, w: Tarczyński W. (red.), *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, część I*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007.

### STRESZCZENIE

Teoretyczny model rozkładu prawdopodobieństwa zgodny z empirycznym rozkładem obserwowanej zmiennej nazywamy rozkładem dopuszczalnym tej zmiennej. W tej pracy jest dyskutowany problem wyboru dopuszczalnego rozkładu stopy zwrotu. Jest tutaj pokazane, że taki wybór jest niewyrazisty i niejednoznaczny. To było przesłanką

do określenia rozkładu dopuszczalnego, jako podzbioru rozmytego kolekcji rozpatrywanych rozkładów. Konieczność takiego ujęcia jest zilustrowana za pomocą studium empirycznego przypadku. Pokazano możliwość zastosowań otrzymanych wyników w analizie rynków finansowych. Na zakończenie autorzy zasugerowali dalszy kierunek statystycznych badań własności nieprecyzyjnie zdefiniowanego rozkładu dopuszczalnego.

## **ABOUT THE WAY OF IMPRECISE DEFINITION OF RETURN RATE DISTRIBUTION**

### **SUMMARY**

The theoretical model of the probability distribution consistent with the empirical distribution of the observed variable is called the acceptable distribution of this variable. There is a discussed problem of choice of the acceptable return rate distribution. Here it is shown that such choice is indistinct and ambiguous. It was a premise for determining the acceptable distribution as a fuzzy subset of considered distributions collection. The necessity of such a presentation is illustrated by means of the empirical case study. The possibility of application obtained results to financial markets analysis was shown. At the end authors suggested a further direction of the statistical research of imprecise defined acceptable distribution properties.

*Translated by K. Piasecki*

*Prof. zw. dr hab. Krzysztof Piasecki*  
Academia Ekonomiczna w Poznaniu  
k.piasecki@ae.poznan.pl

*Mgr Edyta Tomasik*  
Academia Ekonomiczna w Poznaniu  
edyta.tomasik@ae.poznan.pl



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

PAWEŁ SEWASTJANOW  
LUDMIŁA DYMOWA  
PAWEŁ BARTOSIEWICZ

**SYSTEM INFORMATYCZNY SYMULUJĄCY PROCES DECYZYJNY  
NA RYNKU KAPITAŁOWYM ZA POMOCĄ SYNTEZY LOGIKI  
ROZMYTEJ I TEORII ŚWIADECTW**

**Wstęp**

Podjęcie decyzji podczas inwestowania na rynku kapitałowym jest bardzo złożonym problemem. Trader w oparciu o pewne wskaźniki musi zdecydować kiedy otworzyć i zamknąć pozycję. Ze względu na liczbę analizowanych parametrów rynku, ciągłe ich zmiany oraz dodatkowo przeszkadzające emocje i zmęczenie wzrosło zainteresowanie komputerowymi systemami wspomagającymi podejmowanie decyzji traderskich. Eliminują one negatywny wpływ emocji oraz konsekwentnie realizują założoną strategię. Jednak w tym przypadku przeniesienie sposobu myślenia z człowieka na maszynę stanowi dodatkowy problem. Do tej pory nie odkryto technologii, która w sposób idealny rozwiązywałaby ten problem, ale powstało szereg podejść opartych na metodach sztucznej inteligencji dających się zastosować w tej dziedzinie. Jako najbardziej popularne można wymienić podejścia oparte na systemach neuronowych [1], algorytmach ewolucyjnych [8,10] oraz na syntezie tych metod [6,7].

Obiecujące są pierwsze próby zastosowania elementów teorii zbiorów przybliżonych [11] w budowaniu systemów wspomagających podejmowanie decyzji traderskich [13].

Jednak mimo zastosowania czasami bardzo skomplikowanych systemów traderskich rezultaty praktyczne otrzymane za ich pomocą są raczej niezadowalające [6]. Główną tego przyczyną jest nieuwzględnienie w nich (wykluczenie z analizy) rzeczywistej logiki traderów w procesie podejmowania decyzji [4]. W

celu bardziej przejrzystego odzwierciedlenia ludzkiego wnioskowania podczas podejmowania decyzji w niniejszej pracy został zaproponowany system, który jest syntezą logiki rozmytej [9] i Teorii Świadczeń Dempstera-Shafera (DST).

Połączenie tych metod pozwala uniknąć użycia sterownika rozmytego, a w wyniku tego przedstawić proces podejmowania decyzji traderskich w sposób bardziej naturalny, czyli w postaci wskaźników *Buy*, *Sell* i *Hold*.

### Reguły wnioskowania rozmytego na podstawie wskaźników analizy technicznej

Wiadomo, że najbardziej istotnymi parametrami dla podejmowania decyzji na rynku kapitałowym i na podstawie których analitycy rynkowi obliczają wskaźniki analizy technicznej są ceny zamknięcia kolejnych barów, zmiana cen na kolejnych barach w ujęciu przedziałowym, tzn. z uwzględnieniem całych zakresów wahań cen w ciągu poszczególnych barów, wielkość obrotu (wolumenu) na kolejnych barach.

Dlatego kryteria lokalne podejmowania decyzji zbudowano na podstawie trzech głównych parametrów:

- Różnica cen zamknięcia  $\Delta C = C_0 - C_1$ , gdzie:  $C_0$  to cena zamknięcia ostatniego baru,  $C_1$  to cena zamknięcia poprzedniego baru.

- Różnica cen w ujęciu przedziałowym

$$\Delta B = B_0 - B_1 = [L_0, H_0] - [L_1, H_1] = [L_0 - H_1, H_0 - L_1],$$

gdzie:  $B_0$  to przedział  $[L_0, H_0]$  ograniczony cenami minimalną i maksymalną ostatniego baru,  $B_1$  to przedział  $[L_1, H_1]$  ograniczony cenami minimalną i maksymalną poprzedniego baru. Ponieważ użycie przedziału  $\Delta B$  jako parametru jakości jest dość utrudnione, zamiast niego w systemie zastosowano centrum przedziału  $\Delta B$ :

$$\varepsilon = \frac{L_0 - H_1 + H_0 - L_1}{2}.$$

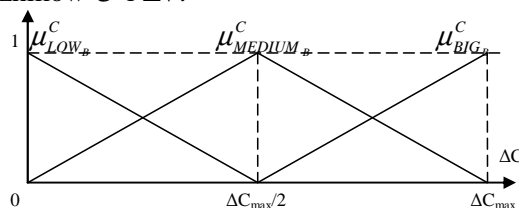
- Różnica wielkości obrotu  $\Delta V = V_0 - V_1$ , gdzie:  $V_0$  to wielkość obrotu ostatniego baru,  $V_1$  to wielkość obrotu poprzedniego baru.

Trader podejmując decyzje zwraca uwagę na wielkości opisanych powyżej parametrów. W porównaniu do ich poprzednich wartości określa czy są one wysokie, niskie, umiarkowane. Następnie według własnego schematu reaguje na zaistniałe sytuacje. Przykładowo: „jeśli  $\Delta C$  jest duże i  $\Delta V$  jest duże to kupuj”. Przy pomocy logiki rozmytej możemy określić lingwistyczne „mały”.

„średni”, „duży” przedstawić w formie matematycznej. W tym celu wykorzystuje się funkcje przynależności, które odwzorowują wartości wejściowe na wartości z przedziału  $[0,1]$ . Odwzorowanie reprezentuje stopień przynależności wartości wejściowej do określenia lingwistycznego, które przedstawia funkcja.

Dla każdego z przedstawionych parametrów zaproponowano trzy oceny lingwistyczne: Low, Medium i Big. Dodatkowo dla wskaźników  $\Delta C$  i  $\varepsilon$  zdecydowano się odróżnić, czy wartość wskaźnika przedstawia spadek czy wzrost cen, dlatego dla tych wskaźników ustalono pary określeń lingwistycznych w zależności od znaku wartości wejściowej. Dla  $\Delta C > 0$  są to:  $Low_B$ ,  $Medium_B$ ,  $Big_B$ , a dla  $\Delta C < 0$ :  $Low_S$ ,  $Medium_S$ ,  $Big_S$ .

Jako przykład, na rys.1 przedstawiono funkcje przynależności dla ocen lingwistycznych wartości wskaźnika  $\Delta C$ . Analogiczne zbudowano funkcje przynależności dla wskaźników  $\varepsilon$  i  $\Delta V$ .



Rys. 1. Funkcje przynależności dla „ $\Delta C$  jest  $Low_B$ ”, itd.

Jak widać, w systemie zastosowano trójkątne funkcje przynależności, co związane z dodatkowym problemem oszacowania wartości granicznych  $\Delta C_{min}$ ,  $\Delta C_{max}$  (oraz  $\varepsilon_{min}$ ,  $\varepsilon_{max}$ ,  $\Delta V_{min}$ ,  $\Delta V_{max}$ ). Ze względu na zmienność rynku wykorzystano wartości zmieniające się w czasie – minimalne i maksymalne wartości wskaźników z ostatnich  $k$  barów, gdzie  $k$  to parametr systemu wymagający optymalizacji.

Po ustaleniu funkcji przynależności należy zbudować reguły, na podstawie których będzie możliwe określenie, czy sytuacja przemawia za podjęciem decyzji kupna (*Buy*), sprzedaży (*Sell*), czy wstrzymaniem się od jakichkolwiek działań (*Hold*). W praktyce sytuacja jest jednak bardziej skomplikowana. W różnych przypadkach trader może wahać się pomiędzy decyzją *Buy/Sell* a wstrzymaniem się – *Hold*. Takie sytuacje będą oznaczone jako *Buy i Hold* oraz *Sell i Hold*.

Dlatego utworzono zbiór 36 reguł ( $R_1$ - $R_{36}$ ) wnioskowania rozmytego. Przykładowo reguły  $R_1$ ,  $R_3$ ,  $R_{20}$ ,  $R_{21}$  zostały zdefiniowane następująco:



$R_1$ : jeśli  $\Delta C$  jest  $Big_B^C$  i  $\Delta V$  jest  $Big^V$  to Buy,

$R_3$ : jeśli  $\Delta C$  jest  $Big_B^C$  i  $\Delta V$  jest  $Low^V$  to (Buy i Hold),

$R_{20}$ : jeśli  $\Delta C$  jest  $Big_S^C$  i  $\Delta V$  jest  $Medium^V$  to Sell,

$R_{21}$ : jeśli  $\Delta C$  jest  $Big_S^C$  i  $\Delta V$  jest  $Low^V$  to (Sell i Hold).

Metoda budowania reguł odzwierciedla proste rozumowanie: jeśli  $\Delta C$  lub  $\varepsilon$  przedstawiają wzrost cen (są większe od 0) i są duże to kupujemy, jeśli  $\Delta C$  lub  $\varepsilon$  wskazują na spadek cen (są mniejsze od 0) i są duże to sprzedajemy, ale zawsze patrzymy na wielkość  $\Delta V$ , która weryfikuje siły sygnałów  $\Delta C$  lub  $\varepsilon$ . Gdy  $\Delta C$  lub  $\varepsilon$  zbliżają się do wartości 0, bądź gdy  $\Delta V$  zbliża się do wartości minimalnej to zaczynamy się coraz bardziej wahać, a nawet wstrzymujemy się od podjęcia jakichkolwiek decyzji kupna bądź sprzedaży.

W zgodności z ogólnymi zasadami logiki rozmytej określimy operator „i” jako funkcję *min*.

### Reprezentacja reguł wnioskowania rozmytego w duchu teorii świadectw Dempstera-Shafera

Z analizy merytorycznej systemu reguł  $R_1$ - $R_{36}$  wynika, że wartości poprzedników (części „jeśli”) mogą być w sposób naturalny potraktowane jako moce świadectw na korzyść decyzji *Buy*, *Sell*, *Hold*, lub jako prawdopodobieństwa trafności (słuszności) tych decyzji. Innymi słowy, mogą one być potraktowane w ramach teorii świadectw Dempstera-Shafera (*DST*) jako elementy bazowego rozkładu prawdopodobieństwa (*basic probability assignment-bpa*). Takie podejście daje dodatkowe możliwości analityczne dla rozwiązywania sformułowanego problemu rozmytego wnioskowania w procesie podejmowania decyzji kupna i sprzedaży, np. w odróżnieniu od klasycznej teorii prawdopodobieństwa, w *DST* elementy *bpa* mogą być przypisane zarówno pojedynczym zdarzeniom (*Buy*, *Sell*, *Hold*), jak i grupom zdarzeń (*Buy* i *Hold*, *Sell* i *Hold*).

Opiszemy pokrótce niektóre podstawowe pojęcia *DST* potrzebne w dalszej analizie [2,3,12].

Teoria Dempstera-Shafera może być traktowana jako uogólnienie teorii prawdopodobieństwa Bayesa i jednocześnie teorii możliwości Zadeha. W teorii *DST* stopnie pewności oraz możliwości można przypisywać zarówno pojedynczym zdarzeniom jak i grupom zdarzeń. Prawdopodobieństwo grupy może być nawet niższe od prawdopodobieństwa jednego zdarzenia.

**Podstawowe pojęcia DST:**

Przestrzeń rozważań  $\Theta$  (*frame of discernment*) jest zbiorem wszystkich hipotez.  $\Theta = \{h_1, h_2, \dots\}$

Podstawowe przyporządkowanie prawdopodobieństwa (*bpa - basic probability assignment*) dla  $\Theta$  jest funkcją  $m: 2^\Theta \rightarrow [0,1]$  taką, że  $m(\emptyset) = 0$ ,  $\sum_{x \in 2^\Theta} m(x) = 1$ , gdzie  $\emptyset$  jest zbiorem pustym.

Elementy ogniskowe (*focal elements*) są to takie podzbiory  $\Theta$ , dla których podstawowe przyporządkowanie prawdopodobieństwa ma wartość większą od 0,  $m(A) > 0$ .

Funkcja pewności jest miarą wiarygodności poszlak przemawiających na rzecz B. Dla każdego  $B \subseteq \Theta$ :

$$Bel(B) = \sum_{i=1}^n m(A_i), \quad A_i \subseteq B, \quad i=1, \dots, n, \quad Bel(\emptyset) = 0, \quad Bel(\Theta) = 1.$$

Funkcja możliwości jest miarą wiarygodności poszlak przemawiających nie przeciwko B.

Dla każdego  $B \subseteq \Theta$ :

$$Pl(B) = \sum_{i=1}^n m(A_i), \quad A_i \cap B \neq \emptyset, \quad i=1, \dots, n, \quad Pl(\emptyset) = 1, \quad Pl(\Theta) = 1.$$

Z definicji wynika, że  $0 \leq Bel \leq Pl \leq 1$ .

Przedział pewności (*belief interval*) reprezentuje pewność (niepewność) danego zdania  $[Bel(A), Pl(A)]$ . Przedział ten odpowiada pewności wiedzy o stopniu prawdziwości danego zdania. Jeżeli nie posiadamy żadnych informacji na temat jakiegoś zdania A, to przedział jest równy  $[0,1]$ . Im więcej będziemy mieli informacji na jego temat, tym węższy będzie przedział.

Nietrudno zauważyć, że w naszym przypadku przestrzeń rozważań składa się z pięciu hipotez (możliwych decyzji): *Buy, Sell, Buy i Hold, Sell i Hold, Hold*.

Używając metodologii i podstawowych pojęć DST reguły  $R_1$ - $R_{36}$  możemy przedstawić w formie podstawowego przyporządkowania prawdopodobieństwa. Na przykład, regułom  $R_1, R_3, R_{20}, R_{21}$  zostały przekształcone w formę:

$$m_{1BUY} = \min(\mu_{BIG_B}^C, \mu_{BIG}^V), \quad m_{3BUY i HOLD} = \min(\mu_{BIG_B}^C, \mu_{LOW}^V),$$

$$m_{20SELL} = \min(\mu_{BIG_S}^C, \mu_{MEDIUM}^V), \quad m_{21SELL i HOLD} = \min(\mu_{BIG_S}^C, \mu_{LOW}^V).$$

Oczywiście ostateczne moce świadectw na korzyść decyzji *Buy*, *Sell*, *Buy i Hold*, *Sell i Hold*, *Hold* możemy obliczyć jako sumy odpowiednich lokalnych świadectw. Przy tym sumujemy wartości świadectw opartych na różnicy cen zamknięcia i różnicy cen w ujęciu przedziałowym. Jednak w praktyce świadectwa oparte na różnicy cen zamknięcia i na różnicy cen w ujęciu przedziałowym mogą okazać się nierównoważne dla różnych traderów. Dlatego zastosowaliśmy metodę agregacji świadectw pochodzących z różnych źródeł [5], w zgodności z którą, w obliczeniach sumarycznych świadectw wprowadziliśmy dodatkowy parametr  $\alpha$  ( $0 \leq \alpha \leq 2$ ), który podlega optymalizacji i odzwierciedla względną ważność świadectw opartych na  $\Delta C$  i  $\varepsilon$ . W ten sposób otrzymano  $m(\text{Buy})$ ,  $m(\text{Sell})$ ,  $m(\text{Buy i Hold})$ ,  $m(\text{Sell i Hold})$ . Ponieważ wartości  $m(\text{Buy})$ ,  $m(\text{Sell})$ ,  $m(\text{Buy i Hold})$ ,  $m(\text{Sell i Hold})$  generalnie nie spełniają podstawowego dla *bpa* warunku  $\sum_{x \in 2^\Theta} m(x) = 1$ , użyliśmy dodatkowej procedury skalowania pozwalają-

cej wykorzystać reguły logiki rozmytej w duchu *DST*.

Na podstawie przedstawionych wcześniej wzorów i podstawowych definicji *DST* otrzymujemy miary pewności i możliwości dla decyzji *Buy*, *Sell* i *Hold*:

$$Bel(\text{Buy}) = m(\text{Buy}), \quad Pl(\text{Buy}) = m(\text{Buy}) + m(\text{Buy i Hold}),$$

$$Bel(\text{Sell}) = m(\text{Sell}), \quad Pl(\text{Sell}) = m(\text{Sell}) + m(\text{Sell i Hold}),$$

$$Bel(\text{Hold}) = m(\text{Hold}),$$

$$Pl(\text{Hold}) = m(\text{Hold}) + m(\text{Buy i Hold}) + m(\text{Sell i Hold}).$$

Otrzymaliśmy zatem po dwie różne przesłanki mówiące o mocy decyzji *Buy*, *Sell* i *Hold*. W celu otrzymania łatwiejszych w interpretacji wskaźników postanowiliśmy zagregować wartości funkcji pewności i możliwości z uwzględnieniem ich względnej ważności:

$$\text{Buy} = \beta \cdot Bel(\text{Buy}) + (1 - \beta) \cdot Pl(\text{Buy}),$$

$$\text{Sell} = \beta \cdot Bel(\text{Sell}) + (1 - \beta) \cdot Pl(\text{Sell}),$$

$$\text{Hold} = \beta \cdot Bel(\text{Hold}) + (1 - \beta) \cdot Pl(\text{Hold}),$$

gdzie  $\beta$  ( $0 \leq \beta \leq 1$ ) to dodatkowy parametr systemu, który podlega optymalizacji.

Kolejnym krokiem przygotowania systemu było określenie metody decydowania o zakupie i sprzedaży na podstawie otrzymanych wskaźników *Buy*, *Sell* i *Hold*. Na podstawie wstępnej analizy zdecydowaliśmy się na sposób wy-

korzystający dwie średnie kroczące:  $n$ -okresową krótkoterminową i  $m$ -okresową długoterminową ( $1 < n < m$ ) obliczane dla naszych wskaźników. Średnie kroczące obliczamy ze wzorów:

$$\begin{aligned} Buy_{sr}^n &= \frac{\sum_{i=1}^n Buy_i}{\sum_{i=1}^n Buy_i + \sum_{i=1}^n Sell_i + \sum_{i=1}^n Hold_i}, & Buy_{sr}^m &= \frac{\sum_{i=1}^m Buy_i}{\sum_{i=1}^m Buy_i + \sum_{i=1}^m Sell_i + \sum_{i=1}^m Hold_i}, \\ Sell_{sr}^n &= \frac{\sum_{i=1}^n Sell_i}{\sum_{i=1}^n Buy_i + \sum_{i=1}^n Sell_i + \sum_{i=1}^n Hold_i}, & Sell_{sr}^m &= \frac{\sum_{i=1}^m Sell_i}{\sum_{i=1}^m Buy_i + \sum_{i=1}^m Sell_i + \sum_{i=1}^m Hold_i}, \\ Hold_{sr}^n &= \frac{\sum_{i=1}^n Hold_i}{\sum_{i=1}^n Buy_i + \sum_{i=1}^n Sell_i + \sum_{i=1}^n Hold_i}, & Hold_{sr}^m &= \frac{\sum_{i=1}^m Hold_i}{\sum_{i=1}^m Buy_i + \sum_{i=1}^m Sell_i + \sum_{i=1}^m Hold_i}. \end{aligned}$$

Decyzję kupna (otwarcie długiej pozycji) podejmujemy, gdy wskaźniki  $Buy_{sr}^n$  i  $Buy_{sr}^m$  rosną oraz jest to poparte wzrostem ceny zamknięcia ( $\Delta C > 0$ ). Dodatkowym warunkiem otwarcia pozycji jest, aby różnica ceny maksymalnej i ceny minimalnej baru nie przekroczyła 70% szerokości  $l$ -okresowej Wstęgi Bollingera. Długość okresu  $l$  stała się parametrem systemu i podlega optymalizacji. Pozycję zamykamy w przypadkach:

- $Buy_{sr}^n$  przecięła od góry  $Buy_{sr}^m$ ,
- $Buy_{sr}^n$  stała się mniejsza od wartości granicznej obliczonej w momencie otwarcia pozycji ze wzoru:  $Buy_{gr}^n = Buy_{sr1}^n - (Buy_{sr0}^n - Buy_{sr1}^n)$ , gdzie:  $Buy_{sr0}^n$  to wartość krótkoterminowej średniej kroczącej wskaźnika  $Buy$  ostatniego baru,  $Buy_{sr1}^n$  to wartość krótkoterminowej średniej kroczącej wskaźnika  $Buy$  poprzedniego baru,
- cena spadła poniżej wartości zwykłego stopu startowego  $SL$  (*Stop Loss*), bądź stopu kroczącego  $TS$  (*Trailing Stop*), gdzie:  $SL = TS = C_0 - stop$ . Wartość  $stop$  to parametr systemu i podlega optymalizacji,
- cena zamknięcia przekroczyła wartość zysku  $TP$  (*Take Profit*), gdzie:  $TP = C_0 + take$ . Podobnie wartość  $take$  jest parametrem systemu i podlega optymalizacji,

- różnica ceny maksymalnej i ceny minimalnej baru przekroczyła wartość graniczną *rozp* oraz cena zamknięcia uległa spadkowi. Wartość *rozp* również jest parametrem systemu i podlega optymalizacji.

Sposób otwierania i zamykania pozycji krótkiej (sprzedaży) jest analogiczny.

### Optymalizacja i testowanie systemu

Do optymalizacji i testowania systemu wykorzystano system *WealthLab* wyposażony w rzeczywiste dane historyczne notowań kontraktu terminowego na indeks WIG20 Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Jako kryterium optymalizacji przyjęto zysk w punktach, jaki zarabiałyby jeden kontrakt. Optymalizowanymi parametrami systemu były:  $k$  – głębokość poszukiwania minimalnych i maksymalnych wartości wskaźników;  $\alpha$  – względna ważność świadectw opartych na różnicy cen zamknięcia i na różnicy cen w ujęciu przedziałowym;  $\beta$  – względna ważność miary pewności i miary możliwości;  $n$  – okres krótkoterminowych średnich kroczących wskaźników *Buy*, *Sell* i *Hold*;  $m$  – okres długoterminowych średnich kroczących wskaźników *Buy*, *Sell* i *Hold*;  $l$  – okres Wstęgi Bollingera; *stop* – wartość ograniczenia ryzyka zleceń *Stop Loss*, *Trailing Stop*; *take* – wartość zysku zlecenia *Take Profit*; *rozp* – graniczna rozpiętość cen pojedynczego baru.

Pierwszą fazę testu przeprowadzono na horyzoncie 30 minutowym (czas, który obejmuje pojedynczy bar). Długość okresu optymalizacyjnego dobrano tak, aby liczba przeprowadzonych w nim transakcji przez system była około 100. Czasem takim okazało się 9 tygodni. Jako procedurę optymalizacji wybrano metodę Monte Carlo, której zadaniem było znaleźć takie parametry systemu, aby zmaksymalizować kryterium optymalizacji. W praktyce rynek zmienia się gwałtownie, ponieważ schematy zachowań animatorów rynku często ulegają zmianie, dlatego okres testujący musi być zdecydowanie krótszy – przyjęliśmy 2 tygodnie. Z tego względu przeprowadzono kilka optymalizacji i testów w następujący sposób: wybrano 9 tygodni danych historycznych jako okres uczący; przetestowano na następujących po nich 2 tygodniach; następny okres optymalizacyjny zbudowano z 7 ostatnich tygodni poprzedniego okresu uczącego i dodano do nich cały poprzedni okres testujący (2 tygodnie), kolejny okres testujący to następne 2 tygodnie danych historycznych. Tą procedurę powtarzano, aby budować kolejne okresy uczące i testujące.

Wyniki pierwszej fazy testowania przedstawiono w tabeli 1. Wyniki wskazują, że system po optymalizacji jest w stanie przynosić dochody. Niestety w dwóch okresach testujących przyniósł straty. Przyczyny mogą być różne: we wspomnianych okresach rynek stał się nieprzewidywalny (zawodzą wszystkie systemy), diametralnie zmieniła się sytuacja w stosunku do okresu uczącego, bądź nie odnaleziono maksimum globalnego w drodze optymalizacji Monte Carlo.

Tabela 1. Wyniki działania systemu w okresach testujących dla 30 minutowego horyzontu czasowego.

Okres Testujący	03.12.2007	17.12.2007	31.12.2007	14.01.2008	28.01.2008
	14.12.2007	28.12.2007	11.01.2008	25.01.2008	08.02.2008
Zysk, zł	203	-340	-60	124	199
Liczba Transakcji	24	18	17	33	27
Skuteczność, %	62,5	22,22	47,05	45,45	66,67

Źródło: opracowanie własne.

Oznacza to, że w przypadku „rzeczywistej gry” na giełdzie należy mieć przygotowane odpowiednie procedury postępowania na wypadek, gdy system zawodzi. Można na przykład obserwować liczbę następujących po sobie błędnych transakcji i wstrzymać działanie systemu, gdy zostanie przekroczona założona wartość graniczna.

Drugi etap testowania przeprowadzono na horyzoncie 15 minutowym. Zastosowano dokładnie taką samą metodę optymalizacji i testowania. Skrócono tylko długość okresu uczącego z 9 do 6 tygodni, ponieważ w takim czasie system generował około 100 transakcji. Wyniki tej fazy testów przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki działania systemu w okresach testujących dla 15 minutowego horyzontu czasowego.

Okres Testujący	03.12.2007	17.12.2007	31.12.2007	14.01.2008	28.01.2008
	14.12.2007	28.12.2007	11.01.2008	25.01.2008	08.02.2008
Zysk, zł	64	-61	-91	-116	116
Liczba Transakcji	37	42	43	51	50
Skuteczność, %	54,05	42,86	48,84	37,25	52

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testowania systemu na horyzoncie 15 minutowym w porównaniu do wyników z poprzedniej próby wskazują, że do obecnej sytuacji na rynku

bardziej pasują 30 minutowe bary. Mimo to korzystne jest sprawdzanie, czy optymalizacja na tym horyzoncie czasowym daje oczekiwane wyniki, ponieważ rynek może się zmienić. Daje to także możliwość dywersyfikacji kapitału (można grać wykorzystując dwa, bądź więcej, wariantów systemu).

Zadaniem kolejnego testu było odpowiedzieć na pytanie, czy system zwracający najwyższy zysk w okresie uczącym będzie najlepiej spisywał się w okresie testującym. W tym celu wykonano kilkakrotnie optymalizację parametrów systemu na okresie od 01.10.2007 do 30.11.2007 i porównano ze sobą uzyskane w ten sposób „warianty systemu” w czasie od 03.12.2007-14.12.2007. Zastosowany horyzont czasowy to 30 minut. Wyniki przedstawiono w tabeli 3:

Tabela 3. Wyniki działania systemu z różnymi zestawami parametrów w okresie testującym od 03.12.2007 do 14.12.2007.

	Wariant 1	Wariant 2	Wariant 3	Wariant 4	Wariant 5
Zysk w okresie uczącym, zł	945	724	673	725	825
Zysk w okresie testującym, zł	203	-21	-16	120	105
Liczba Transakcji	24	16	18	20	18
Skuteczność, %	62,5	56,25	50	60	61,11

Źródło: opracowanie własne.

Wariant systemu, który w okresie uczącym osiągnął najwyższy zysk, okazał się w tym przypadku najlepszym również w okresie testującym. Wskazuje to, że warto poszukiwać maksimum globalnego, pomimo dużej ilości parametrów optymalizacji.

### Podsumowanie

W oparciu o logikę rozmytą i teorię Dempstera-Shafera utworzony został system, który na wyjściu generuje trzy sygnały *Buy*, *Sell* i *Hold*. Poprzez krótkoterminowe i długoterminowe wygładzenie tych sygnałów opracowano taktykę podejmowania decyzji kupna i sprzedaży. Niewątpliwą zaletą systemu jest możliwość optymalizacji na danych historycznych, co pozwala dostosować go do specyfiki danego rynku. W przeprowadzonych testach system pokazał, że jest w stanie przynosić znaczne dochody. Jednak testy wykazały także jego wady: wrażliwość na zmiany sytuacji na rynku oraz wrażliwość na zmiany parametrów systemu, co wymusza na traderze ciągłego nadzorowania systemu.

## Literatura

1. Baba N., Kozaki M., An intelligent forecasting system of stock price using neural networks. Proceedings of IJCNN'92, 1992.
2. Dempster A. P., *A generalization of Bayesian inference* (with discussion). J. Roy. Stat. Soc. 30, 1968.
3. Dempster A. P., Upper and lower probabilities induced by a multi-valued mapping. Ann. Math. Stat. 38, 1967.
4. Dourra H., Siy P., *Investment using technical analysis and fuzzy logic*. Fuzzy Sets and Systems, 2002, 127.
5. Ferson S, Sentz K., Combination of Evidence in Dempster-Shafer Theory. SANDIA Report, 2002, 25.
6. Kim K. J., Han I., Genetic algorithms approach to feature discretization in artificial neural networks for the prediction of stock price index. Expert Systems with Applications, 2000, 19.
7. Kuo R. J., Chen C. H., Hwang Y. C., An intelligent stock trading decision support system through integration of genetic algorithm based fuzzy neural network and artificial neural network. Fuzzy Sets and Systems, 2001, 118.
8. Mahfoud S., Mani G., Financial forecasting using genetic algorithms. Applications of Artificial Intelligence, 1996, 10.
9. Mamdani E., Assilian S., An experiment in linguistic synthesis with a fuzzy logic controller. Int. J. Mach. Studies, 1975, 1.
10. Mehta K., Bhattacharyy S., Adequacy of training data for evolutionary mining of trading rules. Decision Support Systems, 2004, 37.
11. Pawlak Z., Rough Sets. International Journal of Information and Computer Science, 1982, 11.
12. Shafer G., *A mathematical theory of evidence*, Princeton University Press, 1976.
13. Shen L., Loh H. T., *Applying rough sets to market timing decisions*, Decision Support Systems, 2004, 37.

## STRESZCZENIE

Przedstawiono system informatyczny symulujący zoptymalizowany proces podjęcia decyzji na rynku kapitałowym. W opracowaniu systemu użyto syntezy różnych metod: tradycyjnych wskaźników analizy technicznej, metod wielokryterialnych, metod logiki rozmytej oraz teorii świadectw Dempstera-Shafera. Zastosowanie takiej syntezy metod pozwala zbudować system optymalizujący podjęcie decyzji kupna i sprzedaży



aktywów w sposób najbardziej naturalnie odzwierciedlający charakter myślenia osób zajmujących się profesjonalną działalnością na giełdzie papierów wartościowych. Ostateczne zagadnienie sformułowane zostało jako problem optymalizacji w warunkach niepewności. Efektywność opracowanego systemu sprawdzona została na rzeczywistych danych. W tym celu wykorzystano notowania kontraktu terminowego na indeks WIG20 Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Do optymalizacji i testowania systemu wykorzystano dane z okresu od października 2007 r. do lutego 2008 r.

**A COMPUTER BASED SYSTEM SIMULATING DECISION MAKING  
PROCESS IN THE STOCK MARKET WITH USE OF THE SYNTHESIS  
OF FUZZY LOGIC AND DEMPSTER-SHAFER THEORY OF  
EVIDENCE**

**SUMMARY**

A computer based system simulating optimized decision making process in the stock market is presented. The synthesis of different methods such as technical analysis, multiple-criteria decision making, fuzzy logic and Dempster–Shafer theory of evidence is used. This synthesis allows to build a system which optimizes the trading decisions reflecting the trader’s type of reasoning in a natural way. Finally, the problem is formulated as the task of optimization under uncertainty conditions. The efficacy of the elaborated system is proved using the real quotation of futures on index WIG20 of the Warsaw Stock Exchange. The data from November of 2007 to February of 2008 have been used for optimization and testing of the system.

*Translated by P. Sewastjanow*

*Prof. dr hab. inż. Paweł Sewastjanow*  
Politechnika Częstochowska  
sevast@icis.pcz.pl

*Dr hab. inż. prof. P.Cz. Ludmiła Dymowa*  
Politechnika Częstochowska  
dymowa@gmail.com

*Mgr inż. Paweł Bartosiewicz*  
Politechnika Częstochowska



PAWEŁ SEWASTJANOW  
KRZYSZTOF KACZMAREK

## ZASTOSOWANIE OFERT KUPNA I SPRZEDAŻY W ZOPTYMALIZOWANEJ STRATEGII HANDLU PAPIERAMI WARTOŚCIOWYMI

### Wstęp

W wyniku gwałtownego rozwoju technologii z sektora IT współczesny trader wyposażony jest w szereg systemów wspomagających jego pracę. Jednak większość z nich oparta jest na analizie już zaistniałych zdarzeń (np. zamknięć, transakcji), które stanowią odzwierciedlenie nastrojów panujących na rynku w danym czasie. W niniejszym artykule przedstawiono założenia systemu informatycznego, którego funkcjonowanie oparte jest na analizie zmian w strukturach rynków ofert kupna i ofert sprzedaży. Wyodrębniono elementy mające największy wpływ na kształtowanie się kursu danego papieru wartościowego. W pracy przedstawiono system traderski oparty na powyższych założeniach, opracowany z użyciem metod logiki rozmytej, metod optymalizacji wielokryterialnej i teorii świadectw Dempstera-Shafera.

### Podstawowe założenia metody

Przedstawiony informatyczny system traderski generuje decyzje transakcyjne w oparciu o analizę informacji związanych z zachodzącymi zmianami w strukturach rynków najlepszych ofert kupna i najlepszych ofert sprzedaży. Podstawowymi składnikami systemu są wskaźniki, zaprojektowane w celu uzyskania zbioru parametrów odzwierciedlających sytuację panującą na parkiecie w danym okresie. Ze względu na trudności występujące w analizie wartości osiągniętych przez poszczególne wskaźniki postanowiono w oparciu o nie sformuło-

wać kryteria lokalne za pomocą funkcji przynależności, na podstawie których został skonstruowany zbiór reguł. Kolejnym etapem jest ujęcie tych reguł za pomocą świadectw Demstera-Shafera. W ten sposób skonstruowany system został poddany procesowi optymalizacji i weryfikacji.

### Prezentacja wskaźników

W oparciu o szczegółową analizę rynku najlepszych ofert kupna i sprzedaży skonstruowano grupę wskaźników, które odzwierciedlają charakter rynku w danym momencie czasu.

#### Wskaźnik rynku ofert (WRO)

Wskaźnik rynku ofert WRO jest wykładnikiem sytuacji panujących na rynku ofert kupna i sprzedaży. Jego wartość określana jest na podstawie iloczynu dwóch wskaźników strukturalnych: wskaźnika kupna (WK) oraz wskaźnika sprzedaży (WS) [3]. W ten sposób dwa sygnały określające sytuację na rynku zastąpiono jednym. Zastosowanie multiplikatywnego połączenia wskaźników WK i WS zdecydowanie ułatwiło dalszą analizę rynku oraz usprawniło pracę systemu (m.in. uzyskano mniejszą liczbę reguł w systemie decyzyjnym). Opisane wskaźniki obliczamy na podstawie wzorów:

$$WRO_j = WK_j * WS_j$$

gdzie:

$$WK_j = \left( \frac{SCOK_j}{\frac{\sum_{i=1}^{\text{glebokosc}} (SCOK_{j-i} * WSO_i)}{\text{glebokosc}}} \right)^2, \quad SCOK_j = \frac{\sum_{i=1}^{\text{ilosc}} (WolK_{j,i} * CenaK_{j,i})}{\sum_{i=1}^{\text{ilosc}} (WolK_{j,i})}$$

$$WS_j = \left( \frac{SCOS_j}{\frac{\sum_{i=1}^{\text{glebokosc}} (SCOS_{j-i} * WSO_i)}{\text{glebokosc}}} \right)^2, \quad SCOS_j = \frac{\sum_{i=1}^{\text{ilosc}} (WolS_{j,i} * CenaS_{j,i})}{\sum_{i=1}^{\text{ilosc}} (WolS_{j,i})}$$

$WK_j$  – wskaźnik kupna w  $j$ -tej chwili,  $WS_j$  – wskaźnik sprzedaży w  $j$ -tej chwili,  $WolK_{j,i}$  – wolumen  $i$ -tej oferty kupna w  $j$ -tej chwili,  $CenaK_{j,i}$  – cena  $i$ -tej oferty kupna w  $j$ -tej chwili,  $WolS_{j,i}$  – wolumen  $i$ -tej oferty sprzedaży w  $j$ -tej chwili,  $CenaS_{j,i}$  – cena  $i$ -tej oferty sprzedaży w  $j$ -tej chwili,  $SCOK_j$  – średnia cena najlepszych ofert kupna w  $j$ -tej chwili,  $SCOS_j$  – średnia cena najlepszych ofert

sprzedaży w  $j$ -tej chwili, *ilosc* – ilość najlepszych ofert (kupna/sprzedaży), *globosc* – ilość poprzedzających transakcji,

Jeżeli wartość wskaźnika WRO oscyluje wokół 1 to świadczy to, że na rynku panuje równowaga między rynkiem byków a rynkiem niedźwiedzi (WK, WS  $\approx$  1) bądź też może być wynikiem zdecydowanie różnych informacji płynących z rynku ofert ( WK $>$ 1, WS $<$ 1 lub WK $<$ 1, WS $>$ 1). W tej sytuacji (WRO $\approx$ 1) zalecana jest powściągliwość w podejmowaniu decyzji. Decyzję kupna najlepiej należy podejmować w momencie, gdy wartość wskaźnika WRO zdecydowanie przekracza wartość 1 (WRO $\gg$ 1). Taki stan powstaje, gdy rynek byków przewyższa rynek niedźwiedzi (WK $>$ 1, WS $>$ 1). Sytuacja przeciwna (gdy rynek niedźwiedzi przewyższa rynek byków) przejawia się wartością wskaźnika WRO zdecydowanie poniżej wartości 1 (WRO $\ll$ 1). Pojawienie się tego stanu stanowi mocną przesłankę informującą o zaistniałych warunkach do sprzedaży danego papieru wartościowego.

#### **Wskaźnik $\Delta V$**

Wskaźnik  $\Delta V$  obliczany jest na podstawie zmian wartości wolumenu. Założono, że wolumen obrotów powinien potwierdzać trend główny. W trakcie występowania trendu wzrostowego powinien osiągać wysokie wartości podczas wzrostu kursu do nowych maksimów, a przy trendzie spadkowym powinien rosnać, gdy kurs osiąga kolejne minima (wskaźnik  $\Delta V > 0$ ). W sytuacji, gdy wolumen nie potwierdza trendu należy liczyć się z możliwością zmiany tendencji na rynku (wskaźnik  $\Delta V < 0$ ).

Wartość zmiany wolumenu oblicza się jako:  $\Delta V_j = \left( V_j - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n V_{j-i} \right)$ , gdzie

$V_j$  – wartości obrotów w  $j$ -tej chwili,  $n$  – głębokość uśrednienia (wybrana ilość ostatnich notowań).

#### **Wskaźnik $\Delta EMA$**

Wskaźnik  $\Delta EMA$  powstaje na podstawie średnich ruchomych wartości danego papieru wartościowego.

$$\Delta EMA_j = EMA_j - EMA_{j-1}$$

gdzie:  $EMA_j = KURS_j * K + SR_{j-1} * (1 - K)$ ,  $K = 2/(n+1)$  – mnożnik,  $n$  – ilość notowań uwzględniana w obliczeniach,  $KURS_j$  – cena danego papieru war-

tościowego uzyskana w  $j$ -tej transakcji,  $SR(j)$  – średnia ruchoma wartości danego papieru wartościowego w  $j$ -tej,  $SR_j = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n KURS_{j-t}$ .

W oparciu o analizę wartości przyjmowanych przez wskaźnik  $\Delta EMA$  można prognozować wydarzenia na danym rynku. Zmiana znaku wartości  $\Delta EMA$  ( $\Delta EMA_j < 0$ ,  $\Delta EMA_j > 0$ ) stanowi sygnał informujący o możliwości zmiany trendu panującego na rynku.

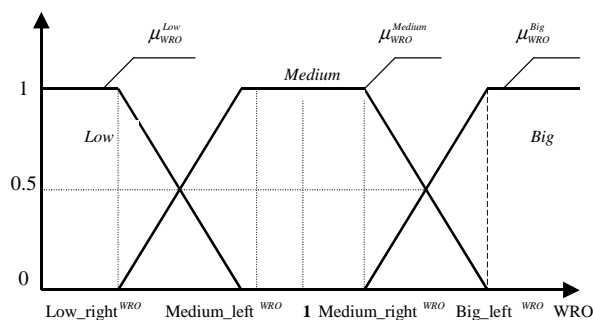
### Formalizacja kryteriów lokalnych za pomocą funkcji przynależności

Ze względu na potrzebę określenia rzeczywistej wartości informacyjnej poszczególnych wskaźników zastosowano funkcje kryterialne, oparte na wskaźnikach  $WRO$ ,  $\Delta EMA$  i  $\Delta V$ . Kryteria te skonstruowano w oparciu o metodę teorii zbiorów rozmytych [4]. Stanowią odwzorowanie wartości poszczególnych wskaźników na wartości z przedziału  $[0,1]$ . Ponieważ w praktyce wartość wskaźników oceniana jest przez tradera w formie lingwistycznej, postanowiono przedstawić je w formie trzech takich ocen lingwistycznych *Low*, *Medium* i *Big*. W rezultacie skonstruowano funkcje kryterialne  $\mu_{WRO}^{Big}, \mu_{WRO}^{Medium}, \mu_{WRO}^{Low}, \mu_{EMA}^{Big}, \mu_{EMA}^{Medium}, \mu_{EMA}^{Low}, \mu_V^{Big}, \mu_V^{Medium}, \mu_V^{Low}$ . Indeks dolny  $WRO$  oznacza, że funkcja charakteryzuje moc sygnału związanego z rynkiem najlepszych ofert kupna i sprzedaży. Indeksy  $EMA$  i  $V$  odnoszą się do funkcji charakteryzujących moc dodatkowych sygnałów kupna lub sprzedaży opartych na zmianach wskaźników  $\Delta EMA$  i  $\Delta V$ . Indeksy górne *Big*, *Medium*, *Low*, charakteryzują zakresy, w których w konkretnej sytuacji znajdują się wartości o odpowiednich wskaźnikach. Na rys. 1 przedstawiono funkcje  $\mu_{WRO}^{Big}, \mu_{WRO}^{Medium}, \mu_{WRO}^{Low}$ , charakteryzujące aktualną sytuację na rynku ofert.

Każdy  $s \text{ tan} \in \{Big, Medium, Low\}$  danego parametru w  $j$ -tej chwili określony jest poprzez odpowiadającą jemu wartość funkcji przynależności. Parametr znajduje się w danym stanie gdy wartość funkcji przynależności jest większa od 0.5 np.  $\mu_{WRO}^{Big} > 0.5$  – stan *Big*, -  $\mu_{WRO}^{Medium} > 0.5$  – stan *Medium*,  $\mu_{WRO}^{Low} > 0.5$  – stan *Low*. Zakłada się, że suma tych wartości wynosi 1 tzn.  $\mu_{WRO}^{Big} + \mu_{WRO}^{Medium} + \mu_{WRO}^{Low} = 1$ .

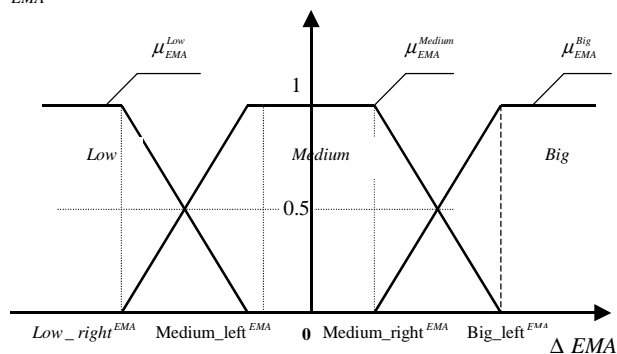
Prezentowana funkcja charakteryzuje moc rynku byków oraz niedźwiedzi np. jeśli  $\mu_{WRO}^{Big} > 0.5$  oznacza to przewagę rynku byków nad rynkiem niedźwiedzi co zarazem świadczy o dużym prawdopodobieństwie wystąpienia uptrendu. W

sytuacji przeciwnej ( $\mu_{WRO}^{Low} > 0.5$ ) występuje duże prawdopodobieństwo pojawienia się downtrendu.



Rys. 1. Funkcje przynależności  $\mu_{WRO}^{Big}$ ,  $\mu_{WRO}^{Medium}$ ,  $\mu_{WRO}^{Low}$  zbudowane w oparciu o wskaźnik WRO

Analogicznie do funkcji prezentującej wartość wskaźnika WRO zbudowano funkcje opisujące wskaźnik  $\Delta EMA$  (rys. 2):  $\mu_{EMA}^{Big}$ ,  $\mu_{EMA}^{Medium}$ ,  $\mu_{EMA}^{Low}$ . Zazwyczaj w trakcie występowania trendu bocznego  $\Delta EMA$  przyjmuje wartości około 0 (wówczas  $\mu_{EMA}^{Medium} > 0.5$ ).



Rys. 2. Funkcje przynależności  $\mu_{EMA}^{Big}$ ,  $\mu_{EMA}^{Medium}$ ,  $\mu_{EMA}^{Low}$  zbudowane w oparciu o wskaźnik  $\Delta EMA$

Siła sygnału *Buy* jest wprost proporcjonalna do wartości  $\Delta EMA$  ( $\mu_{EMA}^{Big} > 0.5$  a  $\mu_{EMA}^{Low} = 0$  – taki stan jest przejawem występowania na rynku hossy). Moc sygnału *Sell* jest odwrotnie proporcjonalna do wartości  $\Delta EMA$  ( $\mu_{EMA}^{Low} > 0.5$  a  $\mu_{EMA}^{Big} = 0$  – taki stan jest przejawem występowania na rynku bessy).

Moc sygnałów *Buy* i *Sell* szacujemy na podstawie zmiany obrotów na rynku i zazwyczaj są wprost proporcjonalne do  $\Delta V$  (np.  $\mu_V^{Big} > 0.5$  oznacza

podtrzymanie aktualnego trendu wzrostowego). Wartość  $\mu_V^{Low} > 0.5$  stanowi przesłankę do wystąpienia zmiany.

Zastosowanie trójkątnych funkcji przynależności wiąże się z potrzebą ustalenia wartości granicznych  $Low\_Right$ ,  $Medium\_Left$ ,  $Medium\_Right$ ,  $Big\_Left$ . W celu uzyskania większej elastyczności metody, granice stanów  $Low$ ,  $Medium$ ,  $Big$  w  $j$ -tej chwili (patrz rys. 1) wyznaczone są dynamicznie na podstawie następujących zależności:

$$Low\_right_j^w = 1 - delta_j^w * \beta_1^w, \quad Medium\_left_j^w = 1 - delta_j^w * \beta_2^w,$$

$$Medium\_right_j^w = 1 + delta_j^w * \beta_3^w, \quad Big\_left_j^w = 1 + delta_j^w * \beta_4^w,$$

gdzie:  $\beta_1^w, \beta_2^w, \beta_3^w, \beta_4^w$  – parametry kształtujące funkcje przynależności,  $w \in \{WRO, EMA, V\}$  np. dla  $\mu_{WRO}^{stan}$  gdzie stan  $\in \{Big, Medium, Low\}$

$$delta_j^{WRO} = \max\{WRO_{j-zakres}, \dots, WRO_{j-1}\} - \min\{WRO_{j-zakres}, \dots, WRO_{j-1}\},$$

$$Low\_right_j^{WRO} = 1 - delta_j^{WRO} * \beta_1^{WRO}, \quad Medium\_left_j^{WRO} = 1 - delta_j^{WRO} * \beta_2^{WRO},$$

$$Medium\_right_j^{WRO} = 1 + delta_j^{WRO} * \beta_3^{WRO}, \quad Big\_left_j^{WRO} = 1 + delta_j^{WRO} * \beta_4^{WRO}.$$

W podobny sposób zbudowano funkcje  $\mu_V^{Big}, \mu_V^{Medium}, \mu_V^{Low}$  opisujące wskaźnik  $\Delta V$ . Kolejnym krokiem po skonstruowaniu funkcji przynależności jest określenie reguł (zasad) na podstawie, których system (trader) będzie podejmował decyzje transakcyjne: *Buy* (kupuj), *Sell* (sprzedawaj) i *Hold* (czekaj). Ponieważ nie wszystkie zaistniałe sytuacje na rynku są oczywiste, postanowiono rozszerzyć układ decyzyjny o dodatkowe opcje *Buy lub Hold* (*Buy/Hold*) i *Sell lub Hold* (*Sell/Hold*).

Zbiór reguł wnioskowania rozmytego został zdefiniowany następująco:

- $R_1$ : jeśli  $WRO$  jest  $Big_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Big_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  lub  $Medium_V$  to *Buy*
- $R_2$ : jeśli  $WRO$  jest  $Big_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Big_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Low_V$  to *Buy/Hold*
- $R_3$ : jeśli  $WRO$  jest  $Big_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Medium_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  to *Buy*
- $R_4$ : jeśli  $WRO$  jest  $Big_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Medium_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  lub  $Low_V$  to *BUY/Hold*
- $R_5$ : jeśli  $WRO$  jest  $Big_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  to *Buy/Hold*

- $R_6$ : jeśli  $WRO$  jest  $Big_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  lub  $Low_V$  to *Hold*
- $R_7$ : jeśli  $WRO$  jest  $Medium_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Big_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  to *Buy*
- $R_8$ : jeśli  $WRO$  jest  $Medium_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Big_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  to *Buy/Hold*
- $R_9$ : jeśli  $WRO$  jest  $Medium_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Big_{EMA}$  lub  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Low_V$  to *Hold*
- $R_{10}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Medium_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Medium_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  to *Buy/Hold*
- $R_{11}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Medium_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Medium_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  lub  $Low_V$  to *Hold*
- $R_{12}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Medium_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  to *Sell*
- $R_{13}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Medium_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  to *Sell/Hold*
- $R_{14}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Low_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Big_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  to *Sell/Hold*
- $R_{15}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Low_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Big_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  lub  $Low_V$  to *Sell/Hold*
- $R_{16}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Low_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Medium_{EMA}$  lub  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Big_V$  to *Sell*
- $R_{17}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Low_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Medium_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  lub  $Low_V$  to *Sell/Hold*
- $R_{18}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Low_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Medium_V$  to *Sell*
- $R_{19}$ : jeśli  $WRO$  jest  $Low_{WRO}$  i  $\Delta EMA$  jest  $Low_{EMA}$  i  $\Delta V$  jest  $Low_V$  to *Sell/Hold*.



## Ujęcie reguł wnioskowania rozmytego za pomocą świadectw Dempstera-Shafera

Teoria Dempstera-Shafera (DST) najpierw została zaprezentowana w pracach A.P. Dempstera [1,2] a następnie została udoskonalona przez G. Shafera. Metoda oparta jest na przedziałowym traktowaniu prawdopodobieństwa.

Poprzednicy (fragmenty „jeżeli”) reguł  $(R_1 - R_{19})$  traktuje się jako moc świadectw ma korzyść decyzji transakcyjnych *Buy*, *Sell* lub *Hold*, lub jako prawdopodobieństwa słuszności tych decyzji. W ten sposób są one traktowane w ramach teorii świadectw Dempstera-Shafera jako elementy bazowego rozkładu prawdopodobieństwa (bpa). W przeciwieństwie do klasycznego podejścia, w DST składniki bpa mogą być przypisane zarówno grupom zdarzeń (*Buy/Hold*, *Sell/Hold*) jak i pojedynczym zdarzeniom (*Buy*, *Sell*, *Hold*). W ramach DST prawdopodobieństwo grupy może być mniejsze niż prawdopodobieństwo jednego zdarzenia.

Opiszemy pokrótce podstawowe pojęcia teorii Dempstera-Shafera.

Przestrzeń rozważań  $\Theta$  (*frame of discernment*) jest zbiorem wszystkich hipotez  $\Theta = \{h_1, h_2, \dots\}$ .

Podstawowe przyporządkowanie prawdopodobieństwa (*bpa – basic probability assignment*) dla  $\Theta$  jest funkcją  $m: 2^\Theta \rightarrow [0,1]$  taką, że  $m(\emptyset)=0$ ,  $\sum_{x \in 2^\Theta} m(x)=1$ .

Funkcja pewności (*belief function*) jest miarą wiarygodności poszlak przemawiających na rzecz  $K$ . Dla każdego  $K \subseteq \Theta$  ( $\Theta$  - przestrzeń rozwiązań):

$$Bel(K) = \sum_{i=1}^n m(M_i), \quad M_i \subseteq K, \quad i=1, \dots, n, \quad Bel(\emptyset)=0, \quad Bel(\Theta)=1$$

Funkcja możliwości (*plausibility function*) jest miarą poszlak przemawiających przeciw  $K$ . Dla każdego  $K \subseteq \Theta$ :

$$Pl(K) = \sum_{i=1}^n m(M_i), \quad M_i \cap K \neq \emptyset, \quad i=1, \dots, n, \quad Pl(\emptyset), \quad Pl(\Theta)=1$$

Z definicji wynika, że  $0 \leq Bel \leq Pl \leq 1$ .

Przedział pewności (*belief interval*)  $[Bel(M), Pl(M)]$ . Przedział ten odpowiada zakresu (pewności) wiedzy o stopniu prawdziwości danego zadania. W sytuacji, gdy nie ma informacji na temat danego zdarzenia  $M$ , to przedział jest

równy [0,1]. Wraz ze wzrostem ilości informacji na jego (M) temat przedział ulega zwężeniu.

W prezentowanej metodzie przestrzeń rozważań składa się z pięciu hipotez (możliwych decyzji): *Buy*, *Sell*, *Hold*, *Buy/Hold*, *Sell/Hold*.

Na podstawie metodologii i podstawowych pojęć DST reguły  $R_1 - R_{19}$  zostały przedstawione w formie podstawowego przyporządkowania prawdopodobieństwa:

$$\begin{aligned}
m_{1Buy} &= \min\{\mu_{Big}^{WRO}, \mu_{Big}^{EMA}, \max\{\mu_{Big}^V, \mu_{Medium}^V\}\}, m_{2Buy/ Hold} = \min\{\mu_{Big}^{WRO}, \mu_{Big}^{EMA}, \mu_{Low}^V\}, \\
m_{3Buy} &= \min\{\mu_{Big}^{WRO}, \mu_{Medium}^{EMA}, \mu_{Big}^V\}, m_{4Buy/ Hold} = \min\{\mu_{Big}^{WRO}, \mu_{Medium}^{EMA}, \max\{\mu_{Medium}^V, \\
&\mu_{Low}^V\}\}, m_{5Buy/ Hold} = \min\{\mu_{Big}^{WRO}, \mu_{Low}^{EMA}, \mu_{Big}^V\}, m_{6Hold} = \min\{\mu_{Big}^{WRO}, \mu_{Low}^{EMA}, \\
&\max\{\mu_{Medium}^V, \mu_{Low}^V\}\}, m_{7Buy} = \min\{\mu_{Medium}^{WRO}, \mu_{Big}^{EMA}, \mu_{Big}^V\}, m_{8Buy/ Hold} = \min\{\mu_{Medium}^{WRO}, \\
&\mu_{Big}^{EMA}, \mu_{Medium}^V\}, m_{9Hold} = \min\{\mu_{Medium}^{WRO}, \max\{\mu_{Big}^{EMA}, \mu_{Low}^{EMA}\}, \mu_{Low}^V\}, m_{10Buy/ Hold} = \\
&\min\{\mu_{Medium}^{WRO}, \mu_{Medium}^{EMA}, \mu_{Big}^V\}, m_{11Hold} = \min\{\mu_{Medium}^{WRO}, \mu_{Medium}^{EMA}, \max\{\mu_{Medium}^V, \mu_{Low}^V\}\}, \\
&m_{12Sell} = \min\{\mu_{Medium}^{WRO}, \mu_{Low}^{EMA}, \mu_{Big}^V\}, m_{13Sell/ Hold} = \min\{\mu_{Medium}^{WRO}, \mu_{Low}^{EMA}, \mu_{Medium}^V\}, \\
m_{14Sell/ Hold} &= \min\{\mu_{Low}^{WRO}, \mu_{Big}^{EMA}, \mu_{Big}^V\}, m_{15Sell/ Hold} = \min\{\mu_{Low}^{WRO}, \mu_{Big}^{EMA}, \max\{\mu_{Medium}^V, \\
&\mu_{Low}^V\}\}, m_{16Sell} = \min\{\mu_{Low}^{WRO}, \max\{\mu_{Medium}^{EMA}, \mu_{Low}^{EMA}\}, \mu_{Big}^V\}, m_{17Sell/ Hold} = \min\{\mu_{Low}^{WRO}, \\
&\mu_{Medium}^{EMA}, \max\{\mu_{Medium}^V, \mu_{Low}^V\}\}, m_{18Sell} = \min\{\mu_{Low}^{WRO}, \mu_{Low}^{EMA}, \mu_{Medium}^V\}, m_{19Sell/ Hold} = \\
&\min\{\mu_{Low}^{WRO}, \mu_{Low}^{EMA}, \mu_{Low}^V\},
\end{aligned}$$

Wartości mocy poszczególnych świadectw decyzji *Buy*, *Sell*, *Hold*, *Buy/Hold*, *Sell/Hold* oblicza się następująco:

$$\begin{aligned}
m(Buy) &= m_{1Buy} + m_{3Buy} + m_{7Buy}, m(Sell) = m_{12Sell} + m_{16Sell} + m_{18Sell}, \\
m(Hold) &= m_{6Hold} + m_{9Hold} + m_{11Hold}, \\
m(Buy/ Hold) &= m_{2Buy/ Hold} + m_{4Buy/ Hold} + m_{5Buy/ Hold} + m_{8Buy/ Hold} + m_{10Buy/ Hold} \\
m(Sell/ Hold) &= m_{13Sell/ Hold} + m_{14Sell/ Hold} + m_{15Sell/ Hold} + m_{17Sell/ Hold} + m_{19Sell/ Hold}
\end{aligned}$$

Ze względu, że w praktyce wartości  $m(Buy)$ ,  $m(Sell)$ ,  $m(Hold)$ ,  $m(Buy/ Hold)$ ,  $m(Sell/ Hold)$  zazwyczaj nie spełniają podstawowego dla bpa warunku  $\sum_{x \in 2^{\Theta}} m(x) = 1$  zastosowano dodatkową procedurę skalowania. W rezultacie skalowania otrzymaliśmy nowy rozkład  $m'$  spełniający warunek

$$\sum_{x \in 2^{\Theta}} m'(x) = 1.$$

Na podstawie zależności DST powstają miary pewności i możliwości dla decyzji transakcyjnych *Buy* i *Sell*:

$$\begin{aligned} \text{Bel}(\text{Buy}) &= m'(\text{Buy}), & \text{Pl}(\text{Buy}) &= m'(\text{Buy}) + m'(\text{Buy}/\text{Hold}), \\ \text{Bel}(\text{Sell}) &= m'(\text{Sell}), & \text{Pl}(\text{Sell}) &= m'(\text{Sell}) + m'(\text{Sell}/\text{Hold}). \end{aligned}$$

Sygnaly *Buy* i *Sell* generowane są w postaci przedziałów pewności:  $\text{Buy} = [\text{Bel}(\text{Buy}), \text{Pl}(\text{Buy})]$ ,  $\text{Sell} = [\text{Bel}(\text{Sell}), \text{Pl}(\text{Sell})]$ . W naszym systemie została przyjęta nieprzedziałowa wartość sygnału *Hold*, tzn  $\text{Hold} = m'(\text{Hold})$ .

Ostateczną decyzję transakcyjną podejmuje się na podstawie analizy wartości sygnałów *Buy*, *Sell* i *Hold*. Ponieważ wartości *Buy*, *Sell* prezentowane są za pomocą przedziałów to należy dokonać ich porównania między sobą ( $[\text{Bel}(\text{Buy}), \text{Pl}(\text{Buy})]$ ,  $[\text{Bel}(\text{Sell}), \text{Pl}(\text{Sell})]$ ). System (trader) nie podejmuje żadnych decyzji transakcyjnych, gdy  $\text{Hold} > \text{Pl}(\text{Buy})$  i  $\text{Hold} > \text{Pl}(\text{Sell})$ .

### Optymalizacja i testowanie systemu

Efektywność systemu informatycznego opartego o prezentowany algorytm jest uzależniona od odpowiednio dobranych parametrów wejściowych (*glebokosc*, *ilosc*, *zakres*) oraz parametrów kształtujących funkcje przynależności ( $\beta_1^w, \beta_2^w, \beta_3^w, \beta_4^w$ ). Wartości *glebokosc*, *ilosc* i *zakres* ( $\text{glebokosc} > 1$ ,  $\text{ilosc} > 1$ ,  $\text{zakres} > 1$ ) ustala trader i są one wykładnikiem stopnia ryzyka, jakie jest on skłonny podjąć. Wraz ze wzrostem wartości tych parametrów system staje się odporny na chwilowe zawirowania na rynku, co ma odzwierciedlenie w obniżeniu kosztów związanych z transakcjami w wyniku zmniejszenia się ilości generowanych sygnałów. Jednak wiąże się to również z ograniczeniem ewentualnych zysków gdyż system reaguje z opóźnieniem na powstające trendy (sygnaly transakcyjne generowane są z pewnymi opóźnieniami). W sytuacji przeciwnej (ustalenia niskich wartości parametrów wejściowych) znacznie wzrasta stopień ryzyka (możliwość uzyskania większych zysków lub poniesienia większych strat).

Do znalezienia optymalizowanych wartości parametrów kształtujących funkcje przynależności ( $\beta_1^w, \beta_2^w, \beta_3^w, \beta_4^w$ ) zastosowano standardowy algorytm iteracyjnej wspinaczki na szczyt (ang. hill climbing).

Opracowany system został zoptymalizowany i przetestowany na danych historycznych papierów wartościowych notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Badaniu zostały poddane notowania kontraktów

terminowych (FW20Z7, FW20M8, FW20H8) w okresie od 12.11.2007 do 10.12.2007. Otrzymane wyniki zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki testów (handel odbywał się z uwzględnieniem mechanizmu reinwestowania)

Walor	Buy/Hold Profit	Ilość transakcji	Z uwzględnieniem kosztów transakcji		Bez uwzględniania kosztów transakcji	
			Profit	Winning	Profit	Winning
FW20Z7	4.77%	312	1.26%	12.82%	11.03%	41.99%
FW20M8	3.93%	214	2.93%	15.42%	7.46%	37.85%
FW20H8	4.01%	168	2.92%	19.05%	9.25%	40.48%

Źródło: opracowanie własne.

Buy/Hold Profit – wynik (zysk lub strata) osiągnięty przy zastosowaniu strategii kup i trzymaj, Profit – wynik osiągnięty w rezultacie zastosowania systemu, Winning – procentowy udział udanych transakcji

Zawartość tabeli 1 świadczy o zbyt wysokich kosztach prowizji (transakcji) na GPW. Taki stan stwarza duże trudności w realizacji strategii opartych na ofertach. Wysokie koszty związane z prowizjami podważają słuszność stosowania powyższego systemu. Jednak kolumna „bez uwzględniania prowizji” stanowi potwierdzenie efektywności prezentowanej metody. W związku z tym, prezentowany system traderski może być skutecznie stosowany na rynkach gdzie występują niskie koszty prowizji np. na rynku rosyjskim koszty dokonywanych transakcji są nieporównywalnie mniejsze (około stukrotnie).

### Podsumowanie

Skonstruowany system traderski generuje sygnały transakcyjne w oparciu o informacje płynące bezpośrednio z rynku. W ten sposób zminimalizowano rolę opóźnień, jakie występują w tradycyjnym systemie handlowym. System oparty jest o nowoczesną metodę analizy sytuacji rynkowych, czego rezultatem jest o wiele bardziej efektywniejsza prognoza zachowań rynku. Zastosowanie syntezy logiki rozmytej oraz teorii świadectw wyraźnie podniosło efektywność (trafność podejmowanych decyzji) systemu. Jednak przeprowadzone badania potwierdziły, że głównym problemem prezentowanej metody są zbyt wysokie koszty transakcji na WGPW, które pogarszają jej efektywność.

## Literatura

1. Dempster A. P., *Upper and lower probabilities induced by a multi-valued mapping*. Ann. Math. Stat. 38 (1967) 325-339.
2. Dempster A. P., *A generalizator of Bayesian inference* (with discussion). J. Roy. Stat. Soc. 30 (1968) 208-247.
3. Kaczmarek K., *Zoptymalizowane strategie handlu na rynku papierów wartościowych w oparciu o niezrealizowane oferty kupna i sprzedaży*, Gospodarowanie zasobami finansowymi w rozwoju organizacji, WSEiA, Kielce, 2007, 160-167
4. Zadeh L.A., *Fuzzy sets*. Information and Control 8, 1965, 338–358.

## STRESZCZENIE

W niniejszej artykule przedstawiono założenia matematyczne systemu informacyjnego symulującego zoptymalizowany proces podjęcia decyzji transakcyjnej na podstawie analizy rynku ofert kupna i sprzedaży.

W systemie zastosowano syntezę następujących metod: zmodyfikowanych wskaźników analizy technicznej, metody logiki rozmytej i teorii świadectw Dempstera-Shafera. Na jej podstawie sformułowano zagadnienie, które następnie zostało poddane procesowi optymalizacji w warunkach niepewności. Efektywność systemu została sprawdzona na danych rzeczywistych pochodzących z WGPW.

Udowodniono, że proponowana metoda może mieć zastosowanie na rynkach gdzie koszty transakcji są stosunkowo niskie.

## THE USE OF BUYING AND SELLING OFFERS IN OPTIMIZED STRATEGY FOR STOCK MARKET TRADING

### SUMMARY

The mathematical foundations of the information system simulating optimized trading decision making based on the analysis of buying and selling stock market offers are presented.

The system is base on the synthesis of modified technical analysis indices, fuzzy logic and the Dempster-Shafer theory. The system is presented in form of optimization task under uncertainty conditions. The system's efficacy has bee proved with use of real data from Warsaw Stock Exchange.

It is shown that elaborated system can be successfully used on the stock markets characterized by the relatively low transaction costs.

*Translated by P. Sewastjanow*

*Prof. dr hab. inż. Paweł Sewastjanow*  
Politechnika Częstochowska  
sevast@icis.pcz.pl

*Mgr inż. Krzysztof Kaczmarek*  
Politechnika Częstochowska  
krzysztof.kaczmarek@icis.pcz.pl



---

STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

WALDEMAR TARCZYŃSKI  
MAŁGORZATA ŁUNIEWSKA

## **PRÓBA OCENY WPŁYWU KAPITALIZACJI I PŁYNNOŚCI NA OPŁACALNOŚĆ INWESTOWANIA NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE**

### **Wprowadzenie**

W analizach spółek giełdowych analiza fundamentalna należy do jednej z najbardziej istotnych i zaawansowanych grup metod. Jest ona ściśle związana z długoterminowym inwestowaniem wykorzystującym badanie kondycji ekonomiczno-finansowej spółki<sup>1</sup>. W ramach tej analizy ważną rolę na rozwiniętych rynkach kapitałowych odgrywają wskaźniki rynkowe. W praktyce ogranicza się tę grupę do dwóch wskaźników, którymi są *P/E* i *P/BV*.

Aby poprawnie przeprowadzić analizę fundamentalną z punktu widzenia długiego horyzontu inwestycji kluczowe jest odpowiednie dobranie i badanie wskaźników ekonomiczno-finansowych. Interesująca jest odpowiedź na pytanie, czy na polskim rynku kapitałowym występują w tym zakresie prawidłowości statystyczne. Wśród miar, które praktycznie w tego typu analizach nie są wykorzystywane przez inwestorów na szczególną uwagę zasługują płynność i kapitalizacja spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W literaturze przedmiotu stawia się hipotezę, że zarówno płynność, jak i kapitalizacja w istotny sposób wpływają na opłacalność inwestycji mierzoną stopą zwrotu oraz ryzyko inwestycji. Celem prezentowanych w artykule wyników badań jest próba odpowiedzi na pytanie, czy na polskim rynku kapitałowym na obecnym etapie jego rozwoju występują prawidłowości statystyczne w

---

<sup>1</sup> Zob. [1], [2].

zakresie zależności stopy zwrotu z inwestycji z takimi miarami rynkowymi jak płynność obrotu akcjami i kapitalizacja spółki. Uzupełnienie zbioru wskaźników rynkowych o te miary pozwoliłoby zwiększyć wiarygodność takich analiz jak fundamentalna, czy portfelowa i prowadzi do zwiększenia opłacalności inwestycji w papiery wartościowe oraz zmniejsza ryzyko inwestycji. W artykule proponuje się właśnie takie badanie wykorzystując do tego celu podstawowe elementy statystyki i ekonometrii.

### Opis badania

Badaniem objęto miary rynkowe: kapitalizację, płynność,  $P/E$ ,  $P/BV$  oraz tygodniową stopę zwrotu wybranych spółek i indeksu giełdowego  $WIG20$ . Analizowano spółki wchodzące w skład indeksu giełdowego  $WIG20$  za okres od 02.01.2007 roku do 30.03.2007 roku. Wybór spółek wynika z faktu, że spółki wchodzące w skład indeksu giełdowego  $WIG20$  charakteryzują się największą kapitalizacją i płynnością na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Pozwala to badanie prawidłowości statystycznych w zakresie współzależności na grupie najbardziej reprezentatywnych spółek.

W pierwszym etapie badania oszacowano wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona dla wyróżnionych miar, dla wybranych spółek. Obrotowość jest to wolumen obrotu w ujęciu wartościowym, płynność, to liczba akcji, które zmieniły właściciela na danym notowaniu, a kapitalizacja jest wartością rynkową spółki, która wynika z ceny rynkowej akcji. Wyniki zostały zamieszczone w tabeli 1. Analiza danych pozwala na stwierdzenie, że obrotowość i płynność nie mają statystycznie istotnego związku ze stopą zwrotu. Badany okres (pierwszy kwartał 2007 roku) był okresem hossy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Świadczą o tym rosnące istotnie wartości indeksów giełdowych i cen większości akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych. Oznacza to, nie znalazła potwierdzenia jedna z hipotez analizy technicznej mówiąca, że na rynku rosnącym wolumen obrotu podąża za ceną akcji<sup>2</sup>. W przypadku korelacji między stopą zwrotu a kapitalizacją dla większości spółek zależności są istotne. O braku zależności można mówić dla spółek: POLIMEXMS, LOTOS, NETIA oraz BRE. W przypadku wskaźników rynkowych  $P/E$  i  $P/BV$  za istotne można uznać relacje między  $P/E$  i kapitalizacją oraz

<sup>2</sup> [3].



$P/BV$  i kapitalizacją, które wystąpiły dla większości spółek. W pozostałych przypadkach istotne zależności wystąpiły dla małej liczby analizowanych spółek. Wartości istotnych zależności zaznaczono w tabeli 1 pogrubionym drukiem. W przypadku istotnych zależności występujących dla większości spółek przyjęto je do kolejnego etapu badania. Dotyczy to zależności stopy zwrotu z kapitalizacją oraz wskaźnikiem  $P/BV$ .

W drugim etapie dla tych zmiennych oszacowano następujące modele regresji:

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot K_{it} + U_t, \quad (1)$$

$$R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot K_{it} + \alpha_2 \cdot PBV_{it} + U_t, \quad (2)$$

gdzie:

$R_{it}$  – tygodniowa stopa zwrotu  $i$ -tej spółki,

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  – parametry strukturalne,

$K_{it}$  – kapitalizacja  $i$ -tej spółki,

$PBV_{it}$  – wskaźnik cena do wartości księgowej dla  $i$ -tej spółki

$U_t$  – składnik losowy.

Do oszacowania modeli (1) i (2) wybrano spółki, dla których zależność między tygodniową stopą zwrotu, a kapitalizacją była największa. Są to: TVN, MOL i AGORA. Oszacowano również model (1) dla tygodniowej stopy zwrotu indeksu giełdowego  $WIG20$ . W tym przypadku jako zmienne objaśniające zostały wykorzystane średnie wartości kapitalizacji dla badanych spółek w każdym dniu objętym analizą. Do estymacji wszystkich modeli została wykorzystana klasyczna metoda najmniejszych kwadratów. Otrzymane rezultaty zostały zamieszczone w tabeli 2. Na rysunkach 1÷7 zamieszczono wartości tygodniowej stopy zwrotu rzeczywiste oraz oszacowane na podstawie modeli (1) i (2).

Z danych zamieszczonych w tabeli 2 poza modelem (2) dla spółki AGORA wszystkie oceny parametrów strukturalnych są statystycznie istotne. Stopień dopasowania rzeczywistych tygodniowych stóp zwrotu do wyznaczonych na podstawie modelu mierzony współczynnikiem korelacji wielorakiej  $R^2$  nie jest wysoki. Najwyższy jest dla modeli (1) i (2), dla spółki TVN (51 %), a najniższy dla modelu (1), dla indeksu giełdowego  $WIG20$  (27 %). Potwierdzeniem jakości dopasowania danych rzeczywistych do modelu jest graficzna prezentacja zamieszczona na rysunkach 1÷7.

## Wnioski

Celem przedstawionych analiz była próba zbadania, czy tak istotne z punktu widzenia inwestycji na rynku kapitałowym wskaźniki rynkowe powinny być uzupełnione o miary rynkowe takie jak płynność i kapitalizacja. Z przeprowadzonego badania wynika, że dla spółek o największej płynności i kapitalizacji płynność nie jest istotnym elementem mającym wpływ na opłacalność inwestycji mierzoną stopą zwrotu. W przypadku kapitalizacji można mówić o pewnych prawidłowościach, ponieważ istotną korelację między kapitalizacją a tygodniową stopą zwrotu stwierdzono dla 16 z 20 badanych spółek. Oznacza to, że kapitalizacja powinna być barana pod uwagę w analizach związanych z inwestowaniem w papiery wartościowe na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Ponadto w badanym okresie (pierwszy kwartał 2007 roku) znacznie większy wpływ na opłacalność inwestycji ma wskaźnik  $P/BV$  (istotna zależność za stopą zwrotu 18 spółek na 20 badanych), niż wskaźnik  $P/E$  (7 istotnych zależności na 20 badanych spółek). Znacznie słabsza jest zależność kapitalizacji dla indeksu giełdowego WIG20 niż dla badanych spółek.

Można stwierdzić, że na polskim rynku kapitałowym w pełni uzasadnione jest uzupełnienie zbioru wskaźników rynkowych o kapitalizację co istotnie może przyczynić się do zmniejszenia ryzyka inwestycji oraz zwiększania jej opłacalności. Dotyczy to przede wszystkim takich analiz jak fundamentalna i portfelowa.

Tabela 1. Współczynniki korelacji między badanymi charakterystykami

Spółka	o/p	o/k	p/k	o/sz	p/sz	k/sz	pe/o	pe/p	pe/k	pe/sz	pbv/o	pbv/p	pbv/k	pbv/sz
AGORA	1,00	0,04	-0,02	0,19	0,15	0,60	-0,27	-0,28	-0,03	0,04	0,00	-0,05	0,99	0,60
BANKBPH	1,00	-0,19	-0,22	-0,22	-0,22	0,47	-0,20	-0,23	0,99	0,42	-0,20	-0,23	0,92	0,35
BIOTON	1,00	0,10	0,04	0,23	0,17	0,59	0,03	0,02	0,06	0,24	0,10	0,04	0,91	0,63
BRE	0,99	-0,01	-0,10	0,35	0,32	0,35	0,32	0,32	0,14	0,61	0,07	-0,02	0,97	0,49
BZWBK	0,99	-0,09	-0,19	-0,04	-0,10	0,50	-0,15	-0,23	0,88	0,47	-0,16	-0,21	0,65	0,38
CERSANIT	1,00	0,13	0,11	-0,02	-0,02	0,42	0,11	0,10	0,75	0,47	0,12	0,10	0,98	0,36
CEZ	1,00	-0,10	-0,12	-0,11	-0,12	0,41	-0,14	-0,16	0,98	0,28	-0,12	-0,15	0,99	0,33
GTC	1,00	0,03	-0,06	-0,30	-0,33	0,43	0,04	0,04	-0,06	-0,06	0,04	-0,04	0,97	0,38
KGHM	0,99	-0,01	-0,13	0,07	0,02	0,57	-0,03	-0,15	0,99	0,59	-0,26	-0,29	0,25	0,28
LOTOS	0,99	-0,23	-0,32	0,17	0,14	0,26	0,22	0,17	0,40	0,82	-0,23	-0,32	1,00	0,27
MOL	1,00	0,18	0,16	-0,06	-0,07	0,66	0,11	0,09	0,79	0,47	0,07	0,06	0,62	0,37

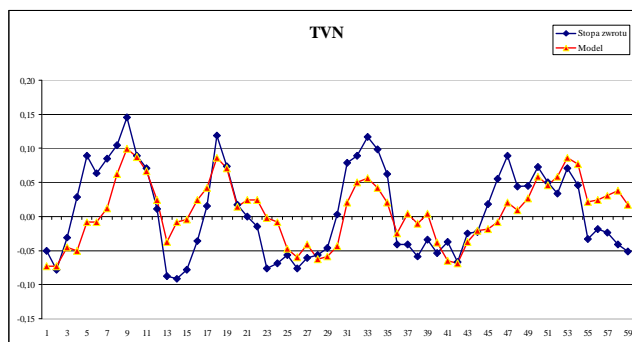
NETIA	0,99	-0,38	-0,45	-0,25	-0,28	0,39	-0,24	-0,31	0,88	0,12	-0,11	-0,07	-0,23	0,36
PEKAO	0,99	-0,05	-0,14	-0,05	-0,10	0,53	-0,07	-0,16	0,97	0,50	-0,09	-0,17	0,87	0,43
PGNIG	0,99	0,36	0,27	0,49	0,47	0,41	0,23	0,15	0,84	0,37	0,34	0,25	0,99	0,41
PKNORLEN	0,99	-0,12	-0,22	-0,01	-0,07	0,45	0,08	0,03	0,31	0,66	-0,02	-0,08	0,63	0,17
PKOBP	1,00	-0,15	-0,21	-0,22	-0,26	0,55	-0,11	-0,16	0,84	0,32	-0,13	-0,18	0,90	0,39
POLIMEXMS	0,99	0,06	-0,05	0,22	0,19	0,29	0,03	-0,05	0,74	0,41	0,05	-0,04	0,82	0,37
PROKOM	1,00	0,28	0,21	0,49	0,47	0,41	-0,14	-0,14	-0,06	0,07	0,29	0,21	1,00	0,41
TPSA	1,00	0,08	0,04	0,26	0,24	0,51	-0,04	-0,04	0,23	-0,01	0,09	0,04	0,98	0,48
TVN	1,00	0,26	0,19	0,24	0,18	0,71	0,04	0,03	0,17	0,18	0,11	0,07	0,44	0,35

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Oszacowane modele regresji liniowej dla badanych stóp zwrotu wybranych spółek i indeksu giełdowego WIG20

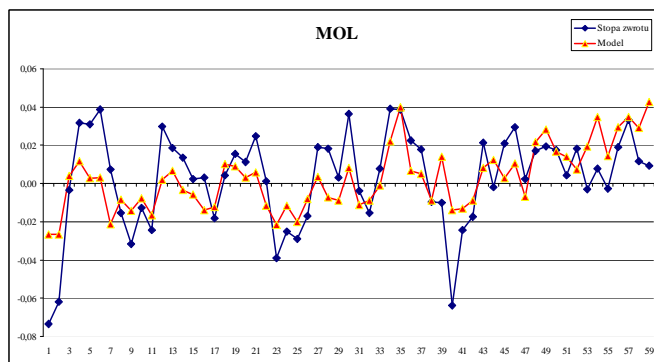
TVN Model (1)		MOL Model (1)			
K	Wyraz wolny	K	Wyraz wolny		
2,55E-10	-1,08	5,43E-10	-0,80		
7,64	-7,59	6,67	-6,65		
R <sup>2</sup> = 51%		R <sup>2</sup> = 44%			
AGORA Model (1)		WIG20 Model (1)			
K	Wyraz wolny	K	Wyraz wolny		
2,13E-10	-0,46	1,20E-01	-0,47		
5,63	-5,39	4,60	-4,54		
R <sup>2</sup> = 36%		R <sup>2</sup> = 27%			
TVN Model (2)			MOL Model (2)		
P/BV	K	Wyraz wolny	P/BV	K	Wyraz wolny
0,0034	2,50E-10	-1,08	-0,0222	6,22E-10	-0,88
0,29	6,62	-7,50	-1,07	5,65	-6,32
R <sup>2</sup> = 51%			R <sup>2</sup> = 45%		
AGORA Model (2)					
P/BV	K	Wyraz wolny			
0,1635	8,40E-11	-0,49			
0,52	0,33	-4,78			
R <sup>2</sup> = 36%					

Źródło: obliczenia własne.



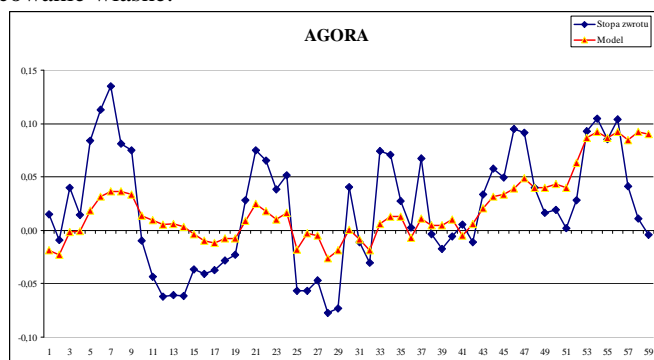
Rys. 1. Kształtowanie się wartości tygodniowej stopy zwrotu i stopy zwrotu wyznaczonej na podstawie modelu (1) dla spółki TVN

Źródło: opracowanie własne.



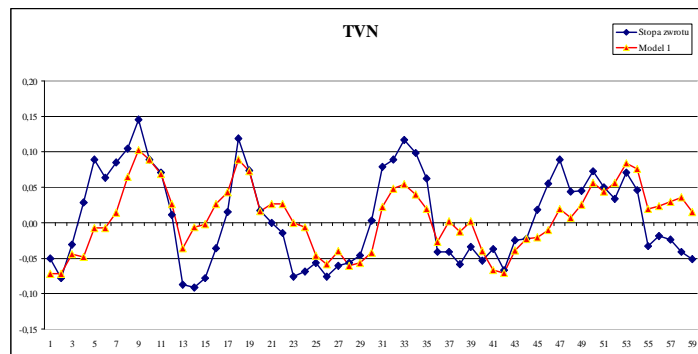
Rys. 2. Kształtowanie się wartości tygodniowej stopy zwrotu i stopy zwrotu wyznaczonej na podstawie modelu (1) dla spółki MOL

Źródło: opracowanie własne.



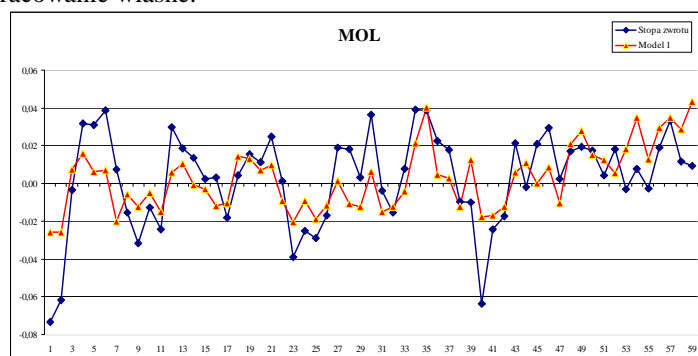
Rys. 3. Kształtowanie się wartości tygodniowej stopy zwrotu i stopy zwrotu wyznaczonej na podstawie modelu (1) dla spółki AGORA

Źródło: opracowanie własne.



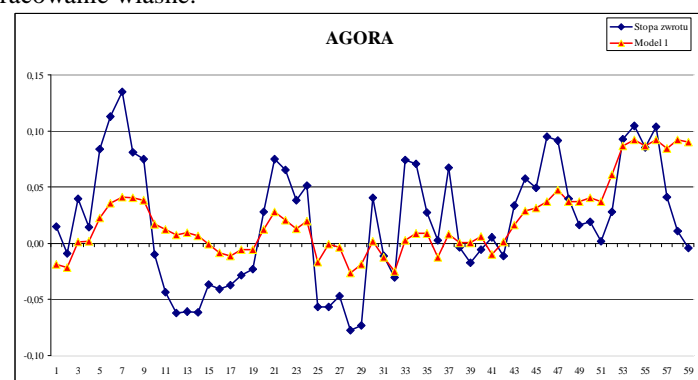
Rys. 4. Kształtowanie się wartości tygodniowej stopy zwrotu i stopy zwrotu wyznaczonej na podstawie modelu (2) dla spółki TVN

Źródło: opracowanie własne.



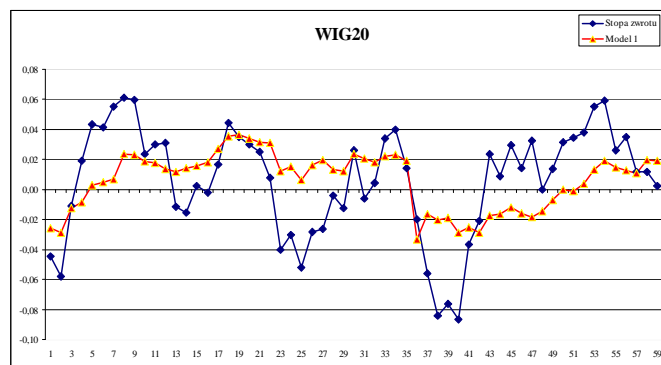
Rys. 5. Kształtowanie się wartości tygodniowej stopy zwrotu i stopy zwrotu wyznaczonej na podstawie modelu (2) dla spółki MOL

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 6. Kształtowanie się wartości tygodniowej stopy zwrotu i stopy zwrotu wyznaczonej na podstawie modelu (2) dla spółki AGORA

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 7. Kształtowanie się wartości tygodniowej stopy zwrotu i stopy zwrotu wyznaczonej na podstawie modelu (1) dla indeksu giełdowego WIG20

Źródło: opracowanie własne.

## Literatura

1. Richie J.C., *Analiza fundamentalna*, WIG PRESS, Warszawa 1997.
2. Sierpińska M., Jachna T., *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*, PWN, Warszawa 1994.
3. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, vol. 1, Placet, Warszawa 2002.

## STRESZCZENIE

W analizach spółek giełdowych analiza fundamentalna należy do jednej z najbardziej istotnych i zaawansowanych grup metod. Jest ona ściśle związana z długoterminowym inwestowaniem wykorzystującym badanie kondycji ekonomiczno-finansowej spółki. W ramach tej analizy ważną rolę na rozwiniętych rynkach kapitałowych odgrywają wskaźniki rynkowe. W praktyce ogranicza się tę grupę do dwóch wskaźników, którymi są  $P/E$  i  $P/BV$ .

Aby poprawnie przeprowadzić analizę fundamentalną z punktu widzenia długiego horyzontu inwestycji kluczowe jest odpowiednie dobranie i badanie wskaźników ekonomiczno-finansowych. Interesująca jest odpowiedź na pytanie, czy na polskim rynku kapitałowym występują w tym zakresie prawidłowości statystyczne. Wśród miar, które praktycznie w tego typu analizach nie są wykorzystywane przez inwestorów na szczególną uwagę zasługują płynność i kapitalizacja spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W literaturze przedmiotu stawia się hipotezę, że zarówno płynność, jak i kapitalizacja w istotny sposób wpływają na opłacalność inwe-

stycji mierzoną stopą zwrotu oraz ryzyko inwestycji. Celem prezentowanych w artykule wyników badań jest próba odpowiedzi na pytanie, czy na polskim rynku kapitałowym na obecnym etapie jego rozwoju występują prawidłowości statystyczne w zakresie zależności stopy zwrotu z inwestycji z takimi miarami rynkowymi jak płynność obrotu akcjami i kapitalizacja spółki. Uzupelnienie zbioru wskaźników rynkowych o te miary pozwoliłoby zwiększyć wiarygodność takich analiz jak fundamentalna, czy portfelowa i prowadzi do zwiększenia opłacalności inwestycji w papiery wartościowe oraz zmniejsza ryzyko inwestycji. W artykule proponuje się właśnie takie badanie wykorzystując do tego celu podstawowe elementy statystyki i ekonometrii.

Badanie przeprowadzono dla okresu od 02.02.2007 roku do 30.03.2007 roku na podstawie spółek giełdowych, które wchodziły w tym okresie w skład indeksu giełdowego WIG20 i były notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

## **THE ASSESSMENT OF THE INFLUENCE OF CAPITALIZATION AND LIQUIDITY ON THE RATE OF RETURN OF COMPANIES LISTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE**

### **SUMMARY**

In the analyses of stock-exchange companies, the fundamental analysis belongs to the most essential and most advanced method groups. The analysis is strictly connected with long-term investment which makes use of the study of a company's economic/financial condition. Within this analysis, on developed capital markets an important role is played by market indicators. In practice, this group is limited to two indicators: *P/E* and *P/BV*.

In order to carry out the fundamental analysis correctly and from the point of view of the long time horizon, it is crucial to select and study the economic indicators properly. It is interesting to ask whether there are statistical regularities in this scope on the Polish capital market. Among metrics practically not used by investors in this type of analyses are liquidity and capitalization of companies listed on the Warsaw Stock Exchange deserve particular attention. In the subject bibliography, a hypothesis is put forward which states that both liquidity as well as capitalization have a fundamental influence on the investment's profitability, measured by the rate of return, and on the risk of investment. The aim of the research results presented in the article is an attempt to answer the question whether on the Polish capital market, at its current development stage, it is possible to observe statistical regularities in correlations between the rate of

investment return with such market metrics as liquidity of share turnover and company capitalization. Supplementing the collection of market indicators with these metrics would allow to increase the reliability of such analyses as the fundamental or the portfolio analysis and would lead to the increase of profitability in securities investments as well as to the reduction of the investment risk. Such a study with the use of basic elements of statistics and econometrics is proposed in this article.

The study was carried out for the period 02.02.2007 – 30.03.2007 on the basis of companies included in the *WIG20* index and listed on the Warsaw Stock Exchange in that period.

*Translated by W. Tarczyński*

*Prof. zw. dr hab. Waldemar Tarczyński*  
Uniwersytet Szczeciński  
wtarc@wneiz.pl

*Dr Małgorzata Łuniewska*  
Uniwersytet Szczeciński  
maluni@poczta.fm



DOROTA WITKOWSKA

## **BADANIE STABILNOŚCI WSPÓŁCZYNNIKA BETA OSZACOWANEGO NA PODSTAWIE PRÓB O RÓŻNEJ DŁUGOŚCI<sup>1</sup>**

### **Wstęp**

Model Sharpe'a jest popularnym narzędziem analiz rynku kapitałowego<sup>2</sup>, a współczynnik beta jest jedną z częściej stosowanych miar ryzyka. Dyskusje dotyczące estymacji tego modelu prowadzone są w kontekście:

- niejednorodności wariancji składnika losowego modelu i jej wpływu na efektywność estymatorów parametrów, sugerując inne niż klasyczna MNK techniki estymacji<sup>3</sup>,
- badania stabilności współczynnika beta<sup>4</sup> oraz
- wyboru długości próby estymacyjnej dla modelu jednowskaźnikowego.

Celem prowadzonych badań jest ocena stabilności współczynnika beta szacowanego dla dziennych stóp zwrotu wybranych spółek, notowanych na GPW w Warszawie, na podstawie prób o różnej długości.

---

<sup>1</sup> Badania finansowane przez MNiSW w ramach tematu: *Analiza rynku kapitałowego w latach 2002 - 2006*

<sup>2</sup> Omówienie modelu Sharpe'a znaleźć można m.in. w pracach: Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Ryzyko finansowe*, s. 162 - 167, Tarczyński W., *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, s. 103 - 111.

<sup>3</sup> Badania prowadzone były m.in. przez: Fiszedler P., Estymacja współczynników beta na podstawie wielorównaniowego modelu GARCH., Gajdka J., Brzeszczyński J., *Estymacja parametrów  $\beta$  przy użyciu modeli klasy ARCH*.

<sup>4</sup> Analizę zawarto m.in. w pracy: Mazurkiewicz A., *Analiza stabilności i wrażliwości oszacowań współczynników beta przy wykorzystaniu metody opartej o przedziały kwantylowe*.

### Opis danych empirycznych

W analizach uwzględniono 8, reprezentujących różne branże, spółek<sup>5</sup> z indeksu WIG20: TPSA (telekomunikacja), PROKOM (informatyka), AGORA (media), ORBIS (hotele), POLIMEX (budownictwo), KGHM (przemysł metalowy), PKNORLEN (przemysł paliwowy), PEKAO (banki).

Modele szacowano na podstawie dziennych logarymicznych stóp zwrotu wyznaczonych dla kursów zamknięcia w okresie 04.01.2000. – 08.11.2006. Przyjęto założenie, że indeks rynku reprezentowany jest przez WIG20. Wykorzystano 5 prób o różnej długości, które oznaczono następująco:

- D1: od 04.01.2000r. do 08.11.2006r. (1721 obserwacji),
- D2: od 02.01.2002r. do 08.11.2006r. (1222 obserwacji),
- D3: od 02.02.2004r. do 08.11.2006r. (719 obserwacji),
- D4: od 02.11.2005r. do 08.11.2006r. (255 obserwacji),
- D5: od 02.10.2006r. do 08.11.2006r. (26 obserwacji).

### Oszacowania modeli Sharpe'a

Dla każdej spółki oszacowano po 5 modeli Sharpe'a za pomocą klasycznej MNK dla dziennych stóp zwrotu w wyróżnionych podokresach: D1 – D5. Wszystkie oszacowane modele poddano weryfikacji z punktu widzenia założeń dotyczących własności składników losowych<sup>6</sup>.

W tabeli 1. zamieszczono charakterystyki oszacowanych modeli. W ostatnich 3 kolumnach zaznaczono plusem spełnienie założenia o:

- normalności rozkładu składnika losowego, weryfikowanego za pomocą testu Shapiro-Wilka oraz Jarque'a-Bery<sup>7</sup>;
- homoskedastyczności modelu, sprawdzanego testem White'a<sup>8</sup>;
- braku autokorelacji składnika losowego, zweryfikowanego za pomocą testu Durbina-Watsona<sup>9</sup>.

Należy podkreślić, że założenie o zerowej wartości oczekiwanej składnika losowego zostało spełnione przez wszystkie modele. W przypadku wszystkich

<sup>5</sup> Wybrane spółki wchodziły w skład indeksu WIG20 w listopadzie 2006r. i były notowane na GPW w Warszawie od stycznia 2000r.

<sup>6</sup> Część obliczeń znajduje się w pracy: Woźniak I., *Zastosowanie jednowskaźnikowego modelu Sharpe'a do analiz spółek notowanych na GPW w Warszawie*.

<sup>7</sup> Opis obu testów znaleźć można w literaturze por. Maddala G. S., *Ekonometria*, s.487-488.

<sup>8</sup> Test ten opisany jest m.in. w pracy: Welfe, *Ekonometria...*, s.118-119.

<sup>9</sup> Por. Maddala G. S., *Ekonometria*, s.271 – 272.

modeli, dla których założenie o normalności składnika losowego zostało pozytywnie zweryfikowane, decyzję podjęto na podstawie testu Shapiro-Wilka, w kilku przypadkach została ona potwierdzona testem Jarque'a-Bery (co oznaczono dodatkowym plusem w rubryce Zał. I).

Tabela 1a. Charakterystyki oszacowanych modeli Sharpe'a:  $R_i = \alpha_i + \beta_i \cdot R_m + \varepsilon_i$

Spółka	Okres	$\hat{\beta}$	p-value	Błąd standard.	$R^2$	t	Zał. I	Zał. II	Zał. III
TPSA	D1	1,0170	0,0000	0,0256	0,4778	39,655			
	D2	1,0844	0,0000	0,0264	0,5803	41,070			+
	D3	0,9508	0,0000	0,0358	0,4959	26,559	+		+
	D4	0,7906	0,0000	0,0580	0,4237	13,638	+	+	+
	D5	0,8754	0,0108	0,3178	0,2329	2,755	++	+	+
PEKAO	D1	0,7917	0,0000	0,0243	0,3827	32,646			
	D2	1,0408	0,0000	0,0288	0,5176	36,183	+		
	D3	1,1046	0,0000	0,0401	0,5145	27,565	+		
	D4	1,0842	0,0000	0,0585	0,5755	18,521	++		
	D5	1,3265	0,0001	0,2808	0,4716	4,723	++	+	+
PKNORLEN	D1	0,8316	0,0000	0,0218	0,4586	38,160			
	D2	1,0231	0,0000	0,0258	0,5640	39,727	+		
	D3	1,1047	0,0000	0,0374	0,5490	29,545	+		+
	D4	1,0490	0,0000	0,0575	0,5677	18,228	++		+
	D5	0,5114	0,0271	0,2178	0,1806	2,3480	++	+	+
KGHM	D1	1,0471	0,0000	0,0295	0,4232	35,511			
	D2	1,3098	0,0000	0,0344	0,5429	38,063	+		
	D3	1,4342	0,0000	0,0485	0,5491	29,549	+		+
	D4	1,5709	0,0000	0,0774	0,6194	20,291	++	+	+
	D5	1,0748	0,0024	0,3181	0,3135	3,379	++	+	+

Źródło: Opracowanie własne

Jak można zauważyć modele, oszacowane na podstawie najdłuższych prób D1 – D3, nie spełniają wszystkich założeń o strukturze stochastycznej. Przykładowo w przypadku spółki AGORA nie zostało spełnione żadne z założeń I – III. Natomiast modele oszacowane na próbach krótkich D4 lub D5 spełniają wszystkie założenia (zaciemnione rubryki w tab. 1.). Przy czym tylko modele oszacowane dla stóp zwrotu TPSA oraz KGHM zostały pozytywnie zweryfikowane dla obu podokresów.

Tabela 1b. Charakterystyki oszacowanych modeli Sharpe'a:  $R_i = \alpha_i + \beta_i \cdot R_m + \varepsilon_i$ 

Spółka	Okres	$\hat{\beta}$	p-value	Błąd standard.	R <sup>2</sup>	t	Zał. I	Zał. II	Zał. III
AGORA	D1	0,9258	0,0000	0,0314	0,3357	29,476			
	D2	0,8549	0,0000	0,0352	0,3257	24,277			
	D3	0,7532	0,0000	0,0527	0,2216	14,285			
	D4	0,7288	0,0000	0,0957	0,1864	7,612		+	
	D5	0,9238	0,0177	0,3637	0,2052	2,540	++	+	+
PROKOM	D1	1,0654	0,0000	0,0324	0,3860	32,873			+
	D2	1,0390	0,0000	0,0330	0,4480	31,465			
	D3	0,8663	0,0000	0,0466	0,3254	18,599		+	
	D4	0,7228	0,0000	0,0615	0,3533	11,757	+	+	+
	D5	0,9116	0,0001	0,1900	0,4794	4,799			+
ORBIS	D1	0,5852	0,0000	0,0265	0,2205	22,051			+
	D2	0,6889	0,0000	0,0337	0,2550	20,436	+		+
	D3	0,5823	0,0000	0,0446	0,1919	13,049	+		+
	D4	0,6329	0,0000	0,0734	0,2271	8,621	+	+	+
	D5	0,6003	0,0083	0,2094	0,2474	2,867		+	+
POLIMEX	D1	0,2691	0,0000	0,0411	0,0243	6,547		+	+
	D2	0,3929	0,0000	0,0533	0,0426	7,369		+	
	D3	0,4441	0,0000	0,0668	0,0581	6,650		+	+
	D4	0,4144	0,0000	0,0884	0,0799	4,687		+	+
	D5	0,8205	0,1103	0,4956	0,0988	1,655	+	+	+

Źródło: Opracowanie własne

Dla wszystkich spółek parametry beta - z wyjątkiem jednego - oszacowane na podstawie szeregów czasowych różnej długości istotnie różnią się od zera (co zaznaczono pogrubioną czcionką). Wyjątek stanowi wartość  $\beta$  spółki POLIMEX, oszacowana na podstawie danych z podokresu D5. Dla pozostałych spółek współczynniki beta oszacowane na podstawie danych pochodzących z tego podokresu charakteryzują się wyższymi wartościami  $p$ -value niż parametry oszacowane na podstawie pozostałych okresów, ale żadna z nich nie przekracza poziomu istotności 0,05. Wartość błędu standardowego rośnie wraz ze zmniejszaniem się liczebności próby estymacyjnej. Współczynnik determinacji nie wykazuje żadnych tendencji. Warto zauważyć jednak, że dla wszystkich modeli oszacowanych dla spółki POLIMEX jest on mniejszy od 0,1.

Ocena wartości współczynnika beta dla spółek KGHM, AGORA, ORBIS i POLIMEX pozwala na jednoznaczne określenie reakcji tych spółek na zmiany zachodzące na rynku. W przypadku akcji spółki KGHM wszystkie oszacowane parametry beta są większe od jedności, zatem spółka ta jest spółką agresywną. Pozostałe trzy spółki AGORA, ORBIS i POLIMEX są spółkami defensywnymi.

Dla spółek TPSA, PEKAO, PKNORLEN i PROKOM oszacowany parametr beta modelu Sharpe'a zmienia się, przyjmując dla tej samej spółki wartości mniejsze bądź większe od jedności. Oznacza to, że szacując model Sharpe'a na podstawie szeregów czasowych o różnej długości wnioskujemy, że spółka różnie reaguje na zmiany zachodzące na rynku. Dla TPSA współczynnik beta ma wartość 1,0170 jeżeli model zostanie oszacowany na podstawie D1 i 0,7906 dla D4. Ryzyko inwestycji w papiery wartościowe tej spółki jest większe od ryzyka rynkowego w okresach D1 i D2, natomiast w pozostałych okresach wnioskujemy, że spółka jest spółką defensywną.

### Badanie stabilności parametru beta

Stabilność parametrów modelu oznacza, że są one stałe w całym okresie estymacji oraz predykcji. Problem stabilności współczynnika  $\beta$  dotyczy zmian jego położenia względem poziomu neutralnego. Wynika to z roli jaką pełni ta miara przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych. W przypadku rozwiniętych rynków kapitałowych do estymacji parametru  $\beta$  wykorzystuje się okresy 5 lat<sup>10</sup>, trudno jest natomiast określić, jakiej długości próba powinna zostać wykorzystana do wyznaczenia tego współczynnika dla spółek notowanych na GPW. Dlatego w badaniach analizowano zmiany tego parametru szacowanego na podstawie prób o różnej długości. W celu oceny stabilności  $\beta$  wykorzystano:

- test *t*-Studenta o równości parametrów regresji<sup>11</sup>;
- test stabilności parametrów Chowa<sup>12</sup>;
- metodę przedziałów kwantylowych<sup>13</sup>.

W przypadku pierwszego testu, współczynniki beta każdego modelu porównano z pięcioma oszacowanymi parametrami, weryfikując hipotezę:

$$H_0 : \beta_i = \beta_j$$

<sup>10</sup> Por. Gajdka J., Brzeszczyński J., *Estymacja parametrów... op. cit.*

<sup>11</sup> Por. Maddala G. S., *Ekonometria*, s.113 – 117.

<sup>12</sup> *Ibidem* s. 209- 210.

<sup>13</sup> Por. np. pracę: Mazurkiewicz A., *Analiza stabilności, op. cit.*

gdzie:  $\beta_i, \beta_j$  – współczynniki wyznaczone dla modeli szacowanych na podstawie  $i$ -tej i  $j$ -tej próby estymacyjnej  $i = D1, \dots, D5, j = D1, \dots, D5, i \neq j$ .

W tabeli 2. przedstawiono jedynie te wartości statystyki  $t$ -Studenta, które nie upoważniają do odrzucenia hipotezy zerowej na poziomie istotności 0,05.

W główce tabeli podano okresy, na których oszacowano wartości  $\hat{\beta}_j$ , w kolumnie drugiej znajdują się oznaczenia prób estymacyjnych weryfikowanych parametrów  $\beta_i$ . Zacięzione wiersze oznaczają te modele, dla których spełnione zostało założenie o normalności rozkładu składnika losowego.

Wyniki testu wskazują na znaczne zróżnicowanie porównywanych oszacowań parametru beta dla różnych okresów, co świadczy o wrażliwości tego współczynnika na zmiany próby estymacyjnej. W zasadzie jednoznaczną odpowiedź testu zaobserwowano jedynie w okresie D5 dla wszystkich modeli Sharpe'a z wyjątkiem oszacowanego dla spółki PKNORLEN. Warto jednak zauważyć, że niskie wartości statystyki testowej dla okresu D5 wynikają z zauważonego w tabeli 1. znacznego wzrostu standardowych błędów szacunku modeli estymowanych na podstawie tej próby. Należy również przypomnieć, że wnioskowanie o stabilności parametrów dla PROKOMu i ORBISu obarczone jest niespełnieniem założenia o normalności rozkładu składnika losowego. Ostatnia z wymienionych spółek charakteryzuje się stabilnością parametru beta również w okresie D4 oraz D3 (przy spełnieniu założenia o normalności reszt modelu). *Nota bene* ORBIS poza KGHM jest jedyną spółką, dla której nie było podstaw do odrzucenia  $H_0$  dla próby D1.

W przypadku testu Chowa<sup>14</sup>, zbiór stóp zwrotu, na podstawie których szacowane były modele, został podzielony w każdym przypadku na dwie równoliczne podpróby. Wyjątek stanowi najdłuższy szereg dziennych stóp zwrotu D1, który podzielono na dwa podokresy o różnej długości. Pierwszy, w którym wartość indeksu WIG20 spada, drugi – w którym wartość indeksu rynku rośnie. Z uwagi na to, że zastosowanie testu jest możliwe tylko przy założeniu równości wariancji<sup>15</sup>, z analizy stabilności parametrów wyłączono te modele, dla których wystąpiła heteroskedastyczność (por. tabela 1).

<sup>14</sup> Badania dotyczące stabilności  $\beta$  za pomocą testu Chowa przedstawiono m. in. w pracy Kowerski M., *Ryzyko na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych*, Zamojskie Studia i Materiały 3/2003, WSZiA w Zamościu, Zamość 2003.

<sup>15</sup> Welfe A., *Ekonometria*, s. 81-82.

Tabela 2. Wyniki testu  $t$  - Studenta

Spółka	Okres	D1	D2	D3	D4	D5
TPSA	D4					-1,46
	D5	-0,45	-0,66	-0,24	0,27	
PEKAO	D2				-1,51	
	D3		1,59	0,00	0,51	
	D4		0,74	-0,35		
	D5		1,02	0,79	0,86	
PKNORLEN	D2				-1,00	
	D3			0,00	1,49	
	D4		0,45	-0,97		
	D5	-1,47				
KGHM	D1					-0,94
	D5	0,09	-0,74	-1,13	-1,56	
AGORA	D1					0,06
	D3				0,46	
	D4		-1,32	-0,25		
	D5	-0,01	0,19	0,47	0,54	
PROKOM	D1		0,81			
	D2	-0,80	0,00			
	D3					-0,97
	D5	-0,81	-0,67	0,24	0,99	
ORBIS	D1			0,11	-1,80	-0,57
	D3	-0,07			-1,13	-0,40
	D4	0,65	-0,76	0,69		0,44
	D5	0,07	-0,42	0,09	-0,16	
POLIMEX	D2			-0,96	-0,40	
	D3		0,77		0,44	
	D4	1,64	0,24	-0,34		
	D5	1,11	0,86	0,76	0,82	

Źródło: Opracowanie własne.

Wartości sprawdzianu testu i odpowiadające im wartości  $p$ -value zamieszczone zostały w tabeli 3. Pogrubioną czcionką oznaczono wartości statystyk testowych, dla których odrzucono hipotezę o stabilności parametrów modelu dla  $\alpha = 0,5$ . Zacienione pola oznaczają modele, które spełniały wszystkie założenia o składniku losowym.

Tabela 3. Wyniki testu Chowa

Spółka	Okres	F	p-value	Spółka	Okres	F	p-value
TPSA	D4	1,8483	0,1596	PROKOM	D3	7,4281	0,0006
	D5	4,4584	0,0231		D4	0,3013	0,7401
PEKAO	D5	0,4469	0,6451	ORBIS	D4	0,1907	0,8265
PKNORLEN	D5	0,0790	0,9243		D5	0,4188	0,6628
KGHM	D4	1,5623	0,2117	POLIMEX	D1	12,5563	0,0000
	D5	3,3944	0,0511		D2	1,1838	0,3065
AGORA	D4	6,0977	0,0025		D3	0,6019	0,5480
	D5	0,7537	0,4819		D4	0,0987	0,9061
					D5	0,1609	0,8523

Źródło: Opracowanie własne

Dla większości testowanych modeli (tabela 3), parametry beta są stabilne, przy czym odnosi się to przede wszystkim do okresu D5, wyjątkiem jest spółka PROKOM. Warto zauważyć, że tylko dla jednej spółki – POLIMEX stabilny okazał się być parametr oszacowany na podstawie najdłuższego szeregu dziennych stóp zwrotu. Jednakże modele oszacowane dla tej spółki charakteryzuje niska wartość  $R^2$ , można zatem sądzić, że zmiana tendencji wartości indeksu WIG20 nie ma większego wpływu na stopy zwrotu POLIMEXu.

Ostatnim etapem badań było zastosowanie metody przedziałów kwantylowych. W tym celu wyznaczone (dla różnych prób) współczynniki beta podzielone zostały na 4 grupy (kwartyle) po dwa współczynniki każda. W pierwszej grupie znajdują się akcje spółek o najmniejszych wartościach oszacowanych współczynnikach beta. Są to akcje, które najsłabiej reagują na zmiany na rynku. Dwa kolejne kwartyle skupiają modele o wyższych wartościach współczynników beta, natomiast ostatnie dwie spółki charakteryzują się największymi wartościami oszacowanych współczynników beta (tabela 4). Idea metody polega na porównaniu przynależności współczynników beta do zdefiniowanych kwantyli. Przyjęto, że oszacowane parametry  $\beta$  dla każdej ze spółek porównuje się zgodnie z zasadą „każdy z każdym”, wyznaczając w ten sposób macierz przejść z klasy do klasy.

Idealna stabilność współczynnika beta jest wtedy, gdy wszystkie oceny tego parametru klasyfikują wybraną spółkę w tej samej grupie, jak ma to miejsce w przypadku spółki KGHM (por. tabela 5).



Tabela 4. Przedziały kwartylowe

Kwartyl	Spółka	Wsp. Beta $\hat{\beta}$	Spółka	Wsp. beta $\hat{\beta}$
	Próba D1		Próba D2	
I	POLIMEX	0,2691	POLIMEX	0,3929
	ORBIS	0,5852	ORBIS	0,6889
II	PEKAO	0,7917	AGORA	0,8549
	PKNORLEN	0,8316	PKNORLEN	1,0231
III	AGORA	0,9258	PROKOM	1,0390
	TPSA	1,0170	PEKAO	1,0408
IV	KGHM	1,0471	TPSA	1,0844
	PROKOM	1,0654	KGHM	1,3098
	Próba D3		Próba D4	
I	POLIMEX	0,4441	POLIMEX	0,4144
	ORBIS	0,5823	ORBIS	0,6329
II	AGORA	0,7532	PROKOM	0,7228
	PROKOM	0,8663	AGORA	0,7288
III	TPSA	0,9508	TPSA	0,7906
	PEKAO	1,1046	PKNORLEN	1,0490
IV	PKNORLEN	1,1047	PEKAO	1,0842
	KGHM	1,4342	KGHM	1,5709
	Próba D5			
I	PKNORLEN	0,5114		
	TPSA	0,8754		
II	ORBIS	0,6003		
	POLIMEX	0,8205		
III	PROKOM	0,9116		
	AGORA	0,9238		
IV	KGHM	1,0748		
	PEKAO	1,3265		

Źródło: Opracowanie własne

Można również wyznaczyć miernik syntetyczny informujący o stabilności parametru beta z uwzględnieniem odległości między kwartylami postaci:

$$WO = \sum_{i=0}^3 (x_i / 2^i) \cdot 100\%$$

gdzie:  $WO$  – wskaźnik odległości,  $x_i$  – udział odległości równych „ $i$ ” dla badanego wektora odległości  $i=0,1,2,3$ . Dla współczynników beta całkowicie stabilnych wskaźnik ten przyjmie wartość 100%.

Tabela 5. Liczba przejść z kwartyła do kwartyła dla poszczególnych spółek

Przejście o $i$ klas	TPSA	PEKAO	PKN- ORLEN	KGHM	AGORA	PRO- KOM	ORBIS	POLI- MEX
$i = 0$	3	2	1	10	4	2	6	6
$i = 1$	3	6	5	0	6	6	4	4
$i = 2$	3	2	3	0	0	2	0	0
$i = 3$	1	0	1	0	0	0	0	0
$WO$ [%]	53,75	55	43,75	100	70	55	80	80

Źródło: Opracowanie własne

Oprócz KGHM, spółkami dla których oszacowane współczynniki beta są najbardziej stabilne okazały się spółki POLIMEX i ORBIS. W przypadku tych spółek wartości  $\hat{\beta}_i$  „przeszły” do sąsiedniego kwartyła 4 razy (na 10 możliwych, bo tyle jest kombinacji dwu elementowych ze zbioru pięcioelementowego). Najwięcej razy zmiana przynależności do konkretnego kwartyła nastąpiła dla spółek: PKNORLEN (9 razy), PEKAO, PROKOM i TPSA. Wnioski te potwierdzają obliczone wskaźniki odległości.

### Podsumowanie

Podstawową decyzją, jaką należy podjąć przy estymacji parametrów modelu jest wybór odpowiedniej próby estymacyjnej. Z jednej strony zalecana jest duża liczba danych, gdyż pozwala to na zastosowanie wyszukanych metod estymacji, odpowiednich dla finansowych szeregów czasowych. Z drugiej strony, uzyskane oceny estymatorów parametrów zawierają w sobie „uśrednioną” informację pochodzącą ze wszystkich obserwacji, co przy znacznej zmienności, jaką charakteryzują się zjawiska finansowe, może prowadzić do błędnych decyzji inwestycyjnych<sup>16</sup>, np. w przypadku zmian położenia parametru beta wokół jego neutralnej wartości  $\beta=1$ . Przeprowadzone analizy modeli Sharpe’a, szacowanych na podstawie prób o różnej długości nie pozwoliły na rozstrzygnięcie tego dylematu.

<sup>16</sup> Do takich wniosków doszli m.in. Autorzy pracy: Gajdka J., Brzeszczyński J., *Estymacja parametrów  $\beta$ ...op. cit.*

Spśród ośmiu analizowanych spółek można wyróżnić cztery, dla których parametr beta jest stabilny. Po pierwsze dlatego, że oszacowania tego parametru nie zmieniały położenia (względem jedności) dla różnych długości prób estymacyjnych. Po drugie, wyznaczone dla nich wskaźniki odległości są najwyższe. Po trzecie, na podstawie przeprowadzonych testów stwierdzono, że modele oszacowane dla tych spółek nie wykazywały gorszych własności niż pozostałe modele. Spółkami, których parametry beta, można uznać za poprawnie oszacowane są: KGHM, ORBIS, POLIMEX i AGORA. Nie można mieć natomiast zaufania do ocen parametru uzyskanych dla PKNORLEN, które charakteryzowały się największą zmiennością.

Biorąc pod uwagę długość okresu estymacji zauważamy, że najlepszymi własnościami charakteryzowały się modele oszacowane dla prób krótszych: D4 (255 obserwacji) i D5 (26 obserwacji). Zważywszy na zgłoszone wcześniej wątpliwości dotyczące wyników testów *t*-Studenta w przypadku znacznego wzrostu standardowych błędów szacunku (modeli szacowanych na podstawie próby D5), wydaje się że można mieć zaufanie do parametrów beta uzyskanych na podstawie danych z rocznego okresu. Zwłaszcza, że wszystkie analizowane spółki, z wyjątkiem PKNORLEN, nie zmieniły położenia współczynnika  $\beta$  (względem jedności) dla prób estymacyjnych D3, D4 i D5.

## Literatura

1. Fiszedler P., *Estymacja współczynników beta na podstawie wielorównaniowego modelu GARCH*. Acta Universitatis Nicolai Copernici, *Ekonomia* XXXVI, Uniwersytet Mikołaja Kopernika, Toruń, 2005.
2. Gajdka J., Brzeszczyński J., *Estymacja parametru  $\beta$  przy użyciu modeli klasy ARCH*, [w:] Tarczyński W. [red.], *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Część I*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin, 2007.
3. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Ryzyko finansowe*. Inżynieria finansowa, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, 2005.
4. Kowerski M., *Ryzyko na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych*, *Zamoy-skie Studia i Materiały* 3/2003, WSZiA w Zamościu, Zamość 2003 ([WWW.wszia.edu.pl/kowerski\\_kons/ryzyko\\_na\\_wgppw.pdf](http://WWW.wszia.edu.pl/kowerski_kons/ryzyko_na_wgppw.pdf)).
5. Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, 2006.
6. Mazurkiewicz A., *Analiza stabilności i wrażliwości oszacowań współczynników beta przy wykorzystaniu metody opartej o przedziały kwantylowe*, [w:] Tarczyński

- W. [red.], Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Część II, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2002.
7. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, Vol. II, Agencja Wydawniczo-Poligraficzna „PLACET”, Warszawa, 1997.
  8. Welfe A., *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa, 1995.
  9. Woźniak I., *Zastosowanie jednowskaźnikowego modelu Sharpe’a do analiz spółek notowanych na GPW w Warszawie*. Praca magisterska przygotowana w Katedrze Ekonometrii i Statystyki SGGW w Warszawie pod kierunkiem Witkowskiej D., Warszawa, 2007.

### STRESZCZENIE

Celem prowadzonych badań jest ocena stabilności współczynnika beta modelu Sharpe’a. Modele szacowano dla dziennych stóp zwrotu 8 wybranych spółek, notowanych na GPW w Warszawie. W analizach uwzględniono 5 prób o różnej długości, zawierających od 26 do 1721 obserwacji. Badania prowadzono z wykorzystaniem testów statystycznych i metody przedziałów kwantylowych.

### STABILITY ANALYSIS OF THE BETA COEFFICIENT ESTIMATED ON THE BASIS OF DIFFERENT SIZES OF SAMPLE

#### SUMMARY

The aim of the research is stability analysis of the beta coefficient in the Sharpe’s model. Models are estimated for 8 companies quoted at the Warsaw Stock Exchange. Parameter estimates are evaluated employing 5 samples that include different number of observations i.e. from 26 up to 1721 daily logarithmic rates of return. Investigation is provided applying statistical tests and method of quintile intervals.

*Translated by D. Witkowska*

*Prof. zw. dr hab. Dorota Witkowska*  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
dorota\_witkowska@sggw.pl



DOROTA WITKOWSKA  
DOROTA ŻEBROWSKA-SUCHODOLSKA

## BADANIE SŁABEJ FORMY EFEKTYWNOŚCI INFORMACYJNEJ GPW<sup>1</sup>

### Wstęp

Giełda Papierów Wartościowych (GPW) w Warszawie rozpoczęła działalność w miesiąc po uchwaleniu przez Sejm Prawa o Publicznym Obrocie Papierami Wartościowymi i Funduszach Powierniczych z dnia 12 kwietnia 1991 r. Ze względu na swoją krótką historię jest ona przedmiotem wielu badań i analiz<sup>2</sup>. GPW zaliczana jest nadal do rynków młodych, choć ma z każdym rokiem coraz większy wpływ na gospodarkę kraju. Świadczy o tym wskaźnik porównujący kapitalizację GPW do wartości PKB, wynoszący pięć lat temu 14% PKB, a na koniec roku 2007 – cztery razy więcej<sup>3</sup>. Przy tak dynamicznym rozwoju istotnym jest badanie efektywności informacyjnej giełdy, świadczącej o jej dojrzałości. Celem pracy jest zastosowanie testów błędzenia losowego do badania słabej formy efektywności informacyjnej.

---

<sup>1</sup> Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2009 jako projekt badawczy Nr N111 014 32/1227

<sup>2</sup> Por. prace: Buczek S.B., *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, SGH, Warszawa, 2005; Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dziesięciolecia*, PWN, Warszawa, 2001; Jajuga K. (red.), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, AE we Wrocławiu, Wrocław, 20; Papla D., *Teoria rynku efektywnego i jej zastosowanie na rynku polskim*, rozprawa doktorska, napisana pod kierunkiem K. Jajugi, AE Wrocław, 2000; Szyszka A., *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, AE w Poznaniu, Poznań 2003.

<sup>3</sup> Borys A., Stec A., *Z giełdy wyparowało 100 mld zł*, Puls Biznesu z dnia 23.11.2007.

### Metodologia badań

Rynek efektywny w sensie informacyjnym charakteryzuje się tym, że ceny instrumentów finansowych na nim występujące w pełni odzwierciedlają wszystkie dostępne informacje. Pojęcie to jest podstawą teorii rynków efektywnych sformułowanej przez Fama<sup>4</sup>. W zależności od rodzaju informacji wyróżnił on trzy formy efektywności rynku: silną, średnią i słabą zgodnie z którą ceny aktywów odzwierciedlają ogólnodostępne informacje z przeszłości.

Istnienie słabej formy efektywności weryfikują testy sprawdzające losowość zmian cen (*random walk*). Należą do nich między innymi: test autokorelacji, test serii i test obecności pierwiastków jednostkowych.

Do weryfikacji hipotezy o niezależności przyrostów cen użyto testu Quenouille'a<sup>5</sup>. Odrzucenie hipotezy zerowej dla tego testu następuje w przypadku, gdy wartość bezwzględna współczynnika autokorelacji  $\hat{\rho}(k)$ :

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-k})}{\sqrt{\text{var}(r_t)}\sqrt{\text{var}(r_{t-k})}} = \frac{\text{cov}(r_t, r_{t-k})}{\text{var}(r_t)}, \quad (1)$$

przekroczy  $u_\alpha / \sqrt{T}$ , gdzie:  $T$  – liczba obserwacji,  $r_t$  – stopa zwrotu indeksu w czasie  $t=1,2,\dots,T$ , a  $k$  – długość opóźnienia,  $u_\alpha$  – wartość krytyczna statystyki o rozkładzie normalnym.

Serią nazywa się każdą sekwencję zmian cen o tym samym znaku, a jej długością liczbę następujących po sobie obserwacji tego samego typu. Na rynku kapitałowym możliwe jest występowanie trzech typów serii. Hipoteza zerowa zakłada, że zmiany cen indeksu są losowe. Sprawdzian testu serii jest postaci<sup>6</sup>:

$$U = \frac{K - E(\tilde{K})}{S(\tilde{K})}, \quad (2)$$

gdzie:  $K$  – empiryczna liczba serii,  $E(\tilde{K})$  – średnia,  $S^2(\tilde{K})$  – wariancja liczby serii, określone wg następujących wzorów:

$$E(\tilde{K}) = n + 1 - \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2}{n}; S^2(\tilde{K}) = \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2 \left( \sum_{j=1}^3 n_j^2 + n + n^2 \right) - 2n \sum_{j=1}^3 n_j^3 - n^3}{n(n^2 - 1)},$$

<sup>4</sup> Fama E.F., Efficient capital market: A review of theory and empirical work, Journal of Finance, vol. 25, 1970, s. 383.

<sup>5</sup> Kufel T., *Ekonometria*, PWN, Warszawa, 2007, s.105-106.

<sup>6</sup> Papla D., *Teoria rynku efektywnego i jej zastosowanie na rynku polskim*, rozprawa doktorska, napisana pod kierunkiem K. Jajugi, AE Wrocław, 2003, s. 87-88.

dla  $n$  – liczby elementów w badanym szeregu,  $n_j$  – liczby elementów danego typu. Statystyka  $U$  ma rozkład normalny, zatem  $H_0$  odrzuca się dla  $U > u_\alpha$ .

Do weryfikacji hipotezy o występowaniu pierwiastka jednostkowego użyto testu Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS). Hipoteza zerowa tego testu zakłada stacjonarność badanego szeregu cen, wobec hipotezy alternatywnej o jego niestacjonarności. Statystyka testu określona jest wzorem:

$$z_k = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}, \quad (3)$$

gdzie  $S_t$  oznacza sumy częściowe reszt regresji badanej względem trendu liniowego, a  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  jest estymatorem wariancji długookresowej. W przypadku, gdy statystyka testowa jest większa od wartości krytycznej, odrzuca się hipotezę zerową<sup>7</sup>.

## Dane

Badaniami objęto dzienne logarytmiczne stopy zwrotu, wyznaczone dla cen zamknięcia z okresu od 3.10.1994 (tj. daty wprowadzenia piątej sesji giełdowej w tygodniu) do 29.12.2006 roku ze względu na wcześniejsze badania Autorów tej pracy. Rozważany okres został podzielony na podokresy, gdzie datami podziału są przełomowe wydarzenia dla giełdy. W rezultacie otrzymano 19 prób przedstawionych w tabeli 1.

Obliczanie wskaźników sektorowych dla poszczególnych branż gospodarki reprezentowanych na giełdzie daje możliwość śledzenia koniunktury panującej w różnych sektorach gospodarki. W związku z tym analizy prowadzono dla subindeksów sektorowych, wyznaczonych na podstawie notowań spółek wchodzących w skład indeksów: WI20, WIG, MIDWIG. Subindeksy oznaczone jako: INDEKS-SEKTOR (np. WIG-BANKI, WIG-BUDOWNICTWO, WIG-INFORMATYKA, WIG-MEDIA, WIG-SPOŻYWCZY i WIG-TELEKOMUNIKACJA) wyznaczono zgodnie ze wzorem:

$$\text{INDEKS-SEKTOR}(t) = \frac{M(t)}{M(0) \cdot K(t)} \cdot 1000, \quad (4)$$

<sup>7</sup> Opis testu i wartości krytyczne znaleźć można w pracy: Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root*, Journal of Econometrics, 54, 159–178.

gdzie dla sesji  $t$ :  $M(t)$  – kapitalizacja portfela indeksu,  $M(0)$  – kapitalizacja portfela indeksu w dniu bazowym,  $K(t)$  – współczynnik korygujący indeksu.

Tabela 1. Podokresy badania

Nr	Długość okresu	Zdarzenie rozpoczynające
I	3.10.1994-16.05.1995	wprowadzenie piątej sesji giełdowej w tygodniu
II	17.05.1995-5.12.1995	pierwsze publiczne wezwanie do zapisywania się na sprzedaż
III	18.12.1995-5.07.1996	wprowadzenie dogrywki dwustronnej
IV	8.07.1996-11.02.1997	wprowadzenie do notowań ciągłych akcji pierwszych spółek: BIG, BG, BPH, Dębica, Elektrim, Rolimpex
V	12.02.1997-9.09.1997	kapitalizacja giełdy osiąga 10 mld USD, rekordowy dzienny obrót 953,8mln zł
VI	21.09.1997-3.08.1998	wybory parlamentarne, załamanie na giełdach Azji
VII	4.08.1998-23.12.1998	pierwsze notowanie praw do nowych akcji (na akcje BRE)
VIII	28.12.1998-10.06.1999	ostatnie notowanie powszechnych świadectw udziałowych
IX	11.06.1999-28.01.2000	kapitalizacja giełdy przekroczyła 100 mld zł
X	31.01.2000-16.11.2000	początek udostępniania przez dystrybutorów serwisów giełdowych danych w czasie rzeczywistym w Internecie
XI	17.11.2000-21.09.2001	uruchomienie nowego systemu giełdowego WARSET
XII	23.09.2001-2.05.2002	wybory parlamentarne
XIII	6.05.2002-29.08.2003	rozpoczęcie oznaczania akcji, które spełniają wymogi dla tzw. krótkiej sprzedaży
XIV	1.09.2003-30.04.2004	wprowadzenie dogrywki na zamknięcie notowań ciągłych
XV	1.05.2004-9.11.2004	nowy podział rynków notowań na urzędowy i nieurzędowy; wejście do Unii Europejskiej
XVI	10.11.2004-3.09.2005	najwyższy w historii GPW obrót akcjami na sesji 3,27 mld
XVII	25.09.2005-4.02.2006	wybory parlamentarne
XVIII	27.02.2006-4.07.2006	WIG przekracza 40 tys. punktów
XIX	25.07.2006-9.12.2006	sesyjne obroty przekroczyły 176,2 mld zł

Źródło: opracowanie własne.

Współczynnik korygujący we wzorze (4) został obliczony po każdej zmianie kompozycji portfela indeksu wg następującego wzoru:

$$K(t+1) = \frac{M(t')}{M(t)} \cdot K(t), \quad (5)$$

gdzie:  $M(t')$  – kapitalizacja portfela indeksu po zmianie kompozycji;  $M(t)$  – kapitalizacja portfela indeksu przed zmianą kompozycji;  $K(t)$  – dotychczasowa wartość współczynnika korygującego;  $K(t+1)$  – nowa wartość współczynnika korygującego obowiązująca na następnej sesji.



Dla subindeksów z indeksu WIG20, datą bazową, jest 3.08.1994., od tego bowiem okresu dysponowano notowaniami spółek wchodzących w skład tego indeksu. Wyjątek stanowią: WIG20-INFORMATYKA (data bazowa: 22.06.1998) i WIG20-MEDIA (28.01.2002). W przypadku subindeksów z indeksu WIG datą bazową jest 31.12.1998., z wyjątkiem: WIG-MEDIA (31.12.2004). Datą bazową dla subindeksów MIDWIG jest 21.09.1998., z wyjątkiem MIDWIG-MEDIA (21.06.1999.) i MIDWIG-TELEKOMUNIKACJA (18.09.2000).

### Wyniki empiryczne

Weryfikację hipotez przeprowadzono dla poziomu istotności  $\alpha = 0,05$  przy wykorzystaniu programów *Gretl* i *Statistica*. Dla subindeksów wyznaczonych: z indeksu MIDWIG obliczenia rozpoczęto od okresu VII, a z indeksu WIG – VI, od tych bowiem okresów dysponowano notowaniami spółek. Brak wyników w pojedynczych podokresach oznacza brak spółek wchodzących w skład danego subindeksu. Wyniki przeprowadzonych analiz przedstawiono w tab. 2 – 4, gdzie gwiazdka oznacza odrzucenie hipotezy zerowej testów.

Obliczenia rozpoczęto od weryfikacji hipotezy o zerowej wartości oczekiwanej stóp zwrotu  $E(r_t)$ . Najwięcej średnich stóp zwrotu istotnie różnych od zera zaobserwowano dla sektorów z indeksu WIG, przede wszystkim dla sektora spożywczego.

Sprawdzono również, zakładaną w modelu błędzenia losowego zgodność rozkładu stóp zwrotu z rozkładem normalnym, za pomocą testu Jarque-Bery. Założenie to można uznać za spełnione jedynie w nielicznych przypadkach.

Dla testu Quenouille'a maksymalny rząd opóźnienia przyjęto  $k=40$ <sup>8</sup>. W tab. 2 – 4 przedstawiono jedynie wyniki dla opóźnienia  $k=1$ . Dla subindeksów z indeksu MIDWIG i WIG20 najczęściej obserwuje się zależności między dwiema kolejnymi obserwacjami. Wraz ze wzrostem rzędu autokorelacji zmniejsza się liczba współczynników istotnych statystycznie. W przypadku subindeksów z indeksu WIG wystąpiły przede wszystkim zależności średnio i długookresowe.

<sup>8</sup> Por. pracę: Żebrowska-Suchodolska D., Witkowska D., *Zastosowanie testów autokorelacji do weryfikacji hipotezy o słabej formie efektywności rynku*, referat wygłoszony na konferencji „Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania”, Krynica Zdrój 2007

Weryfikacja hipotezy o niezależności stóp zwrotu, przeprowadzona za pomocą testu serii na poziomie istotności 0,05, pozwoliła na przyjęcie takiego założenia dla większości badanych subindeksów i indeksów.

Tabela 2. Wyniki testów dla indeksu MIDWIG i subindeksów sektorowych

		<i>E(r)</i>	<i>JB</i>	<i>p(I)</i>	<i>U</i>	KPSS			<i>E(r)</i>	<i>JB</i>	<i>p(I)</i>	<i>U</i>	KPSS		
MIDWIG-BANKI	VII		*			*	MIDWIG-BUDOWNICTWO		*	*			*		
	VIII		*			*			*	*			*		
	IX		*	*		*			*	*			*		
	X		*	*		*			*	*			*		
	XI		*	*		*			*	*			*		
	XII		*	*		*			*	*			*		
	XIII		*	*		*			*	*			*		
	XIV		*	*		*			*	*			*		
	XV		*	*		*			*	*			*		
	XVI		*	*		*			*	*			*		
	XVII	*	*	*		*			*	*			*		
	XVIII	*	*	*		*			*	*			*		
	XIX	*	*	*		*			*	*			*		
	MIDWIG-INFORMACYKA	VII		*	*			*	MIDWIG-SPOŻYWCZY		*	*			*
		VIII		*	*			*			*	*			*
		IX		*	*			*			*	*			*
		X		*	*			*			*	*			*
		XI		*	*			*			*	*			*
		XII		*	*			*			*	*			*
XIII			*	*		*		*		*			*		
XIV			*	*		*		*		*			*		
XV			*	*	*	*		*		*			*		
XVI			*	*	*	*		*		*			*		
XVII		*	*	*	*	*		*		*			*		
XVIII		*	*	*	*	*		*		*			*		
XIX		*	*	*	*	*		*		*			*		
MIDWIG		VI		*	*		*	MIDWIG-MEDIA			*	*	*	*	
		VII		*	*		*				*	*	*	*	
		VIII		*	*		*				*	*	*	*	
		IX		*	*		*				*	*	*	*	
		X		*	*	*	*				*	*	*	*	
		XI		*	*	*	*				*	*	*	*	
	XII		*	*	*	*			*	*	*	*			
	XIII		*	*	*	*			*	*	*	*			
	XIV	*	*	*	*	*			*	*	*	*			
	XV		*	*	*	*			*	*	*	*			
	XVI		*	*	*	*			*	*	*	*			
	XVII	*	*	*	*	*			*	*	*	*			
	XVIII	*	*	*	*	*			*	*	*	*			
	XIX	*	*	*	*	*			*	*	*	*			
	MIDWIG-TELEKOM.	XII		*	*	*	*			*	*	*	*		
		XIII		*	*	*	*			*	*	*	*		
		XV		*	*	*	*			*	*	*	*		
		XVI		*	*	*	*			*	*	*	*		
		XIX		*	*	*	*			*	*	*	*		

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Wyniki testów dla indeksu WIG i subindeksów sektorowych.

		$E(r_t)$	JB	$p(1)$	U	KPSS		$E(r_t)$	JB	$p(1)$	U	KPSS			
WIG-BANKI	VI			*		*	WIG-BUDOWNICTWO					*			
	VII			*		*							*		
	VIII		*			*			*				*		
	IX					*			*				*		
	X		*			*			*				*		
	XI		*			*							*		
	XII	*	*			*			*				*		
	XIII					*			*	*			*		
	XIV		*			*			*				*		
	XV					*			*	*	*	*	*		
	XVI	*				*							*		
	XVII					*			*	*			*		
	XVIII					*			*	*	*		*		
	XIX				*	*			*	*			*		
	WIG-INFORMATYKA	VI			*	*		*	WIG-SPOŻYWCZY					*	
		VII		*	*	*		*			*				*
		VIII		*				*							*
		IX		*				*			*				*
		X						*			*				*
XI		*	*			*		*					*		
XII			*			*	*	*		*			*		
XIII			*			*	*	*		*		*	*		
XIV						*	*	*		*	*	*	*		
XV				*	*	*		*		*	*	*	*		
XVI			*			*							*		
XVII		*	*			*	*	*		*			*		
XVIII			*			*		*		*	*	*	*		
XIX			*			*		*		*	*	*	*		
WIG		I			*	*	*	WIG-TELEKOMUNIKACJA						*	
		II		*			*				*	*	*	*	*
		III	*		*		*				*				*
		IV			*	*	*				*				*
		V		*	*		*				*				*
	VI		*	*	*	*							*		
	VII		*	*		*			*	*	*	*	*		
	VIII		*			*			*				*		
	IX		*			*			*				*		
	X		*			*			*				*		
	XI					*	*		*				*		
	XII		*			*			*				*		
	XIII					*			*				*		
	XIV					*			*				*		
	XV		*			*			*				*		
	XVI	*				*			*				*		
	XVII		*			*			*				*		
	XVIII		*			*			*	*			*		
	XIX					*			*		*	*	*		
	WIG-MEDIA	XVI		*			*							*	
XVII			*			*						*			
XVIII						*						*			
XIX			*	*		*						*			

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Wyniki testów dla indeksu WIG20 i subindeksów sektorowych

		$E(r_i)$	$JB$	$p(1)$	$U$	KPSS		$E(r_i)$	$JB$	$p(1)$	$U$	KPSS	
WIG20-BANKI	I		*	*		*	WIG20-BUDOWNICTWO						
	II		*			*			*	*			*
	III	*	*	*					*			*	*
	IV		*	*		*							*
	V		*			*				*	*		*
	VI		*	*		*				*	*		*
	VII		*			*				*			*
	VIII		*			*				*	*		*
	IX		*	*		*				*	*		*
	X		*	*		*				*	*		*
	XI		*	*		*				*	*		*
	XII		*	*		*				*	*		*
	XIII		*			*				*	*		*
	XIV		*			*				*	*		*
	XV		*			*				*	*		*
	XVI		*	*		*				*	*		*
	XVII					*			*	*			*
	XVIII					*				*	*		*
	XIX					*				*	*		*
WIG20-TELEKOMUNIKACJA	I		*	*			WIG20						
	II		*	*					*			*	*
	III		*	*	*	*			*		*	*	*
	IV		*			*				*	*		*
	V					*				*			*
	VI		*	*	*	*				*	*		*
	VII		*			*				*			*
	VIII		*	*		*				*			*
	IX		*	*		*				*			*
	X		*	*		*				*			*
	XI	*	*			*				*			*
	XII		*	*		*				*			*
	XIII		*			*				*			*
	XIV		*	*		*				*			*
	XV		*			*				*			*
	XVI		*			*				*			*
	XVII		*	*		*			*	*			*
	XVIII		*	*		*				*			*
	XIX		*	*		*				*			*
WIG20-INFORMATYKA	VII		*		*	*	WIG20-MEDIA		*	*			
	VIII		*	*					*	*		*	
	IX		*	*		*			*	*		*	
	X		*			*			*	*		*	
	XI		*	*		*			*	*		*	
	XII		*	*		*			*	*		*	
	XIII		*	*		*			*	*		*	
	XIV		*	*		*			*	*		*	
	XV		*		*	*			*	*		*	
	XVI		*			*			*	*		*	
WIG20-SPOŻYWCZY	I		*	*		*							
	II		*	*		*							
	III		*	*		*							
	IV		*	*		*							
	V		*	*		*							
	VI		*	*		*							
	VII		*		*	*							
	VIII		*	*		*							
	IX		*	*	*	*							
	X		*			*							

Źródło: opracowanie własne.

Sektor bankowy okazał się tu sektorem o najmniejszej liczbie przypadków odrzucenia hipotezy zerowej (jeden przypadek w okresie XIX subindeksu WIG-BANKI). Najgorsze natomiast wyniki otrzymano dla subindeksu WIG20-BUDOWNICTWO (5 przypadków odrzucenia  $H_0$ ) i WIG-SPOŻYWCZY (4 przypadki odrzucenia  $H_0$ ). Najwięcej przypadków odrzucenia hipotezy zerowej nastąpiło w okresie XV, czyli tuż po wejściu Polski do Unii Europejskiej. Zauważono również, że wraz z rozwojem GPW zmniejsza się liczba przypadków odrzucenia hipotezy zerowej o losowości stóp zwrotu dla rozważanych sektorów z indeksu WIG20. Sektory z indeksu MIDWIG i sam indeks MIDWIG nie zachowują jednak tej prawidłowości – większość przypadków odrzucenia hipotezy dotyczy bowiem końcowych podokresów badań.

Dla testu KPSS maksymalny rząd opóźnienia przyjęto od 3 do 5. Hipoteza zerowa o stacjonarności badanych szeregów cen w większości przypadków została odrzucona za wyjątkiem dwudziestu czterech wyników. Wśród badanych sektorów, najwięcej przypadków odrzucenia hipotezy o zintegrowaniu szeregu w stopniu zero okazał się wykazywać sektor bankowy.

## Wnioski

Na podstawie otrzymanych wyników, dla rozpatrzonych sektorów gospodarki, widać zwiększającą się w czasie efektywność polskiego rynku kapitałowego. Największą efektywność wykazują tu spółki z indeksu WIG20, szczególnie z sektora bankowego. Wyniki pokazują również, że dla spółek małych przypadki nieefektywności nadal zdarzają się częściej niż w sektorach z innych indeksów, co może świadczyć o mniejszej efektywności informacyjnej spółek z tego sektora.

## Literatura

1. Amsler Ch., *Size and power: lower tail KPSS tests and anti-persistent alternatives*, Applied Economics Letters, 1999.
2. Borys A., Stec A., *Z giełdy wyparowało 100 mld zł*, Puls Biznesu z dnia 23.11.2007
3. Buczek S.B., *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Wydawnictwo SGH, Warszawa, 2005.
4. Czekał J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dziesięciolecia*, PWN, Warszawa, 2001.

5. Fama E.F., *Efficient capital market: A review of theory and empirical work*, Journal of Finance, vol. 25, 1970.
6. Jajuga K. (red.), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław, 2000.
7. Kufel T., *Ekonometria, Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, PWN, Warszawa, 2007.
8. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., *Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root*, Journal of Econometrics, 54, 1992, 159–178.
9. Papla D., *Teoria rynku efektywnego i jej zastosowanie na rynku polskim*, rozprawa doktorska, napisana pod kierunkiem K. Jajugi, AE Wrocław, 2003.
10. Szyszka A., *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 2003.
11. Żebrowska-Suchodolska D., Witkowska D., *Zastosowanie testów autokorelacji do weryfikacji hipotezy o słabej formie efektywności rynku*, referat wygłoszony na konferencji „Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania”, Krynica Zdrój 2007.

### STRESZCZENIE

Celem pracy jest weryfikacja hipotezy o słabej formie efektywności informacyjnej polskiego rynku kapitałowego za pomocą testu autokorelacji, serii i obecności pierwiastków jednostkowych. Badania przeprowadzono dla indeksu WIG20, WIG, MIDWIG, subindeksów sektorowych indeksu WIG obliczanych przez giełdę oraz odpowiadających im subindeksów sektorowych wchodzących w skład indeksu WIG20 i MIDWIG wyznaczonych według wzoru na te indeksy. Analizy przeprowadzono w oparciu o dzienne logarytmiczne stopy zwrotu dla danych z okresu od 3.10.1994 (tj. daty wprowadzenia piątej sesji giełdowej w tygodniu) do 29.12.2006. Rozważany okres został podzielony na 19 podokresów, gdzie datami podziału są przełomowe wydarzenia dla giełd GPW w Warszawie.

**THE WEAK FORM OF WSE INFORMATION EFFICIENCY  
INVESTIGATION****SUMMARY**

The aim of the paper is verification of hypothesis regarding information efficiency weak form of the Polish capital market by means of autocorrelation test, runs test and unit root test. The research is conducted for WIG 20, WIG, MIDWIG indexes, branch indexes of the WIG index and subindexes constructed for the same sectors of WIG 20 and MIDWIG indexes. The analyses are carried out based on daily logarithmic return rates for the data from 3.10.1994 to 29.12.2006. The discussed period was divided into 19 subperiods where the dates of division are decisive Stock Market events.

*Translated by D. Witkowska*

*Prof. zw. dr hab. Dorota Witkowska*  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
dorota\_witkowska@sggw.pl

*Mgr Dorota Żebrowska-Suchodolska*  
Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Białymstoku  
zdorota@o2.pl

KRYSTYNA BRZOZOWSKA

**RYZIKO INWESTOWANIA PRZEZ ANIOŁY BIZNESU****Wprowadzenie**

Przedsięwzięcia we wczesnej fazie rozwoju (zasiewu i startu) zazwyczaj rozpoczynają się na małą skalę, ale mają wysoki poziom ryzyka. Większość takich projektów jest finansowana na początku źródłami wewnętrznymi, głównie zasobami fundatorów, ich rodzin i znajomych. Inwestycje o wysokim poziomie innowacyjności, na etapie początkowego rozwoju znajdują się w polu zainteresowania inwestorów venture capital – nieformalnych (aniołów biznesu) i formalnych (funduszy venture capital).

Każda inwestycja związana jest z ryzykiem nieuzyskania zaplanowanych korzyści w przyszłości. Poziom ryzyka inwestycyjnego jest uzależniony od wielu czynników, przy czym wysoki poziom innowacyjności i wczesne fazy rozwoju przedsięwzięcia znacząco je podwyższają

Celem opracowania, o charakterze opisowym, jest dokonanie przeglądu czynników i rodzajów ryzyka związanego z inwestowaniem przez zamożne osoby indywidualne – anioły biznesu oraz odniesienie się do możliwych sposobów niwelowania wystąpienia określonych rodzajów ryzyka. Przy pisaniu korzystano z publikacji krajowych i zagranicznych<sup>1</sup> poświęconych zagadnieniom rynku aniołów biznesu oraz z własnych doświadczeń nabytych w trakcie wieloletniej pracy w sektorze bankowym i zajmowania się m. in. problemami finansowania przedsięwzięć inwestycyjnych o dużym stopniu ryzyka. Należałoby

---

<sup>1</sup> Większość dostępnych publikacji na temat działalności aniołów biznesu nie obejmuje problemów związanych z zarządzaniem ryzykiem inwestycyjnym.



dodać jeszcze, że rynek aniołów biznesu w Polsce jest na etapie początkowego rozwoju niepozwalającym na przeprowadzenie miarodajnych analiz<sup>2</sup>.

### **Czynniki ryzyka**

Biorąc pod uwagę innowacyjny charakter przedsięwzięć oraz wczesny etap inwestowanego przedsięwzięcia inwestycje aniołów biznesu są obarczone wysokim ryzykiem. Na kształtowanie tego ryzyka mają wpływ różne czynniki, takie jak:

- czas inwestowania,
- specyfika przedsięwzięcia,
- poziom innowacyjności projektu,
- wielkość inwestycji i wysokość wniesionego kapitału,
- jakość zarządzania,
- sytuacja finansowa firmy,
- pozycja konkurencyjna,
- potencjał rozwojowy przedsięwzięcia,
- doświadczenie, energia i motywacje przedsiębiorców,
- wielkość zaangażowania kapitałowego przedsiębiorców,
- wsparcie ze strony sektora publicznego.

Przeprowadzenie jakiegokolwiek analizy wartościowania wymienionych czynników jest utrudnione z uwagi na różne motywacje inwestowania przez anioły biznesu. Stąd siła oddziaływania poszczególnych czynników może być odmienna dla inwestorów angażujących swoje kapitały w to samo przedsięwzięcie. Dla zobrazowania odmiennego podejścia inwestorów do ryzyka podjęto próbę uszeregowania czynników ryzyka w zależności od motywacji. Wyniki zestawiono w tabeli 1.

Innymi słowy, inwestycje aniołów biznesu odznaczają się wysokim poziomem niepewności co do dalszego rozwoju przedsięwzięcia z uwagi na wczesne etapy rozwoju przedsięwzięć (etapy zasiewu i startu), ich innowacyjną naturę, ale także z uwagi ograniczone umiejętności aniołów biznesu oraz najczęściej ograniczone możliwości finansowe i czasowe niepozwalające na skrupulatne przeprowadzenie i ocenę due diligence. Anioły biznesu często działają „na wy-

---

<sup>2</sup> Na koniec 2007 r. w Polsce działały 3 sieci aniołów biznesu, skupiając ok. 160 inwestorów. Do tej pory sfinalizowano 10 transakcji z udziałem aniołów biznesu.

czucie” przy założeniu uczciwości intencji przedsiębiorców oraz ich odpowiednich kwalifikacji do prowadzenia zaplanowanego przedsięwzięcia.

Tabela 1. Znaczenie poszczególnych czynników ryzyka w zależności od motywacji nieformalnych inwestorów venture capital

Motywacje działania aniołów biznesu	Czynniki ryzyka według znaczenia dla inwestora (5 najważniejszych)
Wysoka stopa zwrotu z zainwestowanego kapitału	wielkość inwestycji i wysokość wniesionego kapitału pozycja konkurencyjna potencjał rozwojowy przedsięwzięcia czas inwestowania wsparcie ze strony sektora publicznego
Odgrywanie znaczącej roli w procesie tworzenia nowych przedsiębiorstw	potencjał rozwojowy przedsięwzięcia specyfika przedsięwzięcia wielkość inwestycji i wysokość wniesionego kapitału doświadczenie, energia i motywacje przedsiębiorców poziom innowacyjności projektu
Przyjemność i satysfakcja z uczestnictwa w procesie tworzenia nowych podmiotów	poziom innowacyjności projektu wielkość inwestycji i wysokość wniesionego kapitału pozycja konkurencyjna jakość zarządzania doświadczenie, energia i motywacje przedsiębiorców
Pozyskanie miejsca zatrudnienia	czas inwestowania pozycja konkurencyjna potencjał rozwojowy przedsięwzięcia sytuacja finansowa firmy jakość zarządzania
Poczucie społecznej odpowiedzialności	potencjał rozwojowy przedsięwzięcia wsparcie ze strony sektora publicznego czas inwestowania wielkość inwestycji i wysokość wniesionego kapitału pozycja konkurencyjna

Źródło: opracowanie własne

Z tego powodu anioły biznesu przykładają duże znaczenie do zrozumienia produktu, sektora i rynku i niezbyt chętnie angażują się w przedsięwzięcia, których technologia nie jest im znana, chyba, że mają doświadczenie w tym zakresie. Taka postawa wynika z obaw, że sami nie są w stanie odpowiednio oszacować ryzyka inwestycyjnego<sup>3</sup>.

<sup>3</sup>Mason C.M., Harrison R.T., *Does investing in technology-based firms involve higher risk? An explanatory study of the performance of technology and non-technology investments by business angels*, Journal of Venture Capital, vol. 6, No. 4, 2004, s. 316.

## Rodzaje ryzyka

Oddziaływanie wymienionych czynników może prowadzić do wystąpienia różnych rodzajów ryzyka związanego z inwestowaniem w przedsięwzięcia znajdujące się we wczesnych etapach rozwoju. Główne rodzaje ryzyka występującego w inwestycjach aniołów biznesu przedstawiono w tabeli 2.

Aniołowie biznesu, w odróżnieniu od innych inwestorów kapitałowych, działają najczęściej intuicyjnie. Często nie podejmują nawet prób identyfikacji rodzajów ryzyka związanego z planowaną inwestycją, nie wspominając nawet o szacowaniu ryzyka. Generalnie podejmują decyzje inwestycyjne w oparciu o zaufanie do przedsiębiorcy, często w oparciu o tzw. pierwsze wrażenie ze spotkania z przedsiębiorcą. Takie spostrzeżenia, z pozoru naiwne i zbyt uogólniające, są potwierdzone wynikami badań przeprowadzonych na rynku brytyjskim i amerykańskim<sup>4</sup>.

Należy podkreślić, że mimo rozwoju komunikacji elektronicznej i wykorzystywania portali do przeprowadzania otwartych spotkań i wstępnego dopasowywania partnerów, nadal przeważają bezpośrednie kontakty mające duże znaczenie dla przedsiębiorcy i zespołu zarządzającego. Przykładowo, w ojczyźnie aniołów biznesu, tj. w USA tylko 11% sieci aniołów wskazało internet jako główne źródło pozyskania inwestora i dopasowania możliwości inwestycyjnych, a żaden z respondentów nie wskazał, że rozważałby propozycję wyłącznie via kontakty internetowe<sup>5</sup>. Dla większości aniołów biznesu podstawą szacowania ryzyka inwestycyjnego jest ocena przedsięwzięcia na podstawie informacji<sup>6</sup>:

- realnej wartości przedsięwzięcia oraz spodziewanej stopie zwrotu przekazanych przez przedsiębiorcę,
- poziomie zaangażowania kapitałowego przedsiębiorcy w przedsięwzięcie.

---

<sup>4</sup>Por. Mason C.M., Harrison R.T., *Barriers to investment in the informal venture capital sector*, Entrepreneurship and Regional Development No. 14, 2002; Van Osnabrugge M., *A comparison of Business Angel and Venture Capitalist Procedures: An Agency Theory-based Analysis*, Venture Capital No.2, 2000; Sohl J.E., *Angel investing: changing strategies during volatile times*, Journal of Entrepreneurial Finance and Business Ventures, No.2, 2006.

<sup>5</sup>Sohl J.E., *Angel investing*..op. cit., s. 20.

<sup>6</sup>Takie informacje są zwane sygnałami decyzyjnymi (por. Prasad D., Bruton G.D., Vozilis G., *Signaling value to business angels: the proportion of the entrepreneur's net worth invested in a new venture as a decision signal*, Venture Capital, 2000, vol. 2, No.3, s. 17- 176).

Tabela 2. Charakterystyczne rodzaje ryzyka występujące w inwestycjach aniołów biznesu

Rodzaje ryzyka	Przejawy wystąpienia
Zarządzania:	Przedsiębiorcy najczęściej mają naukowe lub techniczne przygotowanie, ale nie mają doświadczenia w komercyjnym prowadzeniu działalności gospodarczej, szczególnie o dużym stopniu innowacyjności technologicznej lub rynkowej
Agencji:	Inwestorzy będą stawać przed większymi trudnościami przeprowadzenia due diligence i powstania wyższych kosztów z tytułu nowości i złożoności technologii, produktu i rynków i, w konsekwencji, większej skali potrzeb informacyjnych
Asymetrii informacji	Przedsiębiorcy mogą świadomie zatajać lub ukrywać informacje niekorzystne z punktu widzenia interesów aniołów biznesu lub podawać zbyt optymistyczne informacje co do perspektyw rozwojowych projektu dla zachęcenia aniołów biznesu do zaangażowania kapitałowego
Wyceny przedsięwzięcia	Wysoka wycena, oparta na zbyt optymistycznych lub nierzetelnych informacjach podanych przez przedsiębiorcę, może zmotywować anioła biznesu do zaangażowania się w nieudany projekt. Mogą zaistnieć trudności w wycenie nowych firm, ponieważ będzie ona w bardzo dużym stopniu zależna od tzw. miękkich aktywów, takich jak patenty, marka firmy i ludzki kapitał. Tradycyjne metody wyceny, oparte na czynnikach finansowych, z pewnością nie będą mogły być zastosowane w takich okolicznościach
Rynkowe	Mogą wystąpić trudności w szacowaniu przez inwestorów potencjału rynkowego na produkty, które nie istnieją lub które mogą tworzyć nowy rynek
Technologiczne	Najczęściej związane z niesprawdzoną technologią, w której nie jest wiadomo, jaki rozwój przyniesie jej zastosowanie – może trwać dłużej niż się spodziewano, może nie działać lub konkurencja może ją wcześniej wprowadzić
Projektu	Szybkie zmiany technologiczne często wymagają szybkich zmian w eksploatacji – jeszcze przed rozpoczęciem produkcji przez konkurentów i/lub wystąpieniem zbyt dużej produkcji, co może wiązać się z dodatkowymi nakładami kapitałowymi
Wzrostu przedsięwzięcia	Nowatorskie firmy, o dużym poziomie innowacyjności, potrzebują rozwoju i wdrażania nowych produktów w bardzo krótkim horyzoncie czasowym. To stawia wyjątkowe wymagania menedżerskie, finansowe i techniczne
Terminu wejścia na rynek	Innowacyjne podmioty często charakteryzują się małymi możliwościami, które mogą być niewystarczające, jeśli podmiot wejdzie na rynek za późno lub za wcześnie.
Wielkości zaangażowania kapitałowego przedsiębiorców	Im większy będzie udział własnych kapitałów przedsiębiorców w projekcie, tym ich motywacja do osiągnięcia sukcesu będzie większa, a tym samym ryzyko niepowodzenia przedsięwzięcia będzie mniejsze

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem Mason C.M., Harrison R.T., *Does investing ...*, op. cit. s. 317–318.

Na etapie wstępnej selekcji takie informacje przesądzają albo o odrzuceniu projektu albo o nabraniu zaufania do projektu i jego inicjatora (inicjatorów).

Jeśli aniołowie biznesu uzyskają wyczerpującą informację od przedsiębiorcy o realnej wartości kosztorysowej przedsięwzięcia oraz stopie zwrotu, której mogą oczekiwać z proponowanego przedsięwzięcia, ich zaufanie do propozycji inwestowania również wzrasta.

Z uwagi na wysokie ryzyko związane z nowymi działaniami aniołowie biznesu oczekują od przedsiębiorcy odpowiedniego poziomu zaangażowania kapitałowego w proponowanym projekcie. Im większy udział zaangażowania kapitałowego przedsiębiorcy w stosunku do wartości kosztorysowej projektu, tym większe zaufanie ze strony potencjalnych inwestorów, w tym aniołów biznesu. Należy dodać, a nie jest to zjawisko rzadko występujące, że w wypadku niemożności wniesienia kapitału na poziomie budzącym zaufanie aniołów, takim wskaźnikiem może być relacja wniesionego kapitału własnego ze strony przedsiębiorcy w stosunku do posiadanego majątku osobistego, jeśli przedsiębiorca jest gotów swój majątek ujawnić.

Jeśli inwestorzy obawiają się zbyt niskiego zaangażowania kapitałowego przedsiębiorcy, mogą także wykorzystać informacje dotyczące zależności między spodziewaną wartością projektu a proporcją wstępnego zaangażowania kapitałowego przedsiębiorcy. Jest potwierdzone, że inwestorzy kapitałowi, w tym aniołowie biznesu, oczekują znaczącego zaangażowania osobistego majątku przedsiębiorcy w danym projekcie, natomiast mniejszą uwagę zwracają na poziom samej inwestycji. Im wyższy będzie udział majątku osobistego przedsiębiorcy w kapitale projektu, tym przedsiębiorca będzie bardziej związany i bardziej odpowiedzialny za realizację danego przedsięwzięcia.

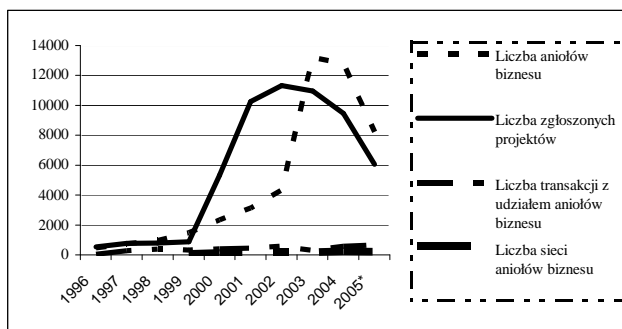
Konsekwencją takiego, w dużej mierze amatorskiego, podejścia aniołów biznesu do inwestowania w nowe, startujące przedsięwzięcia, jest zwiększenie ryzyka asymetrii informacji, ponieważ przedsiębiorca może przekazywać informacje korzystne, a zatajać niekorzystne. Ponadto aniołowie biznesu często lekceważąco podchodzą do dokumentacji projektu z uwagi po pierwsze na przedkładanie zaufania nad analizę danych, a po drugie często z braku umiejętności przeprowadzania takich analiz. W początkowym etapie aniołowie biznesu raczej rzadko korzystają z pomocy zewnętrznych ekspertów do oceny proponowanych przedsięwzięć, ponieważ kompleksowe due diligence nie jest wymagane w przypadku inwestowania własnych środków, a przygotowanie due diligence przez ekspertów zewnętrznych jest związane z dodatkowymi, znaczącymi nakładami finansowymi. Generalnie podejście aniołów biznesu opiera się na

zaufaniu do opinii własnych ekspertów i własnej ocenie przedsiębiorcy i jego propozycji.

Drugą przyczyną występowania ryzyka asymetrii informacji, równie ważną, jest luka informacyjna. Efektywny rynek wymaga otwartego i dopasowanego w czasie przepływu informacji dotyczących ofert inwestycyjnych z jednej strony i źródeł finansowania z drugiej. Na nieformalnym rynku kapitałowym, z dostawcami kapitału poszukującymi odpowiedniego stopnia anonimowości, informacje mogą przepływać bardzo nieefektywnie. Dla zilustrowania skali zjawiska na wykresie 1 przedstawiono proporcje dotyczące ilości ofert inwestycyjnych i ilości zaakceptowanych projektów do finansowania przez anioły biznesu w krajach UE na tle ilości aniołów biznesu i sieci aniołów biznesu.

Poza latami 1997-1999, gdzie udział zawartych transakcji w ilości zgłoszonych projektów oscylował wokół 40%, to w latach późniejszych udział ten nie przekroczył 10% wahając się od 7,8 % w 2000 r. do 6,12% w I półroczu 2005 r. Zwraca uwagę wyjątkowo niski udział w 2003 r. – 2,74%. Przedstawione wielkości są wyrazem występowania asymetrii informacji, z jednej strony można traktować je jako potwierdzenie obniżającej się jakości przygotowywanych przez przedsiębiorców projektów. Z drugiej strony, może być sygnałem, że aniołowie biznesu zaczęli bardziej zwracać uwagę na warunki zawarte w projekcie i z większą starannością zaczęli poddawać analizie założenia projektu pod kątem ryzyka inwestycyjnego i możliwości uzyskania satysfakcjonującego zwrotu.

Kapitałowe i informacyjne deformacje mogą prowadzić do znaczących luk w finansowaniu na etapie zasiewu i startu. W konsekwencji aniołowie biznesu stają przed wysokim ryzykiem negatywnej selekcji wynikającej z przewagi informacyjnej, jaką posiadają przedsiębiorcy lub wykonawcy projektu nad inwestorami oraz ryzyka pokusy nadużyć w sytuacjach, kiedy wykonawcy pracują mniej wydajnie niż oczekują tego właściciele i inwestorzy lub postępują niełojalnie w stosunku do pracodawców preferując zaspokajanie własnych, partykularnych interesów, nie zawsze zgodnych z interesami rozwoju przedsięwzięcia.



Rys. 1. Rozwój inwestycji aniołów biznesu w krajach UE w latach 1999-2005

Źródło: Statistics Compendium based on the information provided by EBAN members ant networks having responded to the survey conducted in 2006.

Kolejne ryzyko jest związane ze zbyt wysoką wyceną przedsięwzięcia przez aniołów biznesu na etapie rozważania propozycji inwestowania. Wstępna wycena jest podstawą określenia przez przedsiębiorców i inwestorów wielkości kapitału. Naturalną tendencją ze strony przedsiębiorców jest ustalenie możliwie jak najwyższej wyceny przedsięwzięcia. Jeśli przedsiębiorcy przedstawia wycenę na zbyt wysokim poziomie może wystąpić ryzyko, że inwestorzy zrezygnują jeszcze przed sprawdzeniem koncepcji proponowanego przedsięwzięcia. Inwestorzy przyglądają się przedsięwzięciom pod kątem zidentyfikowania transakcji „wygrywających” i zapewniających wyjątkowo wysoką stopę zwrotu<sup>7</sup>. Z drugiej strony zbyt niska wycena może w dużym stopniu ograniczać motywację przedsiębiorców, ponieważ w wypadku zbyt dużego zaangażowania inwestorów zewnętrznych, mogą odczuwać zagrożenie utraty kontroli nad przedsięwzięciem i w konsekwencji utracić bodźce do działania.

### Niwelowanie ryzyka

Mimo intuicyjnego podchodzenia do szacowania i oceny proponowanych inwestycji wysokiego ryzyka część aniołów biznesu podejmuje starania w kierunku zabezpieczania się jeszcze przed podjęciem ostatecznych decyzji inwestycyjnych, ale także w trakcie procesu realizacji inwestycji. Dla zniwelowania

<sup>7</sup>Brinlee J.B., McClure Franklin G., Bell J.R., Bullock Ch. A., *Educating entrepreneurs of Angel and Venture Capital*; Financing Options, [www.sbaer.uca.edu/research/asbe/2004](http://www.sbaer.uca.edu/research/asbe/2004), s. 274.

poziomu ryzyka związanego z określonym przedsięwzięciem aniołowie biznesu wykorzystują takie instrumenty, jak<sup>8</sup>:

- dopasowanie oczekiwanej stopy zwrotu do pokrycia poziomu ryzyka, zgodnie z zasadą – im wyższe ryzyko, tym wyższa oczekiwana stopa zwrotu,
- angażowanie kapitału w transzach wraz z rozwojem projektu (osiągnięciem kolejnych etapów),
- określenie praw i obowiązków w umowach,
- monitorowanie rozwoju przedsięwzięcia poprzez współuczestniczenie w procesie kierowania projektem,
- korzystanie z publicznych form wsparcia działań aniołów biznesu, jeśli takie są dostępne w danym kraju<sup>9</sup>.

Dla samego anioła biznesu warunkiem prowadzenia udanej polityki inwestycyjnej jest<sup>10</sup>:

- przestrzeganie zasady „kupuj tanio – sprzedawaj drogo”,
- obniżanie ryzyka inwestycyjnego w drodze inwestowania portfelowego,
- uczestniczenie w konsorcjach i poolach kapitałowych,
- inwestowanie w takie sektory, których specyfika działania jest im dobrze znana,
- zidentyfikowanie cech wyróżniających projekt od innych, a dających przewagę konkurencyjną,
- ocena i monitorowanie poziomu przepływów pieniężnych,
- aktywne uczestniczenie w procesie zarządzania przedsięwzięciem,
- przeprowadzanie oceny kadry zarządzającej projektem pod kątem doświadczeń i uzyskiwanych wyników,
- wyjście z projektu wraz z osiągniętymi zyskami, bez kierowania się względami sentymentalnymi.

Najlepsze skutki przynosi dywersyfikacja portfela inwestycyjnego, ponieważ pozwala aniołom biznesu na zawieranie inwestycji różniących się poziomem ryzyka. Jednakże nierzadko indywidualni inwestorzy nie są w stanie róż-

<sup>8</sup>Kelly P., Hay M., *Business angel contracts: the influence of context*, Journal of Venture Capital, vol. 5, No. 4, 2003, s. 288.

<sup>9</sup> Publiczne formy wsparcia obejmują ulgi i zwolnienia podatkowe w podatku dochodowym (np. w W. Brytanii, Włoszech, Francji, Grecja, Portugalii, Czechach, Holandii) lub możliwość korzystania z programów budżetowych dla aniołów biznesu (np. w USA, W. Brytanii, Belgii).

<sup>10</sup> *Poznaj profil anioła biznesu*. [www.ipo.pl/index2.php](http://www.ipo.pl/index2.php). z 21.08. 2006 r.



nicować swoich portfeli z uwagi na relatywnie niewielkie kapitały, co więcej często mają trudności z późniejszym wycofaniem się z przedsięwzięć<sup>11</sup>.

Innym, coraz powszechniejszym, sposobem redukcji ryzyka inwestycyjnego jest wspólne inwestowanie aniołów biznesu w ramach tworzonych konsorcjów i *pooli* kapitałowych. Działając z formalnymi i nieformalnymi grupami aniołów, są w stanie rozproszyć swoje inwestycje, a także ryzyko na większą ilość projektów, według strategii podobnej do stosowanej przez fundusze inwestycyjne i fundusze venture capital.

### Podsumowanie

Aniołowie biznesu mają zróżnicowane podejście do informacji dotyczących proponowanych inwestycji. Przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych przesłankami działań aniołów biznesu są nie tyle dane wynikające z przeprowadzonych wstępnych analiz i rachunku efektywności, ile zaufanie do przedsiębiorcy i ocena jego osobistego zaangażowania w realizację i finansowanie przedsięwzięcia. Jednak wymaga podkreślenia fakt, że wraz z rozwojem rozwoju rynku aniołów biznesu zmienia się podejście do ryzyka inwestycyjnego i podejmowane są próby niwelowania rozmiarów jego ewentualnego wystąpienia w drodze inwestowania warunkowego (w transzach), portfelowego, tworzenia *pooli* kapitałowych oraz konsorcjów.

### Literatura

1. Brinlee J.B., McClure Franklin G., Bell J.R., Bullock Ch. A., *Educating entrepreneurs of Angel and Venture Capital*; [www.sbaer.uca.edu/research/asbe/2004](http://www.sbaer.uca.edu/research/asbe/2004), Financing Options.
2. Brzozowska K., *Business angels na rynku kapitałowym*, CeDeWu, Warszawa 2008.
3. Fiet J.O., *Venture Capital Risk Assessment: An Empirical test Comparing Business Angels and Venture Capital Funds*, Academy of Management Proceedings, 1991.
4. Kelly P., Hay M., *Business angel contracts: the influence of context*, Journal of Venture Capital, vol. 5, No. 4, 2003.
5. Mason C.M., Harrison R.T., *Barriers to investment in the informal venture capital sector*, Entrepreneurship and Regional Development No. 14, 2002.

---

<sup>11</sup>Mikołajczyk B., Krawczyk M., *Aniołowie biznesu w sektorze MSP*, Difin, Warszawa 2007, s. 80.

6. Mason C.M., Harrison R.T., *Does investing in technology-based firms involve higher risk? An explanatory study of the performance of technology and non-technology investments by business angels*, Journal of Venture Capital, vol. 6, No. 4, 2004.
7. Mason C.M., Harrison R.T., *Improving Access to Early Stage Venture Capital in Regional Economies: A New Approach to Investment Readiness*, Local Economy, 2004, Vol. 19, No. 2.
8. Mikołajczyk B., Krawczyk M., *Aniołowie biznesu w sektorze MSP*, Difin, Warszawa 2007.
9. *Poznaj profil anioła biznesu*. [www.ipo.pl/index2.php](http://www.ipo.pl/index2.php). z 21.08. 2006 r.
10. Prasad D., Bruton G.D., Vozilis G., *Signaling value to business angels: the proportion of the entrepreneur's net worth invested in a new venture as a decision signal*, Venture Capital, 2000, vol. 2, No.3
11. Sohl J.E., *Angel investing: changing strategies during volatile times*, Journal of Entrepreneurial Finance and Business Ventures, No.2, 2006.
12. Van Osnabrugge M., *A comparison of Business Angel and Venture Capitalist Procedures: An Agency Theory-based Analysis*, Venture Capital No.2, 2000

### STRESZCZENIE

Inwestycje o dużym stopniu innowacyjności na etapie zasiewu i startu obarczone są wieloma rodzajami ryzyka wynikającymi z ich innowacyjności i asymetrii informacji. Zewnętrzni inwestorzy indywidualni – aniołowie biznesu mogą odczuwać dodatkowe skutki ryzyka asymetrii informacji na skutek braku dostępu do wyczerpujących i rzetelnych informacji o przedsięwzięciu oraz zbyt łagodnego podejścia przez nich samych do oceny przedkładanej dokumentacji oraz wstępnej wyceny i oceny efektywności. Wraz z rozwojem rynku aniołów biznesu zwiększa się ich dbałość o zabezpieczenie się przed niekorzystnymi skutkami wystąpienia ryzyka. Głównymi sposobami niwelowania ryzyka jest inwestowanie portfelowe, w poolach i konsorcjach.

### RISKS IN BUSINESS ANGELS' INVESTMENTS

#### SUMMARY

Innovative projects on seed and start-up stages are have been saddled on different risks causing from their innovative nature and information asymmetry. External individual investors – business angels can suffer additional effects of information asymme-

try because of a lack of sufficient and reliable information about project and too lenient approach to assessment of project documentation, its pro-forma valuation and future effectiveness by themselves. Together with development of business angels' market their care about protection before non-beneficial causes of risks increases. The main forms of risk mitigation are: portfolio, pooling and syndicated investments.

*Translated by K. Brzozowska*

*Dr hab. Prof. AR Krystyna Brzozowska*  
Akademia Rolnicza w Szczecinie  
brzozowska@e-ar.pl

ZDZISŁAW CIĘCIWA  
EWA LIBURA

## WIELOWYMIAROWE PUNKTY ZWROTNE

### Wstęp

W artykule zajmujemy się,  $p$ -wymiarowymi szeregami czasowymi postaci:

$$X(t) = \begin{bmatrix} X_1(t) \\ X_2(t) \\ \cdot \\ \cdot \\ X_p(t) \end{bmatrix} \quad (1)$$

określonymi dla czasu  $t \in T$ , gdzie symbolem  $T$  oznaczamy zbiór kolejnych dat np. zbiór kolejnych dni w których występują notowania na giełdzie.

Współrzędne wektora (1) nie są dzielone na zmienne objaśniające oraz zmienne objaśniane. Wszystkie są zmiennymi objaśniającymi dla wyznaczenia zmiennej objaśnianej  $B(t)$ . Zmienna ta jest wynikiem przyjęcia reguły  $W(X(t))$  opisującej transformację dokonaną na wektorze  $X(t)$  dla  $t_{i-1} < t < t_i$   $i=1,2,\dots,k$ . W ten sposób zbiór  $T$  zostanie podzielony na  $k$  podzbiorów. Punkty podziału zbioru  $T$  przedstawiamy w postaci

$$0 < t_1 < t_2 < \dots < t_k. \quad (2)$$

Elementy podziału (2) zbioru  $T$  (z wyjątkiem zera) wyznaczają  $p$ -wymiarowe punkty zwrotne.

W literaturze znajdziemy różne propozycje dotyczące transformacji dokonywanej na wektorze  $X(t)$ . Jedną z nich jest przyjęcie pewnej współrzędnej wektora  $X(t)$  jako  $B(t)$  (zob. np. [1]).

W artykule zdefiniujemy p-wymiarowy punkt zwrotny, oraz podamy sposób jego wyznaczania. Pokażemy też zastosowanie WPZ (wielowymiarowych punktów zwrotnych).

### Wyznaczanie podzbiorów jednorodnych wektorowego szeregu czasowego. Test Quandta.

Zaawansowane techniki metody Cluster Analysis wiążą stopień jednorodności uzyskanych podzbiorów oraz ich ilość. W opracowaniu wykorzystamy metody skalowania wielowymiarowego a zwłaszcza współczynnik STRESS-Kruskala(zob.[6]).

Liczności podzbiorów oraz ich ilość wyznaczymy przy uwzględnieniu następujących warunków:

wektor  $X(t)$  przestrzeni p wymiarowej jest transponowany na wektor  $B(t)$  przestrzeni jednowymiarowej tzn.

$$R^p \rightarrow R \quad (3)$$

$$STRESS \leq 0,1 \quad (4)$$

Otrzymane wyniki  $B(t)$  (współrzędne wektora 1-wymiarowego) dla podziału na k podzbiorów oznaczamy jako

$$B(t, t_i), \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (5)$$

gdzie  $t_i$  są to punkty podziału zbioru T. Zatem p-wymiarowy szereg czasowy  $X(t)$  zostaje podzielony na k podzbiorów postaci

$$X(t, t_i) \quad t_{i-1} \leq t < t_i; \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (6)$$

któremu odpowiada ciąg (5).

W celu przedstawienia definicji p-wymiarowego punktu zwrotnego w naszym opracowaniu rozpatrujemy liniowe modele regresji typu

$$C(t, t_i) = \alpha_0 + \alpha_1 Y_1(t, t_i) + \dots + \alpha_p Y_p(t, t_i) + \varepsilon(t, t_i) \quad (7)$$

$$i = 1, 2, \dots, k-1; \quad t_{i-1} \leq t < t_{i+1}$$

$\mathcal{E}(t, t_i)$  składnik resztowy.

Przyjmujemy, że indeks  $t_0=1$  stanowi początek próbki.

W modelu (7) zmiennymi są następujące wektory połączone

$$C(t, t_i) = \text{join}(B(t, t_i), B(t, t_{i+1})) \quad (8)$$

$$Y_s(t, t_i) = \text{join}(X_s(t, t_i), X_s(t, t_{i+1})) \quad s=1, 2, \dots, p \quad (9)$$

W oprogramowaniu GRETl znajdziemy test na występowanie punktu zwrotnego dla regresji (7). Jest to test ilorazu wiarygodności Quandta (QRL-

zob. [2] s. 111 i nast. oraz [5]), który określi czy punkt zwrotny występuje dla  $t = t_i$ .

Definicja p-wymiarowego punktu zwrotnego: Przez p-wymiarowy punkt zwrotny dla (1) rozumiemy punkt wyznaczony przy pomocy liniowego równania regresji postaci (7) dla którego iloraz wiarygodności QRL lub test F Chowa są istotne.

Podsumowując rozważania zawarte wcześniej stwierdzamy, że do wyznaczenia p-wymiarowego punktu zwrotnego (ogólnie WPZ) posługujemy się metodą skalowania wielowymiarowego (zob. (3) i (4)). Dla każdego ustalonego poziomu STRESS'u (dodatniego i mniejszego od jedności) otrzymujemy:

- ciąg podziałów zbioru  $T$  (ciąg dla którego występują WPZ);
- ciąg wektorów  $B(t, t_i)$ .

#### **Dane empiryczne. Wyznaczanie podzbiorów**

W celu zademonstrowania użyteczności proponowanej metody do wyznaczenia WPZ zestawiono dane dotyczące indeksów giełdowych oraz wiboru, tzn.

- DJ (Down Jones)
- WIG20
- WIBOR3M

dla okresu 04.01.1999 do 15.02.2008 ( $n=2344$ ). Zatem wymiar  $p=3$ . Wyniki estymacji podzbiorów metodą skalowania wielowymiarowego zawierają tabele 1-3.

#### **Trójwymiarowe punkty zwrotne**

W celu sprawdzenia istnienia trójwymiarowych punktów zwrotnych występujących na połączeniu zbiorów  $A_j$  oraz  $A_{j+1}$  dla  $j = 1, 2, \dots, k-1$  przyjmujemy do analizy wyniki tabel 1-3 oraz estymujemy modele (7). Mamy  $p=3$ ,  $k=35$ . Okazało się – test QLR – że wszystkie wymienione wyżej punkty są WPZ (3-wymiarowymi) dla  $t$  określonego przez lewostronny zakres próby (zob. tabele 1-3) z wyjątkiem  $t=1$ .

Punkty te zostały podane w tabelach 4 i 5. Są tam daty oraz realizacje indeksów giełdowych WIG20, DJ i wskaźnika WIBOR3M.

Tabela 1. Wyniki estymacji podzbiorów metodą skalowania wielowymiarowego.

Oznaczenie podzbioru (próby)	Zakres próby	Liczba obserwacji	STRESS
A <sub>1</sub>	1 180	180	0,075
A <sub>2</sub>	181 250	70	0,084
A <sub>3</sub>	251 275	25	0,073
A <sub>4</sub>	276 306	31	0,093
A <sub>5</sub>	307 331	25	0,079
A <sub>6</sub>	332 346	15	0,077
A <sub>7</sub>	347 355	9	0,095
A <sub>8</sub>	356 376	21	0,085
A <sub>9</sub>	377 404	28	0,094
A <sub>10</sub>	405 439	35	0,089
A <sub>11</sub>	440 443	4	0,000
A <sub>12</sub>	444 502	59	0,098

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Wyniki estymacji podzbiorów metodą skalowania wielowymiarowego

Oznaczenie podzbioru (próby)	Zakres próby	Liczba obserwacji	STRESS
A <sub>13</sub>	503 519	17	0,092
A <sub>14</sub>	520 541	22	0,083
A <sub>15</sub>	542 592	51	0,098
A <sub>16</sub>	593 738	146	0,098
A <sub>17</sub>	739 754	16	0,095
A <sub>18</sub>	755 812	58	0,093
A <sub>19</sub>	813 997	185	0,095
A <sub>20</sub>	998 1247	250	0,115
A <sub>21</sub>	1248 1332	85	0,091
A <sub>22</sub>	1333 1355	23	0,095
A <sub>23</sub>	1356 1395	40	0,092
A <sub>24</sub>	1396 1446	51	0,097

Źródło: opracowanie własne.

Z otrzymanych wyników liczbowych widać silny związek między wybranym poziomem STRESS-u, który mierzy stopień jednorodności otrzymanych podzbiorów oraz ich liczbą, a co za tym idzie liczbą wielowymiarowych punktów zwrotnych. Wybór skalowania wielowymiarowego umożliwił stosowanie testu QRL (tzn. praktycznie testu CHOWA) do oceny istotności WPZ. Bez skalowania wielowymiarowego nie mielibyśmy zmiennej zależnej  $B(t, t_i)$ ,  $t_{i-1} \leq t < t_{i+1}$  dla  $i = 1, 2, \dots, k-1$ .

Tabela 3. Wyniki estymacji podzbiorów metodą skalowania wielowymiarowego

Oznaczenie podzbioru (próby)	Zakres próby	Liczba obserwacji	STRESS
A <sub>25</sub>	1447 1468	22	0,068
A <sub>26</sub>	1469 1480	12	0,090
A <sub>27</sub>	1481 1603	123	0,098
A <sub>28</sub>	1604 1629	26	0,092
A <sub>29</sub>	1630 1655	26	0,094
A <sub>30</sub>	1656 1672	17	0,071
A <sub>31</sub>	1673 1691	19	0,100
A <sub>32</sub>	1692 1941	250	0,094
A <sub>33</sub>	1942 2192	251	0,045
A <sub>34</sub>	2193 2226	34	0,089
A <sub>35</sub>	2227 2344	118	0,103

Źródło: opracowanie własne

Tabela 4. Współrzędne 3-wymiarowych punktów zwrotnych cz.1

DATA	WIG20	DJ	WIBOR3M
1999.09.16	1500,10	10737,46	13,91
1999.12.23	1755,10	11405,76	19,61
2000.01.27	1951,30	11028,12	17,30
2000.03.10	2481,80	9928,82	18,49
2000.04.14	2121,00	10305,77	18,23
2000.05.08	1942,80	10603,63	19,13
2000.05.19	2016,80	10626,85	18,43
2000.06.19	2002,00	10435,16	18,71
2000.07.28	1949,30	10511,17	18,52
2000.09.14	1907,20	11087,47	19,57
2000.09.29	1688,40	10650,92	19,51
2000.12.14	1799,40	10674,99	19,73
2001.01.10	1732,12	10604,27	19,98
2001.02.09	1647,17	10781,45	18,61
2001.04.24	1466,62	10454,34	16,80
2001.11.16	1325,13	9866,46	14,17

Źródło: opracowanie własne.

## Wnioski

Liczność każdego z otrzymanych podzbiorów podawana w tabelach 1-3 wskazuje, że średnia „odległość czasowa” między kolejnymi WPZ wynosi 67 notowań, zaś błąd standardowy jest równy 73,6. Wyznaczenie rozkładu tej



zmiennej losowej (prawdopodobnie rozkład gamma) prowadzioby do modelu typu Variance-Gamma, w którym omawiany czas jest nazywany czasem ekonomicznym.

Tabela 5. Współrzędne 3-wymiarowych punktów zwrotnych cz.2

DATA	WIG20	DJ	WIBOR3M
2001.12.17	1178,26	9891,97	13,00
2002.03.04	1396,13	10586,82	10,03
2002.11.21	1203,00	8845,15	6,69
2003.11.24	1459,29	9747,79	5,73
2004.03.12	1759,52	10240,08	5,49
2004.04.15	1858,75	10397,46	5,78
2004.06.14	1646,65	10334,73	5,84
2004.08.25	1702,79	10181,74	6,51
2004.09.23	1798,96	10038,90	7,09
2004.10.11	1829,48	10081,97	6,94
2005.04.01	1988,63	10404,30	5,89
2005.05.10	1837,10	10384,34	5,50
2005.06.15	2011,39	10566,31	5,26
2005.07.08	2077,18	10449,14	4,72
2005.08.04	2238,88	10610,10	4,67
2006.07.25	3059,43	11103,71	4,18
2007.07.17	3811,03	13971,55	4,76
2007.09.03	3613,40	13357,74	5,06

Źródło: opracowanie własne.

Wydaje się nam, że WPZ mogą być zastosowane dla:

- modelu pojedynczego indeksu Sharpe'a (zob.[4]);
- konstrukcji portfeli Markowitza, Sharpe'a.

Konstrukcje takie winny być wykonywane dla danych zawartych między kolejnymi wielowymiarowymi punktami zwrotnymi.

### Literatura

1. Guzik B., *Segmentowe modele ekonometryczne*. AE, Poznań 1993.
2. Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Nowe wydanie. PWN, Warszawa 2007.
3. Maddala G.S., *Ekonometria*. PWN, Warszawa 2006.
4. Osińska M., *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa 2006.
5. Stock J.H., Watson M.W., *Introduction to Econometrics*, Addison-Wesley, Boston 2003.

6. Walesiak M., Metody analizy danych marketingowych. PWN, Warszawa 1996

### STRESZCZENIE

Łatwość dostępu do różnych danych ekonomicznych takich jak szeregi czasowe, dane przekrojowe lub dane panelowe powoduje, że estymacja znanych już teoretycznych modeli staje się łatwa. Powstają jednak problemy dotyczące

- jednorodności próbki
- wielowymiarowych punktów zwrotnych
- oraz zastosowań tych zagadnień w ekonometrii finansowej.

Treścią artykułu jest pewna propozycja wyznaczania wielowymiarowych punktów zwrotnych oraz próba pokazania tych punktów dla wektorowego szeregu czasowego o wymiarze 3.

### THE MULTIDIMENSIONAL TURNING POINTS

#### SUMMARY

The easiness of access to the different economic and financial data like time series, cross-sectional data and panel data causes, that the estimation of known theoretical model becomes very easy.

Anyway, there arise some problems which concern:

- homogeneity of the sample
- multidimensional turning points
- and the applications of these subjects in the econometrics.

The main subject of this article is the proposition of calculation of the multidimensional turning points and the trial of presentation these points for the vector of time series with the size 3.

*Translated by Z. Cięciwa*

*Dr hab. prof. WSIZ Zdzisław Cięciwa*  
Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie  
zc@rwc.pl

*Mgr Ewa Libura*  
Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie  
elibura@zarz.agh.edu.pl

MAŁGORZATA DOMAN

**ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY ZMIENNOŚCIĄ, WOLUMENEM I  
CZASEM TRWANIA CENY NA GIEŁDZIE PAPIERÓW  
WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE\***

**Wstęp**

Proces napływu informacji jest powszechnie uważany za główny czynnik wywołujący zmiany cen instrumentów finansowych. Pytanie o mechanizm tego zjawiska należy do najważniejszych problemów teorii mikrostruktury rynku. Strumień informacji napływający na rynek finansowy jest niejednorodny. Zawiera bardzo zróżnicowane elementy, od publicznych ogłoszeń na temat notowań cen i kondycji spółek po poufne informacje dostępne tylko dla pewnej grupy uczestników rynku, tzw. *insider traders*. Bezpośrednie modelowanie procesu napływu informacji stanowi więc trudne wyzwanie nie tylko ze względu na jego niezwykle prącochłonność. W związku z tym, w badaniach empirycznych zwykle stosuje się zmienne zastępcze, które w pewien sposób mogą przybliżyć dynamikę informacji. Jedną z najczęściej stosowanych jest wolumen obrotu. Wielu badaczy uważa jednak, że zmienna ta jest zbyt zanieczyszczona szumem losowym, żeby dać właściwy obraz intensywności procesu informacji (Dacorogna i in. 2001). Innymi możliwymi zmiennymi zastępczymi dla procesu informacji są zmienność i czas trwania ceny (ang. *duration*).

Pomimo, że początki teoretycznych modeli mikrostruktury rynku sięgają lat siedemdziesiątych ubiegłego stulecia, intensywny rozwój badań empirycznych w tym zakresie stał się możliwy dopiero z rozwojem technik komputero-

---

\* Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2010 w ramach projektu NN 111 1256 33.

wych pozwalających na gromadzenie i przetwarzanie ogromnej liczby danych. Badania z zakresu mikrostruktury rynku zwykle opierają się bowiem na analizie notowań tick-by-tick.

W prezentowanej pracy analizujemy powiązania pomiędzy zmiennymi zastępczymi dla procesu informacji: wolumenem obrotu, zmiennością i czasem trwania ceny i, przede wszystkim, poszukujemy odpowiedzi na pytanie o rolę każdej z nich w procesie odkrywania poufnych informacji przez inwestorów nieposiadających do niej dostępu (*uniformed traders*). Większość badań poświęconych tej tematyce przeprowadzana jest na podstawie notowań dużych, płynnych spółek. Wydaje się jednak rzeczą naturalną oczekiwać, że płynność spółki ma znaczący wpływ na sposób odzwierciedlania bieżących informacji w cenie jej akcji. W związku z tym badamy zachowania wymienionych zmiennej dla spółek o różnej płynności.

Omawiana analiza dotyczy notowań pięciu spółek z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Są to: BORYSZEW (BRS), JUTRZENKA (JTZ), KGHM (KGH), ORBIS (ORB) i PKO BP (PKO). Rozważamy notowania tick-by-tick, a następnie wyliczamy stopy zwrotu i wielkości wolumenu odpowiadające kolejnym czasom trwania ceny. W kolejnym kroku estymujemy zmienność, warunkowy oczekiwany czas trwania ceny i warunkowy oczekiwany wolumen. Badając zależności pomiędzy tymi zmiennymi próbujemy odpowiedzieć na pytanie o dynamikę procesu napływu informacji na rynek.

### **Proces informacji a efekty mikrostruktury rynku**

Modele mikrostruktury rynku mają za zadanie opisać złożoną rzeczywistość handlu na rynkach finansowych i koncentrują się na zjawiskach, które w klasycznym modelowaniu zjawisk finansowych często są zaniebawiane. Do najważniejszych efektów mikrostruktury zalicza się między innymi płynność, niesynchroniczność handlu, spread pomiędzy ceną kupna a ceną sprzedaży, dyskretność cen i nieregularne odstępów czasu pomiędzy transakcjami (Tsay 2000).

Jedno z najistotniejszych pytań stawianych w badaniach na temat mikrostruktury rynku dotyczy tego, w jaki sposób poszczególne nurty strumienia informacji są przyswajane i interpretowane przez różne grupy inwestorów oraz jak napływające informacje wpływają na ceny i wielkość obrotu. Ogólnie mówiąc, wpływ procesu informacji na dynamikę rynków finansowych jest zróżni-

cowany, a w przypadku rynku kapitałowego zależy przede wszystkim od różnic w zachowaniu inwestorów płynnościowych, nieposiadających dostępu do niepublicznych informacji. Mogą oni odczytywać fakt uzyskania niejawnnej informacji przez uczestników poinformowanych i próbować odgadywać jej znaczenie, obserwując sygnały generowane przez rynek, w szczególności zmienność cen, wolumen obrotu i czasy trwania ceny.

Początki teoretycznych modeli mikrostruktury rynku wyjaśniających zależności pomiędzy dynamiką pewnych wielkości a zachowaniem grup inwestorów posiadających dostęp do niepublicznych informacji i tych, którzy są go pozbawieni, sięgają lat siedemdziesiątych ubiegłego wieku. Jeden z pierwszych modeli tego typu został zaproponowany w pracy Bagehota (1971). Zakłada się w nim istnienie dwóch typów inwestorów – poinformowanych (*informed traders*) i niepoinformowanych (*uninformed traders*). Inwestorzy poinformowani próbują wykorzystać swoją przewagę informacyjną w celu osiągnięcia nadzwyczajnych zysków. Z kolei, Copeland i Galai (1983) oraz Glosten i Milgram (1985) modelują zachowanie uczestników niepoinformowanych próbujących odczytać niepubliczne informacje obserwując proces cen. Klasyczna praca Karpoffa (1987) zwraca uwagę na rolę wolumenu obrotu w odkrywaniu ukrytych informacji. Podobne podejście zostało przedstawione w pracach (Easley i O'Hara 1987, 1992, oraz Blume, Easley i O'Hara 1994). Admati i Pfleiderer (1988) wskazują, że istnieje więcej potencjalnych źródeł, z których mogą czerpać informacje gracze płynnościowi i zaliczają do nich oprócz wolumenu, spread bid/ask, czas trwania ceny oraz zmienność cen. Analiza dynamiki tych zmiennych może też dać pewien obraz sposobu, w jaki informacja jest odbijana w cenach akcji. Jednak pojawiają się tu pewne trudności związane z tym, że różne założenia przyjmowane w teoretycznych modelach mikrostruktury prowadzą do różnych interpretacji tych samych zjawisk.

Jeżeli, jak w (Easley i O'Hara 1987), przyjmuje się założenie, że gracze poinformowani handlują tylko wtedy, gdy otrzymają nową informację wpływającą na ceny, to brak handlu oznacza brak nowych informacji na rynku. Zatem, zgodnie z tym podejściem, długie czasy trwania ceny powinny być związane z niskimi wartościami stóp zwrotu i małą zmiennością. W kolejnej grupie modeli (np. Diamand i Varrecchia 1987) brak handlu interpretowany jest jako wynik napływu złych informacji. Pewne modele (zob. Admati i Pfleiderer 1988) przewidują możliwość jednoczesnego wystąpienia długich czasów trwania ceny i

wysokiej zmienności. Może się tak dziać, gdy gracze płynnościowi powstrzymują się od handlu w sytuacji, gdy nie są w stanie odczytać lub właściwie zinterpretować informacji, która posiadają gracze poinformowani.

### Modele ACD i ACV

W literaturze z zakresu ekonometrii finansowej często przytacza się opinię, że choć wolumen wydaje się być dobrą zmienną zastępczą dla procesu informacji, to jest to jednak zmienna silnie zanieczyszczona szumem losowym. Występuje tu podobne zjawisko jak w sytuacji, gdy za estymator dziennej zmienności przyjmujemy kwadrat stopy zwrotu (Doman i Doman 2004). W celu uniknięcia zbyt dużego wpływu zaburzeń losowych opieramy analizę na warunkowych oczekiwanych wartościach wolumenu i, analogicznie, na warunkowych oczekiwanych czasach trwania ceny. Wielkości te estymujemy, odpowiednio, za pomocą modeli: autoregresyjnego warunkowego wolumenu (*Autoregressive Conditional Volume*, ACV) wprowadzonego w pracy Manganellego (2005) oraz autoregresyjnego warunkowego czasu trwania ceny (*Autoregressive Conditional Duration*, ACD), zaproponowanego przez Engle'a i Russella (1998). Obie te grupy modeli wykorzystują fakt, że zarówno w szeregach wolumenu obrotu, jak i czasu trwania ceny występują następujące po sobie zgrupowania dużych i małych wielkości, podobnie jak to jest w szeregach stóp zwrotu i zmienności. W związku z tym specyfikacja modeli ACD i ACV jest podobna do konstrukcji modeli GARCH.

Niech  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n, \dots$  oznacza ciąg momentów, w których następują kolejne zmiany ceny instrumentu finansowego i niech  $d_t = \theta_t - \theta_{t-1}$  będzie czasem pomiędzy dwiema kolejnymi zmianami (czas trwania ceny). Oczekiwana wartość  $t$ -tego czasu trwania ceny pod warunkiem dostępnej do chwili  $\theta_{t-1}$  informacji o procesie czasu trwania ceny oznaczmy przez  $\psi_t = E(d_t | d_{t-1}, d_{t-2}, \dots, d_1)$ .

Klasa modeli ACD (Engle i Russell 1998) opisuje dynamikę oczekiwanego czasu trwania ceny  $\psi_t = \psi_t(d_{t-1}, d_{t-2}, \dots, d_1; \vartheta)$ , przy tym  $\vartheta$  jest wektorem parametrów modelu. W tej pracy posługujemy się modelami ACD(1,1), w których przyjmuje się założenie, że

$$d_t = \psi_t \xi_t, \quad (1)$$

gdzie  $\xi_t$  jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie (iid). Zakładamy, że jest to albo rozkład wykładniczy ze średnią 1, albo rozkład Weibulla ze średnią 1. W przypadku, gdy średnia w rozkładzie Weibulla jest równa 1, może on być scharakteryzowany za pomocą jednego parametru ( $\gamma$ ). Dynamika oczekiwanego czasu trwania ceny opisuje się za pomocą równania

$$\psi_t = \omega + \alpha d_{t-1} + \beta v_{t-1}, \quad (2)$$

gdzie  $\omega > 0$ ,  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta \geq 0$ . Wtedy, warunek  $1 - \alpha - \beta > 0$  zapewnia istnienie bezwarunkowego średniego czasu trwania ceny równego

$$E(d_t) = \frac{\omega}{1 - \alpha - \beta}.$$

Wstawiając do równań modelu ACD(1,1) wielkość wolumenu  $w_t$  w miejsce czasu trwania ceny  $d_t$  i oczekiwany obrót  $v_t$  zamiast oczekiwanego czasu trwania ceny  $\psi_t$ , otrzymujemy model ACV(1,1) opisujący się równaniami

$$w_t = v_t \eta_t, \quad (3)$$

gdzie  $\eta_t \sim \text{iid}$  z rozkładem Weibulla o średniej 1, oraz

$$v_t = \omega + \alpha w_{t-1} + \beta v_{t-1}. \quad (4)$$

Ze względu podobieństwo modeli ACV i ACD do modeli GARCH, oszacowania ich parametrów mogą być wyliczane za pomocą nieco zmodyfikowanego oprogramowania do szacowania modeli GARCH (Engle and Russell 1998, Manganeli 2005).

Znaczącą część prezentowanej dalej analizy stanowi analiza zmienności stóp zwrotu odpowiadających czasom trwania ceny. Oszacowań zmienności dokonujemy za pomocą wprowadzonego przez Nelsona (1991) modelu EGARCH. Stosujemy specyfikację Bollersleva i Mikelsena (1996):

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]^{-1} [1 + \alpha(L)] g(\varepsilon_{t-1}), \quad (5)$$

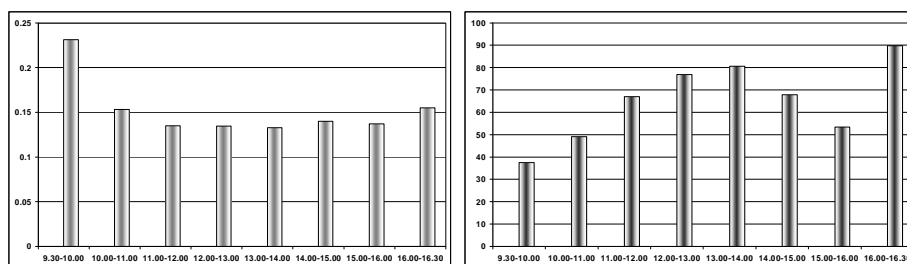
gdzie  $\alpha(L) = \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_q L^q$ ,  $\beta(L) = \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_p L^p$ , a funkcja  $g$  opisująca asymetrię informacji na odchylenie bezwzględnej wartości stopy zwrotu od średniej z bezwzględnej wartości dana jest wzorem

$$g(\varepsilon_t) = \gamma_1 \varepsilon_t + \gamma_2 (|\varepsilon_t| - E|\varepsilon_t|). \quad (6)$$

### Opis danych

Przedstawione badanie przeprowadzane jest dla pięciu spółek z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie: BORYSZEW (BRS), JUTRZENKA

(JTZ), KGHM (KGH), ORBIS (ORB) i PKO BP (PKO) i obejmuje okres od 16 lutego 2007 r. do 14 września 2007 r. Wybór spółek został dokonany w sposób losowy, oddzielnie z wyróżnionych grup spółek o dużej i małej płynności. Rozważamy notowania tick-by-tick, a następnie wyliczamy procentowe logarytmiczne stopy zwrotu i wielkości wolumenu odpowiadające kolejnym czasom trwania ceny. Moment transakcji jest określony z dokładnością do 1 sekundy. Przyjmujemy, często stosowane założenie, że czas między końcem sesji a początkiem następnego jest równy zero. Obrót transakcji dokonywanych po tej samej cenie jest sumowany. W przypadku, gdy w tej samej sekundzie dokonano transakcji po różnych cenach, za cenę przyjmujemy średnią ważoną wielkością wolumenu. Tabela 1 pokazuje rozmiar redukcji liczby obserwacji. Na jej podstawie można ocenić zróżnicowanie badanych spółek pod względem płynności. W danych śróddziennych występuje silna cykliczność godzinowa (rys. 1-2).



Rys. 1. KGH. Średnie bezwzględne zwroty (po lewej) i średnie czasy trwania ceny (po prawej) w godzinach dnia giełdowego.

Źródło: opracowanie własne.

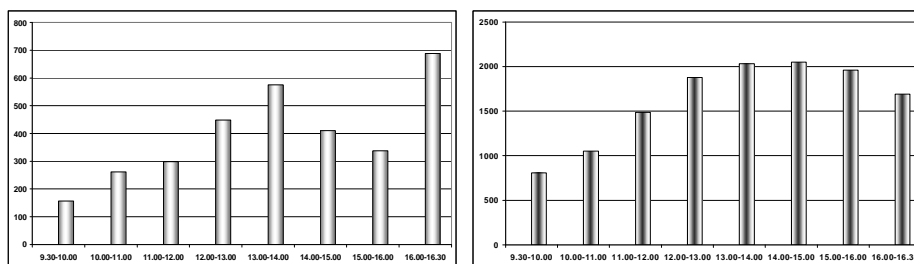
Tabela 1. Redukcja liczby obserwacji po przejściu od danych tick-by tick do danych odpowiadającym czasom trwania ceny.

Spółka	BRS	JTZ	KGH	ORB	PKO
Liczba transakcji	33 698	6 150	219 760	12 221	193 530
Liczba zwrotów odpowiadających czasom trwania ceny	10 900	2 361	59217	4 558	47986

Źródło: opracowanie własne.

Usuwanie ją stosując metodę zaproponowaną przez Engle'a i Russella (1998), tzn. dzieląc czasy trwania ceny i wolumen przez ich średnie wartości odpowiadające godzinom dnia, a stopy zwrotu przez odpowiednie średnie zwroty bezwzględne.





Rys. 2. JTZ. Średni wolumen obrotu (po lewej) i średnie czasy trwania ceny (po prawej) w godzinach dnia giełdowego.

Źródło: opracowanie własne.

### Wyniki empiryczne

Przedstawiona w tym punkcie analiza empiryczna stanowi modyfikację badania opisanego w pracy Manganello (2005). W celu uzyskania informacji na temat zależności pomiędzy stopami zwrotu i zmiennością, a wolumenem i czasem trwania ceny, estymujemy dla każdej spółki model ARMA(1,1)-EGARCH(1,1) z czasem trwania ceny i wolumenem jako dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi w równaniu średniej warunkowej (7) i warunkowej wariancji (9):

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 d_{t-1} + b_2 w_{t-1} + c y_{t-1} + y_t, \quad (7)$$

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad (8)$$

gdzie o  $\varepsilon_t$  zakładamy, że są niezależne o jednakowym rozkładzie (skośnym  $t$  Studenta) ze średnią 0 i wariancją 1.

$$\ln \sigma_t^2 = (1 - \beta_1) \omega + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + g(\varepsilon_{t-1}) + \alpha_1 g(\varepsilon_{t-2}) + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \rho_1 d_{t-1} + \rho_2 w_{t-1}. \quad (9)$$

Wybór tego modelu podyktowany jest istnieniem silnych asymetrii w analizowanych szeregach stóp zwrotu, a także brakiem ograniczeń dotyczących parametrów.

Następnie badamy wpływ informacji o kwadratach zrealizowanych stopach zwrotu (zmienności), wolumenie i czasie trwania ceny na dynamikę warunkowego oczekiwanego czasu trwania ceny, oszacowanego za pomocą modelu ACD(1,1) oraz warunkowego oczekiwanego wolumenu (z modelu ACV), estymując modele opisane równaniami (10) i (11):

$$\psi_t = p_0 + p_1 \psi_{t-1} + p_2 d_{t-1} + p_3 w_{t-1} + p_4 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t^\psi, \quad (10)$$

$$v_t = q_0 + q_1 v_{t-1} + q_2 d_{t-1} + q_3 w_{t-1} + q_4 y_{t-1}^2 + \varepsilon_t^v. \quad (11)$$

Stosowane metody są zgodne ze zwykle stosowanymi w badaniach tego typu (Engle i Russell 1998, Manganeli 2005). W szczególności, jak to się na ogół robi, przyjmujemy tu między innymi założenie o słabej egzogeniczności rozważanych zmiennych. Pewne uzasadnienie takiego podejścia podają Dufour i Engle (2000). Kolejne wątpliwości budzą niejednoznaczne wyniki testów własności statystycznych szeregów. Nakazują zachować pewną ostrożność co do zakresu interpretacji wyników.

Oszacowania parametrów dopasowanych modeli ACD zawiera tabela 2. Są one zgodne z opisywanymi w literaturze (dla rynku polskiego por. Bień 2006, Bień 2006a, Doman 2006, Doman 2007). Dość wysokie wartości oszacowania parametru  $\beta$  i niskie  $\alpha$  wskazują na persystencję oczekiwanego czasu trwania ceny i dość słabą reakcję na nowe informacje. W przypadku najpłynniejszych spółek (KGH i PKO), oszacowanie stałej  $\omega$  jest wyraźnie wyższe. Natomiast zmiany wielkości oszacowań pozostałych parametrów nie są związane z płynnością spółek. Najsilniejsza reakcja na nowe obserwacje daje się zauważyć w przypadku spółki BRS.

Tabela 2. Oszacowania parametrów modeli ACD.

Parametr	JTZ	ORB	BRS	PKO	KGH
$\omega$	0,0051 (0,0056)	0,0018 (0,0011)	0,0079 (0,0015)	0,0198 (0,0044)	0,0542 (0,0002)
$\alpha$	0,0933 (0,0209)	0,0643 (0,0129)	0,1151 (0,0099)	0,0627 (0,0075)	0,1013 (0,0020)
$\beta$	0,8995 (0,0242)	0,9341 (0,0133)	0,8637 (0,0096)	0,9174 (0,0115)	0,8440 (0,0007)
Rozkład $\xi_t$	wykładniczy	wykładniczy	Weibulla	Weibulla	wykładniczy
$\gamma$			0,7802 (0,0063)	0,8416 (0,0035)	

Źródło: opracowanie własne.

Przedstawione w tabeli 3 oszacowania parametrów ACV wskazują na efekt persystencji w szeregach wolumenu.

Jednak oszacowania parametru  $\beta$  są bliższe 0,9, niż 1. To wydaje się wskazywać na przewagę na GPW inwestorów poinformowanych. Obecność dużej liczby aktywnych inwestorów płynnościowych, z reguły skutkuje bardzo silną zależnością w szeregach wolumenu.

W tabelach 4-5 znajdują się oszacowania parametrów modeli ARMA-GARCH. Wartości bezwzględne (w każdym przypadku ujemnego) współczynnika autoregresji w równaniu dla stopy zwrotu są większe dla płynnych spółek.

Tabela 3. Oszacowania parametrów modeli ACV

Parametr	JTZ	ORB	BRS	PKO	KGH
$\omega$	0,0238 (0,0080)	0,0352 (0,0112)	0,1135 (0,0289)	0,0434 (0,0126)	0,0587 (0,0131)
$\alpha$	0,0216 (0,0083)	0,0156 (0,0053)	0,0810 (0,0182)	0,0387 (0,0081)	0,0571 (0,0088)
$\beta$	0,9330 (0,0191)	0,9291 (0,0198)	0,7811 (0,0461)	0,9101 (0,0221)	0,8771 (0,0225)
Rozkład $\eta_t$	Weibulla	Weibulla	Weibulla	Weibulla	Weibulla
$\gamma$	0,5228 (0,0128)	0,4561 (0,0046)	0,6444 (0,0149)	0,5323 (0,0022)	0,5367 (0,0021)

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Oszacowania parametrów modelu ARMA-EGARCH (równanie 7)

Parametr	$a_0$	$a_1$	$b_1$	$b_2$	$c$
JTZ	0,0322 (0,0129)	-0,1734 (0,0402)	-0,0254 (0,0123)	0,0048 (0,0039)	-0,1364 (0,0389)
ORB	-0,0069 (0,0097)	-0,2887 (0,0430)	-0,0077 (0,0075)	0,0048 (0,0016)	-0,2793 (0,2013)
BRS	0,0031 (0,0066)	-0,1940 (0,0264)	-0,0364 (0,0045)	0,0074 (0,0022)	-0,2574 (0,069)
PKO	0,0011 (0,0025)	-0,5808 (0,0165)	0,0044 (0,0017)	-0,0000 (0,0011)	-0,1075 (0,0100)
KGH	-0,0064 (0,0024)	-0,4721 (0,0114)	-0,0016 (0,0018)	0,0101 (0,0012)	-0,1219 (0,0106)

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku najmniej płynnej spółki JTZ obserwujemy istotny ujemny wpływ oczekiwanego czasu trwania ceny na stopę zwrotu. Wolumen nie ma istotnego wpływu na dynamikę stopy zwrotu. Uzyskane wyniki wydają się wskazywać na nieadekwatność modelu Easleya i O'Hary (1987) na GPW.

W oszacowaniach parametrów równania dla zmienności zauważamy istotny dodatni wpływ czasu trwania ceny na zmienność (poza JTZ), tak jak to przewiduje model Admati and Pfleiderera (1988), wskazujący jako przyczynę takiej zależności ostrożne zachowania inwestorów płynnościowych. Dodatni, statystycznie istotny wpływ wolumenu na zmienność daje się zauważyć tylko

dla bardzo płynnych spółek (KGH i PKO), co jest w zgodzie z wynikami Manganello (2005) uzyskanymi dla rynku amerykańskiego. Obserwujemy silną jednakową reakcję zmienności na odchylenie wartości bezwzględnej stopy zwrotu od jej średniej.

Tabela 5. Oszacowania parametrów modelu ARMA-EGARCH (równanie 9)

Parametr	$\omega$	$\beta_1$	$\alpha_1$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\rho_1$	$\rho_2$
JTZ	-0,4604 (0,4936)	0,9750 (0,0122)	-0,6004 (0,0838)	-0,0108 (0,0320)	0,5153 (0,0531)	-0,0248 (0,0247)	0,0003 (0,0096)
ORB	-0,0841 (0,20130)	0,8838 (0,0222)	-0,0956 (0,0744)	0,0520 (0,0178)	0,6101 (0,0335)	0,0776 (0,0188)	0,0036 (0,0082)
BRS	-1,6722 (0,2382)	0,9393 (0,0082)	-0,2487 (0,0430)	-0,0645 (0,0127)	0,6500 (0,0236)	0,0258 (0,0098)	0,0062 (0,0038)
PKO	-0,0167 (0,0844)	0,9354 (0,0028)	-0,1565 (0,0326)	-0,0002 (0,0056)	0,5168 (0,0140)	0,1603 (0,0153)	0,0514 (0,0046)
KGH	-0,7434 (0,0,0811)	0,9217 (0,0059)	-0,2677 (0,0405)	-0,0063 (0,0060)	0,5608 (0,0140)	0,0585 (0,0019)	0,0871 (0,0086)

Źródło: opracowanie własne.

Charakterystyka dynamiki warunkowego oczekiwanego czasu trwania ceny przedstawiona została w tabeli 6. We wszystkich wypadkach parametr autoregresyjny  $p_1$  jest równy około 0,3, a wpływ obserwowanego czasu trwania na warunkowy oczekiwany czas trwania ceny jest dodatni i istotny, lecz słabszy w przypadku bardzo płynnych spółek.

Tabela 6. Oszacowania parametrów (równanie 10)

Parametr	$p_0$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$
JTZ	0,4905 (0,0149)	0,3014 (0,0123)	0,1597 (0,0065)	0,0004 (0,0013)	0,0044 (0,0022)
ORB	0,5690 (0,0106)	0,3020 (0,0094)	0,1247 (0,0047)	-0,0005 (0,0011)	0,0034 (0,0014)
BRS	0,3902 (0,0084)	0,3030 (0,0054)	0,2521 (0,0044)	-0,0042 (0,0084)	0,0006 (0,005)
PKO	0,5991 (0,0033)	0,3044 (0,0028)	0,0996 (0,0019)	-0,0035 (0,0005)	0,0001 (0,0002)
KGH	0,6057 (0,0172)	0,3047 (0,0057)	0,0793 (0,00144)	0,0040 (0,0021)	-0,0001 (0,0001)

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku płynnych spółek, KGH i PKO, obserwowany wolumen ma istotny wpływ (dodatni dla KGH i ujemny dla PKO) na oczekiwany czas trwa-

nia ceny. Zależność ta nie pojawia się dla mniejszych spółek. Dla najmniej płynnych spółek (JTZ, ORB) zmienność ma istotny dodatni wpływ na czas trwania ceny, co oznacza, że w sytuacji zwiększonej niepewności inwestorzy powstrzymują się od handlu akcjami tych spółek.

Oszacowania parametrów modelu opisującego zależność oczekiwanego wolumenu od czasu trwania ceny, obserwowanego wolumenu i zmienności przedstawione zostały w tabeli 7. Poza ORB, obserwujemy istotną ujemną zależność oczekiwanego wolumenu od czasu trwania ceny i, w każdym przypadku, dodatnią od obserwowanego wolumenu.

Dla mało płynnych spółek zmienność ma istotny, choć zróżnicowany, wpływ na wartość oczekiwanego wolumenu. Natomiast, co nie jest zgodne z wynikami znanymi z rynków dojrzałych, wpływ taki nie istnieje dla PKO i KGH.

Tabela 7. Oszacowania parametrów (równanie 10)

Parametr	$q_0$	$q_1$	$q_2$	$q_3$	$q_4$
JTZ	0,4588 (0,0109)	0,3013 (0,0130)	-0,0093 (0,0032)	0,0236 (0,0009)	0,0011 (0,0010)
ORB	0,4800 (0,0070)	0,3020 (0,0093)	0,0047 (0,0015)	0,0173 (0,0005)	-0,0015 (0,0005)
BRS	0,5429 (0,0067)	0,3031 (0,0046)	-0,0095 (0,0014)	0,0817 (0,0006)	0,0020 (0,0018)
PKO	0,5906 (0,0030)	0,3043 (0,0029)	-0,0053 (0,0009)	0,0481 (0,0007)	0
KGH	0,0765 (0,0025)	0,9172 (0,0028)	-0,0005 (0,0002)	0,0022 (0,0022)	0

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane wyniki są w przypadku dużych spółek (KGH i PKO) w znacznym stopniu zgodne z przedstawianymi w literaturze światowej. Jeśli chodzi o dynamikę zmienności, czasu trwania ceny i wolumenu dla mniej płynnych spółek, to jest ona zróżnicowana i trudno pokusić się o stanowcze uogólnienia. Całość badania pozwala na sformułowanie opinii, że na GPW w Warszawie proces odkrywania niepublicznych informacji jest oparty prawie wyłącznie na obserwacji cen. W zasadzie, nic nie wskazuje na to, że inwestorzy nie poinformowani próbują wykorzystać wolumen czy czas trwania ceny, jako dodatkowe źródło informacji. Inwestorzy nieposiadający dostępu do niepublicznej informacji powstrzymują się od handlu w warunkach zwiększonego ryzyka. Dodat-

kowo uzyskane wyniki wydają się wskazywać, że dominującą rolę w handlu na GPW odgrywają uczestnicy poinformowani (por. Doman 2007).

W związku z przedstawionymi wynikami wydaje się, że inwestor płynnościowy, który rozważa szerszy zakres obserwowanych zmiennych biorąc pod uwagę czas trwania ceny i przede wszystkim wolumen obrotu ma szansę na podejmowanie trafniejszych decyzji inwestycyjnych i na zdobycie przewagi nad innymi inwestorami z grupy uczestników niepoinformowanych.

### Podsumowanie

Proces napływu informacji jest powszechnie uważany za główny czynnik wywołujący zmiany cen instrumentów finansowych. Pytanie o mechanizm tego zjawiska należy do najważniejszych problemów teorii mikrostruktury rynku. Bezpośrednie modelowanie procesu napływu informacji jest pracochłonne i trudne. W związku z tym w badaniach empirycznych zwykle stosuje się zmienne zastępcze, które w pewien sposób mogą przybliżyć dynamikę informacji. Najczęściej stosowanymi są wolumen obrotu, zmienność i czas trwania ceny (ang. *duration*). W prezentowanej pracy analizujemy powiązania pomiędzy tymi zmiennymi na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie i poszukujemy odpowiedzi na pytanie o rolę każdej z nich w procesie odkrywania informacji przez inwestorów nieposiadających do niej dostępu (*uniformed traders*). W szczególności interesują nas w różnice w dynamice zmienności, wolumenu i czasu trwania ceny w zależności od płynności spółek. Badanie dotyczy pięciu spółek o zróżnicowanej płynności (BRS, JTZ, KGH, ORB i PKO). Jako narzędzia wykorzystujemy modele ARMA-GARCH z czasem trwania ceny i wolumenem jako dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi oraz modele warunkowego autoregresyjnego czasu trwania (ACD) i warunkowego regresyjnego wolumenu.

Uzyskane wyniki są w przypadku dużych spółek (KGH i PKO) zgodne z prawidłowościami opisywanymi w literaturze światowej. Zależności w dynamice zmienności, czasu trwania ceny i wolumenu dla mniej płynnych spółek są zróżnicowane. Wyniki badania, na ile można je uogólnić, wskazują, że na GPW w Warszawie dominującą rolę odgrywają inwestorzy poinformowani. Inwestorzy nieposiadający dostępu do niepublicznej informacji powstrzymują się od handlu w warunkach zwiększonego ryzyka. Proces odkrywania niepublicznych informacji jest oparty prawie wyłącznie na obserwacji cen. W zasadzie, nic nie

wskazuje na to, że gracze nie poinformowani próbują wykorzystać wolumen czy czas trwania ceny, jako dodatkowe źródło informacji. W związku z przedstawionymi wynikami wydaje się, że inwestor z grupy nie posiadającej bezpośredniego dostępu do niepublicznych informacji, który rozważa zakres obserwowanych zmiennych biorąc pod uwagę czas trwania ceny i wolumen obrotu ma szansę na zdobycie przewagi nad innymi inwestorami z tej grupy.

### Literatura

1. Admati, A. R., Pfleiderer P., *A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price*. The Review of Financial Studies, 1988,1, 3-40.
2. Bagehot, W., *The Only Game in Town*. Financial Analyst Journal, 1971, 27, 12-14.
3. Bień K., Modele ACD – podstawowa specyfikacja i przykład zastosowania, Przegląd Statystyczny , 2006, 53 (3), 83-97.
4. Bień K., Zawanasowane specyfikacje modeli ACD – prezentacja i przykład zastosowania, Przegląd Statystyczny , 2006a, 53 (1), 91-108.
5. Blume, L. E., Easley D., O'Hara M. *Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume*. Journal of Finance, 1994, 49, 153-182.
6. Bollerslev , T., On the Correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Process. Journal of Time Series Analysis, 1988, 9, 121-131.
7. Bollerslev T., Mikkelsen H., *Modeling and Pricing Long-Memory in Stock Market Volatility*. Journal of Econometrics, 1996, 73, 151-184.
8. Copeland, T. E., Galai D., Information Effects and the Bid-Ask Spread, Journal of Finance. 1983,38, 1457-1469.
9. Dacorogna, M. M., Gençay, R., Olsen, R. B., Pictet, O. V., *An Introduction to High-Frequency Finance*. Academic Press, San Diego 2001.
10. Diamand, D. W., Varrecchia, R. E., *Constraints on Shorts-selling and Asset Price Adjustment to Private Information*. Journal of Financial Economics, 1987, 82, 33-53.
11. Doman, M., *Modelowanie mikrostruktury polskiego rynku finansowego*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, 2006, 78, 149-167.
12. Doman, M., *Oddziaływanie procesu informacji na dynamikę cen akcji*, referat na konferencji Dynamiczne Modele Ekonometryczne, Toruń 2007.
13. Doman, M., Doman, R., *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2004.

14. Dufour, A., Engle, R.F., *Time and price impact of a trade*. Journal of Finance, 2000, 55, 2467–2498.
15. Easley, D., O'Hara, M., *Price, Trade Size and Information in Securities Market*. Journal of Financial Economics, 1987, 19, 69-90.
16. Easley, D., O'Hara, M., *Time and the Process of Security Price Adjustment*. Journal of Finance, 1992, 47, 577-606.
17. Engle, R. F., Russel, J. R., *Autoregressive Conditional Duration: A New Model for Irregularly Spaced Transaction Data*. Econometrica, 1998, 66, 1127-1162.
18. Fantazzini, D., *Financial markets Microstructure and High Frequency Data: Theoretical Issues, Stylized facts and Econometric Tools*. D.U. Press, Pavia 2004.
19. Glosten, L., Milgram, P., *Bid, Ask and Transactions Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Trader*. Journal of Financial Economics, 1985, 13, 71-100.
20. O'Hara, M., *Market Microstructure Theory*. Blackwell Inc., Oxford 1995.
21. Karpoff, J., *The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey*. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, 22, 515-528
22. Manganelli, S., *Duration, Volume and Volatility Impact of trades*. Journal of Financial Markets, 2005, 8, 377- 399.
23. Nelson D.B. *Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach*. Econometrica, 1991, 59, 347-370
24. Tsay, R. S., *Analysis of Financial Time Series*, Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley & Sons, New York 2002.

### STRESZCZENIE

Proces napływu informacji jest powszechnie uważany za główny czynnik wywołujący zmiany cen instrumentów finansowych. Pytanie o mechanizm tego zjawiska należy do najważniejszych problemów teorii mikrostruktury rynku. Bezpośrednie modelowanie procesu napływu informacji jest trudne. W związku z tym w badaniach empirycznych zwykle stosuje się zmienne zastępcze, które w pewien sposób mogą przybliżyć dynamikę informacji. W prezentowanej pracy analizujemy powiązania pomiędzy zmiennymi zastępczymi dla procesu informacji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie: wolumenem obrotu, zmiennością i czasem trwania ceny (ang. *duration*), i poszukujemy odpowiedzi na pytanie o rolę każdej z nich w procesie odkrywania niepublicznej informacji przez graczy nieposiadających do niej dostępu (*uniformed traders*).



W szczególności interesują nas w różnice w łącznej dynamice zmienności, wolumenu i czasu trwania ceny w zależności od płynności spółek.

### **THE DEPENDENCIES BETWEEN VOLATILITY, VOLUME AND DURATION AT THE WARSAW STOCK EXCHANGE**

#### **SUMMARY**

The impact of information process is commonly considered to be the main factor triggering the changes of financial instrument prices. The question about the mechanism of this phenomenon belongs to the most important problems of market microstructure theory. Direct modeling of information flow is difficult and so researchers look for different proxies for it. In the paper, we investigate some connections between the possible proxies of information process at the Warsaw Stock Exchange: volume, duration and return, and try to answer the question about a variable that is the most important factor in the process of discovering private information by uninformed traders. We are especially interested in differences in the joint dynamics of volatility, volume, and duration that depend on the stock liquidity.

*Translated by M. Doman*

*Dr hab. Prof. AEP Małgorzata Doman*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
malgorzata.doman@ae.poznan.pl



RYSZARD DOMAN

**DYNAMIKA ZALEŻNOŚCI MIĘDZY POLSKIMI ZWROTAMI  
GIEŁDOWYMI A ZMIANAMI RENTOWNOŚCI OBLIGACJI  
SKARBOWYCH<sup>1</sup>**

**Wprowadzenie**

Zależność pomiędzy zwrotami z akcji i obligacji należy do podstawowych zagadnień w modelowaniu rynków finansowych, zarządzaniu portfelem czy analizie ryzyka. Powszechnie uważa się, że inwestowanie w akcje obciążone jest większym ryzykiem, niż inwestowanie w obligacje. Zgodnie z modelami wartości bieżącej, wzrost oczekiwanej długoterminowej rentowności obligacji powinien zwiększać atrakcyjność inwestowania w długoterminowe obligacje, a zatem ceny akcji powinny w takiej sytuacji spadać, by skłonić inwestorów do ich nabywania. Oznacza to zależność ujemną pomiędzy zwrotami z akcji, a zmianami rentowności obligacji długoterminowych. Jak wskazują Shiller i Beltratti (1992), przytoczona tutaj argumentacja może być słuszna przy pewnych dodatkowych założeniach o własnościach stochastycznych rozważanych procesów, ale nie jest prawdziwa ogólnie. Jednym z powodów jest to, iż strumień dywidend dyskontowanych w przypadku akcji różni się zdecydowanie od strumienia kuponów dyskontowanych w przypadku obligacji. Pierwszy z nich jest względnie stabilny w terminach realnych, a drugi w nominalnych. Jeśli zatem wystąpi znacząca inflacja, to te dwa strumienie mogą się zdecydowanie różnić. Innym powodem może być powiązanie zmian w długoterminowych stopach procentowych z informacją o przyszłym strumieniu dywidend wypłacanych na akcje. Sytuacja taka może pojawić się, na przykład, gdy podczas załamania

---

<sup>1</sup> Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2010 w ramach projektu NN 111 1256 33

rynku akcji ceny obligacji skarbowych zaczynają rosnąć w związku ze wzrostem popytu na nie. Zjawisko takie, określane często mianem ucieczki w kierunku jakości (ang. *flight to quality*), powoduje spadek zarówno cen akcji, jak i rentowności obligacji, a zatem wspomniana klasyczna zależność dodatnia między zwrotami z akcji i zmianami rentowności obligacji zmienia swój znak. Spośród innych czynników, które mogą mieć wpływ na kształtowanie się zależności pomiędzy zwrotami z akcji i zmianami rentowności obligacji, warto jeszcze wspomnieć o takich, jak oczekiwania co do przyszłej polityki pieniężnej, oddziaływania pomiędzy aktywnością gospodarczą, inflacją i polityką pieniężną, czynniki demograficzne czy przesunięcia w wynagrodzeniach czynników produkcji.

W niniejszym artykule badamy dynamikę warunkowych zależności między dziennymi zwrotami z polskiego rynku akcji a dziennymi zmianami rentowności długoterminowych obligacji. Spółki giełdowe reprezentowane są przez dwa indeksy – WIG20 i MWIG40, natomiast rentowność obligacji oceniana jest przez indeksy stopy dochodu polskich obligacji skarbowych pięcioletnich i dziesięcioletnich. Interesuje nas głównie tzw. zjawisko przenoszenia zmienności pomiędzy stopami procentowymi a rynkiem akcji, które dotychczas badane było w kontekście rozprzestrzeniania się kryzysów na międzynarodowym rynku finansowym (Rodriguez 2007). W związku z tym mamy zamiar zbadać, czy warunkowa ze względu na napływające informacje o zwrotach wspomniana zależność zmienia się w czasie, a szczególnie, jak zmienia się ta zależność w ogonach łącznych rozkładów warunkowych, czyli w sytuacji występowania zwrotów ekstremalnych. Z tego powodu i również dlatego, że stochastyczne własności dynamiki dziennych zwrotów z indeksów różnią się zdecydowanie od odpowiednich własności szeregów zmian rentowności, w naszych badaniach nie stosujemy używanego powszechnie do modelowania zależności warunkowych aparatu dynamicznej korelacji warunkowej (Engle 2002). Zastępujemy go bardziej adekwatnym w tej sytuacji modelem kopuli warunkowej (Patton, 2004, 2006), przy czym podobnie jak Rodriguez (2007) i Tsafack (2006) zakładamy, że dynamiczne przełączanie kopuli sterowane jest przez łańcuch Markowa.

### **Kopule i związane z nimi miary zależności**

Chociaż współczynnik korelacji liniowej jest cały czas szeroko stosowany w finansach, to należy zdawać sobie sprawę z tego, iż jest on odpowiednim

narzędziem do mierzenia zależności między zwrotami instrumentów finansowych jedynie w przypadku, gdy łączny rozkład tych zwrotów jest eliptyczny (np. wielowymiarowy normalny lub  $t$  Studenta). W sytuacjach, w których dane empiryczne ewidentnie przeczą przyjęciu takiego założenia, do badania zależności powinno się stosować kopule i miary dające się określić za ich pomocą. Pojęcie kopuli zostało wprowadzone przez Sklara (1959). Mówiąc zwięźle, dwuwymiarowa kopula jest funkcją  $C : [0,1] \times [0,1] \rightarrow [0,1]$  z kwadratu jednostkowego do jednostkowego odcinka, która jest dystrybuantą zmiennej dwuwymiarowej mającej jako rozkłady brzegowe rozkłady jednostajne na odcinku  $[0,1]$ .

Przypuśćmy, że  $X$  jest dwuwymiarowym wektorem losowym z dystrybuantą rozkładu łącznego  $H$  i dystrybuantami rozkładów brzegowych  $F$  i  $G$ . Wówczas, jak wykazał Sklar, dystrybuanta  $H$  może być przedstawiona w postaci

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)), \quad (1)$$

przy czym funkcja  $C$  jest wyznaczona jednoznacznie przez  $F$  i  $G$ , gdy funkcje te są ciągłe. W ogólnym przypadku, funkcję  $C$  spełniającą warunek (1) można określić za pomocą wzoru

$$C(u, v) = H(F^{\leftarrow}(u), G^{\leftarrow}(v)), \quad (2)$$

gdzie  $F^{\leftarrow}(u) = \inf\{x : F(x) \geq u\}$  dla  $u, v \in [0, 1]$ . Z (2) wynika, że funkcja  $C$  jest kopulą. Nazywa się ją kopulą wektora  $X$  lub dystrybuanty  $H$ . Ponieważ rozkłady brzegowe i struktura zależności w (1) są rozdzielone, więc jest uprawnione traktowanie kopuli  $C$  jako struktury zależności wektora  $X$ .

Najprostsza kopula, odpowiadająca niezależności rozkładów brzegowych jest zdefiniowana wzorem  $C^{\Pi}(u, v) = uv$ . Innymi ważnymi przykładami kopuli są  $C^+(u, v) = \min(u, v)$  oraz  $C^-(u, v) = \max(u + v - 1, 0)$ . Pierwszy odpowiada komonotoniczności lub dokładnej zależności (jedna zmienna może być przekształcona w drugą za pomocą funkcji rosnącej), a drugi kontramonotoniczności (jedna zmienna może być przekształcona w drugą za pomocą funkcji malejącej). W części empirycznej tego artykułu będą występowały również kopule Gaussa ( $C_{\rho}^G$ ) oraz Joe'go i Claytona ( $C_{\gamma}^{J-C}$ ) zdefiniowane następująco:

$$C_{\rho}^G(u, v) = \Phi_{\rho}(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v)), \quad (3)$$

$$C_{\kappa, \gamma}^{J-C}(u, v) = 1 - \left(1 - \left([1 - (1 - u)^{\kappa}]^{-\gamma} + [1 - (1 - v)^{\kappa}]^{-\gamma} - 1\right)^{-1/\gamma}\right)^{1/\kappa}. \quad (4)$$

We wzorze (3),  $\Phi_{\rho}$  oznacza dystrybuantę standardowego dwuwymiarowego rozkładu normalnego ze współczynnikiem korelacji  $\rho$ , a  $\Phi$  jest dystrybu-

antą jednowymiarowego standardowego rozkładu normalnego. O parametrach kopuli Joe'go i Claytona zakłada się, że  $\kappa \geq 1$ ,  $\gamma \in [-1, \infty) \setminus \{0\}$ . Dla  $\kappa = 1$ , kopuła Joe'go i Claytona staje się kopułą Claytona ( $C_\gamma^C$ ). W przypadku granicznym,  $\gamma = 0$ , kopuła Claytona przechodzi w kopułę niezależną  $C^\Pi$  (Nelsen 2006).

Funkcja gęstości stowarzyszona z kopułą  $C$  jest określona wzorem

$$c(u, v) = \frac{\partial^2 C(u, v)}{\partial u \partial v}. \quad (5)$$

W przypadku ciągłego wektora losowego, gęstość  $c$  jego kopuli jest związana z funkcją gęstości  $h$  rozkładu łącznego za pomocą reprezentacji

$$h(x, y) = c(F(x), G(y))f(x)g(y), \quad (6)$$

gdzie  $F$  i  $G$  są dystrybuantami rozkładów brzegowych, a  $f$  i  $g$  – odpowiednimi gęstościami.

Jeśli rozpatruje się nieeliptyczne rozkłady wielowymiarowe, to zamiast współczynnika korelacji liniowej bezpiecznej jest stosować miary zależności dające się opisać w terminach kopuli. Najbardziej znanymi wśród nich są współczynnik tau Kendalla oraz współczynnik korelacji Spearmana (Embrechts i in. 2002). Ponieważ w artykule tym mowa jest o dynamice współczynnika tau Kendalla, przedstawiamy stosowne definicje. If  $(X, Y)$  jest wektorem losowym a  $(\tilde{X}, \tilde{Y})$  jest jego niezależną kopią, to współczynnik tau Kendalla wektora  $(X, Y)$  jest zdefiniowany jako

$$\tau(X, Y) = P\{(X - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) > 0\} - P\{(X - \tilde{X})(Y - \tilde{Y}) < 0\}. \quad (7)$$

Można podać intuicyjne określenie współczynnika tau Kendalla posługując się pojęciami par zgodnych i niezgodnych. Dwie różne pary liczb  $(x_1, y_1)$  and  $(x_2, y_2)$  nazywa się zgodnymi, jeśli  $(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) > 0$  lub niezgodnymi, jeśli  $(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) < 0$ . Współczynnik tau Kendalla jest więc równy różnicy prawdopodobieństwa zgodności i prawdopodobieństwa niezgodności. Za pomocą kopuli wektora  $(X, Y)$ , współczynnik tau Kendalla może być opisany jako

$$\tau(X, Y) = 4 \iint_{[0,1]^2} C(u, v) dC(u, v) - 1. \quad (8)$$

Dla kopuli Gaussa,  $C_\rho^G$ , współczynnik Kendalla jest równy  $\frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$ , dla kopuli Claytona  $C_\gamma^C$  wyraża się wzorem  $\gamma/(\gamma + 2)$ . Bezpośrednia postać

współczynnika Kendalla dla kopuli Joe'go i Clayтона  $C_{\kappa,\gamma}^{J-C}$  nie jest nam znana.

Wyprowadziliśmy jednak wzór

$$\tau(\kappa, \gamma) = 1 + \frac{2}{\kappa\gamma} - \frac{4}{\kappa\gamma^0} \int_0^1 x^{1-\kappa} (1 - (1-x^\kappa)^{\gamma+1}) dx, \quad (9)$$

za pomocą którego można obliczać ten współczynnik numerycznie.

Bardzo ważnym pojęciem związanym z kopulą, istotnym w badaniu zależności zwrotów ekstremalnych, jest zależność w ogonach. Jeśli  $X$  i  $Y$  są zmiennymi z dystrybuantami  $F$  i  $G$ , to współczynnik zależności w górnym ogonie jest zdefiniowany jako

$$\lambda_U = \lim_{q \rightarrow 1^-} P(Y > G^{-1}(q) | X > F^{-1}(q)), \quad (10)$$

przy założeniu, że granica  $\lambda_U \in [0,1]$ , istnieje. Analogicznie określony jest współczynnik zależności w dolnym ogonie

$$\lambda_L = \lim_{q \rightarrow 0^+} P(Y \leq G^{-1}(q) | X \leq F^{-1}(q)), \quad (11)$$

przy założeniu, że  $\lambda_L \in [0,1]$  istnieje. Jeśli  $\lambda_U \in (0,1)$  ( $\lambda_L \in (0,1)$ ), to o zmiennych  $X$  i  $Y$  mówi się, że wykazują zależność w górnym (dolnym) ogonie. Zależność w górnym (dolnym) ogonie mierzy prawdopodobieństwo zaobserwowania dużej (małej) wartości zmiennej  $Y$  przy danej dużej (małej) wartości zmiennej  $X$ . Współczynniki zależności w ogonach można opisać w terminach kopuli:

$$\lambda_L = \lim_{q \rightarrow 0^+} \frac{C(q, q)}{q}, \quad (12)$$

$$\lambda_U = \lim_{q \rightarrow 0^+} \frac{\hat{C}(q, q)}{q}, \quad (13)$$

gdzie  $\hat{C}(u, v) = u + v - 1 + C(1-u, 1-v)$ . Dla kopuli Gaussa, zachodzi  $\lambda_U = \lambda_L = 0$  (Embrechts i in. 2002), co oznacza asymptotyczną niezależność w ogonach. Dla kopuli Joe'go i Clayтона,  $\lambda_U = 2 - 2^{1/\kappa}$  oraz  $\lambda_L = 2^{-1/\gamma}$  dla  $\gamma > 0$  (Patton 2006), a zatem zależności w dolnym i górnym ogonie są nietrywialne i mogą się różnić od siebie.

### Kopule warunkowe z przełączaniem typu Markowa

Pojęcie kopuli warunkowej, wprowadzone przez Pattona (2004, 2006), pozwala na stosowanie kopuli do modelowania rozkładu łącznego wektora  $r_t = (r_{1,t}, r_{2,t})'$ , warunkowego ze względu na zbiór informacji  $\Omega_{t-1}$  dostępnych do

momentu  $t-1$ . Rozważany w artykule ogólny model kopuli warunkowej ma postać

$$r_{1,t} | \Omega_{t-1} \sim F_t(\cdot), r_{2,t} | \Omega_{t-1} \sim G_t(\cdot), \quad (14)$$

$$r_t | \Omega_{t-1} \sim C_t(F_t(\cdot), G_t(\cdot) | \Omega_{t-1}), \quad (15)$$

gdzie  $\Omega_t$  jest zbiorem informacji do momentu  $t$ , na temat obu szeregów zwrotów, a  $C_t$  jest kopułą warunkową łączącą brzegowe rozkłady warunkowe. Ponadto zakładamy, że

$$r_t = \mu_t + y_t, \mu_t = E(r_t | \Omega_{t-1}), \quad (16)$$

$$y_{i,t} = \sigma_{i,t} \varepsilon_{i,t}, \sigma_{i,t}^2 = \text{var}(r_{i,t} | \Omega_{t-1}), \quad (17)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim \text{IID Skew}_t(0, 1, \xi_i, \eta_i), \quad (18)$$

$$\mu_{i,t} = \phi_{i,0} + \phi_{i,1} r_{i,t-1} + \dots + \phi_{i,n} r_{i,t-n}, \quad (19)$$

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i y_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \text{ lub } \log \sigma_{i,t}^2 = \omega + \alpha_i |\varepsilon_{i,t-1}| + \beta_i \log \sigma_{i,t-1}^2, \quad (20)$$

gdzie  $\text{Skew}_t(0, 1, \xi, \eta)$  oznacza standaryzowany skośny rozkład  $t$  Studenta z  $\eta > 2$  stopniami swobody i współczynnikiem asymetrii  $\xi > 0$ .

W modelu kopuli z przełączaniem typu Markowa (MSC, Markov Switching Copula)), który stosujemy, łączny rozkład warunkowy ma postać  $r_t | \Omega_{t-1} \sim C_{S_t}(F_t(\cdot), G_t(\cdot) | \Omega_{t-1})$ , gdzie  $S_t$  jest jednorodnym łańcuchem Markowa z przestrzenią stanów  $\{1, 2\}$ . Parametrami modelu MSC są parametry jednowymiarowych modeli (E)GARCH i parametry ich rozkładów błędu, parametry kopuli  $C_1$  and  $C_2$  oraz prawdopodobieństwa przejścia

$$p_{11} = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1), p_{22} = P(S_t = 2 | S_{t-1} = 2). \quad (21)$$

Prawdopodobieństwa warunkowe  $P(S_t = j | \Omega_{t-1})$ ,  $j = 1, 2$ , są obliczane za pomocą filtru Hamiltona:

$$P(S_t = j | \Omega_{t-1}) = \sum_{i=1}^2 p_{ij} P(S_{t-1} = i | \Omega_{t-1}), \quad (22)$$

$$P(S_t = j | \Omega_t) = \frac{c_j(u_t | S_t = j, \Omega_{t-1}) P(S_t = j | \Omega_{t-1})}{\sum_{i=1}^2 c_i(u_t | S_t = i, \Omega_{t-1}) P(S_t = i | \Omega_{t-1})}, \quad (23)$$

gdzie  $p_{12} = P(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) = 1 - p_{11}$ ,  $p_{21} = P(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) = 1 - p_{22}$ ,  $u_t = (u_{1,t}, u_{2,t})'$ ,  $u_{1,t} = F_t(r_{1,t})$ ,  $u_{2,t} = G_t(r_{2,t})$ , a  $c_j(\cdot | S_t = j, \Omega_{t-1})$  jest gęstością kopuli warunkowej łączącej warunkowe rozkłady brzegowe w reżimie  $j$ . Maksymalizowana logarytmiczna funkcja wiarygodności jest postaci

$$L = \sum_{t=1}^T \ln \left( \sum_{j=1}^2 c_j(u_t | S_t = j, \Omega_{t-1}; \theta) P(S_t = j | \Omega_{t-1}; \theta) \right) + \sum_{t=1}^T \ln(f(r_{1,t} | \Omega_{t-1}; \theta_1)) + \sum_{t=1}^T \ln(g(r_{2,t} | \Omega_{t-1}; \theta_2)), \quad (21)$$

gdzie  $f_t$  i  $g_t$  są gęstościami odpowiadającymi dystrybuantom  $F_t$  i  $G_t$ , dopasowanymi za pomocą jednowymiarowych modeli (E)GARCH.

### Opis danych

Dane empiryczne badane w tej pracy składają się z dziennych zwrotów z dwóch indeksów giełdowych, WIG20 i MWIG40, oraz dwóch szeregów przedstawiających dzienne zmiany rentowności polskich obligacji skarbowych – pięcioletnich i dziesięcioletnich. Szeregi zawierające dzienne stopy rentowności, oznaczone symbolami APBY5 i APBY10, pochodzą z serwisu Stooq. Badania obejmują okres od 26.11.2004 do 23.11.2007 (750 dziennych obserwacji). Zarówno zwroty giełdowe, jak i zmiany rentowności obliczane są według wzoru

$$r_t = 100(\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})),$$

gdzie  $P_t$  oznacza kwotowanie na zamknięcie w dniu  $t$ . Podstawowe statystyki opisowe szeregów zwrotów (zmian) przedstawione są w tabeli 1. Zwroty z indeksów wykazują ujemną skośność szczególnie wysoką co do wartości bezwzględnej w przypadku indeksu MWIG40, zmiany rentowności charakteryzują się natomiast skośnością dodatnią.

Tabela 1. Podstawowe statystyki opisowe badanych szeregów zwrotów/zmian

Szereg zwrotów/zmian	WIG20	MWIG40	APBY5	APBY10
Średnia	0,0894	0,1156	-0,0164	-0,0114
Odchylenie standardowe	1,3874	1,1303	0,8807	0,9394
Minimum	-5,7306	-7,5604	-3,9221	-3,8133
Maksimum	4,7553	4,9064	4,4171	4,6804
Skośność	-0,3145	-1,0879	0,2270	0,1185
Kurtoza	4,2419	9,0560	6,1567	5,5759
Współczynnik korelacji	APBY5	-0,2420	-0,1717	
	APBY10	-0,2476	-0,1827	

Źródło: opracowanie własne.

Współczynniki korelacji liniowej między zwrotami indeksów a zmianami rentowności mają wartości ujemne, co jest zgodne z sytuacją najpowszechniej obserwowaną. W szeregach zwrotów MWIG4, APBY5 i APBY10 stwierdzono występowanie autokorelacji, a test Engle'a wykluczył warunkową homoskedastyczność wszystkich czterech szeregów. Do zwrotów z indeksów giełdowych udało się dopasować standardowe modele GARCH(1,1) z rozkładem  $t$  Studenta,



natomiast w przypadku zmian rentowności konieczne okazało się zastosowanie modeli EGARCH(1,1) i rozkładów t Studenta z bardzo niskimi liczbami stopni swobody.

### Wyniki estymacji

Modele kopuli z przełączaniem typu Markowa (MSC) estymowane były dwustopniową metodą największej wiarygodności. W związku z tym, że interesowała nas nie tylko zmienność zależności warunkowych w czasie, ale również własności specyficzne jej struktury, estymowaliśmy modele MSC dla par, których szereg zmian rentowności został pomnożony przez minus jeden. Podyktowane zostało to zaobserwowaną ujemną zależnością pomiędzy szeregami zwrotów z indeksów a szeregami zmian rentowności oraz dążeniem do zastosowania kopuli mogącej wychwycić niezerową zależność w ogonach. Modele były estymowane dla kopuli należących do różnych rodzin parametrycznych. Biorąc pod uwagę wskazania kryteriów informacyjnych oraz wyniki przeprowadzonych testów ilorazu wiarygodności, przyjęliśmy założenie, iż struktura zależności w jednym z reżimów, oznaczonym jako reżim 1, określona jest przez kopulę Gaussa  $C_\rho^G$ . Zależność w drugim reżimie opisywana była przez kopulę Joe'go i Clayтона, przy czym w przypadku par (WIG20, APBY5) i (MWIG40, APBY5) została ona, zgodnie ze wskazaniem testu ilorazu wiarygodności, zredukowana do kopuli Clayтона  $C_\gamma^C$ , a w przypadku pary (MWIG40, APBY10) – do kopuli  $C^\Pi$  odpowiadającej niezależności. Oszacowania parametrów dopasowanych modeli przedstawione są w tabeli 2. Tabela 3 zawiera, wyliczone za pomocą wzorów podanych w paragrafie 1, oszacowania współczynników tau Kendalla i współczynników zależności w ogonach dla estymowanych kopuli oraz prawdopodobieństwo reżimu 1, wyliczone jako  $P(S_t = 1) = (1 - p_{22}) / (2 - p_{11} - p_{22})$ , a także oczekiwany czas trwania reżimu  $i$ :  $d(i) = 1 / (1 - p_{ii})$ .

Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że reżim 1, w którym zależność opisywana jest przez kopulę Gaussa, jest we wszystkich przypadkach bardzo stabilny i oczekiwany czas jego trwania jest o wiele dłuższy niż czas trwania reżimu 2.

Poza przypadkiem (MWIG40, APBY10), zależność mierzona współczynnikiem tau Kendalla jest w reżimie 2 silniejsza (w sensie wartości bezwzględnej, gdyż oryginalne szeregi zwrotów cechuje zależność ujemna) niż w reżimie

1. Istotność oszacowań współczynników zależności w ogonach, poza przypadkiem (MWIG40, APBY10), oznacza, że siła zależności między zwrotami z indeksów giełdowych a zmianami rentowności obligacji jest o wiele większa w okresie bessy na giełdzie i wzrostu rentowności obligacji, niż w okresie hossy i spadku stóp dochodu. Dynamikę zależności warunkowych pomiędzy zwrotami z badanych indeksów giełdowych i zmianami rentowności obligacji skarbowych pokazujemy w sposób syntetyczny, na wykresach, jedynie dla pary (WIG20, APBY10).

Tabela 2. Oszacowania parametrów modeli MSC (w nawiasach podane są błędy standardowe)

	$\square$	P <sub>11</sub>	P <sub>22</sub>	Reżim 2	$\kappa$ $\rho$	$\gamma$
WIG20 -APBY5	0,2298 (0,0372)	0,9987 (0,0014)	0,9963 (0,0061)	$C_{\gamma}^C$		0,7699 (0,2028)
WIG20 -APBY10	0,2318 (0,0374)	0,9983 (0,0024)	0,9917 (0,0186)	$C_{\kappa,\gamma}^{J-C}$	1,2174 (0,1801)	0,6631 (0,1976)
MWIG40 -APBY5	0,1679 (0,0395)	0,9972 (0,0044)	0,9342 (0,0805)	$C_{\gamma}^C$		1,3127 (0,6567)
MWIG40 -APBY10	0,2327 (0,0493)	0,9954 (0,0071)	0,9747 (0,0307)	$C^{\Pi}$		

Źródło: opracowanie własne.

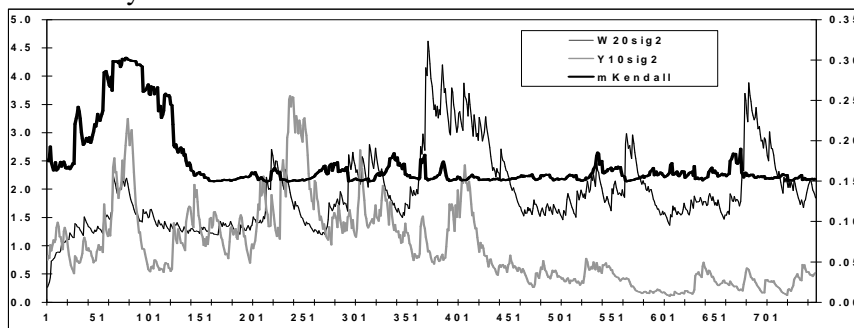
Tabela 3. Oszacowania współczynników tau Kendalla i współczynników zależności w ogonach dla estymowanych kopuli, prawdopodobieństwa reżimu 1 oraz oczekiwane czasy trwania reżimów 1 i 2 (w nawiasach podane są błędy standardowe)

	$\tau_1$	$\tau_2$	$P(S_t = 1)$	$\lambda_U$	$\lambda_L$	d(1)	d(2)
WIG20 -APBY5	0,1476	0,2779	0,7478	0	0,4064 (0,0964)	790,9	266,7
WIG20 -APBY10	0,1489	0,3092	0,8278	0,2329 (0,1489)	0,3516 (0,1095)	577,6	120,1
MWIG40 -APBY5	0,1074	0,3963	0,9592	0	0,5898 (0,1558)	356,7	15,2
MWIG40 -APBY10	0,1528	0	0,8450	0	0	215,9	39,6

Źródło: opracowanie własne.

Rys. 1 przedstawia oszacowania dynamiki oczekiwanej wartości współczynnika tau Kendalla oraz wariancje warunkowe, a na rys. 2 pokazane są oczekiwane wartości współczynników zależności w ogonach dla pary (WIG20,

APBY10). Jak widać, wyraźny wzrost zależności między badanymi szeregami zwrotów nastąpił w pierwszej połowie 2005 roku. W okresie tym można zaobserwować również wyraźny wzrost zmienności indeksu WIG20 i rentowności obligacji, a także olbrzymi wzrost zależności w ogonach, szczególnie w ogonie dolnym. Sytuacja podobna do opisanej została również stwierdzona w przypadku pary (WIG20, APBY5) a także, jakkolwiek w znacznie mniejszej skali, w przypadku par (MWIG40, APBY10) i (MWIG40, APBY5). Możliwe wyjaśnienie zaobserwowanej sytuacji jest następujące: Przez ponad 7 miesięcy (26.08.2004 – 31.03.2005) Rada Polityki Pieniężnej nie zmieniała stóp procentowych. Spowodowało to wzrost zmienności rentowności obligacji, który przeniósł się na rynek akcji. Wykresy na rys. 1 pokazują, że kolejny zauważalny wzrost zmienności rentowności obligacji w badanym okresie miał miejsce w połowie listopada 2005 (Rada Polityki Pieniężnej nie zmieniała stóp w okresie 1.09.2005 – 1.02.2006), tym razem jednak nie spowodował on wzrostu zależności. Podobnie, do wzrostu zależności nie przyczyniły się następujące później istotne wzrosty zmienności indeksu WIG20.



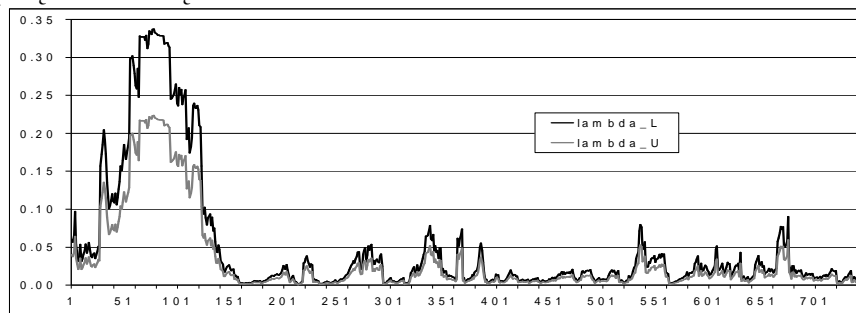
Rys. 1. (WIG20, APBY10): wariacje warunkowe i warunkowy współczynnik tau Kendalla pomnożony przez (-1)

Źródło: opracowanie własne.

### Podsumowanie i wnioski

Znajomość dynamiki zależności pomiędzy zwrotami z akcji a zmianami rentowności obligacji jest podstawą alokacji aktywów pomiędzy akcje i obligacje. Badania empiryczne wskazujące na różnice właściwości stochastycznych szeregów zwrotów giełdowych oraz szeregów zmian rentowności długoterminowych obligacji skarbowych sugerują zasadność modelowania struktury zależności warunkowych między tymi szeregami za pomocą aparatu bardziej ela-

stycznego niż wielowymiarowe modele GARCH. W takiej sytuacji alternatywnym rozwiązaniem może być zastosowanie modelu ze zmieniającą się w czasie kopułą warunkową.



Rys. 2. (WIG20, APBY10) – dynamika warunkowych współczynników zależności w ogonach

Źródło: opracowanie własne.

W artykule przedstawiono wyniki badań dotyczących zależności warunkowych między zwrotami polskich indeksów giełdowych a zmianami rentowności polskich długoterminowych obligacji skarbowych, w których do modelowania struktury zależności zastosowano kopule z mechanizmem przełączania reżimów sterowanym przez łańcuch Markowa. Wyniki wskazują, że w badanym okresie mogło mieć miejsce zjawisko przeniesienia wzrostu zmienności z rynku polskich długoterminowych obligacji skarbowych na polski rynek akcji największych spółek. Świadomość możliwości zajścia takiego zjawiska może mieć duże znaczenie dla inwestorów, którzy w związku z tym powinni uważnie obserwować dynamikę rentowności polskich długoterminowych obligacji skarbowych przy konstruowaniu strategii alokacji środków finansowych.

## Literatura

1. Engle R.F., *Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models*, Journal of Business and Economic Statistics, 20, 2002, 339–350.
2. Embrechts P., McNeil, A. Straumann, D., *Correlation and Dependence in Risk Management: Properties and Pitfalls*, in: Risk Management: Value at Risk and Beyond, Cambridge University Press, Cambridge 2002, 176–223.
3. Nelsen R.B., *An Introduction to Copulas*, Springer Science+Business Media, Inc., New York 2006.

4. Patton A.J., *On the Out-of-Sample Importance of Skewness and Asymmetric Dependence for Asset Allocation*, Journal of Financial Econometrics, 2, 2004, 130–168.
5. Patton A.J., *Modelling Asymmetric Exchange Rate Dependence*, International Economic Review, 47, 2006, 527–556.
6. Rodriguez J.C., *Measuring financial contagion: A copula approach*, Journal of Empirical Finance, 14, 2007, 401–423.
7. Shiller R.J., Beltratti A.E., *Stock Prices and Bond Yields: Can Their Comovements Be Explained in Terms of Present Value Models?*, Journal of Monetary Economics, 30, 1992, 22–46.
8. Sklar A., *Fonctions de repartition à n dimensions et leurs marges*, Publications de Institut Statistique de Universite de Paris, 8, 1959, 229–231.
9. Tsafack G., *Dependence Structure and Extreme Comovements in International Equity and Bond Markets*, Working Paper available at SSRN, 2006.

#### STRESZCZENIE

Wiedza na temat dynamiki zależności pomiędzy zwrotami z akcji i obligacji może mieć duże znaczenie praktyczne w wielu dziedzinach finansów. Przykładowo, alokacja aktywów pomiędzy akcje i obligacje należy do najważniejszych decyzji, jakie muszą podejmować zarządzający portfelami.

W artykule, stosując modele kopuli z przełączaniem typu Markowa, badamy dynamikę warunkowych zależności między zwrotami z polskich indeksów giełdowych a zmianami rentowności polskich obligacji skarbowych w aspekcie zjawiska przenoszenia zmienności.

#### THE DYNAMICS OF DEPENDENCY BETWEEN POLISH STOCK RETURNS AND THE CHANGES OF TREASURY BONDS YIELDS

#### SUMMARY

Understanding the dynamics of dependence between returns on stocks and bonds can have great practical implications in several areas of finance. For instance, asset allocation between stocks and bonds belongs to the most important decisions that portfolio managers and individual investors must make.

In this paper, we use Markov-switching copula models to investigate the dynamics of conditional dependency between returns on Polish stock indices and the changes of Polish treasury bonds yields, focusing on the contagion phenomenon.

*Translated by R. Doman*

*Dr hab. Prof. UAM Ryszard Doman*  
Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu  
rydoman@amu.edu.pl

TADEUSZ DUDYCZ  
BOGUMIŁA BRYCZ

## CZY STOPY ZWROTU PRZEDSIĘBIORSTW MAJĄ ROZKŁAD NORMALNY?

### Wstęp

Założenie o normalności rozkładów: stóp zwrotu, sprzedaży, jak i zysków przedsiębiorstw jest dość powszechne w literaturze z zakresu zarządzania finansami przedsiębiorstw<sup>1</sup>. O założeniu tym, jak i korzyściach z tego płynących pisali również Tarczyński i Mojsiewicz<sup>2</sup>. Jednakże autorzy ci nazwali to mocnym założeniem, nie zawsze znajdującym potwierdzenie w praktyce. W opracowaniach naukowych wykres rozkładu normalnego jest wykorzystywany dla zobrazowania (od strony poglądowej) wielu zagadnień teoretycznych. Założenie o normalnym charakterze rozkładów jest również podstawą budowania modeli oceny ryzyka<sup>3</sup>. W związku z powyższym, autorzy postawili sobie za cel zbada-  
nie czy faktycznie uzyskiwane w przedsiębiorstwach stopy zwrotu mają charak-

---

<sup>1</sup> Zob. R. A. Brealey, S. C. Myers, *Podstawy finansów przedsiębiorstw*, PWN, Warszawa 1999, s. 255., Z. Bodie, R. C. Merton, *Finanse*, PWE, Warszawa 2003, s. 391; E. Eberlein, U. Keller, *Hyperbolic Distributions in Finance*, "Bernoulli" 1995, vol. 1, no. 3, s. 281-299; S. J. Kon, *Models of Stock Returns – A Comparison*, "The Journal of Finance" 1984, vol. 39, no. 1, s. 147-165; U. Wehrspohn, *Generalized Asset Value Credit Risk Models and Risk Minimality of the Classical Approach*, May 2003, <http://ssrn.com/abstract=404920>; S. Figlewski, *Estimation Error in the Assessment of Financial Risk Exposure*, June 29, 2003, EFA 2003 Annual Conference Paper No. 799, <http://ssrn.com/abstract=424363>.

<sup>2</sup> W. Tarczyński, M. Mojsiewicz, *Zarządzanie ryzykiem*, PWE, Warszawa 2001, s. 46.

<sup>3</sup> Takie założenie przyjmuje autor w pracy: T. Dudycz, *Zarządzanie wartością przedsiębiorstwa*, PWE, Warszawa 2005, jak również inni, np. T. Słoński w artykule pt. *Statyczne metody ustalania optymalnej pojemności zadłużeniowej w przedsiębiorstwie*, wygłoszonym na konferencji: „Zarządzanie finansami – finansowanie małych i średnich przedsiębiorstw” zorganizowanej przez Zakład Inwestycji i Wyceny Przedsiębiorstw US, zob. <http://www.fmc.home.pl>.

ter normalny i w związku z tym, czy założenia przyjmowane w modelach wykorzystywanych w analizie ryzyka są słuszne. Na potrzeby realizacji celu postanowiono zweryfikować hipotezę zerową orzekającą, iż dystrybuanta rozkładu wybranych wskaźników rentowności jest dystrybuantą rozkładu normalnego:

$$H_0: F^*(x) = F(x)$$

gdzie:  $F^*(x)$  – dystrybuanta empiryczna (dystrybuanta rozkładu wskaźników rentowności),

$F(x)$  – dystrybuanta rozkładu normalnego.

Hipoteza alternatywna wobec przyjętej hipotezy zerowej mówi, że dystrybuanta rozkładu poszczególnych wskaźników rentowności nie jest dystrybuantą rozkładu normalnego:

$$H_1: F^*(x) \neq F(x)$$

Cel pracy realizowany będzie na dwóch płaszczyznach. Pierwsza płaszczyzna to badanie, czy rozkłady stóp zwrotu uzyskiwanych przez pojedyncze przedsiębiorstwa na przestrzeni lat mają charakter normalny, natomiast druga to badanie normalności rozkładu stóp zwrotu uzyskiwanych w jednym roku przez populację przedsiębiorstw.

### Metodyka badań

#### *Definicje stóp zwrotu objętych badaniem oraz charakterystyka próby badawczej*

Dla realizacji postawionego celu postanowiono zweryfikować hipotezę o normalności rozkładu takich podstawowych wskaźników rentowności, jak:

- rentowność kapitału własnego –  $ROE = \frac{EBT}{E}$
- rentowność kapitału zainwestowanego –  $ROIC = \frac{EBIT}{IC}$
- rentowność aktywów –  $ROA = \frac{EBIT}{A}$
- rentowność sprzedaży –  $ROS = \frac{EBIT}{S}$

gdzie:  $EBT$  – zysk przed opodatkowaniem,  $EBIT$  – zysk operacyjny,  
 $E$  – kapitał własny,  $IC$  – kapitał zainwestowany,  $A$  – aktywa,  
 $S$  – sprzedaż.



Niezbędne do obliczeń informacje pozyskano z bazy sprawozdań finansowych za lata 1995-2005 opracowanej przez Wywiadownię Gospodarczą Info-Credit. Dane te zostały poddane obróbce w celu usunięcia obserwacji uznanych za nietypowe, do których zaliczono te o wartościach wyższych od płotka zewnętrznego górnego i niższych od płotka zewnętrznego dolnego, obliczonych według formuły:

- płotek zewnętrzny górny = kwartyl górny +  $3 \times IRQ$ ,
- płotek zewnętrzny dolny = kwartyl górny -  $3 \times IRQ$ ,

gdzie:  $IRQ$  – odstęp międzykwartylowy.

### **Struktura badania**

Prowadzone badanie składało się z dwóch części i obejmowało:

- Badanie normalności rozkładu stóp zwrotu uzyskiwanych przez pojedyncze przedsiębiorstwa w okresie od 1995 do 2005 roku.
- Badanie normalności rozkładu stóp zwrotu uzyskiwanych dla populacji przedsiębiorstw w danym roku.

### **Badanie normalności rozkładu stóp zwrotu uzyskiwanych przez pojedyncze przedsiębiorstwa**

W pierwszej kolejności badanie normalności rozkładu stóp zwrotu przeprowadzono w odniesieniu do pojedynczych przedsiębiorstw, dla których obliczone wskaźniki rentowności dotyczyły wszystkich badanych lat (od 1995 do 2005 roku). W rezultacie, szeregi poszczególnych wskaźników o długości 11 obserwacji pochodziły z następującej liczby przedsiębiorstw:

- wskaźnik  $ROE$  – 44 przedsiębiorstw,
- wskaźnik  $ROIC$  – 135 przedsiębiorstw,
- wskaźnik  $ROA$  – 150 przedsiębiorstw,
- wskaźnik  $ROS$  – 138 przedsiębiorstw.

Do zweryfikowania hipotezy zerowej zastosowano w tym przypadku nieparametryczny test zgodności Shapiro-Wilka, powszechnie uznawany za jeden z najlepszych testów normalności rozkładu, którego ogromną zaletą jest możliwość stosowania w przypadku małych prób (Shapiro i Wilk opracowali ten test

dla prób o liczebności  $3 \leq n \leq 50$ )<sup>4</sup>. W owym teście, sprawdzianem hipotezy zerowej jest statystyka  $W$  określona wzorem<sup>5</sup>:

$$W = \frac{\left[ \sum_i a_i(n) \cdot (x_{n-i+1} - x_i) \right]^b}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

gdzie:  $a_i(n)$  – stała zależna zarówno od  $i$ , jak też od liczebności próby  $n$

$x_{n-i+1} - x_i$  – tzw. *quasi-rozstępy* rzędu  $i$

Wyznaczanie wartości *quasi-rozstępów* jest uzależnione od tego, czy liczebność próby jest liczbą parzystą, czy nieparzystą. I tak:

$$x_{n-i+1} - x_i = \begin{cases} i = 1, \dots, \frac{n}{2} & \text{dla } n \text{ parzystego,} \\ i = 1, \dots, \frac{n-1}{2} & \text{dla } n \text{ nieparzystego} \end{cases}$$

W pakiecie *STATISTICA PL* podawana jest wartość obliczonej statystyki  $W$  oraz wartość  $p$ . Wartość  $p$  jest prawdopodobieństwem uzyskania takiej wartości sprawdzianu, jaką otrzymano (lub wartości skrajniejszej) przy założeniu, że hipoteza zerowa jest prawdziwa. A zatem, przy danym poziomie istotności  $\alpha$  hipotezę zerową można odrzucić wtedy, gdy wartość  $p \leq \alpha$ . W przeciwnym razie brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co oznacza, że nie ma statystycznego dowodu, iż empiryczny rozkład zmiennej nie ma rozkładu normalnego.

### ***Badanie normalności rozkładu stóp zwrotu uzyskiwanych dla populacji przedsiębiorstw w danym roku***

W drugim etapie badania poddano wskaźniki rentowności obliczone dla wszystkich przedsiębiorstw w danym roku (począwszy od 1995 do 2005 roku). W rezultacie dysponowano zbiorami odpowiadającymi liczbie przedsiębiorstw dla poszczególnych wskaźników i poszczególnych lat, jak w tabeli 1.

Ze względu na dużą próbę (nawet powyżej 5000) do zweryfikowania hipotezy o normalności rozkładów zastosowano w tym przypadku test Kołmogorowa – Smirnowa z poprawką Lillieforsa, który opiera się na badaniu maksymalnej różnicy pomiędzy dystrybuantą empiryczną (z próby) a dystrybuantą roz-

<sup>4</sup> M. Sobczyk, *Statystyka*, PWN, Warszawa 2004, s. 201.

<sup>5</sup> M. Maliński, *Weryfikacja hipotez statystycznych wspomagana komputerowo*, Wydawnictwo Politechniki Śląskiej, Gliwice 2004, s. 235-236.

kładu normalnego. Sprawdzianem hipotezy zerowej w teście Kołmogorowa – Smirnowa jest statystyka  $D_n$  wyrażona wzorem<sup>6</sup>:

$$D_n = \max_{1 \leq i \leq n} |F(x_i) - F_n(x_i)|$$

gdzie:  $F_n(x_i)$  – wartość dystrybuanty empirycznej,  $x_i$  – uporządkowane w kolejności rosnącej wyniki próby;  $F(x_i)$  – wartość dystrybuanty rozkładu normalnego.

Podobnie jak wcześniej, jeżeli wartość prawdopodobieństwa testowego  $p$  jest mniejsza od przyjętego poziomu istotności, to hipotezę, że badany rozkład jest zgodny z normalnym należy odrzucić.

Tabela 1. Wielkość próby badawczej

Lata	Wskaźnik	Liczba przedsiębiorstw	Lata	Wskaźnik	Liczba przedsiębiorstw
1995	ROE	986	2001	ROE	6 118
	ROA	1 436		ROA	8 751
	ROIC	1 412		ROIC	8 539
	ROS	1 410		ROS	8 338
1996	ROE	2 115	2002	ROE	6 118
	ROA	2 861		ROA	8 751
	ROIC	2 837		ROIC	8 539
	ROS	2 805		ROS	8 295
1997	ROE	2 343	2003	ROE	5 890
	ROA	3 214		ROA	8 690
	ROIC	3 175		ROIC	8 488
	ROS	3 087		ROS	7 611
1998	ROE	3 233	2004	ROE	6 785
	ROA	4 366		ROA	9 772
	ROIC	4 313		ROIC	9 648
	ROS	4 136		ROS	9 340
1999	ROE	4 760	2005	ROE	1 433
	ROA	6 673		ROA	2 125
	ROIC	6 550		ROIC	2 112
	ROS	6 299		ROS	2 044
2000	ROE	5 536			
	ROA	7 933			
	ROIC	7 740			
	ROS	7 557			

Źródło: Opracowanie własne.

<sup>6</sup> C. Domański, K. Pruska, *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa 2000, s. 173-174.

## Omówienie wyników badań

### *Badanie normalności rozkładu stóp zwrotu uzyskiwanych przez pojedyncze przedsiębiorstwa w okresie od 1995 do 2005 roku*

Ze względu na ograniczenie rozmiarów publikacji w niniejszym artykule nie podaje się uzyskanych wartości statystyki  $W$ . W załączniku 1 przedstawiono natomiast końcowe wyniki przeprowadzonego testu, podając liczbę przedsiębiorstw, dla których uzyskane wartości prawdopodobieństwa  $p$  nie przekraczają przyjętego poziomu istotności  $\alpha = 0,05$ , co świadczy o braku zgodności z rozkładem normalnym. Otrzymane wyniki wskazują, że:

Empiryczne rozkłady rentowności  $ROE$  dla 14 przedsiębiorstw (co stanowi 32% badanej populacji) nie są zgodne z rozkładem normalnym. Badając asymetrię tych rozkładów okazuje się, że w wielu przypadkach jest ona ujemna, natomiast kurtoza jest dodatnia i w większości przypadków bardzo silna (znaczną spiczastość rozkładów). W pozostałych 30 przypadkach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Empiryczne rozkłady rentowności  $ROA$  dla 18 przedsiębiorstw (co stanowi 12% badanej populacji) nie są zgodne z rozkładem normalnym. W pozostałych 132 przypadkach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Empiryczne rozkłady rentowności  $ROIC$  dla 25 przedsiębiorstw (co stanowi 18,5% badanej populacji) nie są zgodne z rozkładem normalnym. W pozostałych 115 przypadkach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Empiryczne rozkłady rentowności  $ROS$  dla 18 przedsiębiorstw (co stanowi 13% badanej populacji) nie są zgodne z rozkładem normalnym. W pozostałych 120 przypadkach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

### *Badanie normalności rozkładu stóp zwrotu uzyskiwanych dla populacji przedsiębiorstw w danym roku.*

Uzyskane w poszczególnych latach wartości statystyki  $D$  wraz z wartością prawdopodobieństwa  $p$  dla analizowanych wskaźników rentowności  $ROE$ ,  $ROA$ ,  $ROIC$  i  $ROS$  zamieszczono w załączniku 2. Dodatkowo w załączniku tym zamieszczono parametry, które mogą służyć pomocniczo do oceny rozkładów, takie jak: średnia, odchylenie standardowe, skośność i kurtoza. Natomiast na rysunkach znajdujących się w załączniku 3 zamieszczono tzw. normalne wykresy prawdopodobieństwa dla tych wskaźników, na których zaobserwowane war-

tości próby (uporządkowane w sposób rosnący, czyli przedstawiające wartości statystyk pozycyjnych) wykreślane są w funkcji wartości oczekiwanych odpowiednich statystyk pozycyjnych dla standardowego rozkładu normalnego. Na wykresie tym umieszczana jest również prosta dopasowana do tych punktów metodą najmniejszych kwadratów i jeżeli próba pochodzi z rozkładu normalnego, to wszystkie punkty powinny układać się wokół tej prostej. Otrzymane wyniki wskazują, że we wszystkich latach należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą, że rozkłady wyróżnionych wskaźników rentowności są zgodne z rozkładem normalnym. Rozkłady wszystkich tych wskaźników rentowności we wszystkich latach charakteryzują się kurtozą wyższą od zera świadczącą o ich spiczastości oraz w większości przypadków skośnością prawostronną.

### Podsumowanie

Z przeprowadzonych badań wynika, że założenie, iż rozkłady stóp zwrotu uzyskiwanych przez pojedyncze przedsiębiorstwa na przestrzeni lat mają charakter normalny znajduje potwierdzenie w praktyce gospodarczej. W związku z tym, budowanie modeli oceny ryzyka bazujących na rozkładzie normalnym jest merytorycznie uzasadnione. Natomiast założenie o normalności rozkładów stóp zwrotu dla populacji przedsiębiorstw w danym roku nie znajduje potwierdzenia w praktyce, co powinno mieć swoje implikacje w modelach optymalizacji ryzyka przy budowie portfeli inwestycyjnych.

### Literatura:

1. Bodie Z., Merton R. C., *Finanse*, PWE, Warszawa 2003.
2. Brealey R., Myers S., *Podstawy finansów przedsiębiorstw*, PWN, Warszawa 1999.
3. Domański C., Pruska K., *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa 2000.
4. Dudycz T., *Zarządzanie wartością przedsiębiorstwa*, PWE, Warszawa 2005.
5. Eberlein E., Keller U., *Hyperbolic Distributions in Finance*, "Bernoulli" 1995, vol. 1, no. 3.
6. Figlewski S., *Estimation Error in the Assessment of Financial Risk Exposure*, June 29, 2003, EFA 2003 Annual Conference Paper No. 799, <http://ssrn.com/abstract=424363>.
7. Gajdka J., Walińska E., *Zarządzanie finansowe. Teoria i praktyka*, FRRwP, Warszawa 1998.
8. Kon S. J., *Models of Stock Returns – A Comparison*, "The Journal of Finance" 1984, vol. 39, no. 1.

9. Maliński M., *Weryfikacja hipotez statystycznych wspomagana komputerowo*, Wydawnictwo Politechniki Śląskiej, Gliwice 2004.
10. Słoński T., Statyczne metody ustalania optymalnej pojemności zadłużeniowej w przedsiębiorstwie, <http://www.fmc.home.pl>.
11. Sobczyk M., *Statystyka*, PWN, Warszawa 2004.
12. Tarczyński W., M. Mojsiewicz, *Zarządzanie ryzykiem*, PWE, Warszawa 2001
13. Wehrspohn U., *Generalized Asset Value Credit Risk Models and Risk Minimality of the Classical Approach*, May 2003, <http://ssrn.com/abstract=404920>.

### STRESZCZENIE

W artykule weryfikowano tezę, że rozkłady stóp zwrotu mają charakter normalny. Wyniki przeprowadzonych badań wskazują, iż rozkłady stóp zwrotu uzyskiwanych przez pojedyncze przedsiębiorstwa na przestrzeni lat mają w większości przypadków charakter normalny, natomiast rozkłady stóp zwrot dla populacji przedsiębiorstw w danym roku nie są normalne.

### DO RATES OF RETURN HAVE NORMAL DISTRIBUTION?

### SUMMARY

In the article the authors verify the thesis that the distributions of the rates of return are normal. The results of the research indicate that the rates of return achieved by the individual firms over years are in most cases normal, while the rates of return for the population of the firms in given year are not normal.

*Translated by T. Dudycz*

*Dr hab. inż. prof. PWr. Tadeusz Dudycz*  
Politechnika Wrocławska  
[tadeusz.dudycz@pwr.wroc.pl](mailto:tadeusz.dudycz@pwr.wroc.pl)

*Dr Bogumiła Brycz*  
Politechnika Wrocławska  
[bbrycz@o2.pl](mailto:bbrycz@o2.pl)

JERZY GAJDKA  
JANUSZ BRZESZCZYŃSKI

## **EFEKTYWNOŚĆ STRATEGII INWESTYCYJNYCH OPARTYCH NA AUTOREGRESJI MIESIĘCZNYCH STÓP ZWROTU Z INDEKSU WIG20**

### **Wprowadzenie**

Znaczna część literatury z zakresu analizy rynków finansowych dotyczy prognozowania kierunku przyszłych zmian cen akcji oraz indeksów giełdowych w oparciu o różnego rodzaju dane historyczne (lub też wskaźniki na nich oparte). Zjawiska potwierdzające możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu na podstawie tego typu analiz określane są mianem „anomalii”, gdyż zazwyczaj trudno wyjaśnić je na gruncie tradycyjnej teorii finansów, której podstawowym założeniem jest prawdziwość hipotezy o efektywności rynku.

Jednym z najważniejszych efektów tego rodzaju jest „momentum”. Wiedza o istnieniu tego zjawiska pozwala konstruować strategie inwestycyjne zgodnie z zasadą mówiącą, że akcje które w poprzednim okresie przynosiły inwestorom najwyższe zyski, będą podobnie zachowywać się w okresie następnym, zaś akcje charakteryzujące się największymi stratami w okresach poprzednich, przynosić będą również straty w okresach przyszłych. Efekt ten badany był m.in. przez Jegadeesha i Titmana (1993, 2005), którzy wykazali, że akcje które charakteryzują się najwyższymi (najniższymi) stopami zwrotu w poprzednich okresach (3-12 miesięcy wstecz), przynoszą również nadzwyczajnie wysokie zyski (straty) w przyszłości (w okresie następnych 3-12 miesięcy). Najlepsze akcje okazują się jednocześnie mniej ryzykowne, niż akcje najgorsze. Dlatego też standardowe dostosowywanie stopy zwrotu względem ryzyka wydaje się raczej pogłębiać, aniżeli zmniejszać rozbieżność pomiędzy nimi. Efekt ten zo-

stał dostrzeżony oraz wykorzystany przez praktyków zarządzających aktywami na rynkach finansowych. Badania przeprowadzone np. przez Grinblatta, Titmana i Wermersa (1995) oraz Chana, Jegadeesha i Wermersa (2000) dowodzą, że fundusze inwestycyjne wykazują tendencję do zakupu akcji przynoszących wysokie zyski w poprzednich okresach oraz sprzedaży akcji przynoszących straty.

Wyniki prezentowane w literaturze wskazują na to, że pomimo wiedzy na temat istnienia zjawiska „momentum” oraz powszechnej jego znajomości wśród praktyków i teoretyków, efekt ten wcale nie zanika (zob. np. Jegadeesh i Titman (2005)). Co więcej, efekt „momentum” występuje również na wielu innych rynkach poza USA. Na przykład Rouwenhorst (1998) wykazał, że strategia typu „momentum”, opisana na przykładzie rynku amerykańskiego przez Jegadeesha i Titmana (1993, 2005), jest opłacalna również w Europie. Na występowanie tego zjawiska na rynkach wschodzących, tj. rynki azjatyckie, wskazują też badania Chui, Titmana i Wei (2000), choć strategia ta nie była dochodowa np. w Japonii.

Istniejące badania dotyczą nie tylko strategii „momentum”, polegającej na zakupie akcji, które w ostatnim okresie osiągały najlepsze rezultaty, ale również strategii do niej odwrotnej, zwanej strategią „przeciwne inwestowania” (określanej w literaturze anglojęzycznej jako strategia „contrarian”). Np. DeBondt i Thaler (1985) dokonali symulacji strategii polegającej na zakupie akcji, które w ostatnim okresie uzyskały najgorsze rezultaty (tzn. najniższe stopy zwrotu) oraz sprzedaży akcji najlepszych w poprzednim okresie (tzn. tych które miały najwyższe stopy zwrotu). Analiza ta dotyczyła strategii budowanych w oparciu o stopy zwrotu konstruowane na danych historycznych w okresie od jednego roku do pięciu lat. W większości przypadków strategia „contrarian” przyniosła pozytywne rezultaty. Jegadeesh (1990) oraz Lehman (1990) badali zastosowanie podobnej strategii w oparciu o dane z okresu od jednego tygodnia do jednego miesiąca, formułując konkluzję, że wygenerowała ona nadzwyczajny zysk w okresie o zbliżonej długości w przyszłości (tzn. w horyzoncie inwestycyjnym o długości od jednego tygodnia do jednego miesiąca).

Strategia „momentum” była analizowana także na rynku polskim gdzie, przynajmniej w teorii, okazała się skuteczna. Jednak w praktyce jej zastosowanie na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) jest ograniczone



ze względu na brak możliwości dokonywania krótkiej sprzedaży oraz koszty transakcyjne (Szyszka, 2006).

Innym popularnym rodzajem strategii, budowanej w oparciu o analizę cen akcji z przeszłości, jest strategia filtrów polegająca na podejmowaniu decyzji inwestycyjnych dopiero wtedy, gdy obserwowane (bezwzględne) zmiany cen akcji są odpowiednio duże. Jedno z pierwszych badań tego typu zostało przeprowadzone przez Alexandra (1961, 1964), który dokonał analizy efektywności „mechanicznej” strategii opartej na zastosowaniu procentowego filtra, zdefiniowanego według następującej zasady. Jeśli dzienna cena zamknięcia dla danej akcji zmieni się o określoną minimalną wartość procentową, należy dokonać zakupu i trzymać otwartą pozycję do czasu, kiedy cena ta obniży się o inną przyjętą wartość procentową od założonego następnego poziomu. Wówczas należy sprzedać tę akcję i zająć w niej pozycję krótką. Krótka pozycja utrzymywana jest następnie tak długo, aż dzienna cena zamknięcia ponownie wzrośnie o daną wartość procentową. Zakładane wartości procentowe pełnią funkcję tzw. filtrów. Ruchy cen akcji niższe niż przyjęte poziomy filtrów (w którąkolwiek stronę) są ignorowane. Alexander (1961, 1964) przeprowadził testy takiej strategii dla indeksów rynkowych oraz akcji w wielu jej różnych wariantach stosując filtry od 5% do 50%. Analizy te obejmowały różne okresy od 1897 do 1959 roku. Wyniki tych badań prowadziły do wniosku, że w poszczególnych okresach filtry o różnej wielkości generowały wyższe stopy zwrotu, niż prosta strategia typu „kup i trzymaj”. Stosując podobną metodologię Fama i Blume (1966) wykazali jednak, iż wykorzystanie zmodyfikowanej metody wyliczania dochodowości z mechanicznej strategii transakcyjnej zaproponowanej przez Aleksandra (1961) na podstawie tych samych danych prowadzi do jakościowo innych rezultatów, zgodnie z którymi reguły filtra nie przynoszą w sposób systematyczny wyników lepszych, niż tradycyjne strategie typu „kup i trzymaj”.<sup>1</sup> Strategia filtrów analizowana była również dla danych z innych rynków. Szczególnie wiele badań dotyczy rynku walutowego (zob. np. Neely (1997) oraz Levich i Thomas (1993)).

Wymienione powyżej strategie, tzn. „momentum”, „contrarian” oraz strategia oparta na filtrach, konstruowane są w oparciu o założenie, że pomiędzy

---

<sup>1</sup> Praetz (1976) zaproponował korektę metody oceny skuteczności strategii inwestycyjnych, zastosowanych przez Alexandra (1961) oraz Famę i Bluma (1966), gdzie rezultaty porównywane są z prostą strategią typu „kup i trzymaj”.

stopami zwrotu w kolejnych okresach występuje zależność autokorelacyjna. Oznacza to, że ceny akcji nie zachowują się w sposób zgodny ze schematem błędzenia losowego, co z kolei wymieniane jest jako ważny argument przeciwko prawdziwości hipotezy o efektywności rynku w formie słabej. Ponieważ jednak wykazanie braku korelacji pomiędzy cenami akcji w przeszłości przy uwzględnieniu standardowych testów statystycznych nie wyklucza jeszcze całkowicie skuteczności strategii zbudowanych w oparciu o obserwację tych cen (zob. np. Fama i Blume (1966)), stąd z tego punktu widzenia zasadne jest zarówno badanie korelacji pomiędzy cenami, jak również efektywności strategii typu „momentum”, „contrarian” lub też strategii wykorzystujących filtry.

W artykule zaprezentowana została analiza empiryczna powyższych zjawisk na danych pochodzących z rynku polskiego. Przeprowadzono badanie zależności autokorelacyjnej stóp zwrotu z indeksu WIG20 oraz skuteczności hipotetycznych strategii inwestycyjnych konstruowanych w oparciu o uzyskane oszacowania parametrów pochodzących z odpowiednich modeli autoregresyjnych. Analiza ta rozszerzona została poprzez uwzględnienie różnych poziomów filtrów oraz różnych wariantów kosztów transakcyjnych.

### Metodologia badawcza

Pierwszy etap badania polegał na estymacji parametrów modeli autoregresyjnych dla miesięcznych stóp zwrotu z indeksu WIG20. Następnie dokonana została symulacja hipotetycznej strategii inwestycyjnej stanowiącej odmianę strategii opartych na filtrach.

Badanie przeprowadzono w oparciu o stopy zwrotu z indeksu WIG20 na próbie statystycznej 14 lat w okresie od kwietnia 1994 (tzn. od początku istnienia indeksu WIG20 na GPW) do marca 2008. Baza danych obejmowała więc łącznie 168 miesięcznych obserwacji.

Identyfikacja zależności autoregresyjnej dla miesięcznych stóp zwrotu z indeksu WIG20 dokonana została przy pomocy następującego modelu regresji:

$$r_t^{WIG20} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot r_{t-1}^{WIG20} + \xi_t \quad (1)$$

gdzie  $r_t^{WIG20}$  jest miesięczną stopą zwrotu z indeksu WIG20,  $\alpha_0$  oraz  $\alpha_1$  są szacowanymi parametrami, a  $\xi_t$  jest składnikiem losowym.

W następnym kroku przeprowadzono badanie skuteczności strategii filtra realizowanej w oparciu o dane dotyczące indeksu WIG20, zbudowanej w opar-

ciu zarówno o koncepcję „momentum”, czyli inwestowania w odpowiedzi na wzrost cen akcji, jak i w oparciu o koncepcję „contrarian”, czyli inwestowania w odpowiedzi na spadek cen akcji (tj. otwierania pozycji krótkiej w WIG20, gdy w poprzednim okresie osiągnięta została odpowiednio wysoka stopa zwrotu oraz pozycji długiej, kiedy stopa zwrotu była ujemna i miała wystarczająco dużą wartość bezwzględną).

Strategie te konstruowane są według następującej zasady. Na początku każdego miesiąca inwestor obserwuje stopy zwrotu za poprzedni miesiąc i na ich podstawie podejmuje decyzję co do przewidywanego kierunku zmiany indeksu w następnym miesiącu. Dodatkowo uwzględnia on filtr na stopę zwrotu w poprzednim miesiącu, po przekroczeniu którego sformułowana wcześniej prognoza staje się sygnałem do otwarcia pozycji na rynku.

W strategii filtra opartej na zjawiskach „momentum” oraz „contrarian” inwestor identyfikuje na początku miesiąca  $t$  stopę zwrotu z indeksu WIG20,  $r_{t-1}^{WIG20}$ , za miesiąc  $t-1$  i w zależności od przyjętego filtra,  $F$ , wyznacza prognozę na koniec okresu  $t$ , czyli na cały następny miesiąc.

W strategii „momentum” jeśli:

$$r_{t-1}^{WIG20} > 0 \text{ oraz } r_{t-1}^{WIG20} > F$$

wówczas inwestor oczekuje wzrostu wartości indeksu WIG20 i otwiera na rynku długą pozycję, inwestując w nią cały posiadany kapitał.

Jeśli natomiast:

$$r_{t-1}^{WIG20} < 0 \text{ oraz } |r_{t-1}^{WIG20}| > F$$

wtedy zgodnie z tą samą strategią inwestor oczekuje spadku wartości indeksu WIG20 i otwiera na rynku pozycję krótką.

W strategii „contrarian” jeśli:

$$r_{t-1}^{WIG20} > 0 \text{ oraz } r_{t-1}^{WIG20} > F$$

wówczas inwestor oczekuje spadku wartości indeksu WIG20 i otwiera na rynku krótką pozycję o wartości równej posiadanemu kapitałowi.

Jeśli natomiast:

$$r_{t-1}^{WIG20} < 0 \text{ oraz } |r_{t-1}^{WIG20}| > F$$

wtedy inwestor oczekuje wzrostu wartości indeksu WIG20 i otwiera na rynku pozycję długą.

Gdy dla obydwóch strategii  $|r_{t-1}^{WIG20}| \leq F$ , wówczas inwestor podejmuje decyzję o braku sygnału i w konsekwencji nie otwiera w danym miesiącu żadnej pozycji.

### Rezultaty empiryczne

Estymacja parametrów modelu (1) dokonana została na całej próbie lat 1994-2008 (168 miesięcznych obserwacji) przy pomocy metody najmniejszych kwadratów (MNK). Uzyskany został następujący rezultat:

$$r_t^{WIG20} = 0,013 - 0,153 \cdot r_{t-1}^{WIG20}. \quad (2)$$

Oszacowanie dla parametru kierunkowego jest ujemne i istotne statystycznie na poziomie  $p = 0,05$  (wartość statystyki  $t$ -studenta wynosi  $-1,99$ ), a oszacowanie wyrazu wolnego jest na granicy poziomu  $p = 0,1$  (wartość statystyki  $t$ -studenta równa jest  $1,64$ ). Testy na autokorelację oraz heteroskedastyczność składnika losowego wykazały brak obydwóch tych zjawisk w modelu. Wartość współczynnika determinacji  $R^2$  wynosi  $0,23$ .

Następnie estymację modelu (1) powtórzono na krótszych podpróbach dla 2, 4, oraz 7 podokresów obejmujących, odpowiednio, 84, 42 oraz 24 miesięczne obserwacje.

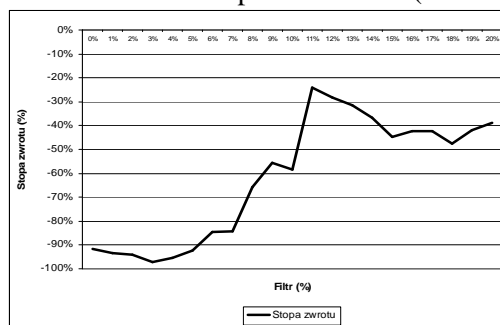
Wyniki potwierdzają występowanie ujemnej autoregresji dla miesięcznych stóp zwrotu z indeksu WIG20 (choć ze względu na małą liczebność podprób otrzymane oszacowania dla krótszych okresów w większości modeli nie były istotne statystycznie). Dla dwóch podprób złożonych z 84 miesięcznych obserwacji oszacowanie parametru kierunkowego  $\alpha_1$  było ujemne w obydwóch przypadkach (przy istotności statystycznej na poziomie  $p = 0,16$  oraz  $p = 0,18$ ). Dla czterech podrób liczących 42 obserwacje w trzech przypadkach oszacowania były ujemne a w jednym dodatnie. Dla 7 okresów dwuletnich (po 24 miesięczne obserwacje każdy) oszacowanie  $\alpha_1$  było ujemne w każdym przypadku. Wyniki te wskazują na zdecydowaną przewagę ujemnej autoregresji wśród miesięcznych stóp zwrotu z indeksu WIG20.

We wszystkich modelach przeprowadzono testy na autokorelację składnika losowego i heteroskedastyczność. Zjawisk tych nie stwierdzono w żadnym przypadku. Współczynnik determinacji  $R^2$  w modelach, w których wyniki estymacji były istotne statystycznie kształtował się od  $0,07$  do  $0,36$  (w całej próbie lat 1994-2008, jak wspomniano powyżej, jego wartość wynosiła  $0,23$ ).

Istnienie statystycznie istotnego związku autoregresyjnego świadczy o braku relacji opisywanej przez proces błędzenia losowego. Jak wskazują jednak np. Fama i Blume (1966) zależność pomiędzy siłą autokorelacji a oczekiwaną stopą zwrotu z mechanicznych strategii inwestycyjnych nie jest jednoznaczna.<sup>2</sup>

W drugim etapie badania dokonano analizy mającej na celu odpowiedź na pytanie czy zidentyfikowana ujemna autoregresja stóp zwrotu z indeksu WIG20 ma związek ze skutecznością strategii inwestycyjnej zbudowanej w oparciu o analizę stóp zwrotu z okresów przeszłych. W tym celu obliczone zostały stopy zwrotu uzyskane z hipotetycznej strategii inwestycyjnej opartej na konsekwentnym stosowaniu strategii filtrów w wersji „contrarian” (zajmowanie długich pozycji, gdy w poprzednim okresie wartości indeksu spadały o odpowiednio dużą wartość procentową lub pozycji krótkich kiedy wartości te wzrastały) oraz – dla porównania – w wersji „momentum” (zajmowanie krótkich pozycji gdy w poprzednich okresach wartości indeksu odpowiednio silnie spadały lub długich kiedy odpowiednio silnie wzrastały).

Na rys. 1a przedstawiono stopę zwrotu dla strategii typu „momentum” (sygnał zgodny z kierunkiem zmiany WIG20 w poprzednim miesiącu) dla całego okresu lat 1994-2008 w zależności od poziomu filtra (od 0% do 20%).



Rys. 1a. Stopa zwrotu dla strategii typu „momentum” (sygnał zgodny z kierunkiem zmiany WIG20 w poprzednim miesiącu) dla całego okresu lat 1994-2008 w zależności od poziomu filtra (od 0% do 20%).

<sup>2</sup> Także zwolennicy analizy technicznej tego typu badania uznają za niewystarczające dla sformułowania konkluzyjnych wniosków na temat procesu błędzenia losowego. Argumentują oni np. że metody te w niewłaściwy sposób opisują zależności pomiędzy stopami zwrotu, które analitycy techniczni „widzą” w danych. Przykładem może być prosta zależność liniowa w modelu regresji, która nie jest w stanie odwzorować złożoności zjawisk, jakie zwolennicy analizy technicznej dostrzegają w cenach akcji.

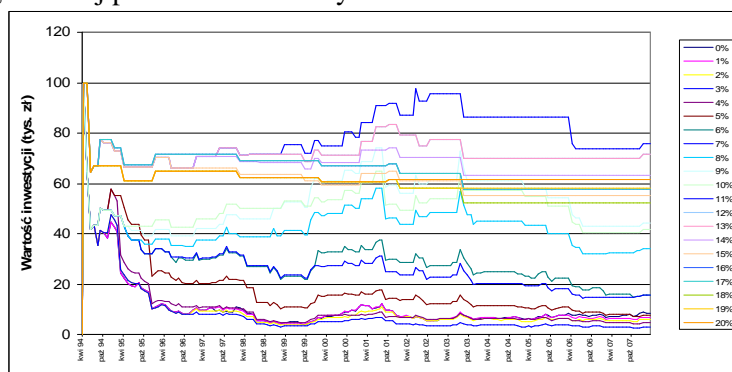


Rys. 1b. Stopa zwrotu dla strategii typu „contrarian” (sygnał przeciwny do kierunku zmiany WIG20 w poprzednim miesiącu) dla całego okresu lat 1994-2008 w zależności od poziomu filtra (od 0% do 20%).

Rys. 1b ilustruje natomiast stopę zwrotu dla strategii typu „contrarian” (sygnał przeciwny do kierunku zmiany indeksu WIG20 w poprzednim miesiącu) w tym samym okresie (także w zależności od poziomu filtra z przedziału od 0% do 20%).

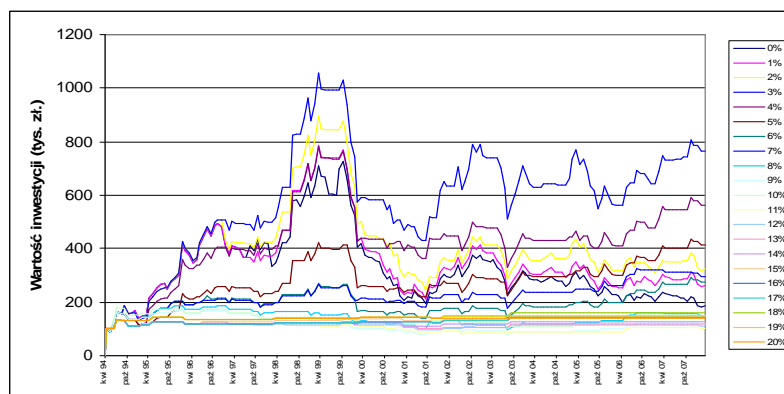
Uzyskane wyniki jasno wskazują, iż strategia oparta na efekcie „momentum” traciła w każdym przypadku, a strategia typu „contrarian” była zawsze zyskowna, przy czym jej skuteczność w dużym stopniu determinował poziom filtra. Najlepszy rezultat uzyskany został przy filtrze równym 3%.

W następnym kroku dokonana została symulacja wartości inwestycji kwoty 100 tys. zł w całym okresie lat 1994-2008 dla obydwóch strategii. Wyniki w formie graficznej przedstawiono na rys. 2a i 2b.



Rys. 2a. Symulacja wartości inwestycji 100 tys. zł w całym okresie lat 1994-2008 dla strategii typu „momentum” (sygnał zgodny z kierunkiem zmiany WIG20 w poprzednim miesiącu) w zależności od poziomu filtra (od 0% do 20%).

Wskazują one na znaczne zróżnicowanie dynamiki zmian wartości zainwestowanego kapitału w zależności od przyjętego filtra. Wyniki strategii typu „contrarian” wydają się być zgodne z istnieniem zjawiska ujemnej autoregresji stóp zwrotu z indeksu WIG20.

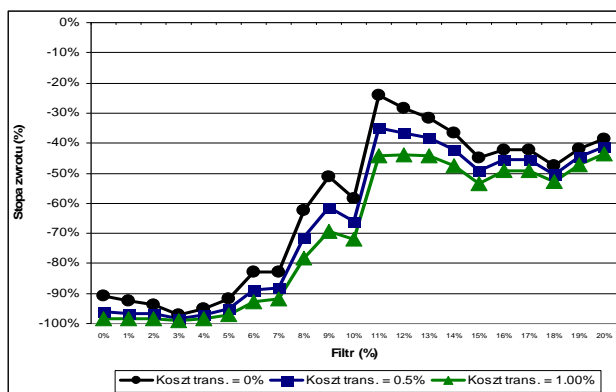


Rys. 2b. Symulacja wartości inwestycji 100 tys. zł w całym okresie lat 1994-2008 dla strategii typu „contrarian” (sygnał przeciwny do kierunku zmiany WIG20 w poprzednim miesiącu) w zależności od poziomu filtra (od 0% do 20%).

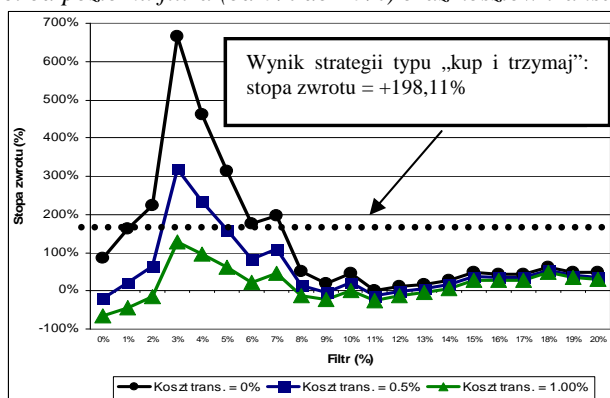
Warto przy tym zauważyć, iż w podokresach, gdy zależność autoregresyjna słabła (w środku próby) strategia inwestycyjna typu „contrarian” traciła, natomiast gdy ujemna autoregresja była silna strategia ta przynosiła duże zyski. Opłacalność strategii inwestycyjnych typu „contrarian”, wyrażająca się dodatnią stopą zwrotu uzyskaną przy każdym analizowanym filtrze (o wartości od 0% do 20%), nie oznacza jeszcze automatycznie, iż tego rodzaju strategię należało rekomendować w przeszłości hipotetycznym inwestorom. Warto przy tym zauważyć, iż w analizowanym okresie stopa zwrotu uzyskana w wyniku zastosowania klasycznej strategii typu „kup i trzymaj”, polegającej na zakupie indeksu WIG20 na początku analizowanego okresu (1000,00 pkt.) oraz jego sprzedaży na końcu okresu (2981,07 pkt.), przyniosłaby stopę zwrotu w wysokości +198,11%.<sup>3</sup> Jak ilustruje rys. 1b wśród analizowanych strategii z filtrami wyższe zyski osiągnęły jedynie strategie skonstruowane w oparciu o filtry o wartości: 2%, 3%, 4% 5% oraz 7%.

<sup>3</sup> Rezultat przyjętej strategii typu „kup i trzymaj” został obliczony jedynie na podstawie różnicy wartości indeksu WIG20 z początku i końca analizowanego okresu. Odbiega on więc w pewnym stopniu od wyników jakie w praktyce uzyskałby inwestor, który dokonuje zakupu akcji replikujący portfel WIG20 (m.in. nie są uwzględnione koszty transakcyjne związane z wymianą spółek w portfelu oraz dywidendy wypłacane od akcji wchodzących w skład indeksu).

Następnie uzyskane rezultaty skorygowane zostały o włączenie kosztów transakcyjnych. Na rys. 3a oraz 3b przedstawiono wykresy prezentujące stopy zwrotu dla strategii typu „momentum” oraz „contrarian” bez uwzględnienia kosztów transakcyjnych oraz po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych w wysokości 0,5% oraz 1%.<sup>4</sup>



Rys. 3a. Stopa zwrotu dla strategii typu „momentum” (sygnał zgodny z kierunkiem zmiany WIG20 w poprzednim miesiącu) dla całego okresu lat 1994-2008 w zależności od poziomu filtra (od 0% do 20%) oraz kosztów transakcyjnych.



Rys. 3b. Stopa zwrotu dla strategii typu „contrarian” (sygnał przeciwny do kierunku zmiany WIG20 w poprzednim miesiącu) dla całego okresu lat 1994-2008 w zależności od poziomu filtra (od 0% do 20%) oraz kosztów transakcyjnych.

Jak wynika z rezultatów zaprezentowanych na rys. 3a oraz 3b w przypadku strategii typu „momentum” wszystkie jej warianty w całym analizowanym

<sup>4</sup> Koszty te dotyczą transakcji w obydwie strony, tzn. kupna oraz sprzedaży (dane uzyskane na podstawie zestawienia: „Maklerzy wabią graczy: Jak wybrać najlepsze biuro?”, Gazeta Wyborcza, 08.11.2007).



okresie przyniosły straty (co jest zgodne z opisanymi powyżej wynikami bez uwzględnienia kosztów transakcyjnych). Natomiast w przypadku strategii typu „contrarian” po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych zastosowanie filtrów w większości przypadków prowadziło do uzyskania dodatnich stóp zwrotu w całym badanym okresie, jednak stopy te nie zawsze były odpowiednio wysokie w odniesieniu do wyników strategii typu „kup i trzymaj”.

Jedynie przy kosztach transakcyjnych w wysokości 0,5% oraz dla filtrów na poziomie 3% oraz 4% uzyskano wyniki lepsze niż stopa zwrotu ze strategii „kup i trzymaj” (równa +198,11%), która w tym przypadku służyć może jako wartość odniesienia wyznaczająca atrakcyjność analizowanych strategii.

## **Wnioski**

Wyniki przeprowadzonego badania wskazują na występowanie ujemnej autoregresji miesięcznych stóp zwrotu z indeksu WIG20 w całej próbie lat 1994-2008. Zastosowanie strategii typu „contrarian”, skonstruowanej w oparciu o informację o kierunku zidentyfikowanego związku autoregresyjnego, prowadzi natomiast do uzyskania dodatnich stóp zwrotu z tego rodzaju inwestycji.

Choć trudno w sposób jednoznaczny uzasadnić przyczynę tego zjawiska, to jedno z możliwych wyjaśnień może być związane z efektem zbyt silnej reakcji inwestorów na dane przyptykające z rynku („overreaction”). W przypadku, gdy skuteczna okazałaby się strategia typu „momentum” można by mówić o zbyt słabej reakcji („underreaction”) lub też o reakcji odroczonej. Prezentowane badania dotyczą całego indeksu, a więc w oparciu o ich wyniki nie jest możliwa odpowiedź na pytanie czy w odniesieniu do poszczególnych akcji dominuje efekt „overreaction” czy też „underreaction”. Jednak w „całości” indeksu WIG20, jeśli taki sposób wyjaśnienia obserwowanego zjawiska jest właściwy, efekt „overreaction” dominuje nad efektem „underreaction”. Niezależnie od sposobu wyjaśnienia otrzymanych rezultatów wydaje się, iż zaobserwowane zjawisko nie jest łatwo wykorzystać w praktyce poprzez zastosowanie analizowanej w artykule strategii typu filtrów, która po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych jedynie w nielicznych przypadkach (dla filtrów na poziomie 3% oraz 4% przy kosztach transakcyjnych równych 0,5%) przyniosła rezultaty lepsze od strategii „kup i trzymaj”.

W obecnej fazie rozwoju polskiego rynku kapitałowego wykorzystanie tego rodzaju strategii jest też dodatkowo ograniczone z kilku innych przyczyn,

takich jak np. faktyczny brak możliwości dokonywania krótkiej sprzedaży indeksu WIG20. Mimo tego warto jednak rozważyć, czy zaprezentowanych rezultatów, w szczególności tych które dotyczą ujemnej autoregresji miesięcznych stóp zwrotu z indeksu WIG20, nie można przynajmniej częściowo wykorzystać w praktyce - np. na rynku kontraktów terminowych na WIG20, gdzie dopuszczalne jest zajmowanie zarówno długich jak i krótkich pozycji, a koszty transakcyjne są relatywnie niższe niż na rynku akcji.

### Literatura

1. Alexander S., *Price Movements In Speculative Markets: Trends or Random Walks*, "Industrial Management Review", vol. 2, pp. 7-26/1961.
2. Alexander S., *Price Movements In Speculative Markets: Trends or Random Walks No. 2*, "Industrial Management Review", vol. 5/1964, pp. 25-46.
3. Chan H.-L., Jegadeesh N., Wermers R., *The Value of Active Mutual Fund Management: An Examination of Stockholdings and Trades of Fund Management*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 35/2000, pp. 343-368.
4. Chui A., Titman S., Wei K.C.J., *Momentum Ownership Structure and Financial Crises: An Analysis of Asian Stock Markets*, Working paper, University of Texas at Austin 2000.
5. DeBondt W., Thaler R., *Does the Stock Market Overreact?*, "Journal of Finance", vol. 40/1985, pp. 793-805.
6. Fama E., Blume M., *Filter Rules and Stock Market Trading*, "Journal of Business", vol. 40/1966, pp. 226-241.
7. Grinblatt M., Titman S., Wermers R., *Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance and Herding: A Study of Mutual Fund Behaviour*, "American Economic Review", vol. 85/1995, pp. 1088-1105.
8. Jegadeesh N., *Evidence of Predictable Behavior of Security Returns*, "Journal of Finance", vol. 45/1990, pp. 881-898.
9. Jegadeesh N., Titman S., *Return to Buying Winners and Selling Losers. Implications for Stock Market Efficiency*, "Journal of Finance", vol. 48/1993, pp. 65-91.
10. Jegadeesh N., Titman S., *Momentum*, w: "Advances in Behavioral Finance", R.H. Thaler (red.), Princeton University Press, New York, 2005, pp. 353-388.
11. Lehmann B., *Fads, Martingales and Market Efficiency*, "Quarterly Journal of Economics", vol. 105/1990, pp. 1-28.

12. Levich R.M., Thomas L.R., *The Significance of Technical Trading Rule Profits in the Foreign Exchange Market: A Bootstrap Approach*. "Journal of International Money and Finance", vol. 12/1993, pp. 451–474.
13. "Maklerzy wabią graczy: Jak wybrać najlepsze biuro?", Gazeta Wyborcza, 08.11.2007.
14. Neely C., *Technical Analysis in the Foreign Exchange Market: A Layman's Guide*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review (September/October 1997).
15. Praetz P.D., *Rates of Return on Filter Tests*, "Journal of Finance", vol. 31/1976, pp. 71-75.
16. Rouwenhorst G., *International Momentum Strategies*, "Journal of Finance", vol. 53/1998, pp. 267-284.
17. Szyszka A., *Zjawisko Kontynuacji Stóp Zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, "Bank i Kredyt", Sierpień 2006, pp. 37-49.

#### STRESZCZENIE

W artykule zaprezentowano wyniki analizy, której celem było zbadanie czy na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW) istnieje statystycznie istotna zależność autoregresyjna wśród stóp zwrotu z indeksu WIG20 oraz czy może ona zostać wykorzystana do konstrukcji hipotetycznych strategii inwestycyjnych na niej opartych. Dokonano estymacji parametrów modeli autoregresyjnych oraz przeprowadzono analizę rezultatów dwóch rodzajów strategii (typu „momentum” oraz „contrarian”) stanowiących odmianę strategii filtrów w odniesieniu do indeksu WIG20. Badanie obejmowało dane o częstotliwości miesięcznej za okres lat 1994-2008. Jego wyniki wskazują, że pomiędzy miesięcznymi stopami zwrotu z indeksu WIG20 istnieje ujemna autoregresja, a wśród wszystkich analizowanych strategii dodatnie stopy zwrotu uzyskano jedynie przy zastosowaniu strategii typu „contrarian”. W strategii tej inwestor zajmuje pozycję krótką w indeksie WIG20, jeśli w miesiącu poprzednim stopa zwrotu z WIG20 była dodatnia i wyższa niż określony poziom filtra oraz zajmuje pozycję długą, jeśli w miesiącu poprzednim spadek WIG20 był większy od założonej wartości filtra. W badaniu przyjęto różne wartości filtrów z przedziału od 0% do 20%. Otrzymane rezultaty wskazują, że po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych analizowana strategia jedynie w odniesieniu do wybranych wartości filtrów (3% oraz 4%; dla kosztów transakcyjnych na poziomie 0,5%) przyniosła wyniki lepsze od prostej strategii typu „kup i trzymaj”.

**PERFORMANCE OF INVESTMENT STRATEGIES BASED ON  
AUTOREGRESSION OF MONTHLY RETURNS OF THE WIG20  
INDEX**

**SUMMARY**

Article presents results of the analysis for the Warsaw Stock Exchange (WSE), which was focused on the investigation of an autoregressive relationship among the WIG20 index returns and the possibility of using such information for the construction of hypothetical investment strategies. Parameters of the autoregressive models were estimated and two types of strategies for the WIG20 index were simulated (“momentum” and “contrarian”) as variants of the popular filter strategies. The database covers monthly data from the period 1994-2008. The obtained results indicate that monthly returns of the WIG20 index are characterized by negative autoregression and, in consequence, the positive rates of return were obtained only for the “contrarian” strategy. In the “contrarian” strategy investor opens a short position in the WIG20 index, if in the preceeding month the WIG20 return was positive and higher than the given level of the filter, and opens a long position, if in the preceeding month the decrease of the WIG20 index was deeper than the value of the filter. The analysis included various levels of filters from the interval between 0% and 20%. Our results show that after the inclusion of transaction costs this strategy has been profitable and has beaten the market by outperforming a simple “buy and hold” strategy only when selected filters were applied (3% and 4%; with the round-trip transaction costs equal to 0,5%).

*Translated by J. Gajdka*

*Dr hab. prof. UŁ Jerzy Gajdka*  
Uniwersytet Łódzki  
jgajdka@uni.lodz.pl

*Dr Janusz Brzeszczyński*  
Heriot-Watt University, Edinburgh  
Uniwersytet Łódzki  
j.brzeszczyński@hw.ac.uk



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

MIROŚŁAWA GAZIŃSKA  
MAGDALENA MOJSIEWICZ

## **SZACOWANIE KRYZYSOWYCH PRZEDZIAŁÓW CZASU TRWANIA ŻYCIA OSÓB STARSZYCH W POLSCE**

### **Wprowadzenie**

Wraz ze starzeniem się populacji i wydłużaniem się życia ludzkiego coraz ważniejsze staje się dokładniejsze rozpoznanie prawidłowości rządzących umieralnością osób starszych. Wyróżnianie tzw. czwartej grupy wieku (oprócz dzieci, dorosłych, osób starszych) – osób sędziwych (tzw. starszych starszych – na przykład osób w wieku powyżej 80 lat) jest zatem w pełni uzasadnione. Cezura wieku tego rodzaju przyjmowana jest nie tylko w demografii, ale także w naukach społecznych, ekonomicznych, w biologii, gerontologii i in. (por. m.in. [Wachter, Finch (ed.), 1997; Grundy, 1997; Szukalski, 2003; Gazińska, 2006]). Zmiany w strukturze wieku i intensywne starzenie się populacji w różnych regionach świata niesie ze sobą poważne konsekwencje natury społecznej i ekonomicznej (por. m.in. [Clark, Spengler, 1980; Gazińska, Mojsiewicz, 2004; Grundy, 1997]). W związku z tym nie budzi zdziwienia fakt wzmożonego zainteresowania umieralnością osób w tej grupie wieku, a tym samym z możliwościami modelowania odpowiednich funkcji charakteryzujących wzorzec przeżycia dla tychże osób. Stosowanie modeli opisujących czas trwania życia ludzkiego dla osób sędziwych prowadzi najczęściej do przeszacowania umieralności, bowiem powyżej pewnego wieku zauważalne jest zwolnienie tempa wzrostu prawdopodobieństwa zgonów [Gazińska i in., 2006]. Przyjęcie hipotezy, o coraz wolniejszym tempie wzrostu prawdopodobieństwa zgonu osób sędziwych, uzasadnione jest za względu na to, że wraz z wiekiem nasila się selekcja, sprawiającą, że do wieku sędziwego dożywają osoby o najlepszym stanie zdrowia. Ulega także zmianie relacja pomiędzy czynnikami endo- i egzogenicznymi

zgonów [Gazińska, Mojsiewicz, 2004; Horiuchi, Wilmoth, 1998; Szukalski, 2002].

Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie wyników modelowania granicznego wieku, od którego rozpoczyna się zmiana tempa umieralności oraz przy jego pomocy weryfikacja hipotezy o coraz wolniejszym tempie wzrostu prawdopodobieństwa zgonu osób starszych w Polsce. Celem pomocniczym jest wskazanie przedziałów wieku o najwyższych przyrostach wartości intensywności umieralności.

Rozważania teoretyczne zweryfikowano z wykorzystaniem materiału statystycznego dotyczącego populacji Polski ogółem oraz w sześciu regionach z uwzględnieniem płci w 2004 roku.

### Modele czasu trwania życia ludzkiego

Jeżeli przyjmiemy, że długość życia ludzkiego jest ciągłą zmienną losową, możemy zdefiniować funkcje użyteczne w analizie rozkładu czasu trwania życia, m.in. funkcje trwania życia i intensywności umieralności. Zmienną losową wyrażającą czas do wystąpienia zgonu osoby należącej do określonej populacji w momencie  $t = 0$  oznaczmy przez  $T$  ( $T \geq 0$ ). Prawdopodobieństwo, że zgon wystąpi później niż w momencie  $t > 0$  lub, że osoba w czasie  $t > 0$  będzie należeć do zbiorowości (dożyje co najmniej do czasu  $t$ ), zapiszmy jako funkcję przeżycia (trwania życia)  $S(t) = P(T > t)$ ,  $S(0) = 1$ , która jest funkcją monotoniczną i nierosnącą oraz  $\lim_{t \rightarrow +\infty} S(t) = 0$ . Dystrybuanta zmiennej losowej  $T$ , będą-

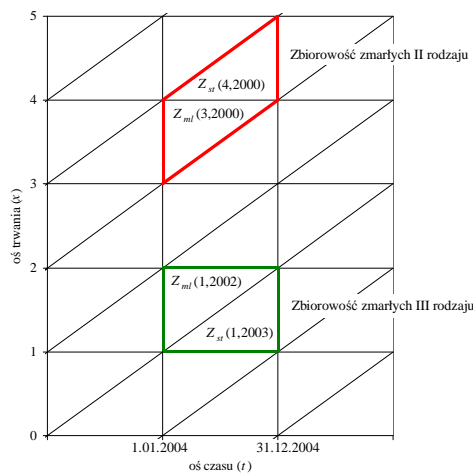
ca funkcją komplementarną do funkcji przeżycia  $F(t) = 1 - S(t)$ , określa model dożycia (dotrwania). Ważnym narzędziem w analizie przeżycia jest funkcja intensywności umieralności  $\mu(t)$ . Funkcja ta wyraża prawdopodobieństwo zgonu dla krótkich przyrostów czasu. Dla wyróżnionych funkcji (dystrybuanta, przeżycia i intensywności umieralności) oraz funkcji gęstości związanymi z czasem trwania życia istnieją wzajemne zależności [Matłoka, 1997, s. 36].

Zmienna  $T$  jako zmienna losowa ma pewien rozkład. Jeżeli rozkład ten jest nieznan, model przeżycia jest nazywany nieparametryczny. W przeciwnym przypadku jest modelem parametrycznym. Inną klasę tworzą modele semiparametryczne, częściowo specyfikujące postać odpowiedniej funkcji. Jednymi z najstarszych nieparametrycznych modeli czasu trwania życia są tablice demograficzne, zwane tablicami trwania życia. Stanowią one grupę modeli niepara-

metrycznych, co oznacza, że nie znane są postacie analityczne funkcji charakteryzujących rozkład życia ludzkiego. W modelach tych szacujemy wartości funkcji dla dyskretnej zmiennej losowej  $T$ .

Okresowe tablice trwania życia przedstawiają hipotetyczny proces wymierania populacji (tzw. kohorty hipotetycznej) złożonej z różnych generacji na podstawie obserwacji ich umieralności w pewnym okresie (w naszym przypadku w 2004 roku).

Podstawowymi parametrami tablic trwania życia są prawdopodobieństwa przeżycia roku przez osobę w wieku  $x$  lat i prawdopodobieństwo zgonu w ciągu roku osoby w wieku  $x$  lat (a zatem odpowiednio funkcje  $S(t)$  i  $F(t)$ , które w tradycyjnym zapisie przyjmują postać  $p_x$  i  $q_x$ ). W badaniach wykorzystano dwa rodzaje okresowych tablic trwania życia, w których prawdopodobieństwa zgonu szacowano dla zbiorowości zmarłych II i III rodzaju (por. rys. 1).



Rys. 1. Zbiorowości zmarłych II i III rodzaju w 2004 roku

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku zbiorowości zmarłych II rodzaju prawdopodobieństwa zgonów szacowano jako:

$$q(t)^{II} = \frac{Z_{ml}(x, t-x-1) + Z_{st}(x+1, t-x-1)}{P(x, 1.01.t)}, \quad (1)$$

natomiast dla zbiorowości zmarłych III rodzaju:

$$q(x, t)^{III} = \frac{Z_{ml}(x, t-x-1) + Z_{st}(x, t-x)}{P(x, 1.01.t)}, \quad (2)$$

gdzie:  $x$  – wiek w liczbie ukończonych lat,  $t=2004$  – rok badania,  $Z_{st}$  – liczba zgonów starszych,  $Z_{ml}$  – liczba zgonów młodszych,  $P(x,1.01.t)$  – liczba osób żyjących w wieku  $x$  lat w dniu 1 stycznia 2004 roku (zbiorowość współczesnych).

Zależność pomiędzy intensywnością umieralności i prawdopodobieństwem zgonów wyraża się wzorem:

$$q(x) = 1 - e^{-\int_x^{x+1} \mu(t) dt}. \quad (3)$$

W praktyce szacując wartości empiryczne intensywności umieralności korzysta się z metody prostokątów całkowania numerycznego:

$$\int_x^{x+1} \mu(t) dt \cong \mu(x+1/2), \quad (4)$$

gdzie:  $\mu(x+1/2)$  – intensywność umieralności wyznaczona w połowie przedziału  $\langle x, x+1 \rangle$ .

Ze wzorów (3) i (4) wynika użyteczna zależność:

$$\mu(x+1/2) = -\ln(1-q(x)). \quad (5)$$

### Modelowanie umieralności osób starszych

W wielu analizach statystycznych najwyższe (skrajne) obserwowane wartości mają istotne znaczenie. Kwantyfikacja ciężenia najwyższych kwantyli przyszłej długości trwania życia jest podstawą rozważań na temat granic funkcji gęstości tej zmiennej losowej [Kaufmann i in., 1997; Carey i in., 1992]. W modelowaniu intensywności umieralności osób starszych wykorzystuje się funkcje typu logistycznego lub inne funkcje o zbliżonym przebiegu [Gazińska i in., 2006]. Ważną własnością tych funkcji jest posiadanie punktu przegięcia, od którego wzrost tempa umieralności jest coraz wolniejszy.

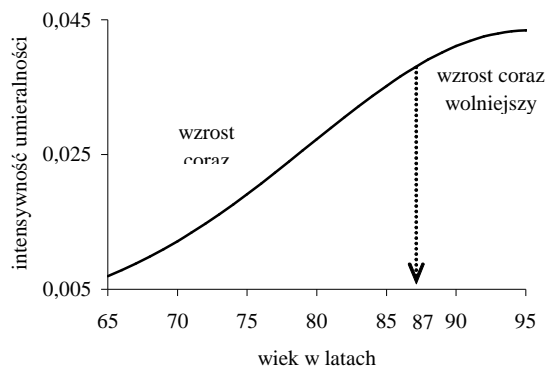
Przykładem takiej funkcji jest model autorstwa Coale'a i Kiskera, bazujący na założeniu, że stopa zmian współczynnika zgonów równa jest różnicy logarytmów współczynników zgonów osób starszych, co w konsekwencji prowadzi do funkcji kwadratowej postaci [Wilmoth, 1995]:

$$\ln[\mu(x)] = a + bx + cx^2, \text{ dla } c < 0. \quad (6)$$

Podstawową zaletą tego modelu jest prostota oraz fakt, że model ten można stosować w oparciu o dane okresowe, a nie wyłącznie dane kohortowe. Model ten został pozytywnie zweryfikowany na danych pochodzących z Japonii i



Szwecji dla osób w wieku 85 lat i więcej [Gazińska i in., 2006; Szukalski, 2002, za Wilmoth, 1995], a także dla danych z Polski i województwa zachodniopomorskiego [Gazińska, Mojsiewicz, 2004]. Przebieg przykładowej funkcji Coale'a-Kiskera zaprezentowano na rys. 2. Na wykresie wyróżniono punkt przegięcia funkcji. Badania wskazują, że graniczny wiek, od którego następuje zmiana prawidłowości tempa umieralności oscyluje wokół 80-90 lat, w zależności od płci i regionu. Badania takie prowadzone były przy założeniu dopasowania intensywności umieralności do funkcji modelowej typu logistycznego lub wspomnianej funkcji Coale'a-Kiskera.



Rys. 2. Model Coale'a-Kiskera oszacowany dla intensywności umieralności kobiet powyżej 65 roku życia w województwie zachodniopomorskim w 2000 roku:

$$\mu(x) = \exp(-21,282 + 0,381 \cdot x - 0,002 \cdot x^2)$$

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Gazińska, Mojsiewicz, 2004].

Należy jednak zwrócić uwagę na fakt, że wyniki modelowania dla danych z 2000 roku obarczone są błędem wynikającym z szacunków liczby ludności metodą bilansową na podstawie wyników Narodowego Spisu Powszechnego (NSP) z dnia 7.12.1988 roku oraz danych sprawozdawczości bieżącej, co więcej błędy te dotyczą zwłaszcza roczników mało licznych, a więc roczników starszych. W związku z tym należy liczyć się z rozbieżnościami w modelowaniu dla danych z lat po 2002 roku, roku kolejnego NSP.

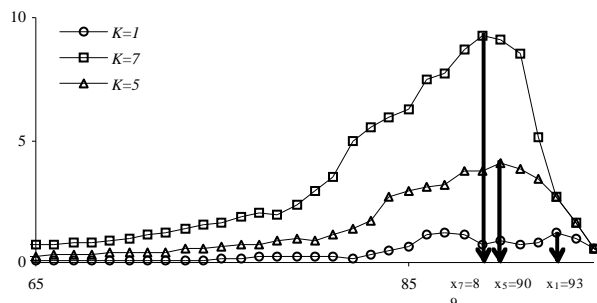
Szacowanie granicznego wieku, od którego rozpoczyna się zmiana tempa umieralności, proponuje się przeprowadzić niezależnie od dopasowania danych empirycznych do omawianych modeli. W tym celu konieczne jest ustalenie wieku, w którym intensywność umieralności posiada punkt przegięcia. W tym celu wykorzystano pierwszą pochodną intensywności umieralności obliczonej

dla zbiorowości zmarłych II i III rodzaju na podstawie wzoru (5), która w tym punkcie osiąga maksimum. Pierwszą pochodną wyznaczono przy pomocy różniczkowania numerycznego.

Przy numerycznym różniczkowaniu funkcji zakłóconej losowo występuje zwielokrotnienie poziomu zakłócenia. W celu ograniczenia wpływu składnika losowego proponuje się następujący wzór, za Mojsiewicz, Purczyński [2005]:

$$\mu'(x) = \sum_{k=1}^K k \cdot (\mu(x+k) - \mu(x-k)), \text{ dla } K = 1, 2, \dots, 7. \quad (7)$$

We wzorze (7) zrezygnowano ze współczynnika skalującego, zależnego od  $K$ , ponieważ służy on tylko do wyznaczania wartości maksymalnej pochodnej. Przypadek  $K = 1$  odpowiada klasycznej regule różniczkowania numerycznego. Nie należy ograniczać się do przypadku  $K = 1$ , ponieważ obecność składnika losowego mogłaby spowodować wystąpienie maksimum. Zwiększając wartość  $K$  uzyskuje się wygładzenie krzywej odpowiadającej pochodnej  $\mu'(x)$ . Na rysunku 3 zaprezentowano wyniki wyznaczania wieku maksymalnej wartości różniczki dla zwiększanych wartości  $K$ .



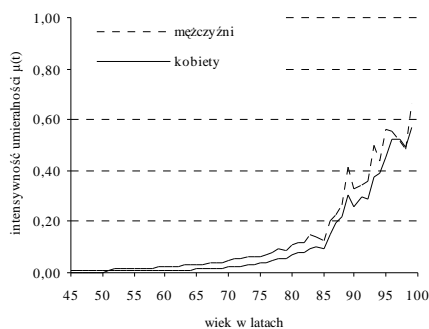
Rys. 3. Różniczka numeryczna wyznaczona za (7) dla zbiorowości mężczyzn (zbiorowość zmarłych II rodzaju) w Polsce w 2004 roku  
Źródło: obliczenia własne na podstawie BDR.

Na podstawie rys. 3 można odczytać wartości  $x$  odpowiadające ekstremum: dla  $K = 1$ :  $x_1 = 93$ ; dla  $K = 7$ :  $x_7 = 89$ . Należy podkreślić, że przy analizie prawdopodobieństw zgonów bez stosowania wygładzenia szeregu pierwotnego, gdy przyjmujemy, że wygładzenie to dokonuje się przez różniczkę numeryczną przy wysokiej wartości parametru  $K$  zdarzają się oszacowania wykraczające poza empiryczny obszar zmienności wieku. Jako oszacowanie wieku zmiany tempa umieralności można przyjąć średnią arytmetyczną wartości  $x_1, \dots, x_7$  lub przyjąć

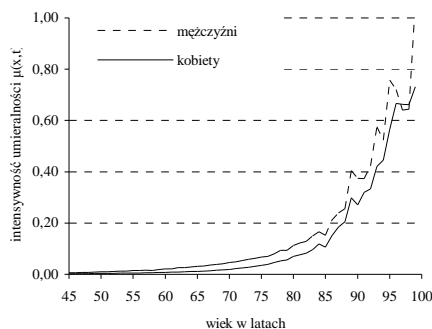
wartość odpowiadającą maksymalnemu wygładzeniu szeregu przy nie przekraczaniu empirycznego obszaru zmienności.

### Modelowanie umieralności osób starszych w Polsce

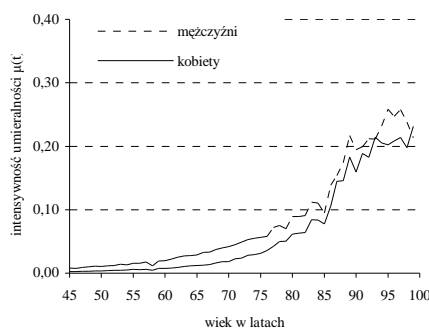
Na podstawie oszacowanych wartości prawdopodobieństwa zgonów dla ludności Polski oraz dla ludności w sześciu regionach dla 2004 roku obliczono wartości intensywności umieralności. Wartości intensywności umieralności dla zbiorowości zmarłych II i III rodzaju dla osób w wieku 45 lat i więcej według płci zamieszczono na rysunkach 4-17.



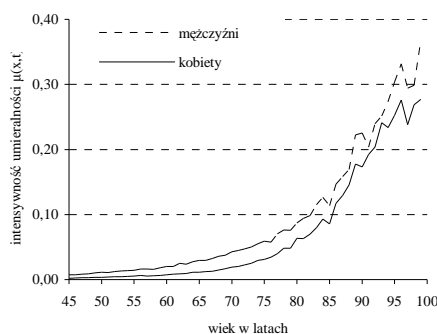
Rys. 4. Intensywności umieralności II rodzaju w Polsce w 2004 roku



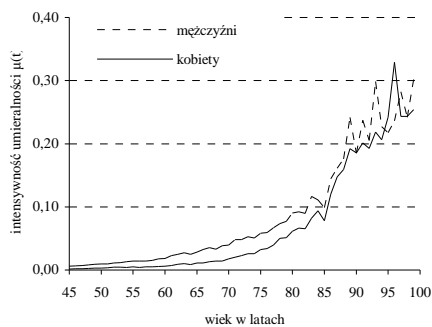
Rys. 5. Intensywności umieralności III rodzaju w Polsce w 2004 roku



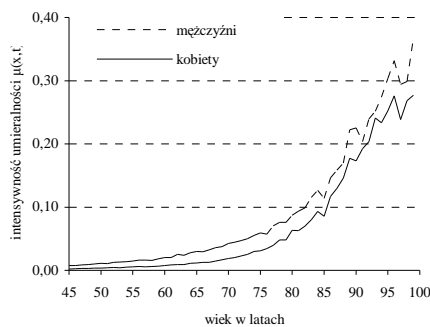
Rys. 6. Intensywności umieralności II rodzaju w regionie centralnym w 2004



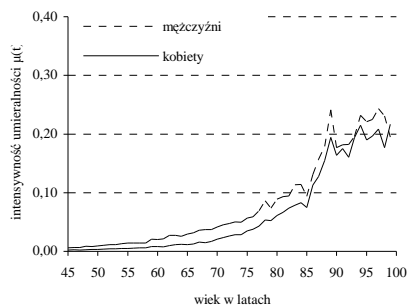
Rys. 7. Intensywności umieralności III rodzaju w regionie centralnym w 2004



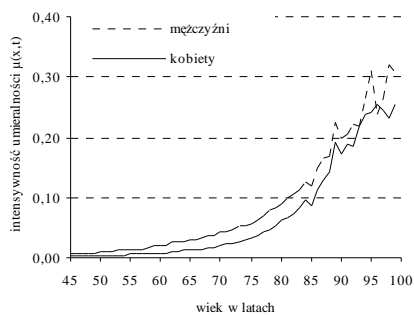
Rys. 8. Intensywności umieralności II rodzaju w regionie wschodnim w 2004



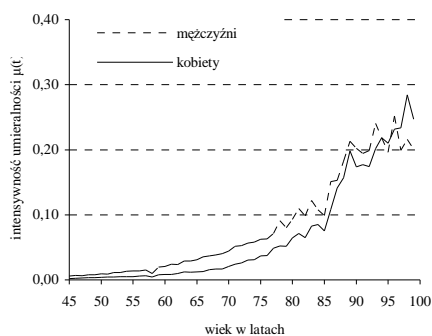
Rys. 9. Intensywności umieralności III rodzaju w regionie wschodnim w 2004



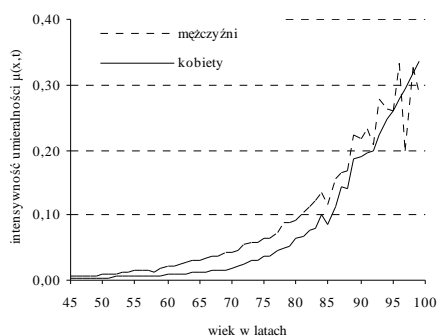
Rys. 10. Intensywności umieralności II rodzaju w regionie południowym w 2004



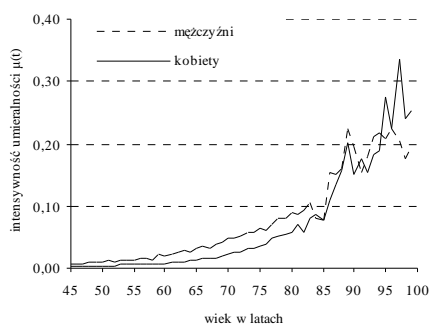
Rys. 11. Intensywności umieralności III rodzaju w regionie południowym w 2004



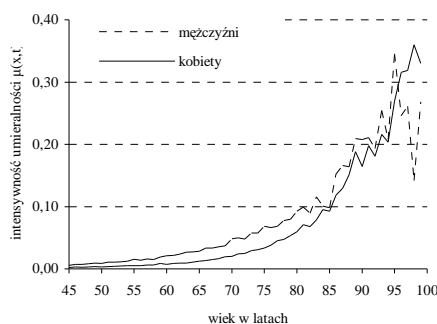
Rys. 12. Intensywności umieralności II rodzaju w regionie północno-zachodnim w 2004 roku



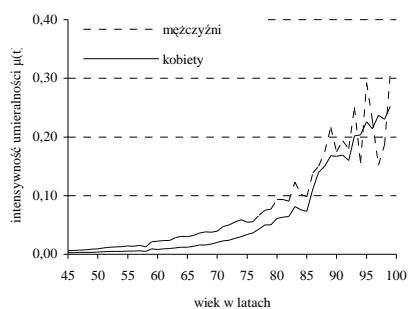
Rys. 13. Intensywności umieralności III rodzaju w regionie północno-zachodnim w 2004 roku



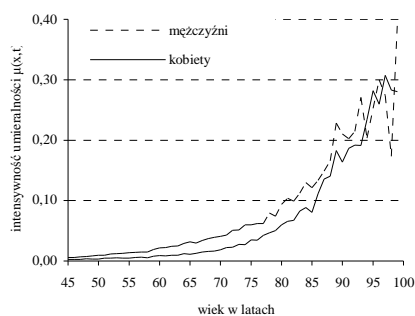
Rys. 14. Intensywności umieralności II rodzaju w regionie południowo-zachodnim w 2004 roku



Rys. 15. Intensywności umieralności III rodzaju w regionie południowo-zachodnim w 2004 roku



Rys. 16. Intensywności umieralności II rodzaju w regionie północnym w 2004



Rys. 17. Intensywności umieralności III rodzaju w regionie północnym w 2004

Źródło rys. 4-17: obliczenia własne na podstawie BDR.

Szacownie granicznego wieku osób starszych w Polsce oraz w sześciu regionach z uwzględnieniem płci przeprowadzono stosując numeryczne różniczkowanie funkcji intensywności umieralności według wzoru (7). Wyniki szacowania zaprezentowano w tabeli 1 oraz na rysunkach 18-19.

### Podsumowanie

Problemy poruszane w niniejszym artykule nabierają znaczenia wraz ze zmianami umieralności oraz z procesami starzenia się populacji. Gwałtownie rośnie liczba osób w tzw. ekstremalnie starszych grupach wieku, czyli powyżej

90 roku życia. Zwiększa się w takiej sytuacji potrzeba dokładniejszego rozpoznanania prawidłowości rządzących umieralności osób starszych.

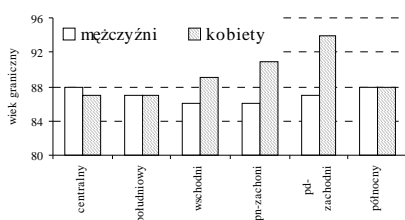
Tabela 1. Wyniki szacowania punktu przegięcia funkcji intensywności umieralności

	Mężczyźni				Kobiety			
	zb. zmarłych II rodzaju		zb. zmarłych III rodzaju		zb. zmarłych II rodzaju		zb. zmarłych III rodzaju	
	$x_{\text{sr}}$	$x_{\text{max}}$	$x_{\text{sr}}$	$x_{\text{max}}$	$x_{\text{sr}}$	$x_{\text{max}}$	$x_{\text{sr}}$	$x_{\text{max}}$
Polska	89,4	89	91,6	90	94,0	94 <sup>*)</sup>	94,0	94 <sup>*)</sup>
Regiony:								
centralny	87,4	88	90,0	89	86,9	87	89,3	89
południowy	86,0	87	90,1	88	87,0	87	88,7	89
wschodni	87,6	86	89,0	88	89,9	89	92,9	90
pn-zachodni	87,1	86	90,9	89	87,3	91	88,8	94 <sup>*)</sup>
pd-zachodni	86,9	87	89,6	88	94,2	94 <sup>*)</sup>	95,5	96 <sup>**)</sup>
północny	88,1	88	88,9	89	87,0	88	94,2	94 <sup>*)</sup>

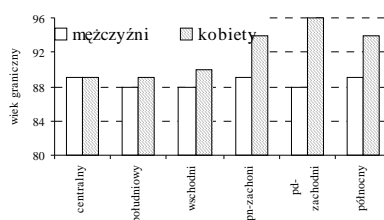
<sup>\*)</sup> dla  $K = 4$ , <sup>\*\*)</sup> dla  $K = 2$

Źródło: obliczenia własne.

Zaprezentowane modelowanie tzw. wieku granicznego, w którym zmienia się tempo intensywności umieralności w wykorzystaniu różniczki numerycznej może być alternatywnym podejściem modelowania umieralności osób starszych.



Rys. 18. Wiek graniczny dla zbiorowości zmarłych II rodzaju w regionach w 2004  
Źródło: tabela 1.



Rys. 19. Wiek graniczny dla zbiorowości zmarłych III rodzaju w regionach w 2004

Wyniki modelowania wskazują wyraźnie na wyższe wartości wieku granicznego (dla obu płci we wszystkich regionach Polski) dla zbiorowości zmarłych III rodzaju. Dla obu zbiorowości zmarłych analizie poddano wiek graniczny

ny odpowiadający maksymalnemu wygładzeniu szeregu przy nie przekroczeniu empirycznego obszaru zmienności otrzymując następujące wyniki:

- kobiety charakteryzują się wyższym wiekiem granicznym, ze wyjątkiem regionu centralnego,
- największe różnice między wiekiem granicznym kobiet i mężczyzn występują w regionach północno-zachodnim i południowo-zachodnim oraz północnym (dla zbiorowości zmarłych III rodzaju) – 5-8 lat,
- wiek graniczny mężczyzn nie wykazuje dużego zróżnicowania w regionach i można przyjąć, że oscyluje wokół 88 lat,
- wiek graniczny kobiet wykazuje zróżnicowanie w regionach – w regionach północnym, północno-zachodnim i południowo-zachodnim wiek graniczny kobiet osiąga wartości powyżej 90 lat, w pozostałych nie osiąga tego poziomu.

### Literatura

1. Carey J. R., Liedo P., Orozco D., Vaupel J. W., *Slowing of mortality rates at older ages in large medfly cohorts*, Science 258, 1992.
2. Clark J.R., Spengler J.J., *The Economics of Individual and Population Ageing*, Cambridge University Press, Cambridge 1980.
3. Gazińska M., *Demograficzny próg starości*, [w:] Zeliaś A. Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych, Wyd. AE w Krakowie, Kraków 2006.
4. Gazińska M., Mojsiewicz M., *Modelowanie wartości górnych kwantyli rozkładu czasu trwania życia*, [w:] Tarczyński W. (red.) Rynek kapitałowy, skuteczne inwestowanie, Wyd. US, Szczecin 2004.
5. Gazińska M., Mojsiewicz M., Purczyński J., *Modelowanie umieralności osób w wieku 80 lat i więcej*, „Studia Demograficzne” nr 1/2006.
6. Grundy E., *Demography and Gerontology: Mortality Trends Among the Oldest Old*, „Aging and Society”, 17/1997.
7. GUS (Główny Urząd Statystyczny), dane Banku Danych Regionalnych (BDR) dostępne na stronie internetowej [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl) w dniu 15.01.2006.
8. Horiuchi S., Wilmoth J. R., *Deceleration in the age pattern of mortality at older ages*, „Demography”, vol. 35, nr 4/1998.
9. Kaninisto V., *The Advancing Frontier of Survival Life Table for Old Age. Monographs on Population Aging*, 3. Odense University Press 1999.

10. Kaufmann E., Reiss R. D., Thomas M., *About the Longevity of Humans*, [w:] *Statistical Analysis of Extreme Values*, Birkhaeuser Verlag, Basel-Boston-Berlin 2001.
11. Małłoka M., *Matematyka w ubezpieczeniach na życie*, Wyższa Szkoła Bankowa, Poznań 1997.
12. Mojsiewicz M., Purczyński J., *Modelowanie rozkładów szkód indywidualnych w warunkach moralnego hazardu*, [w:] *Inwestycje. Tendencje światowe a rynek polski*. Prace naukowe AE im. O. Langego we Wrocławiu, Wrocław 2005.
13. Szukalski P., *Parametryczne modele wymierania osób sędziwych*, „Wiadomości Ubezpieczeniowe”, nr 3/4, 2002.
14. Szukalski P., *Tablice trwania życia dla osób długowiecznych*, „Wiadomości Ubezpieczeniowe”, nr 9/10, 2003.
15. Wachter K.W., Finch C.E. (ed.), *Between Zeus and the Salmon*, National Academy Press, Washington 1997.
16. Wilmoth J. R., *Are mortality rates falling at extremely high ages? An investigation based on a model proposed by Coale and Kisker*, “Population Studies”, vol. 45, nr 2/1995.

### STRESZCZENIE

Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie metody szacowania kryzysowych przedziałów trwania życia w czwartej grupie wieku – przedziałów wieku, w których występuje zmiana tempa umieralności i najwyższe przyrosty wartości intensywności umieralności.

Rozważania teoretyczne zweryfikowano z wykorzystaniem materiału statystycznego z zasobów statystyki publicznej dotyczącego populacji Polski z uwzględnieniem płci w latach 2004-2005.

### ESTIMATION OF CRISIS INTERVALS OF LIFE DURATION FOR ELDERLY PEOPLE IN POLAND

#### SUMMARY

The aim of the article is presenting the method of estimating crisis intervals of life duration in the fourth age group – the age intervals in which change in rate of mortality and the highest increments in force of mortality values are observed.



The theoretical deliberations were verified with the use of statistical material from the resources of public statistics regarding Polish population with consideration of gender in 2004-2005.

*Translated by M. Gazińska*

*Dr hab. Prof. US Mirosława Gazińska*  
Uniwersytet Szczeciński

*Dr Magdalena Mojsiewicz*  
Uniwersytet Szczeciński  
mojsiv@uoo.univ.szczecin.pl



MAREK GRUSZCZYŃSKI

## EMPIRYCZNE FINANSE KORPORACYJNE I INWESTOWANIE

### Wstęp

Zagadnienia określane jako „empiryczne finanse korporacyjne” są tematami, które ze względu na metodę można nazwać statystyczno-ekonometrycznymi. Obejmują całość finansów przedsiębiorstw, oglądaną jednak z perspektywy próby firm, a nie pojedynczej firmy. Tematyka empirycznych finansów korporacyjnych jest rozwijana na świecie w ostatnich latach, przede wszystkim ze względu na rozwój baz danych oraz technik analizy danych.

W tym artykule przedstawione są główne wątki empirycznych finansów korporacyjnych, z odniesieniami do literatury, a także do podejmowanych dotychczas w Polsce prac, które można zaliczyć do tego zakresu badań. Wyniki badań w dziedzinie empirycznych finansów korporacyjnych – właściwie wykorzystane – mogą stanowić podstawę podejmowania skutecznych decyzji inwestycyjnych.

### Przedmiot empirycznych finansów korporacyjnych

Finanse przedsiębiorstwa czy finanse korporacyjne to ta część finansów, która zajmuje się analizą decyzji (o finansowych skutkach) podejmowanych na poziomie lub wobec pojedynczej firmy: decyzji menedżerów, właścicieli oraz stron finansujących. Empiryczne finanse korporacyjne obejmują empiryczną analizę tych decyzji, na przykład decyzji o finansowaniu czy inwestowaniu, na podstawie danych z dużych prób transakcji, zdarzeń, decyzji czy po prostu firm.

Według Damodarana, autora książki „*Finanse korporacyjne: teoria i praktyka*” termin finanse korporacyjne czy inaczej finanse przedsiębiorstw „to dzie-

dzina, która obejmuje wszystkie decyzje firmy mające implikacje finansowe” (Damodaran [2], str. 23).

Bezpośrednim powodem przedstawienia tego artykułu było ukazanie się ważnej książki „*Handbook of corporate finance. Empirical corporate finance*” pod redakcją B. Espena Eckbo ([4]). W roku 2007 ukazał się pierwszy tom tej pracy, drugi ukazuje się w roku 2008 ([5]). To 2-tomowe dzieło zawiera Artykuły przeglądowe tematów zaliczanych do empirycznych finansów korporacyjnych. Zostały tu nieco usystematyzowane, jakkolwiek redaktor wydawniczy przyznaje, że literatura, jaka mogłaby być podstawą do uogólnień w tej kwestii, jest niezmiernie duża – i ciągle rośnie jej liczba. Innym zbiorowym dziełem jest praca „*Empirical corporate finance*” wydana w czterech tomach w roku 2001 pod redakcją M. J. Brennana ([3]), gdzie zamieszczono reprinty artykułów pochodzących z lat 1969-1999.

W oczywisty sposób zagadnienia zaliczane do empirycznych finansów korporacyjnych nie są całkiem nowymi tematami z dziedziny finansów przedsiębiorstw. Są tutaj jednak dodatkowo opatrzone spojrzeniem ekonometryczno-statystycznym, poprzedzonym odpowiednią teorią dotyczącą zarówno meritum jak i metody badania. Co do meritum, to mówimy o nowoczesnej nauce o finansach (por. Jajuga [9]). W sprawie metod korzystamy na ogół z metod mikroekonometrii, które rozwijają się wraz z dostępnością odpowiednich mikro danych zgromadzonych w mniej lub bardziej dostępnych dużych bazach informacji.

Empiryczne finanse korporacyjne są przedmiotem zaawansowanych kursów z finansów na poziomie magisterskim i doktorskim na wielu wyższych uczelniach. Przykładów jest wiele. Niżej podane są dwa:

– Harvard Business School (kurs: Empirical methods in corporate finance:

<http://www.people.hbs.edu/jlerner/PhD%20Syllabus.Spring05.pdf>),

– Munich School of Management (kurs: Empirical corporate finance:

<http://www.bank.bwl.uni->

[muenchen.de/lehre/lehrveranst\\_links/empcorfina/index.html](http://www.bank.bwl.uni-muenchen.de/lehre/lehrveranst_links/empcorfina/index.html)).

Studia nad empirycznymi finansami korporacyjnymi są utrudnione ze względu na rozległość tematyczną, na częstą niekonkluzywność wyników oraz zdarzające się rozbieżności, zależnie od rynku, próby, okresu obserwacji itd. Wyniki publikowane są w czasopiśmie o różnym zasięgu. Wybór podstawowych tytułów to: “Accounting Review”, “Abacus”, “Journal of Accounting

and Economics”, “Journal of Accounting Research”, “Journal of Applied Corporate Finance”, “Journal of Banking and Finance”, “Journal of Business, Finance and Accounting”, “Journal of Empirical Finance”, “Journal of Finance”, “Journal of Financial Economics”, “Journal of Financial and Quantitative Analysis”, “Journal of Law and Economics”, “Review of Economic Studies”, “Review of Financial Studies”.

W kolejnych częściach przedstawione są uwagi na temat metod empirycznych finansów korporacyjnych, treści badań oraz ich związku z inwestowaniem.

### **Metody: ekonometria finansów korporacyjnych**

Podjęcie do finansów przedsiębiorstw jako do zagadnień badawczych, poszukujących uogólnień na podstawie odpowiednich prób, a nie koncentrujących się na studiach przypadków, to w istocie koncentracja na odpowiednich metodach „wykrywania wzorców w danych”. Przy tym, dotychczasowe doświadczenia wskazują na większą obecność w tych badaniach metodyki statystycznej i ekonometrycznej niż innych technik analizy danych.

W przywoływanym wyżej przeglądzie empirycznych finansów korporacyjnych [4] techniki ekonometryczne oraz trendy metodyczne zostały przedstawione w kilku obszarach tematycznych. Poniżej przedstawiono kilka z tych obszarów.

### **Metody analizy zdarzeń**

Analiza zdarzeń (*event study*) jako sposób na dowodzenie rozmaitych hipotez dotyczących rynku kapitałowego jest uznana od wielu lat. W odniesieniu do rynku polskiego mamy na ten temat książkę H. Gurgula [7] oraz coraz więcej artykułów (por. np. [13]). W finansach empirycznych analizę zdarzeń uznaje się za jedną z najlepszych technik wyodrębniania wpływu danej informacji o firmie bądź o działaniu podjętym przez firmę na cenę akcji firmy („*behavior of firms' stock prices around corporate events*”). Sama idea tej techniki pochodzi sprzed kilkudziesięciu lat i polega na ustaleniu, czy w okresie zdarzenia (w tak zwanym oknie zdarzenia) stopy zwrotu zachowywały się w sposób odbiegający od oczekiwanego. Ewentualny ponadprzeciętny zwrot (zwykły zwrot, *abnormal return*) jest nieoczekiwanym efektem zdarzenia.

Uogólnienie wyniku uzyskuje się poprzez odpowiednio dobraną próbę zdarzeń (firm). Analiza zdarzeń, koncentrując się na bezpośrednim efekcie danej

informacji pozwala lepiej rozumieć decyzje przedsiębiorstwa i ich wpływ na wartość firmy. W postaci klasycznej jest do dzisiaj szeroko stosowana w finansach. Warto przytoczyć dane Khotariego i Warnera [10], według których w latach 1974-2000 w dwóch tylko czołowych czasopismach naukowych z finansów, „Journal of Finance” oraz „Journal of Financial Economics”, opublikowano aż 419 analiz zdarzeń.

Obok publikacji z wynikami analizy zdarzeń istnieje drugi równie dojrzały nurt literatury dotyczący metodyki czyli kwestii statystycznych i ekonometrycznych. W swoim przeglądowym tekście Khotari i Warner [10] wyróżniają krótko- i długookresowe analizy zdarzeń. Te ostatnie mają znaczenie dla badania efektywności rynku, są jednak gorzej rozpoznane oraz powodują znacznie więcej wątpliwości metodycznych niż analizy krótkookresowe. Oszacowania długookresowych ponadprzeciętnych stóp zwrotu mogą nie być miarodajne ze względu na różne trudności i ograniczenia, takie jak: konieczność korekty zwrotów ze względu na ryzyko, wybór długookresowego modelu oczekiwanych zwrotów, wybór metody pomiaru ponadprzeciętnych zwrotów, skośność rozkładów zwrotów, korelacja krzyżowa stóp zwrotu, moc stosowanych testów. Zwraca się też uwagę na błędy w specyfikacji wynikające z faktu, iż wystąpienie zdarzenia często wiąże się ze zwiększeniem wariancji zwrotów, co powinno się uwzględnić w statystyce podstawowego testu weryfikującego wpływ zdarzenia na stopę zwrotu. Inny błąd specyfikacji wynika z korzystania z nielosowych prób zdarzeń.

### ***Modele samoselekcji w empirycznych finansach przedsiębiorstw***

Modele samoselekcji (lub: modele doboru próby: *sample-selection*, *self-selection*) opisują sytuacje, w których korzysta się z prób nielosowych, przy czym nielosowość jest wbudowana w sam proces powstawania próby. Typowy przykład pochodzący od Heckmana mówi o kobietach podejmujących pracę. Ich decyzje o podjęciu pracy powodują, iż próba kobiet pracujących składa się z jednostek, które same się dobrały tworząc tę próbę. Nastąpiła „samoselekcja”, a zatem próba nie jest losowa. W finansach korporacyjnych tego rodzaju decyzje są na porządku dziennym. Firmy decydują na przykład o emisji akcji – podejmując decyzje o momencie emisji, strukturze emisji, doradcy inwestycyjnym itd. Żadna z tych decyzji nie jest losowa, firmy preferują jakieś konkretne wybory. Z punktu widzenia próby, dokonują „samo-wyboru”, „samo-selekcji”.

Pierwszym dostrzegalnym efektem samoselekcji jest obciążenie i niezgodność klasycznych estymatorów parametrów modelu regresji. Jest to szczególnie ważne gdy na przykład wnioskujemy w oparciu o modele regresji wielorakiej na temat ponadprzeciętnych stóp zwrotu wywołanych określonymi zdarzeniami. Taka technika jest w powszechnym użyciu w analizach zdarzeń, z których oczywiście wykluczone są firmy gdzie badane zdarzenia nie wystąpiły. Rozwiązaniem problemu estymacji jest włączenie do modelu regresji dodatkowej zmiennej, jaką jest wartość tzw. odwrotnego ilorazu Milesa, to jest wartość oczekiwana prawdziwego lecz nieobserwowanego składnika losowego. Inne rozwiązanie to zastosowanie podejścia Heckmana z tak zwanym estymatorem heckitowym.

W finansach przedsiębiorstwa problem samoselekcji może być rozważany szerzej. To, że wszelkie próby jakie rozważamy do wnioskowania w sprawie rozmaitych hipotez z tego zakresu są nielosowe z powodu samoselekcji, było i jest akceptowane w badaniach empirycznych. Rozumienie samoselekcji jako defektu próby oznacza bowiem akceptację pewnej (opisanej wyżej) „poprawki”, jaką należy zastosować przy estymacji, aby otrzymać właściwe oceny parametrów. W przeglądowym artykule Li i Prabhali [11] rozważa się także szersze podejście do kwestii samoselekcji., w którym to podejściu ma ona ważne znaczenie ekonomiczne. Modele samoselekcji mogą być bowiem metodą uwzględniania nieobserwowalnej informacji (prywatnej), która wpływa na decyzje przedsiębiorstw.

### ***Behawioralne finanse korporacyjne***

Podejście behawioralne w finansach korporacyjnych znajduje coraz większe odbicie w literaturze, zastępując tradycyjne podejścia oparte na racjonalności. Ogólnie rzecz ujmując, w finansach firm mamy do czynienia z efektami działań menedżerów oraz inwestorów. Wyjaśnienie wzorców finansowania oraz inwestowania wymaga prześledzenia przekonań i preferencji tych dwóch grup.

Większość badaczy zakłada w tym względzie racjonalność: obie grupy mają (domyślnie) mieć dostęp do nieobciążonych prognoz przyszłych zdarzeń i mają umieć je wykorzystać. Praktycznie znaczy to, że menedżerowie uznają, iż rynki są efektywne, a ceny odzwierciedlają publiczną wiedzę o fundamentach. Inwestorzy z kolei uznają, że menedżerowie działają w imię własnego interesu,

racjonalnie reagując na bodźce zawarte w kontraktach menedżerskich, na sygnały rynkowe i na inne mechanizmy nadzoru.

Finanse behawioralne przyjmują, że tego rodzaju zachowania nie są normą. W przeglądzie Bakera, Rubacka i Wurglera [1] wskazuje się na dwa główne nurty literatury w tym względzie. Jedna kładzie nacisk na zachowanie inwestorów, które nie jest w pełni racjonalne, druga kładzie nacisk na zachowanie menedżerów, które nie jest w pełni racjonalne. Podejście „nieracjonalnych inwestorów” przyjmuje, że arbitraż rynkowy nie jest doskonały, a zatem ceny mogą być za wysokie bądź za niskie. Wówczas racjonalni menedżerowie są w stanie dostrzec te błędne ceny i podjąć decyzje, które mogą ceny podtrzymać bądź skorygować. Z kolei, podejście „nieracjonalnych menedżerów” wskazuje na wpływ niestandardowych preferencji oraz obciążonych ocen na decyzje menedżerskie.

### **Główne zagadnienia empirycznych finansów korporacyjnych**

Empiryczne finanse korporacyjne powstają z połączenia rozwijających się podstaw teoretycznych z dostępem do dużych baz danych o firmach oraz o zdarzeniach z nimi związanych. Wyniki badań odnoszą się do dosłownie wszystkich tematów, jakie można wyróżnić w finansach (i rachunkowości) przedsiębiorstw. Stąd, ich uszeregowanie w takim artykule nie jest łatwe. Jeśli posłużyć się przywołanymi już przeglądami empirycznych finansów korporacyjnych, to wybór kilku głównych tematów mógłby być następujący (por. [4] [5]):

- oferty papierów wartościowych firm, w tym także kwestia błędów wyceny pierwszych ofert publicznych,
- dywersyfikacja przedsiębiorstw i jej wpływ na wartość firm (zagadnienie konglomeratów),
- dualna rola banków jako kredytodawców oraz instytucji zbierających wewnętrzne informacje o firmach, z możliwością wykorzystania tych informacji na rynkach kapitałowych (np. jako gwaranci emisji),
- instytucje finansowe a finanse przedsiębiorstwa (banki komercyjne, banki inwestycyjne, *venture capital* itd.),
- polityka dywidend w korporacji,
- polityka podatkowa firm w związku z wyborem struktury kapitałowej, strategii wypłat dywidend, zarządzania ryzykiem, zarządzania przychodami, cenami transferowymi itd.,

- struktura kapitałowa a strategia przedsiębiorstwa,
- zagadnienia nadzoru właścicielskiego i jego związku z wynikami firm, składem rad nadzorczych, wynagrodzeniami menedżerów, strukturą własności (własność menedżerska, właściciele instytucjonalni, pakiety własnościowe),
- upadłość oraz metody wyjścia z zagrożenia finansowego,
- fuzje i przejęcia przedsiębiorstw,
- restrukturyzacja finansowa i restrukturyzacja aktywów przedsiębiorstw (poza przypadkami przejęć i upadłości),
- wynagrodzenia i bodźce dla menedżerów,
- zarządzanie ryzykiem korporacyjnym.

Jak wynika z powyższej listy, mowa jest o podstawowych kwestiach zaliczanych do tematyki finansów przedsiębiorstw. Podkreślmy raz jeszcze, że nie chodzi tu o pojedynczą firmę, której przypadek się analizuje lecz o analizę bardzo wielu przypadków (firm). Ta analiza ma dowieść prawdziwości lub nietrafności określonych hipotez dotyczących związków między kategoriami finansów korporacyjnych.

Za przykład weźmy temat dotyczący niedowartościowania pierwszych ofert publicznych (*IPO underpricing*). W latach 90-tych w USA średnie niedowartościowanie IPOs wyniosło około 20% (por. [12]). To zjawisko utrzymuje się mocniej lub słabiej na całym świecie, w tym także w Polsce (por. [14]). Teorie wyjaśniające ten fenomen można pogrupować jako: wywodzące się z asymetrii informacyjnej, instytucjonalne, kontrolne i behawioralne. Uczestnicy transakcji IPO to: emitent (firma), bank inwestycyjny (gwarant emisji oraz organizator sprzedaży) oraz nowi inwestorzy. Modele asymetrii informacyjnej przyjmują założenie, że jeden z uczestników wie więcej niż inni i wynikające stąd zakłócenia informacyjne powodują niedowartościowanie w stanie równowagi. Teorie instytucjonalne objaśniają *IPO underpricing* ryzykiem procesów sądowych związanych z błędami w prospekcie emisyjnym, inne z nich koncentrują się na strategii stabilizowania ceny przez banki po rozpoczęciu sprzedaży oraz na kwestiach podatkowych. Teorie kontroli twierdzą, że niedowartościowanie pomaga skonsolidować własność w momencie upublicznienia akcji po to by zniechęcić inwestorów zewnętrznych. Wreszcie, teorie behawioralne zakładają istnienie inwestorów „nieracjonalnych”, którzy są skłonni proponować ceny za akcje IPO na poziomie niezgodnym z ich wartością.



Według przeglądu Ljungqvista [12], dowody empiryczne potwierdzają zasadność teorii asymetrii informacyjnej. Większość zysków związanych z niedowartościowaniem emisji trafia do inwestorów poinformowanych (a przynajmniej do inwestorów instytucjonalnych). Inwestorzy niedoinformowani (a przynajmniej inwestorzy detaliczni) nie odnotowują ponadprzeciętnych zysków z inwestycji w IPO. Ponadto, niedowartościowanie IPO zwiększa się wraz ze wzrostem niepewności *ex ante* co do wartości firmy. Istnieją także dowody na to, że niektórzy inwestorzy są poinformowani, a ta informacja wpływa na wybór ceny oferowanej przez bank inwestycyjny.

Nierozstrzygnięta w literaturze debata dotyczy relacji między emitentem a bankiem inwestycyjnym w sprawie IPO. Jedno z podejść dowodzi, że niedowartościowanie IPO wynika z tego, że gwarant emisji (bank) musi efektywnie wykorzystać informację dotyczącą ceny pochodzącą od lepiej poinformowanych inwestorów – tak, aby zmaksymalizować swoją prowizję.

Jednocześnie, przy okazji „bańki internetowej” w latach 1998-2000 okazało się, że trudno racjonalnie wyjaśnić niektóre decyzje emitentów, którzy mogliby otrzymać dużo wyższe ceny za swoje akcje.

Na koniec tego przykładowego wywodu z empirycznych finansów przedsiębiorstwa warto przypomnieć, że podane wyniki zostały otrzymane na podstawie odpowiednio dużych prób zdarzeń (firm), które wykorzystano dla estymacji modeli regresji przedstawiających teoretyczne hipotezy badawcze, w tym przypadku z zakresu IPO.

### **Empiryczne finanse korporacyjne i inwestowanie**

Co wspólnego mają empiryczne finanse korporacyjne ze skutecznym inwestowaniem? Odpowiedź wydaje się oczywista. Rzetelne badania empiryczne w tematyce wymienionej wyżej mogą dać podstawę do efektywnego inwestowania na rynkach finansowych, które są kształtowane przez decyzje przedsiębiorstw.

Chodzi tu raczej o inwestycje długoterminowe i/lub inwestycje portfelowe. Dobór aktywów do portfela inwestycyjnego może być oparty na jednym lub kilku zagadnieniach/ kryteriach wymienionych w części 3. Można na przykład korzystać z wiedzy o związkach między strukturą własności a poziomem zwrotów, albo z udowodnionych dla danego rynku (i typu firm) zależnościach po-

między stopą dywidendy i zmiennymi charakteryzującymi finanse oraz strategię firm.

Rzadziej sprawdzą się tu inwestycje natychmiastowe, krótkoterminowe. Wspomniane wyżej *IPO underpricing* nie jest regułą, a jedynie statystyczną prawidłowością. Przekonało się o tym wielu inwestorów.

### **Polskie badania z zakresu empirycznych finansów korporacyjnych**

Prace badawcze z zakresu empirycznych finansów przedsiębiorstwa są podejmowane w Polsce coraz częściej. Pewne minimum wiedzy statystyczno-ekonometrycznej wystarcza w zasadzie do wykonania prostych ćwiczeń opartych na modelu regresji liniowej. Nie jest jednak wystarczające dla przekonującego badania empirycznego dobrze rozpoznającego pułapki metodyczne oraz specyfikę naszego rynku kapitałowego.

Najbardziej aktualne prace z zakresu empirycznych finansów przedsiębiorstw, które są dobrze osadzone we współczesnej metodyce ilościowej, znaleźć można w publikacjach materiałów konferencyjnych z następujących wiodących konferencji naukowych z tego zakresu w Polsce:

- „Rynek kapitałowy – skuteczne inwestowanie” organizowana przez profesora Waldemara Tarczyńskiego z zespołem (5 edycji do roku 2008),
- „Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski” organizowana przez profesora Krzysztofa Jajugę z zespołem (11 edycji do roku 2008),
- „FindEcon” organizowana przez profesora Władysława Milo z zespołem (7 edycji do roku 2008),
- „Zarządzanie finansami” organizowana przez profesora Dariusza Zarzeckiego z zespołem (9 edycji do roku 2008).

Należy wyrazić nadzieję, że te publikacje mają swoje dalsze ciągi, to znaczy że autorzy przygotowują kolejne wersje swoich badań jako prace na stopień naukowy, ale także proponują wersje angielskojęzyczne do wiodących światowych czasopism naukowych.

Prócz publikacji z wymienionych konferencji mamy oczywiście sporo artykułów w czasopismach uczelnianych oraz ogólnopolskich. Tych ostatnich nie ma zbyt wiele, albowiem w istocie jest mało takich czasopism. Można tu wy-

mienić jedynie „Bank i Kredyt”, „Przegląd Statystyczny”, a z lżejszych „Nasz Rynek Kapitałowy” oraz „Rynek Terminowy”.

Nie mamy w Polsce jeszcze czasopism finansowych o zasięgu międzynarodowym, stąd ważne jest publikowanie w czasopismach zagranicznych o uznanej renomie. Tutaj wymienię przykładowo pracę [8] H. Gurgula i in.. Lista innych polskich autorów z zakresu empirycznych finansów korporacyjnych, którzy zaistnieli w renomowanych czasopismach zagranicznych jest bardzo krótka.

## LITERATURA

1. Baker M., Rubach R.S., Wurgler J., *Behavioral corporate finance*, w [4], 2007, s. 145-186.
2. Damodaran A., *Finanse korporacyjne. Teoria i praktyka*. Wydanie 2, Helion, Gliwice, 2007.
3. *Empirical corporate finance*. Vol. I, II, III, IV, M.J. Brennan (red.), Edward Elgar, Cheltenham, 2001.
4. *Handbook of corporate finance. Empirical corporate finance*. Volume 1, B. Espen Eckbo (red.), North-Holland, 2007.
5. *Handbook of empirical corporate finance, 2*, B. Espen Eckbo (red.), North-Holland, 2008.
6. Gruszczyński M., *Corporate governance and financial performance of companies in Poland*, “International Advances in Economic Research”, vol. 12, May 2006.
7. Gurgul H., *Analiza zdarzeń na rynkach akcji. Wpływ informacji na ceny papierów wartościowych*, Oficyna Ekonomiczna (Wolters Kluwer), Kraków 2006.
8. Gurgul H., Majdosz P., Mestel R., *Price-volume relations of DAX companies*, “Financial Markets and Portfolio Management”, vol. 3, no. 3, Sept. 2007, s. 353-379.
9. Jajuga K., *Elementy nauki o finansach*, PWE, Warszawa, 2007.
10. Khotari S.P., Warner J.B., *Econometrics of event studies*, w [4]., s. 3-36.
11. Li K., Prabhala N.R., *Self-selection models in corporate finance*, w [4], s. 37-86.
12. Ljungqvist A., *IPO underpricing*, w [4], s. 375-422.
13. Serwa D., Smolińska-Skarżyńska A., *Reakcje kursu walutowego na zmiany poziomu stóp procentowych. Analiza zdarzeń dla danych dziennych*, „Bank i Kredyt”, nr 1, 2007, s. 80-91.
14. Sukacz D., *Fenomen IPO*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, 3/2004.

**STRESZCZENIE**

Artykuł przedstawia główne wątki empirycznych finansów korporacyjnych, z odniesieniami do literatury, a także do podejmowanych dotychczas w Polsce prac, które można zaliczyć do tego zakresu badań. Wyniki badań w dziedzinie empirycznych finansów korporacyjnych – właściwie wykorzystane – mogą stanowić podstawę podejmowania skutecznych decyzji inwestycyjnych.

**EMPIRICAL CORPORATE FINANCE AND INVESTING****SUMMARY**

Main topics of empirical corporate finance are presented along with the references to exemplary papers, including some research in Poland. Empirical corporate finance research results may be the foundation of effective investment decisions.

*Translated by M. Gruszczyński*

*Dr hab. Prof. SGH Marek Gruszczyński*  
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie  
marek.gruszczynski@sgh.waw.pl



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

MIROŚLAW HAMROL  
BARTOSZ OCHOCKI

## **WPLYW STRUKTURY WŁASNOŚCI NA EFEKTYWNOŚĆ GOSPODAROWANIA POLSKICH SPÓLEK GIEŁDOWYCH W LATACH 2003-2006**

### **Wprowadzenie**

Wraz z powstaniem i wzrostem międzynarodowych korporacji, rozwojem rynków kapitałowych i rozdrobnieniem akcjonariatu pojawiła się nowa warstwa społeczna profesjonalnych zarządców (menedżerów) trudniących się zawodowo kierowaniem przedsiębiorstwami. Do pierwotnego rozdziału własności i pracy doszedł rozdział własności i zarządzania. Ponieważ odseparowanie tych funkcji niosło ze sobą możliwości powstania konfliktów na tle różnicy interesów pomiędzy poszczególnymi grupami zaangażowanymi w działalność przedsiębiorstwa, podjęto badania mające na celu wskazanie problemów wynikających z rozdziału praw i obowiązków oraz sposobów ich rozwiązywania.

Kwestia kontroli służącej zapewnieniu spełnienia podstawowego celu przedsiębiorstwa, jakim jest maksymalizacja zwrotu z zainwestowanego przez właścicieli kapitału, powszechnie prezentowana jest w literaturze i praktyce pod pojęciem nadzoru korporacyjnego. Podwaliny pod rozwój tej koncepcji stworzyły neoinstytucjonalne teorie ekonomii, w tym w szczególności teoria praw własności, teoria sygnałów oraz teoria agencji.

Podstawowym zadaniem nadzoru korporacyjnego jest ograniczenie konfliktów występujących pomiędzy dostawcami kapitału a kadrą zarządzającą przedsiębiorstwem, której celem jest ten kapitał pomnażać. Aby spełnić powyższy postulat, wykształcone zostały pewne mechanizmy oraz instytucje pełniące funkcje motywacyjne i kontrolne w stosunku do menedżerów.

Jednym z takich mechanizmów jest struktura własności odnosząca się do rzeczywistych możliwości ingerencji akcjonariuszy w zachowania kadry zarządzającej i kontroli jej działań oraz determinująca występowanie konfliktów pomiędzy poszczególnymi typami udziałowców.

Badania w omawianym zakresie prowadzone od lat 20-tych XX wieku polegają między innymi na analizie zależności między strukturą akcjonariatu (w rozumieniu jej koncentracji oraz występowania wśród udziałowców określonych grup inwestorów) a wartościami i wskaźnikami obrazującymi sprawność funkcjonowania przedsiębiorstw. Zapoczątkowane przez A. Berle'go i G. Meana<sup>1</sup> prace kontynuowali analizując rynek amerykański m.in. D. Kamerschen<sup>2</sup>, R. Larner<sup>3</sup>, D. James i M. Soref<sup>4</sup>. W Europie podobne badania prowadzili m.in. Ø. Bøhren i B. Ødegaard<sup>5</sup> (Norwegia) oraz W. Lehman i J. Weigand<sup>6</sup> (Niemcy), a w Azji podczas kryzysu finansowego M. Lemmon i K. Lins<sup>7</sup>.

Celem niniejszego opracowania jest prezentacja wyników badań nad wpływem koncentracji własności na sprawność funkcjonowania przedsiębiorstwa na podstawie wyselekcjonowanej próby 28 polskich spółek publicznych z siedmiu sektorów gospodarki (po cztery z każdego sektora) podzielonej na dwie grupy: spółki posiadające akcjonariusza większościowego lub akcjonariat rozproszony). Do oceny efektywności przedsiębiorstw wykorzystano wybrane wskaźniki rentowności, płynności, sprawności, zadłużenia, poznański model analizy dyskryminacyjnej oraz współczynnik Q Tobina.

<sup>1</sup> Por. A. Berle, G. Means, *The Modern Corporation and Private Property*, Macmillan Publishing Co., Nowy Jork, 1932.

<sup>2</sup> Por. D.R. Kamerschen, *The Influence of Ownership and Control on Profit Rates*, American Economic Review 85, 1968, s. 432-447.

<sup>3</sup> Por. R.J. Larner, *Management Control and the Large Corporation*, Dunellen, Nowy Jork, 1970

<sup>4</sup> Por. D.R. James, M. Soref, Profit Constraints on Managerial Autonomy: Managerial Theory and the Unmaking of the Corporation President, American Sociological Review 46, 1981, s. 1-18.

<sup>5</sup> Por. Ø. Bøhren, B.A. Ødegaard, *Corporate governance and economic performance in Norwegian listed firms*, Research Reports No 11/2001, Norwegian School of Management, Sandvika, 2001 [za:] M. Gruszczyński, *Ekonometria nadzoru korporacyjnego*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa, 2003, s. 6

<sup>6</sup> Por. W. Lehmann, J. Weigand, *Does the governed corporation perform better? Governance structures and corporate performance in Germany*, European Finance Review, 4, 157-195, 2000 [za:] M. Gruszczyński, op. cit. s. 7

<sup>7</sup> Por. M. Lemmon, K. Lins, *Ownership structure, corporate governance and firm value: Evidence from the East Asian financial crisis*, William Davidson Working Paper, no. 393. 2001 [za:] M. Aluchna, M. Dzierżanowski, M. Przybyłowski, A. Zamojska-Adamczak, *Analiza empiryczna relacji między strukturami nadzoru korporacyjnego (corporate governance) a wskaźnikami ekonomicznymi i wyceną spółek notowanych na GPW, PFGC, Gdynia 2005, s.10.*

Statystyczną weryfikację postawionych hipotez przeprowadzono wykorzystując testy istotności dla dwóch wartości oczekiwanych a siłę współzależności określono przy pomocy dwuseryjnego punktowego współczynnika zbieżności dwóch cech.

### **Populacja badawcza i metodologia badań**

Badanie, którego wyniki prezentowane są w niniejszym opracowaniu, obejmowało kilka etapów. W pierwszej kolejności zdefiniowano populację, którą stanowiło 288 spółek publicznych z 17 sektorów<sup>8</sup> skatalogowanych według podziału stosowanego przez GPW.

Na podstawie informacji o aktualnym<sup>9</sup> akcjonariacie oraz uwzględniając wszelkie przeszłe zmiany w jego składzie dokonano kwalifikacji każdego z podmiotów do jednej z dwóch grup: przedsiębiorstw kontrolowanych przez właścicieli lub menedżerów.

Z przeprowadzeniem podziału związane było wyznaczenie wartości progowej różnicującej dwie grupy. Za wielkość zapewniającą akcjonariuszowi kontrolę nad przedsiębiorstwem uważana jest powszechnie zwykła większość głosów, czyli 50% + 1 głos<sup>10</sup>. Jednak z uwagi rozproszenie pozostałych udziałów wśród wielu inwestorów, istnieją przesłanki wskazujące, iż już kilka procent udziałów w ogólnej liczbie głosów wystarcza, aby posiadać decydujący wpływ na przedsiębiorstwo. Ponieważ w wielu przypadkach określenie tego progu jest trudne i zależy od charakterystyki struktury własności danego podmiotu, przyjęto wielkość wyznaczoną przez A. Berle'go i G. Means'a<sup>11</sup> wynoszącą 20%<sup>12</sup> udziału w głosach na WZA.

---

<sup>8</sup> Przy definiowaniu populacji pominięto spółki zaklasyfikowane do sektora finansowego, z uwagi na specyficzną działalność jaką prowadzą te podmioty.

<sup>9</sup> Aktualnym na dzień przeprowadzenia badania, tj. 31.03.2007

<sup>10</sup> Zarówno kodeks spółek handlowych jak i statut spółki mogą uzależniać skuteczność prawną niektórych działań właścicieli od innego progu lub/i zachowania quorum.

<sup>11</sup> Por. A. Berle, G. Means, op. cit.

<sup>12</sup> Wartość ta charakteryzowała rynek amerykański w na początku lat 30 ubiegłego wieku, który już wtedy cechował się wyższym rozproszeniem akcjonariatu niż niektóre współczesne rynki kapitałowe Europy kontynentalnej. Niemniej jednak uznając trafność badań Berle'go i Means'a oraz z powodu braku alternatywy, w badaniu wykorzystano wskazaną wartość jako progową przy określaniu podziału między przedsiębiorstwami kontrolowanymi przez właścicieli i kadrę menedżerską.

Oczywiście sam fakt posiadania pakietu akcji wystarczającego do kierowania przedsiębiorstwem nie oznacza, iż takie działania są zawsze aktywnie podejmowane. Niemniej jednak, już sama możliwość dokonywania kontroli przez akcjonariuszy dominujących powinna działać motywująco na zarząd, a w przypadku faktycznej ingerencji wskazywać na zachowania głównych właścicieli względem reszty inwestorów, w tym akcjonariuszy mniejszościowych.

Analiza materiału powstałego w wyniku powyższego procesu doboru próby wykazała, iż w badanym okresie aż trzy na cztery spółki posiadały właściciela dominującego. Problemem na wstępnym etapie badania okazała się zatem niska liczba spółek charakteryzujących się akcjonariatem rozproszonym. Wynosiła ona (nie uwzględniając podmiotów, w których dokonała się zmiana formy własności) tylko 8% (22 spółki). Istotnym przy doborze próby okazał się fakt, iż w 39-ciu spółkach w ciągu badanego okresu nastąpiła zmiana struktury ze skoncentrowanej na rozproszoną.

Analizując populację w przekroju branżowym potwierdzono niski udział spółek charakteryzujących się kontrolą menedżerską w każdym z sektorów. Przykładowo, wśród 15 spółek tworzących sektor bankowy, wszystkie podmioty posiadały w strukturze własności akcjonariusza dominującego. Najwyższy w próbie udział spółek o rozproszonym akcjonariacie charakteryzował sektor paliwowy i wynosił 25%. Powyżej 15% spółek zaliczanych do grona kontrolowanych przez menedżerów w całym badanym okresie znalazło się także w sektorach budownictwo (15,4%), przemysł elektromaszynowy (17,7%), przemysł lekki (16,7%) i media (18,8%).

Wielowymiarowa analiza materiału empirycznego pozwoliła na wyselekcjonowanie do badania 28 spółek z siedmiu sektorów. Niewielka liczba spółek o dostatecznie rozproszonym akcjonariacie na polskim rynku kapitałowym oraz przyjęta metodologia badania (pary spółek w ujęciu sektorowym) mająca na celu wyeliminowanie wpływu innych zmiennych na wynik analiz spowodowały znaczne zawężenie próby. Badaniem objęto lata 2003-2006. Zbiór wytypowanych przedsiębiorstw przedstawia Tabela 1.

Na podstawie zgromadzonych informacji dokonano następnie oszacowania wielkości służących określeniu efektywności funkcjonowania przedsiębiorstw. W tym celu wykorzystano następujące wielkości: wskaźniki rentowności sprzedaży na poziomie zysku netto, zysku ze sprzedaży netto oraz zysku operacyjnego, wskaźniki rentowności aktywów i kapitałów własnych, współczynnik Q



Tobina, model poznański analizy dyskryminacyjnej<sup>13</sup>, wskaźnik płynności bieżącej, okresy obrotu zapasami, ściągania należności oraz spłaty zobowiązań, wskaźniki zadłużenia aktywów oraz kapitału własnego<sup>14</sup>.

Kolejnym etapem poprzedzającym statystyczne badania siły, kierunku i istotności zależności było dokonanie oceny charakterystyk rozkładów zmiennej. Stwierdzono, iż rozkłady są zbliżone do normalnych pomimo częstej lewoskośności.

Pierwszym etapem analizy statystycznej było zbadanie korelacji zależności między formą własności a wartościami odpowiednich wskaźników. Dychotomiczną zmienną jakościową w badaniu stanowiła alternatywa formy własności natomiast zmienne metryczne reprezentowały wartości odpowiednich wskaźników. Do obliczeń wykorzystano dwuseryjny punktowy współczynnik zbieżności dwóch cech: Konstrukcja wzoru (przyjęta kolejność wartości średnich) zakładała, iż znak dodatni wyniku badania oznaczał korelację wskazującą na wyższe kształtowanie się wartości średnich w grupie przedsiębiorstw kontrolowanych przez menedżerów, znak ujemny wskazywał na istnienie odwrotnej zależności. Wartość wskaźnika znacząco różna od zera interpretowana jest jako zachodzenie wyższej współzależności występowania cech<sup>15</sup>.

Istotność różnicy średnich pomiędzy grupami weryfikowano wykorzystując parametryczne testy istotności dla dwóch wartości oczekiwanych. Do obliczeń wykorzystano statystykę *t*.

W dalszej kolejności weryfikacji statystycznej poddano hipotezy o równości wartości oczekiwanych poszczególnych wskaźników w grupie przedsiębiorstw scharakteryzowanych jako nadzorowane przez właścicieli lub kontrolowane przez menedżerów. W celu wykazania istnienia istotnej statystycznie różnicy w kształtowaniu się wartości oczekiwanych w populacjach oraz zidentyfikowanie jej kierunku przeprowadzono trzy testy istotności o różnych hipotezach alternatywnych.

Hipoteza alternatywna pierwszego testu została skonstruowana tak, aby odrzucenie hipotezy zerowej wskazywało na istnienie statystycznie istotnej różni-

---

<sup>13</sup> M. Hamrol, B. Czajka, M. Piechocki, *Upadłość przedsiębiorstwa – model analizy dyskryminacyjnej*, Przegląd Organizacji, 6/2004

<sup>14</sup> Zastosowanie w analizie zarówno wskaźników opartych na historycznych danych księgowych jak i uwzględniającego oczekiwania inwestorów wskaźnika Q Tobina pozwala ocenić podejmowane przez spółkę działania w różnych perspektywach czasowych.

<sup>15</sup> Por. M. Sobczyk, *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002, s.250-252

cy między wartościami oczekiwanymi w badanych populacjach. Drugi wariant zakładał weryfikację hipotezy o równości wartości oczekiwanych w obu populacjach wobec hipotezy o wyższych wartościach oczekiwanych w grupie przedsiębiorstw nadzorowanych przez właścicieli.

Tabela 1. Spółki wytypowane do próby badawczej

Nazwa spółki	Kontrola	Sektor
Elektrobudowa SA	menedżerska	budownictwo
Elektromontaż-Export SA		
Naftobudowa SA		
Pemug SA	właścicielska	
Korporacja Gospodarcza Efekt SA	menedżerska	handel
TIM SA		
Alma Market SA		
Stalprofil SA	właścicielska	
ComputerLand SA	menedżerska	informatyka
Computer Service Support SA		
Macrosoft SA (Macrologic SA)		
Prokom Software SA	właścicielska	
Muza SA	menedżerska	media
Wydawnictwa Szkolne i Pedagogiczne SA		
Agora SA		
TVN SA	właścicielska	
Aparator SA	menedżerska	przemysł elektromaszynowy
Hydrotor SA		
Amica Wronki SA		
ZPUE B. Wypychewicz SA	właścicielska	
Zakłady Odzieżowe BYTOM SA	menedżerska	przemysł lekki
Lubawa SA		
Novita SA		
Sanwil SA	właścicielska	
Zakłady LENTEX SA	menedżerska	sektor materiałów budowlanych
Tras Intur SA		
Decora SA		
Krośnieńskie Huty Szkła KROSNO SA	właścicielska	

Źródło: opracowanie własne

W trzecim przypadku hipoteza alternatywna miała wytypować wskaźniki, których wyższe wartości oczekiwane charakteryzują grupę spółek kontrolowanych przez menedżerów.

## Wyniki badań

Podsumowanie uzyskanych wyników porównań wartości wybranych wskaźników oraz oceny wskazań testów statystycznych w grupach spółek o kontroli właścicielskiej i menedżerskiej zaprezentowano w tabeli 2.

Tabela 2. Podsumowanie uzyskanych wyników porównań wartości wybranych wskaźników oraz ocen wskazań testów statystycznych w grupach spółek o kontroli właścicielskiej i menedżerskiej

Wyszczególnienie	Forma kontroli, dla której średnie wartości wskaźników osiągnęły wyższe wartości	Procentowa różnica w ujęciu bezwzględnym	Ocena stopnia korelacji	Ocena istotności różnicy
ROS (N)	właścicielska	1887%	3	2
ROS (SN)	właścicielska	325%	6	6
ROS (O)	właścicielska	296%	4	4
ROA	właścicielska	120%	3	2
ROE	właścicielska	109%	3	1
Q	menedżerska	1%	0	0
MP	właścicielska	7%	0	0
PB	menedżerska	41%	4	3
OUZ	menedżerska	97%	5	4
OSN	menedżerska	31%	4	3
ORZ	menedżerska	37%	3	2
ZA	menedżerska	7%	1	0
ZKW	menedżerska	26%	2	0

Źródło: opracowanie własne; Ocen dokonano na podstawie wartości bezwzględnych dla klasyfikacji stopnia korelacji: 0 dla przedziału <0%;5%), 1 – <5%;10%), 2 – <10%;15%), 3 – <15%;20%), 4 – <20%;25%), 5 – <25%;30%), 6 – <30%;35%); dla istotności, na podstawie różnic wartości bezwzględnych między otrzymanymi istotnymi wskazaniami testów a wartościami krytycznymi: 0 przy wartościach  $\leq 0$ , 1 – (0;0,5), 2 – <0,5;1), 3 – <1;1,5), 4 – <1,5;2), 5 – <2;2,5), 6 – <2,5;3);

Przyjęte oznaczenia: ROS (N) – rentowność sprzedaży na poziomie zysku netto, ROS (SN) – rentowność sprzedaży na poziomie zysku netto ze sprzedaży, ROS (O) – rentowność sprzedaży na poziomie zysku operacyjnego, ROA – rentowność aktywów, ROE – rentowność kapitałów własnych, Q – współczynnik Q Tobina, MP – model poznański, PB – płynność bieżąca, OUZ – okres utrzymywania zapasów, OSN – okres spłaty należności, ORZ – okres regulacji zobowiązań, ZA – zadłużenie aktywów, ZKW – zadłużenie kapitału własnego

Tabela 2 przedstawia zestawienie badanych wielkości wraz z informacjami, która grupa przedsiębiorstw cechowała się wyższymi wartościami poszczególnych wskaźników oraz jaka była procentowa różnica w ujęciu bezwzględnym między wynikami dla obydwu grup. Dodatkowo dokonano oceny stopnia korelacji między wartością każdego ze wskaźników a formą kontroli oraz oceny istotności różnicy wartości wskaźników w zależności od formy kontroli w skali od 0 do 6.

Z danych zawartych w tabeli 2 wynika, iż spółki z próby zaliczone do grupy kontrolowanych przez właścicieli charakteryzowały się wyższymi wartościami wszystkich analizowanych wskaźników rentowności przy czym zależność została uznana za statystycznie istotną. Podobna sytuacja w przypadku spółek o rozproszonym akcjonariacie dotyczyła wskaźnika płynności bieżącej oraz okresów obrotów zapasami, ściągania należności oraz regulacji zobowiązań. Niewielkie różnice pomiędzy analizowanymi grupami podmiotów w zakresie współczynnika Q Tobina, modelu poznańskiego analizy dyskryminacyjnej oraz wskaźników zadłużenia nie wykazały statystycznej istotności.

Na podstawie uzyskanych wyników można przyjąć, iż posiadanie przez spółkę akcjonariusza dominującego oddziałuje pozytywnie na wyniki finansowe oraz sprawności gospodarowania zasobami przedsiębiorstwa, co jest zgodne z założeniami teorii agencji. Skoncentrowana struktura własności, jako mechanizm nadzoru korporacyjnego, niweluje więc konflikt interesów między inwestorami a działającym w ich imieniu zarządem.

Nie wpływa to jednak na ocenę spółki przez rynek, który, jak wskazują zbliżone dla obu grup wartości współczynnika Q Tobina, nie uwzględnia informacji o wyższej zyskowności przedsiębiorstw posiadających akcjonariusza dominującego w ich wycenie. Powyższe wynikać może z faktu obawy potencjalnych udziałowców mniejszościowych o nieposzanowanie ich interesów przez podmiot dominujący i próbę czerpania indywidualnych korzyści z przedsiębiorstwa, co również jest zgodne z wymienionymi na wstępie teoriami z zakresu kosztów agencji.

Pozostałe badane zmienne zależne, czyli ryzyko związane z dźwignią finansową oraz prawdopodobieństwo upadłości przedsiębiorstwa również nie wykazują istotnych różnic w badanych grupach. Przedsiębiorstwa o rozproszonym i skoncentrowanym akcjonariacie korzystają w podobnym stopniu z zewnętrznych źródeł pozyskania kapitału. Nie stwierdzono również przesłanek

wskazujących na wyższą możliwość bankructwa którejs z badanych pod względem formy kontroli grup.

### **Podsumownie**

Podsumowując uzyskane rezultaty można stwierdzić, iż przedsiębiorstwa posiadające akcjonariusza dominującego (a więc zaliczone do grupy kontrolowanych przez właścicieli) charakteryzują się wyższą od przedsiębiorstw o rozproszonym akcjonariacie efektywnością w zakresie rentowności i sprawności gospodarowania, co potwierdzają wyższe stopy zwrotu z aktywów, kapitałów własnych oraz sprzedaży jak i krótsze okresy ściągania należności, rotacji zapasów i spłaty zobowiązań. Nie wykazano natomiast istotnych statystycznie różnic dla współczynnika Q Tobina, modelu poznańskiego analizy dyskryminacyjnej oraz poziomu zadłużenia.

Uzyskane wyniki wskazują na pozytywną rolę akcjonariusza dominującego w motywowaniu zgodnych z interesem wszystkich właścicieli zachowań i działań zarządu. Nie wskazują natomiast na wykorzystywanie przez inwestorów większościowych swojej uprzywilejowanej pozycji w celu czerpania korzyści kosztem akcjonariatu mniejszościowego, chociaż brak odzwierciedlenia wyższej efektywności funkcjonowania spółek o kontroli właścicielskiej w cenach akcji wskazywać może na występowanie obaw innych uczestników rynku kapitałowego przed tego typu działaniem. Można zatem przyjąć, iż określona struktura własności wywiera wpływ na sposób funkcjonowania przedsiębiorstwa i jego ocenę przez rynek nawet wtedy, gdy nie są podejmowane żadne działania ze strony akcjonariusza większościowego, a istnienie tylko taka ewentualność.

Na zakończenie należy również zwrócić uwagę na zasygnalizowane problemy natury metodologicznej. Możliwość wyselekcjonowania (przy zachowaniu przyjętych kryteriów podziału branżowego, czasowego i koncentracji własności) próby w skład której wchodzi 28 podmiotów oraz jednorodność populacji (duże podmioty notowane publicznie) może wpływać na uzyskane wyniki. Rezultaty badania można zatem traktować jako reprezentatywne dla spółek publicznych. Przenoszenie ich na ogół podmiotów gospodarczych w Polsce nie jest zatem uzasadnione. Przeprowadzenie podobnych analiz na większej ilości spółek należących do całej populacji przedsiębiorstw w Polsce znacznie podniosłoby wartość poznawczą badania, jednak z uwagi na brak dostępnych danych jest to obecnie trudne lub wręcz niemożliwe do zrealizowania.

## Literatura

1. Aluchna, M., Dzierżanowski, M., Przybyłowski, M., Zamojska-Adamczak, A., *Analiza empiryczna relacji między strukturami nadzoru korporacyjnego (corporate governance) a wskaźnikami ekonomicznymi i wyceną spółek notowanych na GPW*, PFGC, Gdynia 2005.
2. Berle, A., Means, G., *The Modern Corporation and Private Property*, Macmillan Publishing Co., Nowy Jork 1932.
3. Bøhren, Ø., Ødegaard, B.A., *Corporate governance and economic performance in Norwegian listed firms*, Research Reports No 11/2001, Norwegian School of Management, Sandvika, 2001.
4. Gruszczyński, M., *Ekonometria nadzoru korporacyjnego*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa, 2003.
5. Hamrol M., Czajka, B., i Piechocki, M., *Upadłość przedsiębiorstwa – model analizy dyskryminacyjnej*. Przegląd Organizacji 6/2004.
6. James, D.R., Soref, M., *Profit Constraints on Managerial Autonomy: Managerial Theory and the Unmaking of the Corporation President*, American Sociological Review 46, 1981.
7. Kamerschen, D.R., *The Influence of Ownership and Control on Profit Rates*, American Economic Review 85, 1968.
8. Larner, R.J., *Management Control and the Large Corporation*, Dunellen, Nowy Jork, 1970.
9. Lehmann, W., Weigand, J., *Does the governed corporation perform better? Governance structures and corporate performance in Germany*, European Finance Review, 4, 2000.
10. Lemmon, M., Lins, K., *Ownership structure, corporate governance and firm value: Evidence from the East Asian financial crisis*, William Davidson Working Paper, no. 393. 2001.
11. Sobczyk, M., *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002.

## STRESZCZENIE

Podstawowym zadaniem nadzoru korporacyjnego jest ograniczenie konfliktów występujących pomiędzy dostawcami kapitału a kadrami zarządzającą przedsiębiorstwem, której celem jest ten kapitał pomnażać. Aby spełnić powyższy postulat, wykształcone

zostały pewne mechanizmy oraz instytucje pełniące funkcje motywacyjne i kontrolne w stosunku do menedżerów. Jednym z takich elementów jest struktura własności odnosząca się do rzeczywistych możliwości ingerencji akcjonariuszy w zachowania kadry zarządzającej i kontroli jej działań oraz determinująca występowanie konfliktów pomiędzy poszczególnymi typami udziałowców. Niniejsze opracowanie przedstawia wyniki badań w zakresie wpływu struktury własności (w rozumieniu posiadania przez spółkę akcjonariusza większościowego lub akcjonariatu rozproszonego) na efektywność i sprawność funkcjonowania wybranych spółek publicznych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

## **IMPACT OF THE OWNERSHIP STRUCTURE ON EFFICIENCY OF POLISH LISTED COMPANIES IN YEARS 2003-2006**

### **SUMMARY**

The basic task of the corporate governance is to minimise conflicts occurring between suppliers of the capital and companies' managers, whose main task is to multiply provided funds. In order to fulfil this postulate appropriate mechanisms and institutions have been developed to motivate and control managers. One of such components is the ownership structure relating to the actual possibilities of influence of shareholders on managers' behaviour and determining occurrences of conflict between different types of shareholders. This paper presents results of the research examining impact of the ownership structure (majority or dispersed shareholders) on efficiency and effectiveness of selected group of public companies listed on the Warsaw Stock Exchange.

*Translated by M. Hamrol*

*Dr hab. Prof AE Mirosław Hamrol*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
miroslaw.hamrol@ae.poznan.pl

*Mgr Bartosz Ochocki*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu



MIROSŁAW KRAJEWSKI

## **KIERUNKI OCENY RENTOWNOŚCI KAPITAŁU WŁASNEGO W ASPEKCIE PŁYNNOŚCI FINANSOWEJ PRZEDSIĘBIORSTWA**

### **Wprowadzenie**

System zarządzania finansami w przedsiębiorstwie dotyczy wszystkich obszarów działalności gospodarczej oraz określa metody i narzędzia jej oceny. W tak rozumianym systemie dokonuje się wyboru optymalnego wariantu związanego z określoną decyzją gospodarczą. Wszystkie przedsiębiorstwa powinny dążyć do efektywnego zarządzania w ramach działań operacyjnych, taktycznych i strategicznych. Generalnie, ocena przedsiębiorstw nie może tylko opierać się o wyniki kwantytatywne, lecz musi wiązać się z badaniami jakościowymi nacechowanymi dążeniami do wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Dlatego też istotne jest ciągle poszukiwanie metod, które w sposób jasny i precyzyjny określą poziom wykorzystania posiadanego w przedsiębiorstwie kapitału własnego.

Wieloaspektowość efektywnego zarządzania działalnością gospodarczą jest ważna z punktu widzenia członkostwa Polski w Unii Europejskiej. Europejskie standardy rachunkowości, prawa gospodarczego i finansowego stanowią filar dla każdego kraju wchodzącego w skład Unii. W związku z tym przedsiębiorstwa polskie muszą działać w oparciu o współczesne narzędzia systemowe umożliwiające prowadzenie działalności w gospodarce rynkowej.

Współczesne zarządzanie przedsiębiorstwem wymaga ciągłego poszukiwania przez menadżerów nowych i udoskonalonych narzędzi analitycznych, służących ocenie działalności gospodarczej. Ocena przedsiębiorstwa powinna być dokonywana w oparciu o system logicznego i syntetycznego myślenia w celu określenia podstawowych relacji ekonomicznych w przedsiębiorstwie.



Powinno to służyć podejmowaniu decyzji gospodarczych w oparciu o analizę ex post i ex ante.

### **Ocena zarządzania kapitałami własnymi w przedsiębiorstwie z punktu widzenia posiadanych aktywów**

Analiza posiadanego kapitału własnego w przedsiębiorstwie powinna opierać się o syntetyczne modele analityczne. Dobór modeli wynika z szeroko rozumianego pojęcia efektywności działalności gospodarczej, a mianowicie: gospodarności, racjonalności, ekonomiczności, produktywności, korzystności, skuteczności, rezultatywności i opłacalności<sup>1</sup>. Tak rozumiana efektywność wyraża stosunek wyniku użytecznego do nakładu (kosztu) poniesionego dla spowodowania tego wyniku. Działalność gospodarcza przedsiębiorstwa ma prowadzić z punktu widzenia właścicieli do wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Jest to uwarunkowane między innymi uzyskiwanymi w przedsiębiorstwie dodatkimi wynikami finansowymi, które uzależnione są od efektywnego wykorzystania posiadanych w przedsiębiorstwie aktywów ogółem. Zarządzanie aktywami w procesie działalności gospodarczej powinno charakteryzować się cechami jakościowymi. Posiadanie aktywów w przedsiębiorstwie wiąże się również z ciągłym poszukiwaniem źródeł ich finansowania oraz ponoszenia kosztów w wyniku ich wykorzystywania.

Zarządzanie aktywami w przedsiębiorstwie to przyjęcie określonych celów w działalności gospodarczej oraz środków do ich realizacji<sup>2</sup> wraz z całym systemem oceny ex poste i ex ante w kierunku optymalnej efektywności.

Aktywa w przedsiębiorstwie wyrażają współdziałanie czynników produkcji w celu produkowania dóbr i usług<sup>3</sup>. Są to dobra materialne i niematerialne, które w procesie aktywnego ich wykorzystania, przyczyniają się do narodzin akumulacji w przedsiębiorstwie, licencji, patentów, „know-how” oraz nowych wartości kapitału ludzkiego<sup>4</sup>.

W ramach zarządzania aktywami przedsiębiorstwa, których cechą szczególną jest wytwarzanie nowej wartości, wykorzystuje się zarówno czynniki

---

<sup>1</sup> L. Czechowski, Wielowymiarowa ocena efektywności ekonomicznej przedsiębiorstwa przemysłowego, Uniwersytet Gdański, Gdańsk 1977, s. 19.

<sup>2</sup> Ch.T. Horngren, *Comptabilite analytique de gestion*, HRW Ltee Montreal 1977, s. 4-5.

<sup>3</sup> P. Conso, *La gestion financiere de l'entreprise*, Dunod, Paris 1985, s. 7.

<sup>4</sup> E.F. Brigham, *Podstawy zarządzania finansami*, PWE, Warszawa 1996, s. 49.

aktywne (przyśpieszające) np. skuteczna windykacja należności oraz czynniki pasywne (zwalniające) np. mniejszy przyrost rzeczowych w stosunku do finansowych składników majątku trwałego. Jest to swojego rodzaju taktyka przedsiębiorstwa, a więc określony sposób, metoda wpływania na efektywność aktywów poprzez stosowanie wspomnianych wyżej narzędzi (instrumentów) pasywnych i aktywnych. Tak rozumiane zarządzanie kończy się porządkowaniem, systematyką poszczególnych aktywów. Przemieszczanie wzajemne aktywów w ramach podejmowanych decyzji gospodarczych w przedsiębiorstwie powoduje ich zmianę w strukturze i wielkości w stosunku do punktu wyjściowego. Ma to służyć optymalizacji finansowych i niefinansowych wyników ekonomicznych.

W związku z tym proces gospodarowania aktywami w przedsiębiorstwie wiąże się z dwoma rodzajami jego aktywności, a mianowicie<sup>5</sup>:

- aktywność przedsiębiorstwa związaną z umiejętnością sterowania przepływami tzn: przepływami materialnymi, przepływami informacyjnymi oraz przepływami finansowymi.
- aktywność przedsiębiorstwa związaną z planowaniem działalności gospodarczej.

Efektywne wykorzystanie aktywów powinno wiązać się więc ze wzrostem produktywności kosztów. Produktywność rozumiana jest jako wartość produkcji sprzedanej na jednostkę wkładu <sup>6</sup>. W związku z tym produktywność kosztów określa wartość przychodu ze sprzedaży przypadająca na jednostkę ponoszonych kosztów. Wzrost produktywności kosztów oznacza, iż każdy jeden złoty zaangażowany w koszty generuje więcej przychodu ze sprzedaży w badanym okresie w porównaniu z okresem poprzednim. Efektywność działalności gospodarczej powinna wiązać się z wyższą dynamiką przychodu ze sprzedaży nad dynamiką ponoszonych kosztów.

Produktywność kosztów wyższa od jedności wyraża określony poziom dochodowości przedsiębiorstwa.

Zarządzanie kapitałami własnymi stanowi istotny problem związany z prowadzoną działalnością gospodarczą.. Stałe pomnażanie kapitału własnego

<sup>5</sup> A. Courtois, M. Pillet, Ch. Martin, *Gestion de la production, Les editions d'organisation*, Paris 1989, s. 15-16.

<sup>6</sup> A. Błaszczczyński, *Słownik pojęć ekonomicznych*, Gutenberg, Kraków 1995, s. 23.

wpływa na rentowność zaangażowanych środków w działalności gospodarczej przedsiębiorstwa, co przyczynia się do wzrostu jego wartości.

Kapitały własne finansujące aktywa przedsiębiorstwa można podzielić na dwie grupy :

- kapitały własne wniesione,
- kapitały własne wytworzone.

Kapitał własny wniesiony reprezentowany jest przez kapitał podstawowy np. akcyjny lub udziałowy, zaś kapitał własny wytworzony przyjmuje postać kapitału zapasowego, kapitału rezerwowego i wyniku finansowego nie podzielonego.

Kapitały własne uzupełnione kapitałami obcymi są przy prowadzeniu działalności gospodarczej angażowane w odpowiednie zasoby aktywów trwałych i obrotowych oraz zasoby osobowe w celu uzyskania zysku netto. Dlatego też w ocenie efektywności gospodarowania przedsiębiorstwa uwzględnić należy powyższe zasoby oraz uzyskiwane w wyniku ich wykorzystania określone przychody ze sprzedaży dające możliwość uzyskiwania dodatnich wyników finansowych.

W procesie podejmowanych decyzji gospodarczych istotną sprawą jest zwrócenie uwagi na wzajemne oddziaływanie wyznaczonych celów w przedsiębiorstwie i zarządzanie procesem produkcyjnym <sup>7</sup>.

Proces podejmowania decyzji polega na wyborze optymalnego wariantu i traktowanie go jako kierunku służącego określonej celowi <sup>8</sup>. Wyróżniamy dwie fazy w procesie podejmowania decyzji:

- analiza wszystkich możliwych wariantów,
- wybór decyzji.

Podstawą wszystkich decyzji powinna być ciągła dbałość o zachowanie równowagi między poziomem ryzyka a oczekiwanymi dochodami. Prowadzi to do wzrostu wartości aktywów przedsiębiorstwa, kapitału własnego finansującego działalność gospodarczą oraz do wzrostu zysku.

Zarządzanie kapitałami własnymi polega na osiągnięciu wzrostu przychodu ze sprzedaży i zysku na jednostkę zaangażowanych zasobów osobowych lub majątkowych

---

<sup>7</sup> P. Baranger, Hugnel, G., *Gestion de la production acteurs, techniques et politiques*, Vnibert, Paris 1987, s. 300.

<sup>8</sup> Ch.T. Horngren, *Compatibilite analytique de gestion*, HRW Ltee, Montreal 1997, s.4-5

Z powyższych rozważań wynika, iż sposoby gospodarowania majątkiem przedsiębiorstwa, powinny wiązać się z intensywnym procesem prowadzenia działalności gospodarczej, przy jednoczesnym ciągłym analizowaniu źródeł jej finansowania.

Zarządzanie finansami w przedsiębiorstwie powinno prowadzić głównie do wykrywania i uruchamiania rezerw wzrostu produkcji oraz podejmowania skutecznych przedsięwzięć zmierzających do doskonalenia tego obszaru działania przedsiębiorstwa.<sup>9</sup> Poprawa produktywności i rentowności majątku, stanowi bowiem intensywny, a więc jakościowy sposób uzyskiwania korzystniejszych cen oraz wyzwalanie rezerw wewnętrznych, a szczególnie przez efektywny postęp techniczno-organizacyjny.<sup>10</sup> Wzrost ten wiąże się z wyższą wydajnością i rentownością pracy oraz wyższą efektywnością wykorzystania aktywów trwałych.

Wymogom racjonalnego gospodarowania odpowiada wariant gospodarowania intensywnego. Należy zatem dążyć do poprawy osiągania wyników ekonomicznych poprzez maksymalizację oddziaływania czynników intensywnych oraz ograniczenie wpływu czynników ekstensywnych.

### **Zarządzanie kapitałami własnymi w aspekcie płynności finansowej przedsiębiorstwa**

Istotnym problemem w zarządzaniu kapitałem własnym jest ciągłe poszukiwanie możliwości jego powiększania. Efektem bezpośrednim jest ciągłe dążenie do wzrostu produktywności kapitału własnego w korelacji z jego rentownością. Wychodząc z punktu widzenia gospodarowania intensywnego korelacja ta powinna prowadzić do następującej nierówności:

$$I \frac{S_n}{K_{wł}} < I \frac{Z_n}{K_{wł}}$$

gdzie:

I – dynamika zjawisk wynikająca z porównania okresu bieżącego z ubiegłym lub planowanym z bieżącym,  $S_n$  – przychody ze sprzedaży,  $Z_n$  – zysk netto,

$\frac{S_n}{K_{wł}}$  – produktywność kapitału własnego,

<sup>9</sup> R. Borowiecki, *Efektywność gospodarowania środkami trwałymi w przedsiębiorstwie*, Warszawa-Kraków 1998, s. 290.

<sup>10</sup> L. Bednarski, *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*, PWE 2002, s. 39.

$\frac{Zn}{Kwł}$  – rentowność kapitału własnego.

Kwł

Poziom wskaźnika rentowności kapitału własnego (ROE), a więc tej rentowności, która jest w obszarze zainteresowania właścicieli przedsiębiorstwa, stanowi podstawę do podejmowania decyzji inwestycyjnych. Decyzje te dotyczą:

- dalszego inwestowania w aktywa przedsiębiorstwa lub
- przeznaczenia wypracowanej dywidendy na inwestycje poza własne przedsiębiorstwo.

Poziom opisywanej rentowności musi korelować z posiadaniem przez przedsiębiorstwo bieżącej, szybkiej i gotówkowej płynności finansowej.

Płynność finansowa przedsiębiorstw rozumiana jako zdolność do terminowej spłaty bieżących zobowiązań finansowych zależy z jednej strony od umiejętności zarządzania zasobami finansowymi, zapasami (materiałami, półproduktami i produkcją w toku, wyrobami gotowymi) i należnościami oraz od zarządzania aktywami trwałymi. Główną przyczyną upadku małych i średnich przedsiębiorstw w krajach wysoko rozwiniętych nie jest brak zyskowności, a właśnie utrata płynności finansowej<sup>11</sup>. Na płynność wpływa bezpośrednio między innymi efektywne zarządzanie wolnymi środkami finansowymi. Wykorzystywanie wolnych środków pieniężnych przedsiębiorstwa może być różne: lokaty na kontach bankowych o różnych stopach oprocentowania, lokaty w papierach wartościowych (tzw. inwestycje portfelowe), lokaty w inwestycjach rzeczowych (budowa lub wykup obiektów, zakup środków trwałych)<sup>12</sup>.

Przedsiębiorstwo we współczesnej gospodarce rynkowej powinno być nacechowane ciągłym dążeniem do zwiększania płynności środków finansowych. Zwiększenie ruchu pieniądza poprzez jego szerszy i silniejszy strumień pozwala na zwiększenie efektywności gospodarki finansowej. Przyczynia się to z jednej strony do zmniejszania kosztów użycia kapitałów własnych i obcych, z drugiej zaś do zwiększania siły inwestowania w poszczególnych kierunkach działalności gospodarczej przedsiębiorstwa.

---

<sup>11</sup> M. Sierpińska, D. Wędzki, *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*, PWN, Warszawa 1997, s. 7.

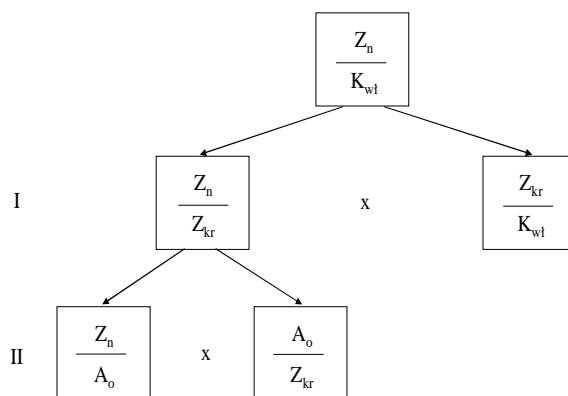
<sup>12</sup> Sudół S., *Przedsiębiorstwo – podstawy nauki o przedsiębiorstwie, teoria i praktyka zarządzania*, Dom Organizatora, Toruń 1999, s. 290-292.

Badanie efektywności zarządzania majątkiem obrotowym wiąże się z wykorzystaniem systemu oceny stopnia płynności finansowej przedsiębiorstwa. Płynność finansowa w przedsiębiorstwie wiąże się z charakterystyką podstawowych relacji aktywów obrotowych i zobowiązań bieżących. Ma ona na celu wskazanie kierunków osiągania zdolności przedsiębiorstwa do jego rozwoju oraz poszukiwania metod coraz wyższej produktywności kosztów wyrażonej przyrostem płynnych aktywów obrotowych.

Tak więc poziom płynności finansowej przedsiębiorstwa to nie tylko zdolność do spłaty zobowiązań bieżących. Jest to również problem zarządzania aktywami trwałymi, których rozwój uzależniony jest od:

- skuteczności zarządzania aktywami obrotowymi oraz,
- efektywności ich wykorzystania.

Istotnym elementem w procesie zarządzania kapitałami własnymi jest ich pomnażanie w wyniku prowadzonej działalności gospodarczej finansowanej kapitałami obcymi. Zobowiązania krótkoterminowe są zawsze wyrazem finansowania bieżącej działalności. Wiążą się one z bieżącym ponoszeniem kosztów oraz ze spłatą rat zobowiązań długoterminowych. Długoterminowa płynność finansową wpływa korzystnie na wypłacalność przedsiębiorstwa. Tak więc należy podkreślić ważną rolę jaką pełnią zobowiązania krótkoterminowe w aspekcie prawidłowej windykacji wpływającej bezpośrednio na płynność finansową przedsiębiorstwa. Powiązania pomiędzy płynnością finansową a rentownością zobowiązań krótkoterminowych przedstawiono na rysunku 1.



Rys. 1. Model oceny rentowności kapitału własnego

Źródło: Opracowanie własne, gdzie

$\frac{Z_n}{K_{wł}}$  – rentowność kapitału własnego,  $\frac{Z_n}{A_o}$  – rentowność aktywów obrotowych,  
 $\frac{Z_n}{Z_{kr}}$  – rentowność zobowiązań krótkoterminowych,  $\frac{Z_{kr}}{K_{wł}}$  – poziom pokrycia zobowiązań krótkoterminowych kapitałem własnym,  $\frac{A_o}{Z_{kr}}$  – wskaźnik bieżącej płynności finansowej.

Na pierwszym etapie przedstawionej piramidy rentowność kapitału własnego ( $\frac{Z_n}{K_{wł}}$ ) można przedstawić jako iloczyn wskaźnika rentowności zobowiązań krótkoterminowych ( $\frac{Z_n}{Z_{kr}}$ ) oraz wskaźnika określającego poziom pokrycia

zobowiązań krótkoterminowych kapitałem własnym ( $\frac{Z_{kr}}{K_{wł}}$ ). Jest to spojrzenie z

punktu widzenia prowadzenia bieżącej działalności gospodarczej, które wskazuje na rolę bieżących zobowiązań w pomnażaniu kapitału własnego. Spłata zobowiązań krótkoterminowych w długim okresie między innymi wynikających z zadłużenia długoterminowego przyczynia się do tego, że przedsiębiorstwo staje się wypłacalne. Powstałe zadłużenie powinno prowadzić do dwóch efektów finansowych, a mianowicie:

- działania dźwigni finansowej oraz
- efektu tarczy podatkowej.

Powyższe stwierdzenia mają swoje uzasadnienie jeśli przedsiębiorstwo posiada płynność finansową uzależnioną od wielu czynników takich jak skuteczna windykacja oraz efektywne zarządzanie zobowiązaniami. Dlatego też poziom drugi prezentowanego rysunku wyraźnie wskazuje, że pomnażanie wartości kapitału własnego uzależnione jest od rentowności aktywów obrotowych ( $\frac{Z_n}{A_o}$ )

oraz od stanu bieżącej płynności finansowej ( $\frac{A_o}{Z_{kr}}$ ). Taki stan finansowy wpływa na wzrost wartości przedsiębiorstwa.

## Literatura

1. Baranger P., Hugnel G., *Gestion de la production acteurs, techniques et politiques*, Vnibert, Paris 1987.
2. Bednarski L., *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*, PWE 2002.
3. Brigham E. F., *Podstawy zarządzania finansami*, PWE, Warszawa 1996.
4. Błaszczński A., *Słownik pojęć ekonomicznych*, Gutenberg, Kraków 1995.

5. Borowiecki R., *Efektywność gospodarowania środkami trwałymi w przedsiębiorstwie*, Warszawa-Kraków 1998.
6. Courtois A., Pillet M., Martin Ch., *Gestion de la production*, Les éditions d'organisation, Paris 1989.
7. Czechowski L., *Wielowymiarowa ocena efektywności ekonomicznej przedsiębiorstwa przemysłowego*, Uniwersytet Gdański, Gdańsk 1977.
8. Horngren Ch. T., *Compatibilite analitique de gestion*, HRW Ltee, Montreal 1997.
9. Sierpińska.M., Wędzki D., *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*, PWN, Warszawa 1997.
10. Sudoł S., *Przedsiębiorstwo – podstawy nauki o przedsiębiorstwie, teoria i praktyka zarządzania*, Dom Organizatora, Toruń 1999.

#### **STRESZCZENIE**

Kapitał własny powinien podlegać ciągłemu pomnażaniu, co w sposób istotny wpływa na wzrost wartości przedsiębiorstwa. Jego poziom zależy od wzrostu rentowności aktywów obrotowych, a więc rentowności związanej z działalnością bieżącą. Kapitał własny jest realny do wykorzystania w sytuacji posiadania przez przedsiębiorstwo płynności finansowej.

#### **WAYS OF RETURN EQUITY EVALUATION IN THE ASPECT OF ENTERPRISE'S FINANCIAL LIQUIDITY**

#### **SUMMARY**

Equity capital should be bound by ongoing increasing what in significant way has impact on enterprise's growth value. His level is dependent on the level of return on assets thus productivity connected with current activity. Equity capital is able to use in case of having financial liquidity by the enterprise.

*Translated by M. Krajewski*

*Dr hab. Prof. UG Mirosław Krajewski*  
Uniwersytet Gdański  
mirkraj@gnu.univ.gda.pl



JANUSZ KUDEŁA

## WYCENA INSTYTUCJI FINANSOWYCH Z WYKORZYSTANIEM DANYCH RYNKOWYCH

### **Odmienność wyceny instytucji finansowych**

Do wyceny instytucji finansowych zazwyczaj stosuje się te same metody wyceny jakie wykorzystywane są do wyceny innych przedsiębiorstw. Tym niemniej przedsiębiorstwa te wykazują pewną odrębność, z uwagi na wysokie lewarowanie i niematerialny, pieniężny charakter swojej działalności. Tradycyjne metody wyceny przedsiębiorstw zazwyczaj odnoszą się do tego problemu jedynie pośrednio, uwzględniając go w szacowanych, przyszłych przepływach pieniężnych (metody dyskontowe) lub w wycenie końcowej majątku, w postaci korekty wartości przedsiębiorstwa, w stosunku do stanu w którym nie ponosiłoby ono ryzyka, ewentualnie wykorzystując analizę wielu stanów w jakich może znaleźć się przedsiębiorstwo o założonym poziomie prawdopodobieństwa. Takie podejście jest zasadne w przypadku wyceny podmiotów niskolewarowanych, natomiast naraża nas na znaczne błędy w przypadku instytucji finansowych, ich wartość jest bowiem w znacznej mierze zależna od ponoszonego poziomu ryzyka. Dlatego, w niniejszym artykule, proponuję użycie modelu rynkowego, wykorzystującego do wyceny wymaganą rentowność kapitałów ustaloną dla danego poziomu ryzyka, przejawiającego się w wahaniach wyniku finansowego.

Przez wycenę w tym artykule będę rozumiał określenie wartości nieodłącznej (*intrinsic value*) wyliczonej na podstawie informacji posiadanej przez wyceniającego<sup>1</sup>. Tego typu wycena bliższa jest możliwościom jakie posiada

---

<sup>1</sup> Machała R., *Przejęcia i fuzje wpływ na wartość firm*. Unimex, Wrocław 2006. s. 11.

osoba posiadająca dostęp jedynie do zewnętrznych źródeł informacji (*outsider*). Oczywiście wycena taka, jako bazująca na danych zewnętrznych będzie musiała odwoływać się do danych innych przedsiębiorstw tego samego typu i informacji przeszłych<sup>2</sup>. Określenie wartości instytucji finansowej będzie zatem oznaczało podanie ceny odzwierciedlającej jej wartość z uwzględnieniem ponoszonego ryzyka. Przy czym cena ta może być też określona pośrednio, jako relacja wartości kapitałów danej firmy do innych z branży (wycena względna). Podejście takie nakłada ograniczenia na zdolność prognozowania wartości przyszłej danego przedsiębiorstwa. Jesteśmy bowiem w stanie określić czy dany podmiot jest przewartościowany lub niedowartościowany względem innych, ale nie możemy podać ile powinien on być wart np. za rok. Mimo tego ograniczenia przeprowadzona wycena może pomóc nam ustalić jak przedsiębiorstwo finansowe powinno kształtować swoje przychody i ich zmienność, by zwiększyć swoją wartość dla inwestorów w przyszłości.

W niniejszym artykule do wyceny przedsiębiorstw finansowych zastosowana została metoda uwzględniająca ryzyko ponoszone przez podmioty finansowe. Z punktu widzenia klasyfikacji metod wyceny, jest to rozwiązanie bliskie metodzie porównawczej (mnożnikowej), ale wykorzystującej dane rynkowe w celu określenia sposobu ewaluacji ryzyka przez inwestorów i wymaganej premii za ryzyko, zgodnie z modelem CAPM. Metoda ta powinna znaleźć zastosowanie przede wszystkim w bankach<sup>3</sup>, tradycyjnie uznawanych za szczególnie obciążone ryzykiem, ale może być też uogólniona na inne sektory cechujące się silnym lewarowaniem i budujące swój wynik finansowy na marży z pośrednictwa.

Niniejszy artykuł skonstruowany został następująco, najpierw zaprezentowano koncepcję wyceny z uwzględnieniem ryzyka. Następnie dokonano oszacowania wartości banków na podstawie finansowych i rynkowych danych dla banków giełdowych z 2007 roku. W ostatniej części opracowania wskazano na rozbieżności między podaną metodą a innymi sposobami wyceny porównawczej, aby zweryfikować, czy uzyskane wyniki różnych metod relatywnej wyceny są ze sobą spójne.

<sup>2</sup> Zamiast na przykład przyszłych przepływów pieniężnych, jak w metodzie dyskontowej.

<sup>3</sup> Matten C., *Zarządzanie kapitałem bankowym*. Dom Wydawniczy ABC, Kraków 2000. s. 116, 185-190

### ***Uwzględnienie ryzyka w wycenie***

Metoda wyceny banków w zależności od zmienności ich wyniku finansowego stanowi rozszerzenie modelu wyceny aktywów kapitałowych i została zaproponowana przez C. Mattena<sup>4</sup>. Zauważył on, że banki są lepiej postrzegane jeśli dają stabilne wyniki finansowe niż jeśli mają nawet bardzo dobre wyniki, ale o dużej zmienności. Tym samym samo uwzględnienie zmienności wyniku finansowego, powinno tłumaczyć różnice w wycenie podobnych do siebie instytucji finansowych. Zaproponowana przez tego autora procedura jest dwustopniowa i zakłada wyliczenie parametrów beta, czyli wpływu stopy zwrotu z inwestycji w akcje danego podmiotu w stosunku do zwrotu uzyskiwanego z portfela rynkowego a następnie oszacowanie w jakim stopniu na wysokość bet wpływa zmienność wyniku finansowego. Znając te zależności można określić jak duża powinna być rentowność uzyskiwana przez wyceniany podmiot i stosownie do niej skorygować rynkową wartość przedsiębiorstwa.

Do oszacowania użyto danych rocznych o odchyleniach standardowych przychodów 23 giełdowych banków amerykańskich w ciągu 10 lat i ich bet. W efekcie uzyskano bardzo wysoki współczynnik determinacji (0,85), potwierdzający słuszność tego modelu przy prognozowaniu wartości kapitału banków w Stanach Zjednoczonych oraz prostą zależność:

$$\beta = 0,14 + 10,82 * stdevP \quad (1)$$

gdzie *stdevP* to odchylenie standardowe przychodów. Mając oszacowane bety i premie za ryzyko autor skorzystał z modelu CAPM by wyliczyć wymaganą rentowność i wartość kapitału w stosunku do jego wartości nominalnej.

Niestety wyników tych nie udało się powtórzyć dla Polski, gdyż nie ma odpowiednio długiego szeregu czasowego danych giełdowych i finansowych dla banków, a bety dzienne nie pozostają w związku z odchyleniem standardowym przychodów (wyniku z działalności bankowej), co prawdopodobnie jest pochodną stanu rozwoju polskiego rynku finansowego. Tym samym, mimo interesującej koncepcji, aplikacja tej idei wymaga pewnych modyfikacji, którymi są: użycie kwartalnych danych finansowych, innej miary zmienności przychodów i innej formy bet.

Drugie podejście dotyczące wykorzystania parametrów rynkowych do wyceny przedsiębiorstw, częściowo wykorzystane w tym artykule, pochodzi od S.

---

<sup>4</sup> Ibidem

Feldmana<sup>5</sup>. Autor ten proponuje by ustalać koszt kapitału, jako sumę stopy wolnej od ryzyka, premii za ryzyko z danego i poprzedniego okresu, oraz dodatkowych premii za ryzyko inwestycji w małą firmę oraz premii z tytułu jej ryzyka specyficznego. Interesujące jest tutaj ustalenie wartości bet, gdyż autor ten postuluje istnienie relacji między betą przedsiębiorstwa a zmianą wyniku operacyjnego danego typu przedsiębiorstwa. W praktyce oznacza to, że w omawianym modelu wysokość bet zdeterminowana jest przez odchylenie standardowe wyniku z działalności bankowej i poziom bet w danej gałęzi. To rozwiązanie oznacza, że bety mogą wskazywać jak silne jest dopasowanie wyniku operacyjnego w danej firmie, przy zmianie wyniku operacyjnego wszystkich przedsiębiorstw w gospodarce, niezależnie od wydarzeń giełdowych.

Tego typu interpretacja pozwala zmodyfikować pierwotny model C. Mattena, zastępując odchylenia standardowe przychodów odchyleniami standardowymi zmian przychodów. W ten sposób istnieje możliwość wyliczenia wartości bet z odchylenia standardowego samego wyniku z działalności bankowej lub (jak się wydaje lepszego w przypadku banków) z zysku brutto. W stosunku do modelu S. Feldmana oznacza to niestety częściową utratę informacji (brak danych o betach z gałęzi, które dotyczą zdywersyfikowanych portfeli akcji z danej branży i np. dla Stanów Zjednoczonych są publikowane przez firmę Ibbotson Associates), ale jest poprawne merytorycznie i pozwala na ominięcie problemu szacowania zmienności wyników finansowych, które nie wpływają w polskich warunkach na oszacowanie wartości bet.

Wyliczenie bet pozwala, tak jak zrobił to C. Matten, na ustalenie wymaganej rentowności kapitału i ustalenie, czy jest ona przewartościowana czy niedowartościowana w konkretnych spółkach.

#### ***Użyta metoda i oszacowanie***

Do analizy wybrane zostały dane banków obecnych na Warszawskiej giełdzie papierów wartościowych, dla których dostępne były kursy giełdowe, jak i wyniki finansowe w ujęciu kwartalnym przynajmniej od 4 kwartału 2003 roku. Wyjątkiem w tej grupie był PKO BP, dla którego dostępne były dane finansowe natomiast nie było kursów sprzed 29 listopada 2004 roku. Ogółem do obliczeń użyto 13 banków giełdowych, pomijając takie przedsiębiorstwa jak Bank Austria Creditanstalt, GETIN Bank i Noble Bank, które cechowała mała płynność i

<sup>5</sup> Feldman S., *Principles of private firm valuation*. Wiley, Hoboken 2005. s. 69-90

zmiany wynikające z przekształceń organizacyjnych. Do kwestii dyskusyjnych należy przyjęcie określonego horyzontu czasowego. Wybór wieloletniego okresu badania mógłby poprawić wyniki w aspekcie oceny ryzyka, ale pozostawać w małym związku z bieżącą sytuacją badanych podmiotów. Dlatego przyjęto na podstawie dostępnych danych, że analiza obejmie dane finansowe z 16 kwartałów<sup>6</sup>. Od czwartego kwartału 2003 roku do trzeciego kwartału 2007 roku. Natomiast zmiany rynkowe będą obserwowane z przesunięciem jednego kwartału, tak by umożliwić reakcję rynku na dane finansowe publikowane z opóźnieniem. Dlatego też kursy spółek użyte w estymacjach obejmują przedział od początku 2004 roku do końca 2007 roku.

Jako zmienną wpływającą na wycenę banków przez inwestorów wykorzystano odchylenie standardowe zmian kwartalnego zysku brutto. Jeśli to odchylenie zwiększa się, zwiększeniu ulega także ponoszone przez inwestorów ryzyko, co powinno skutkować żądaniem wyższej premii za ryzyko i tym samym obniżaniem wartości akcji banków. I odwrotnie spadek odchylenia standardowego zmian zysku powinien sprzyjać wysokiej wycenie banków. Oczywiście trudno spodziewać się by same zmiany dynamiki kwartalnego zysku miały wpływ na inwestorów, gdyż są oni przyzwyczajeni do zmian typowych dla danej działalności (w tym przypadku bankowej) z kwartału na kwartał, dlatego zaniepokojenie u nich może budzić dopiero niespodziewane zmniejszenie lub zwiększenie dynamiki zysku. Pośrednio proces ten powinien być obserwowany przez wpływ na wysokość bet, obrazujących zmiany zwrotu z akcji danego banku w stosunku do rynku, co z kolei pozwala (przez koszt kapitału) powiązać zmiany zmienności zysków z wartością badanych spółek finansowych.

Wykorzystanie zysków brutto zamiast przychodów ze sprzedaży, wskazuje na odmienną postrzegania firm finansowych w porównaniu ze zwykłymi przedsiębiorstwami. W tych ostatnich bowiem zależności pojawiają się w związku ze zmianami sprzedaży a nie zysków brutto<sup>7</sup>. Dla porządku sprawdzone zostały także inne potencjalne wielkości finansowe, które mogłyby być tu użyte, takie jak: odchylenie standardowe przychodów z odsetek i prowizji, przychody z odsetek i przychody z prowizji oraz poziom aktywów a także od-

<sup>6</sup> Być może w ustabilizowanej gospodarce optymalne byłoby użycie danych z okresu całego cyklu koniunkturalnego.

<sup>7</sup> Por. Kudła J., Zyski zagrożone jako metoda oceny wymaganej rentowności kapitału w średnich przedsiębiorstwach. Szczecin 2008.

chylenia standardowe zmian tych wielkości. W żadnym jednak z tych przypadków nie uzyskano lepszej zależności z wysokością bet niż w przypadku odchylenia standardowych zmian zysku brutto, co potwierdza postulat sformułowany przez S. Feldmana. Wydaje się, że ten brak zależności stanowi pewne zaskoczenie, przynajmniej w przypadku aktywów, których zmiany w większości przedsiębiorstw (z uwagi na silne skorelowanie ze sprzedażą) powinny mieć istotny wpływ na wycenę dokonywaną przez rynek. Być może jednak nasz rynek postrzega banki jak rodzaj „czarnych skrzynek”, w których jedyną łatwo obserwowaną wartością jest zysk brutto. Inne zaś wielkości, takie jak przychody odsetkowe i przychody z prowizji są korygowane przez ogólne koszty instytucji finansowej, a tym samym tylko częściowo wpływają na wartość przedsiębiorstwa finansowego dla akcjonariuszy.

Dosyć istotnym problemem okazało się w tym kontekście wybranie horyzontu czasowego dla obliczenia bet, gdyż wyniki finansowe podawane są kwartalnie, podczas gdy zmiany cen następują codziennie (a nawet częściej wewnątrz dnia). Możliwe rozwiązania mogły obejmować bety dzienne wewnątrzkwartalne (zmiany skorelowania i zmienności z rynkiem po ogłoszeniu wyników) lub dzienne bety z całego okresu. Niestety próba zastosowania takich oszacowań bet nie doprowadziła do uzyskania statystycznie istotnych wyników. Prawdopodobnie bety z całego okresu niosą zbyt dużo informacji i nie pozostają w związku z danymi kwartalnymi, natomiast bety wewnątrzkwartalne są silnie zaburzone przez czynniki krótkookresowe, wśród których ogłoszenie wyników kwartalnych wnosi tylko niewielki wkład do całkowitej zmienności kursów. Dlatego, jako pewien kompromis, proponuję wyliczenie bet kwartalnych, ale nie dziennych tylko z końców kwartałów. Powinny one zawierać reakcję na publikowane wyniki finansowe, a jednocześnie zawierać znacznie mniej szumu informacyjnego z wnętrza kwartałów. To ujęcie pozwoliło na uzyskanie sensownych wyników wpływu zmienności zmian zysków na postrzeganie ryzyka przez inwestorów.

Następnym krokiem było policzenie zależności między odchyleniem zmienności zysków kwartalnych a betami będącymi w tym równaniu zmiennymi zależnymi, co pozwoliło na uzyskanie następującej estymacji:

$$\beta = 0,91704 + 0,266967 * \text{stdev}(\Delta \text{kw}Z_{\text{brutto}}). \quad (2)$$

Współczynnik  $R^2$  wyniósł 0,28 a zarówno stała, jak i wartość parametru przy zmiennej niezależnej okazały się istotne dla 10% przedziału ufności. Rów-

nanie to pozwala na korektę wartości bet (bety zmodyfikowane) dla poszczególnych banków. Następnie skorzystano z modelu wyceny wymaganej rentowności, oferowanej przez model wyceny aktywów kapitałowych: CAPM. Do ustalenia wymaganej stopy zwrotu przyjęto, że stopa wolna od ryzyka wynosi 5,5% oraz narzut na ryzyko wyliczony z ostatnich 10 lat jest równy 13,64%<sup>8</sup>. W ten sposób otrzymano wymaganą rentowność, którą można porównać z rentownością faktycznie uzyskaną w ostatnim kwartale 2007 roku. Relacja tych dwóch wielkości  $(1+r_{oczekiwane})/(1+r_{faktyczne})$  określa korektę wartości kapitału spółki wywołaną przez ryzyko i jest zawarte w tabeli 1.

Jak widać, zróżnicowanie wartości kapitałów ze względu na ryzyko nie jest zbyt duże. Najmniejsza wartość banku występuje w przypadku DZ Banku i stanowi około 80% wartości najwartościowszego kapitału bankowego, to jest BPH. Banki duże generalnie wyceniane są lepiej, co zawdzięczają większej stabilności zysków. Nie jest wykluczone, że wysoka zmienność bety BPH ma przyczyny pozafinansowe i wynikała z niepewności co do konsekwencji fuzji z PEKAO SA. Zauważalna jest też relatywnie niska wartość bet dla banków mało płynnych, choć efekt ten jest łagodzony przez użycie bet z kwartałów. Tym niemniej może być to czynnik zawyżający wycenę tych banków, gdyż inwestorzy na rynku powinni domagać się też pewnej premii finansowej za brak płynności posiadanych walorów.

Korzystając z danych w tabeli można też zastosować tę metodę do innych banków, których wycena nie jest możliwa bezpośrednio. Na przykład korektę wartości Getin Banku można określić na poziomie 97% a Banku Austria Creditanstalt na 111% przeciętnej wartości kapitału (tu decydująca jest bardzo wysoka rentowność kapitałów jaką charakteryzuje się ten bank).

### **Inne sposoby wyceny, problem spójności - dyskusja**

Oczywiście banki można też wyceniać metodą porównawczą. Tradycyjnie w tym celu używa się takich wskaźników jak: cena do zysku, cena do wartości księgowej oraz cena do przychodów z odsetek i prowizji, porównując je z pa-

<sup>8</sup> J. Kudła, *Zyski zagrożone...*, op. cit. Ta wartość może być zawyżona, gdyż narzut na ryzyko raczej maleje wraz z rozwojem rynku finansowego w Polsce, tym niemniej przyjęta wartość odzwierciedla wartości historyczne stóp zwrotu faktycznie osiągnięte na polskim rynku. W perspektywie średnioterminowej można oczekiwać spadku premii za ryzyko i wzrostu stóp procentowych wolnych od ryzyka.

rametrami średniobranżowymi. W tabeli 2 zamieszczone zostały oszacowania porównawcze dla podanych trzech wskaźników wyróżnionych wcześniej banków, na koniec 2007 roku. W celu uzyskania porównywalności policzono też średnie wyceny kwartalne z 16 kwartałów metodą porównawczą, które nie są tu jednak prezentowane.

Tabela 1. Bety kwartalne, wymagane rentowności i korekta wartości kapitału wybranych banków, wynikająca z ponoszonego ryzyka na koniec 2007 roku

Spółka	Bety kwartalne	Odchylenia standardowe zmian zysków brutto	Bety zmodyfikowane	Wymagana rentowność	Rentowność faktyczna	Korekta wartości kapitału z uwagi na ryzyko
BOŚ	0,66	0,97	1,18	0,22	0,1	0,90
BPH	1,88	0,21	0,97	0,19	0,24	1,05
BRE	1,13	2,15	1,49	0,26	0,24	0,98
BZWBK	0,73	0,99	1,18	0,22	0,23	1,01
DZ BANK	2,52	3,22	1,78	0,3	0,09	0,84
FORTIS	1,18	0,26	0,99	0,19	0,15	0,97
HANDLOWY	0,77	0,38	1,02	0,19	0,14	0,96
ING	1,15	0,20	0,97	0,19	0,17	0,98
KREDYT	1,04	0,74	1,11	0,21	0,17	0,97
MILLENIUM	2,08	2,43	1,57	0,27	0,19	0,94
NORDEA	1,06	2,99	1,72	0,29	0,11	0,86
PEKAO	0,94	0,17	0,96	0,19	0,24	1,04
PKOBP	0,8	0,35	1,01	0,19	0,24	1,04

Źródło: Opracowanie własne na podstawie serwisów: [www.money.pl](http://www.money.pl), <http://pl.csam.com/pl/performance/figures.asp?TopicID=756> oraz danych finansowych spółek giełdowych firmy Notoria.

Uzyskane wyniki wyceny są oczywiście zróżnicowane, przy czym metoda porównawcza prowadzi do znacznie większej dyspersji wycen niż metoda rynkowa uwzględniająca ryzyko. Odchylenie standardowe wyników jest na poziomie 0,44-0,66, przy zaledwie 0,07 dla metody rynkowej. Częściowo może być to uzasadnione inną perspektywą obu metod, gdyż metoda porównawcza bazuje na cenie rynkowej, stanowiącej przynajmniej teoretycznie szacunek przyszłych zysków, podczas gdy metoda rynkowa opiera się na przeszłej zmienności zysków. Rynek może przeszacowywać wpływ i wartości przyszłych zysków oraz nadmiernie kierować się informacjami krótkoterminowymi, stąd wydaje się, że różnice wartości wyceny banków powinny być w rzeczywistości raczej mniej-



sze niż większe. Tym bardziej, że technologia dostępna dla banków jest bardzo podobna i łatwo podlega imitacji.

Tabela 2. Wycena porównawcza banków na tle wyników wyceny z uwzględnieniem ryzyka na koniec 2007 roku

Spółka	Wycena w oparciu o Cena/Zysk	Wycena w oparciu o Cena/Wartość księgowa	Wycena w oparciu o Cena/(Odsetki i prowizje)	Wycena rynkowa z uwzględnieniem ryzyka
BOŚ	0,62	0,34	0,44	0,90
BPH	0,59	0,92	0,97	1,05
BRE	0,94	1,17	0,95	0,98
BZWBK	0,90	1,16	1,04	1,01
DZ BANK	0,78	0,78	0,91	0,84
FORTIS	0,87	0,7	1,07	0,97
HANDLOWY	0,63	0,79	0,71	0,96
ING	0,73	0,80	0,71	0,98
KREDYT	0,83	1,06	0,91	0,97
MILLENIUM	0,40	0,40	0,40	0,94
NORDEA	0,74	1,15	1,20	0,86
PEKAO	0,70	1,15	1,08	1,04
PKOBP	0,62	0,34	0,44	1,04

Źródło: Opracowanie własne na podstawie serwisów: [www.money.pl](http://www.money.pl), <http://pl.csam.com/pl/performance/figures.asp?TopicID=756> oraz danych finansowych spółek giełdowych firmy Notoria.

W celu oceny czy metoda rynkowa jest spójna z wyceną porównawczą, sprawdzono korelację uzyskanych wyników, gdyż pomijając wewnętrzne zróżnicowanie wycen, powinno być tak, że obie metody równie dobrze wskazują banki najbardziej i najmniej wartościowe. Niespełnienie tego warunku podważyłoby sensowność stosowania wyceny rynkowej z korektą na ryzyko zamiast wyceny porównawczej (mnożnikowej).

Na pierwszy rzut oka wydaje się, że warunek ten nie jest spełniony, gdyż mimo że wszystkie trzy sposoby wyceny porównawczej są ze sobą silnie skorelowane (wsp. korelacji 0,85-0,96), to z wyceną rynkową są skorelowane ujemnie (wsp. korelacji -0,43- 0,02). Wystarczy jednak usunąć z próby dwa banki o bardzo nietypowych wynikach wyceny porównawczej (DZ Bank i Nordea) by współczynniki korelacji między metodą rynkową i porównawczą bardzo się poprawiły, wzrastając odpowiednio do poziomu 0,36-0,82, zachowując najslabsze skorelowanie z wyceną przy użyciu wskaźnika cena/zysk i najwyższe skore-

lowanie dla relacji cena/(odsetki i prowizje). Podobny schemat korelacji występuje też w przypadku porównania wycen z wszystkich 16 kwartałów dla całej próby i próby pozbawionej dwóch najbardziej „nietypowych” banków. Dla całej próby skorelowanie wyceny rynkowej z wyceną cena/zysk jest na poziomie  $-0,77$  i po wyeliminowaniu dwóch banków rośnie do  $-0,36$ , podczas gdy korelacja z wyceną przy pomocy wskaźnika cena/wartość księgową sięga  $0,93$  ( $0,41$  w całej próbie) i  $0,75$  dla wyceny ze wskaźnikiem cena/(odsetki i prowizje) (przy  $-0,17$  w całej próbie). Tym samym, dla obserwacji typowych, wyniki obu wycen są spójne i wskazują na wyższą wartość banków dużych, co jest całkiem sensowne, stanowiąc pośrednie potwierdzenie powszechnego przekonania o występowaniu efektów skali w bankowości.

Jakie mogą być przyczyny obserwowanych rozbieżności w wycenie dokonywanej różnymi metodami? Wycena porównawcza bardziej określa jak rynek postrzega w danym momencie spółkę, co oznacza że wysokie wartości wycen wskazują na prawdopodobne przewartościowanie, podczas gdy metoda rynkowa mówi o tym, ile coś powinno kosztować. Tym samym pierwsze podejście jest bardziej pozytywne (jak jest) a drugie bardziej normatywne (jak powinno być). Stąd występowanie ujemnej korelacji między wynikami wycen wskazuje tylko, że to „jak jest” rozumia się w danym momencie z tym „jak powinno być”. Skoro proste wyeliminowanie przypadków nietypowych prowadzi do uzyskania wysokiej zgodności wycen (wysokich korelacji), to oznacza to, że generalnie wycena wartości banków metodą porównawczą jest prawidłowa i zgodna z metodą rynkową, chyba że mamy do czynienia ze spółkami nietypowymi (mało płynnymi, niewielkimi, wspieranymi przez właścicieli zagranicznych, które potencjalnie mogą uzyskać bardzo wysokie tempo wzrostu, skoncentrowanymi na działalności inwestycyjnej). Takie właśnie nietypowe spółki można lepiej wyceniać przy pomocy innej metody, takiej jak właśnie metoda rynkowa z korektą na ryzyko, która przy okazji jest najlepiej skorelowana z wyceną uwzględniającą wartość księgową instytucji finansowych a więc najlepiej opisującą stan bieżący.

Wśród obserwowanych korelacji, najsłabsze są te, które posługują się wskaźnikiem cena/zysk. Wydaje się, że są tego dwie przyczyny. Pierwsza polega na okresowym występowaniu strat finansowych zamiast zysków, podczas gdy z reguły nie występuje ujemna wartość księgową czy ujemna wysokość przychodów z odsetek i prowizji. Istnienie strat sprzyja więc obciążeniu wyceny

dokonywanej w oparciu o wskaźnik cena do zysku w stronę niższej wyceny. Tymczasem nawet w złych okresach pod względem koniunktury większość banków ma pozytywną wartość swoich kapitałów, stąd wycena w oparciu o wskaźnik cena/zysk może być zbyt konserwatywna i osłabiać zależność korelacyjną z pozostałymi wynikami wycen. Drugą przyczyną wynika z finansowej specyfiki banków, w których zmiany zysków są często podyktowane wymaganiami nadzorczymi i koniecznością tworzenia rezerw zmniejszających zyski a nie faktycznymi problemami z jakością aktywów. Tym samym powoduje to dodatkowe fluktuacje zysków (procesy tworzenia i rozwiązywania rezerw), które jednak nie pozostają w bezpośrednim związku z wartością badanych spółek.

Uzyskane wyniki potwierdzają zatem, że wycena rynkowa z korektą na ryzyko jest spójna z metodami wyceny porównawczej z wyjątkiem podmiotów bardzo nietypowych (małopłynnych, małych, inwestycyjnych), dla których prawdopodobnie lepiej wskazuje oczekiwaną wartość spółki. Jednocześnie proponowane podejście jest odporne na krótkoterminowe wahania zysków i silnie powiązane z relacją stopą zwrotu i podejmowanego przez inwestorów ryzyka, poprzez model wyceny aktywów kapitałowych. Na tym tle, metoda ta wydaje się szczególnie predystynowana do użycia przy wycenie wysoko lewarowanych przedsiębiorstw finansowych, takich jak np. banki.

## Literatura

1. Dane firmy Credit Suisse o rentowności inwestycji w ostatnich 10 latach  
<http://pl.csam.com/pl/performance/figures.asp?TopicID=756>
2. Dane o notowaniach spółek giełdowych z serwisu Money.pl  
<http://www.money.pl/gielda/archiwum/spolki/>
3. Feldman S., *Principles of private firm valuation*. Wiley, Hoboken 2005.
4. Kudła J., *Zyski zagrożone jako metoda oceny wymaganej rentowności kapitału w średnich przedsiębiorstwach*, materiały na 8 Międzynarodową konferencję „Zarządzanie finansami – finansowanie małych i średnich przedsiębiorstw”, Szczecin 2008.
5. Machała R., *Przejęcia i fuzje: wpływ na wartość firm*. Unimex, Wrocław 2006.
6. Matten C., *Zarządzanie kapitałem bankowym*. Dom Wydawniczy ABC, Kraków 2000.
7. *Wyniki finansowe spółek giełdowych*, wersja 15.40 - grudzień 2007, serwis Notoria

### STRESZCZENIE

Artykuł podejmuje problem wyceny instytucji finansowych a w szczególności banków z wykorzystaniem modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM. Wycena ta pozwala na uwzględnienie ryzyka wahań wysokości zysków brutto i specyfiki silnie lewarowanych instytucji finansowych. Łączy ona kwartalne zmiany zysków brutto i oczekiwaną stopę zwrotu z inwestycji o danym poziomie ryzyka mierzonego wysokością parametru beta. Zaproponowana metoda prowadzi do spójnych z modelami wyceny porównawczej wyników dla polskich banków giełdowych, poza wyspecjalizowanymi bankami inwestycyjnymi. Zauważyć można, że mniejsze banki mają niższą wartość kapitałów niż banki duże, co pośrednio może świadczyć o występowaniu efektów skali w polskim sektorze bankowym.

### FINANCIAL INSTITUTIONS VALUATION WITH STOCK MARKET'S DATA

#### SUMMARY

We use Capital Asset Pricing Model to evaluate the value of financial institutions capital, (especially banks present on Warsaw Stock Exchange) using standard deviations of earnings before taxes and calculating betas. The valuation involves changes in gains and high leverage occurring in banking firms and is consistent with other methods of valuations, for example multiplication method with price to earnings or price to book value comparisons, except the very specific specialized investment banks, in which the two methods of valuations differ. Contrary to the contemporary literature propositions, more suitable in valuation procedure turns out such variables as: standard deviations of changes in earnings before taxes than simply deviations of revenues, and quarterly-estimated-betas than particular betas calculated on day base. Larger banks seem to be more valuable than small ones. Such observation indirectly confirms scale effect in polish banking sector.

*Translated by J. Kudła*

*Dr hab. Prof. UW Janusz Kudła*  
Uniwersytet Warszawski  
hatma@tlen.pl



NINA ŁAPIŃSKA – SOBCZAK  
MARTA OSTAPOWICZ

## **WIELOWYMIAROWA ANALIZA PORÓWNAWCZA OTWARTYCH FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH AKCJI**

### **Wstęp**

Warszawska giełda, rosnąca od kilku lat niemal bez ustanku, mogła rozlewnić bądź uspić czujność niejednego z zarządzających funduszami inwestycyjnymi. Inwestycja w jakiegokolwiek akcje, prawie zawsze przynosiła zysk. Przez ostatnie kilka lat najlepsze fundusze akcji zarobiły ponad 100 procent, nawet te mniej agresywne mogły się pochwalić kilkudziesięciu-procentowym zyskiem. Niestety czas eldorado, przynajmniej na jakiś czas się skończył i nadchodzi czas próby dla zarządzających funduszami. Tylko najlepsi fachowcy zarządzający aktywami i najatrakcyjniejsze oferty przyciągną klientów. Jak w gąszczu informacji znaleźć interesującą ofertę i nie narazić oszczędności na straty? Na to pytanie starano się uzyskać odpowiedź w niniejszym opracowaniu.

Celem artykułu jest ocena atrakcyjności funduszy inwestycyjnych akcji pod względem wielu czynników, obejmujących m.in. zysk, koszty oraz ryzyko inwestycji, która ma pomóc potencjalnym inwestorom przy wyborze najlepszego funduszu. Analiza opiera się na danych zawartych w rocznych sprawozdaniach finansowych publikowanych przez fundusze. Niestety raporty te publikowane są z co najmniej półrocznym opóźnieniem. Dlatego też badanie przeprowadzono dla lat 2003–2006, a roku 2007 nie można było ująć, choć mogłoby to przynieść bardzo ciekawe wnioski. Spojrzenie na wyniki osiągane przez fundusze w kolejnych jednostkach czasu sprzyja ich rzetelnej i wiarygodnej ocenie oraz pokazuje stabilność bądź niestabilność zajmowanej przez fundusze pozycji w czasie.

### Kryteria efektywności OFI Akcji

Głównym wskaźnikiem, jakim kierują się inwestorzy przy wyborze funduszu są jego wyniki inwestycyjne. Zarządzający funduszami muszą podejmować takie decyzje inwestycyjne, aby osiągnąć jak największą stopę zwrotu z portfela funduszu. Od trafności decyzji podejmowanych przez zarządzającego danym funduszem zależy skład portfela funduszu, od niego zaś zależy wartość jednostki udziałowej funduszu, a w związku z tym i zysk uczestników, a to z kolei wpływa na atrakcyjność inwestycyjną i napływ kapitału do funduszu.

Można wymienić przynajmniej kilka ważnych kryteriów, którymi powinni kierować się osoby inwestujące w fundusze. Jednym z takich kryteriów jest wielkość zarządzanych aktywów, świadcząca o bezpieczeństwie inwestycji i o umiejętności przyciągnięcia klientów. Największymi funduszami pod względem zgromadzonych aktywów są obecnie Arka Akcji (3,7 mld PLN) oraz Pioneer Akcji (3,3 mld PLN). Historia jednak pokazuje, iż nie można przeceniać tej cechy, gdyż duże fundusze muszą się liczyć ze skutkami większego wpływu na rynek i ograniczoną elastycznością inwestycyjną, natomiast mniejsze mogą stosować aktywne strategie inwestycyjne i osiągać, szczególnie na początku swojej działalności ponadprzeciętne dochody. Na rynku polskim przykładem mogą być fundusze małych i średnich spółek, które w 2006 roku osiągnęły największe zyski. Niestety ich dostępność dla inwestorów jest ograniczona, gdyż kapitał tych funduszy nie może przekroczyć wartości umożliwiającej sprawne zarządzanie. Niewątpliwym atutem dużych funduszy są uzyskiwane korzyści skali: przyciąganie najlepszych ekspertów i analityków, wpływ na sytuację w firmach wchodzących w skład ich portfela itp. Rozmiar funduszu z pewnością decyduje o jego sile na rynku.

Kolejnym czynnikiem, na który niewątpliwie powinni zwracać uwagę inwestujący w fundusze jest roczna stopa zwrotu, która jest wyznaczana ze wzoru:

$$\left( \frac{C_n}{C_{n-1}} - 1 \right) \cdot 100\% \quad (1)$$

gdzie  $C_n$  oznacza wartość jednostki uczestnictwa funduszu na koniec roku, a  $C_{n-1}$  – wartość jednostki uczestnictwa funduszu na koniec roku poprzedniego. Obok stóp rocznych, jest też podawana średnia roczna stopa zwrotu funduszu od początku jego działalności, liczona jako średnia arytmetyczna rocznych stóp zwrotu liczonych ze wzoru (1). To, że w ostatnim okresie fundusz uzyskał dość

dobrze wyniki inwestycyjne nie musi wcale oznaczać, że taka sytuacja musi powtórzyć się w przyszłości, lecz jeżeli obserwujemy wyniki funduszu w dłuższym horyzoncie czasowym i zauważamy pewną powtarzalność w osiąganiu stóp zwrotu przewyższających określony benchmark w kolejnych okresach, to możemy przypuszczać, że fundusz ten będzie nadal osiągał wyniki satysfakcjonujące inwestorów.

Kolejnym kryterium są koszty związane z działalnością funduszy, które bezpośrednio lub pośrednio wpływają na poziom cen jednostek uczestnictwa funduszy. Przed przystąpieniem do funduszu inwestor powinien wziąć pod uwagę opłaty, prowizje oraz koszty zarządzania funduszem, oczywiście nie są one tak istotne jak wyniki inwestycyjne funduszu, ale odgrywają dość ważną rolę. Wielkość ponoszonych opłat zależy od rodzaju funduszu, prowadzonej przez fundusz polityki inwestycyjnej oraz czasu trwania inwestycji. W inwestycjach krótkoterminowych decydujące znaczenie będzie odgrywała wielkość opłaty manipulacyjnej, natomiast w długoterminowych – wielkość pobieranej opłaty za zarządzanie.

Ważnym czynnikiem determinującym zyski funduszy jest skłonność zarządzających ich portfelami do ryzyka. Oczywiście, zależec będzie ono od typu funduszu oraz polityki inwestycyjnej zarządzających funduszem. W krótkich okresach czasu najbardziej narażone na wahania wartości jednostek uczestnictwa są fundusze akcyjne. Premią za wysokie ryzyko są większe szanse na wysoki zysk szczególnie przy inwestycji długoterminowej.

Aby ocenić ryzyko inwestycji w poszczególne fundusze posłużono się obserwacją zmienności cen jednostek uczestnictwa funduszy. Mianowicie zbadano ile razy fundusz tracił na wartości w ostatnim okresie, jaką największą stratę odnotował, a także oszacowano ryzyko portfeli poszczególnych funduszy stosując znaną względną miarę zagrożenia: *Value AT Risk-VaR* ( $r_{VaR_\alpha}$ )<sup>1</sup>. Zastosowano praktyczny sposób obliczania względnej wartości zagrożonej  $r_{VaR_\alpha}$  (przy założeniu logarymiczno – normalnego rozkładu stóp zwrotu)<sup>2</sup>:

$$r_{VaR_\alpha} = u_\alpha \cdot \sigma \quad (2)$$

<sup>1</sup> Hallerbach 1999

<sup>2</sup> Jackson, Staunton 2004

gdzie:  $u_\alpha$  – wartość krytyczna z tablicy rozkładu normalnego dla przyjętego współczynnika ufności  $\alpha$ ;  $\sigma$  – odchylenie standardowe logarytmicznych stóp zwrotu funduszu.

Dzięki tym kryteriom oceny ryzyka inwestycji można było zaobserwować negatywne dla inwestorów zmiany wartości jednostek uczestnictwa, a nie tylko odchylenia od średniej, które mogą być dla inwestorów zarówno korzystne jak i niekorzystne.

Dynamiczny rozwój segmentu rynku kapitałowego, jaki stanowią fundusze inwestycyjne, staje się okazją do coraz głębszych analiz ich wyników inwestycyjnych oraz prób odpowiedzi na pytanie, który fundusz osiągnie najlepsze rezultaty w przyszłości. Istnieje zarazem potrzeba stosowania „szybkich” metod pozwalających na sprawdzenie, który fundusz zapewni inwestorowi, przynajmniej w perspektywie długookresowej, największe korzyści. Przykład stosowania tego typu metod w oparciu o dane historyczne pokazano w niniejszym opracowaniu. Okres badawczy obejmuje 4 lata funkcjonowania funduszy w Polsce. Analizą objęto wszystkie fundusze akcji, które działały w okresie: od 1 stycznia 2003 do 31 grudnia 2006. Ten typ funduszy wybrano ze względu na to, iż zaczynają się one cieszyć w Polsce coraz większą popularnością i przyciągają inwestorów obietnicami największych zysków. Analiza jest oparta na informacjach zawartych w rocznych sprawozdaniach finansowych OFI Akcji.

Analizowane fundusze w badanych latach charakteryzowały się dużym zróżnicowaniem zarówno z punktu widzenia wielkości zaangażowanego w nich kapitału jak i wskaźników efektywnościowych. Ocena tych funduszy na podstawie pojedynczych kryteriów nie może dawać jednoznacznych wniosków dla inwestora. Stąd, podjęto próbę zastosowania pewnych metod pozwalających na hierarchizację i grupowanie badanych spółek biorąc pod uwagę wszystkie wymienione kryteria oceny.

### **Metoda ELECTRE I<sup>3</sup>**

Do wyboru funduszu może być zastosowana metoda dyskretnego wielokryterialnego podejmowania decyzji ELECTRE I. Zbiór  $n$  wariantów decyzyjnych oceniany jest po względem  $k$  kryteriów. Każdemu kryterium zostaje przypisana waga  $w_k$  odzwierciedlająca jego ważność.

---

<sup>3</sup> Roy 1990



Metodę ELECTRE I zastosowano do wybranych funduszy akcyjnych, które będą traktowane jako warianty w tej metodzie. Wybrane dla nich wskaźniki ekonomiczne będą pełniły rolę kryteriów. W tym celu określono osiem mierników: aktywa netto (stan na koniec roku) (1), średnia roczna stopa zwrotu funduszu (2), udział kosztów funduszu pobieranych za zarządzanie w aktywach netto (3), maksymalna opłata manipulacyjna (4), roczna stopa zwrotu (5), liczba spadków wartości jednostki funduszu w badanym okresie (6), największy spadek w badanym okresie (7) oraz rVaR (8). W przypadku kryterium (1), (2), (5), przyjęto jako kierunek kryterium maksimum w pozostałych przypadkach minimum. Każdemu kryterium nadano wagi, odpowiednio:

$$w_1 = 2/15, w_2 = 3/15, w_3 = 1/15, w_4 = 1/15, w_5 = 3/15, w_6 = 2/15, w_7 = 1/15, w_8 = 2/15$$

Poniżej został przedstawiony krótki opis zastosowanej metody:

Dla każdej pary wariantów ( $a^i, a^j$ ) ustalono ze względu na każde z kryteriów  $f_k$  czy wariant  $a^i$  jest preferowany w stosunku do wariantu  $a^j$ . W tym celu obliczono wskaźniki przewyższania:

$$\varphi_k(a^i, a^j) = \begin{cases} 1 & \text{gdy } f_k(a^i) \geq f_k(a^j), \\ 0 & \text{gdy } f_k(a^i) < f_k(a^j) \end{cases}, \quad (3)$$

gdzie  $f_k(a^i)$  oznacza ocenę wariantu  $a^i$  względem kryterium  $f_k$ . Następnie aby ustalić stopień przewagi wariantu  $a^i$  nad  $a^j$  względem wszystkich kryteriów wyznaczono współczynnik zgodności:

$$c(a^i, a^j) = \sum_{k=1}^n w_k \varphi_k(a^i, a^j). \quad (4)$$

Na podstawie macierzy współczynników zgodności wyznaczono pary wariantów decyzyjnych spełniających warunek zgodności na zadanym poziomie  $s=0,7$ . Zbór ten nazywa się zbiorem zgodności. Kolejnym warunkiem jaki musiały spełnić pary wariantów decyzyjnych, aby można było zastosować do nich relację przewyższania był warunek braku niezgodności. Warunek ten ma wyeliminować sytuację, w której spełniony jest warunek zgodności, ale przynajmniej jedno z kryteriów przewyższającego wariantu ma wartość niekorzystną. W tym celu zastosowano progi weta. Dla par wariantów decyzyjnych spełniających warunek zgodności i braku niezgodności określono relację przewyższania. A następnie skonstruowano graf zależności między wariantami decyzyjnymi.

W pierwszej kolejności skonstruowano graf rozpoczynając od wariantów najlepszych, które umieszczono na najwyższym poziomie, ponieważ nie były one przewyższane przez żaden inny wariant. Na niższych poziomach umiesz-

czono warianty przewyższane jedynie przez warianty umieszczone na poziomach wyższych. Ponieważ w przeprowadzonej analizie występowało aż 18 wariantów decyzyjnych, więc grafy powiązań były dość duże, dlatego też wyniki zebrano w Tabelach 1 i 2.

Tabela 1. Uporządkowanie OFI Akcji od najlepszych do najłabszych

	2003	2004	2005	2006
I	CU ING PIONEER	Allianz Arka CU DWS Plus UniKorona	Allianz Arka BPH CU	AIG Allianz Arka CU DWS Top 25 GTFI
II	Arka DWS Top 25	BPH DWS Top 25 PKO/CS SKARBIEC	DWS Top 25 PIONEER PKO/CS SKARBIEC UniKorona	Millennium SEB UniKorona
III	Millennium PKO/CS SKARBIEC UniKorona	DWS ING Legg Mason Millennium PZU	ING Millennium	BPH ING Legg Mason
IV	DWS DWS Plus Legg Mason SEB3	GTFI PIONEER SEB3	AIG DWS Plus Legg Mason	DWS Plus PKO/CS PZU SKARBIEC
V	BPH PZU		DWS GTFI PZU SEB	PIONEER
VI				DWS

Źródło: Opracowanie własne

Przedstawiono w nich uporządkowanie wariantów względem poziomów. Należy jednak zauważyć, że umieszczenie pewnego funduszu (wariantu inwestycyjnego) na poziomie wyższym niż inny wariant, nie oznacza automatycznie, że należy go uznać za lepszy. Można jedynie stwierdzić, iż z uwagi na relacje ze wszystkimi wariantami istnieją przesłanki aby uznać ten wariant za silniejszy, jednak niekoniecznie musi zachodzić między nimi relacja przewyższania. W grafie relacji przewyższania byłoby to bardziej widoczne, ponieważ łuk łączący wierzchołki oznaczające warianty oznacza że zachodzi między nimi relacja przewyższania, nie jest ona jednak przechodnia.

W celach porównawczych skonstruowano również graf relacji przewyższania w odmienny sposób, a mianowicie zaczynając od wariantów najłabszych, tj. tych, które nie przewyższają żadnego innego wariantu. Warianty te

umieszczono na poziomie najniższym, na wyższych poziomach umieszczano kolejno warianty, które przewyższają warianty z poziomów niższych. Tabela 2 przedstawia uporządkowanie wariantów od poziomu najniższego do najwyższego. Warianty będące na tym samym poziomie są nieporównywalne.

Aby zaobserwować zmiany w jakości zarządzania funduszami, analizę przy zastosowaniu metody ELECTRE I przeprowadzano w kolejnych latach. Najwyższe oceny końcowe uzyskały fundusze Arka BZ WBK i CU, bowiem we wszystkich latach znajdowały się one na poziomie najwyższym lub tylko o jeden niższym. Całkiem nieźle radziły sobie fundusze DWS Top 25, Unikorona oraz Pioneer.

Tabela 2. Uporządkowanie OFI Akcji od najłabszych do najlepszych

	2003	2004	2005	2006
I	BPH DWS Plus PZU SEB3	GTFI Millennium PIONEER PZU SEB3	DWS DWS Top 25 GTFI PIONEER PZU SEB	DWS GTFI PKO/CS
II	DWS Legg Mason Millennium	DWS ING Legg Mason PKO/CS	AIG Allianz DWS Plus Legg Mason	DWS Plus PIONEER SEB SKARBIEC
III	PKO/CS SKARBIEC UniKorona	Allianz BPH DWS Plus DWS Top 25 SKARBIEC	ING Millennium	Allianz BPH DWS Top 25 ING PZU UniKorona
IV	Arka DWS Top 25 ING PIONEER	Arka CU UniKorona	PKO/CS SKARBIEC UniKorona	CU Legg Mason
V	CU		Arka BPH CU	AIG Millennium
VI				Arka

Źródło: Opracowanie własne

Zdecydowanie najłabiej wypadły w rankingu fundusze: SEB, PZU, DWS. Powtórzenie analizy z użyciem metody ELECTRE I w kolejnych latach umożliwiło zaobserwowanie powtarzalności zajmowanego przez fundusz poziomu, a w konsekwencji ocenę zarządzania funduszem. Różnice w zajmowanych poziomach w tabelach 1 i 2 wynikają z tego, że nie zawsze pomiędzy wszystkimi funduszami zachodzi relacja przewyższania. Np.: fundusz DWS Top 25 w roku

2005 w tabeli 2 został uznany za najsłabszy, ale w rzeczywistości w relacji przewyższania jest z nim tylko fundusz CU.

### Analiza skupień

Analiza skupień jako metoda grupowania pozwala wyodrębnić grupy zawierające obiekty do siebie podobne, względem jednego lub wielu kryteriów. Istnieją dwa rodzaje poszukiwania skupień: hierarchiczne i nie-hierarchiczne. Hierarchiczne metody grupowania można opisać za pomocą ogólnego schematu<sup>4</sup>. Punktem wyjścia było poddanie zmiennych wejściowych standaryzacji oraz stworzenie macierzy odległości  $D_0=[d_{ij}]$ . Jako miarę odległości wybrano odległość euklidesową. Metodologia procedury aglomeracyjnej była następująca:

- Każdy obiekt (fundusz) potraktowano jako skupienie jednoelementowe  $A_i$
- W macierzy odległości wyszukano wartość minimalną  $d_{pq}$ .
- Obiekty o minimalnej odległości połączono w jedno nowe skupienie dwuelementowe.
- Ustalono nową macierz odległości  $D_1$ , w której nowo powstałe skupienie, zastąpiło połączone w nim elementy. Odległości pozostałych obiektów od skupienia ustalono wewnątrz macierzy  $D_1$  zgodnie z przyjętą zasadą wiązania. W tym celu wybrano metodę Warda, aby zminimalizować sumę kwadratów odchyleń wewnątrz skupień.
- Następnie postępowano analogicznie aż do zebrania wszystkich obiektów w jedno skupienie.

Z metod nie-hierarchicznych w badaniu zastosowano metodę k-średnich. Metoda ta wymaga podania z góry liczby skupień. Ich liczbę ustalono na podstawie analizy hierarchicznej. Algorytm postępowania był następujący:

- Ustalono maksymalną liczbę iteracji oraz wstępny podział obiektów na  $k$  skupień.
- Dla każdej klasy obiektów obliczono środek ciężkości.
- Każdy obiekt przydzielono do grupy, dla której odległość między danym obiektem a środkiem ciężkości grupy była najmniejsza.
- Gdy nie zaszły już kolejne zmiany w podziale lub została osiągnięta maksymalna liczba iteracji, to postępowanie zakończono.

<sup>4</sup> Dobosz M. 2001

Stosując wyżej wymienione metody grupowania w poszczególnych latach wyodrębniono: w roku 2003, 2004 i 2005 po sześć skupień, a w 2006 siedem skupień. Zastosowanie metody k-średnich w zdecydowanej większości wypadków potwierdziło wyniki otrzymane metodą hierarchiczną. Wyniki grupowania przedstawia Tabela 3.

Tabela 3. Pogrupowanie OFI Akcji metodą k-średnich

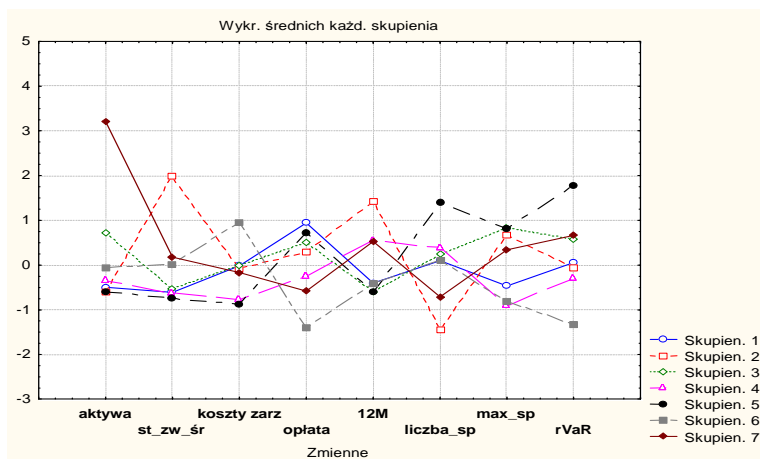
2003	2004	2005	2006
<b>SKUPIENIE 1</b>			
DWS PKO/CS UniKorona ING PIONEER	Allianz DWSPlus	AIG LeggMason Millennium	ING PIONEER SKARBIEC
<b>SKUPIENIE 2</b>			
DWSPlus PZU	DWS ING PKO/CS SEB3 SKARBIEC	ING PIONEER SEB SKARBIEC UniKorona	AIG CU DWSTop25
<b>SKUPIENIE 3</b>			
CU DWSTop25	CU DWSTop25	DWSTop25	PKO/CS SEB UniKorona
<b>SKUPIENIE 4</b>			
Arka SKARBIEC	BPH GTFI LeggMason Millennium PZU	DWS DWSPlus PZU	LeggMason PZU
<b>SKUPIENIE 5</b>			
SEB3	PIONEER	Arka BPH PKO/CS	DWS DWSPlus
<b>SKUPIENIE 6</b>			
BPH LeggMason Millennium	Arka UniKorona	Allianz CU GTFI	Allianz BPH GTFI Millennium
<b>SKUPIENIE 7</b>			
			Arka

Źródło: Opracowanie własne.

Ciekawych informacji dostarcza również wykres standaryzowanych średnich dla poszczególnych kryteriów w każdym skupieniu funduszy (rys.1). Fundusze tworzące w 2006 skupienie 1 (ING, Pioneer, Skarbiec) charakteryzowały się w porównaniu z innymi wyznaczonymi skupieniami najwyższymi opłatami za zarządzanie oraz małymi aktywami netto i małą przeciętną roczną stopą zwrotu, biorąc pod uwagę analizę wykonaną za pomocą metody ELECTRE I najlepiej z tych funduszy wypada fundusz ING. Kolejne skupienie złożone z

funduszy AIG, CU DWS Top 25 przy małych aktywach netto osiągnęły bardzo wysokie roczne stopy zwrotu, a także ich wyniki na podstawie średnich rocznych stóp zwrotu wyglądają imponująco.

Strategia inwestycyjna prowadzona przez zarządzających tymi funduszami była bardzo trafna, widać to po najniższej liczbie spadków wartości jednostek funduszy w roku 2006. Fundusze te zajmują również wysokie poziomy w rankingach uzyskanych za pomocą metody ELECTRE I. Najlepiej z nich można ocenić AIG, ponieważ był on w relacji przewyższania do większej liczby funduszy niż pozostałe z tego skupienia. Zdecydowanie najłabsze wyniki osiągnęły fundusze ze skupienia 5, (DWS i DWS Plus), ale ciekawą propozycję stwarzają fundusze zgrupowane w skupieniu 6, czyli Allianz, GTFI (obecnie Idea), BPH, Millennium. Oferują one dość dobry zysk, przy najniższym ryzyku, niestety koszty ich zarządzania są wysokie.



Rys. 1. Wykres średnich dla każdego skupienia OFI Akcji w roku 2003

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu pakietu STATISTICA

## Podsumowanie

Przedstawiona powyżej analiza z użyciem metod wielokryterialnych oraz metod aglomeracyjnych pozwoliła na uzyskanie syntetycznych informacji o OFI Akcji w poszczególnych latach oraz na zaobserwowanie pewnej powtarzalności zajmowanych pozycji.

Zastosowane metody pozwalają na ocenę strategii inwestycyjnej funduszu i jakości jego zarządzania. Są to metody o małej złożoności numerycznej przy-

datne dla osób chcących wybrać fundusz inwestycyjny. Uzyskane wyniki pozwalają na stwierdzenie, że wyłania się grupa funduszy, którym warto poświęcić oszczędności i grupa, której zdecydowanie należałoby unikać. Podkreślić należy fakt, że uzyskane wyniki mogą być jedynie narzędziem wspomagającym proces podejmowania decyzji wyboru właściwego funduszu, gdyż są one uzależnione od indywidualnych preferencji decydenta.

Metody te jednak dają możliwość dużo bardziej wszechstronnej oceny OFI niż ogólnie dostępne rankingi funduszy, opracowywane jedynie na podstawie stóp zwrotu, bądź innego pojedynczego kryterium.

### Literatura

1. Dobosz M., *Wspomagana komputerowo statystyczna analiza wyników badań*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa 2001.
2. Jackson M., Staunton M., *Advanced Modeling in Finance using Excel and VBA*, Wiley & Sons, New York 2001.
3. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
4. Roy B., *Wielokryterialne wspomaganie decyzji*. WNT, Warszawa, 1990.
5. Trzaskalik T. (red.), *Metody wielokryterialne na polskim rynku finansowym*, PWE, Warszawa 2006.
6. Hallerbach W., *Decomposing Portfolio Value at Risk: A General Analysis*, Tinbergen Institution Discussion Paper 1999, TI 99-034/2.
7. Miszczyńska D., *Ranking Otwartych Funduszy Emerytalnych – Prognozy 2004 – 2005*, Acta Univesitatis Lodziensis, Folia oeconomica nr 177, UŁ, Łódź 2004.
8. Olbryś J., Majewska E., *Analiza porównawcza ryzyka portfeli OFE z wykorzystaniem miar VaR oraz ES*, Zeszyty Naukowo-Teoretyczne PWSBiA The 21<sup>st</sup> Century: a scientific quarterly 2007, 2 (24), 239-256.

### STRESZCZENIE

Głównym celem pracy jest próba analizy porównawczej atrakcyjności inwestycyjnej OFI Akcji działających w Polsce w latach 2003–2006. Badanie polega na grupowaniu funduszy w kolejnych latach, przy uwzględnieniu wielu mierników oceny ich działalności oraz sprawdzeniu powtarzalności uzyskanych wyników w następujących po sobie okresach. Do grupowania i oceny funduszy użyto metody wielokryterialnej (ELECTRE I) oraz metod aglomeracyjnych. W przedstawionej analizie użyto 8 czynni-

ków ekonomicznych, które pełnią rolę kryteriów. Uzyskane wyniki mogą posłużyć potencjalnym inwestorom przy wyborze najlepszego funduszu z danej klasy oraz stanowić cenne narzędzie wspomagające podejmowanie decyzji uczestników rynku finansowego w Polsce.

## MULTICRITERIAL ANALYSIS OF MUTUAL FUNDS

### SUMMARY

The main purpose of the article is to evaluate the activity of Mutual Funds in Poland and to try forecasting perspectives for futures. Methods of multicriterial discrete optimization (ELECTRE I) and cluster analysis have been used to clustering Investment Funds. The analysis is based on 8 criteria and covers data related to the activity mutual funds in Poland from years 2003-2006. The joining has been applied to mutual funds. By means of ranks and clusters created in each year, authors make an effort forecasting the rank for the next period. There is also the interpretation and analysis of obtained results. This research makes potential decision-maker's aware of investment attractiveness fund in relation to other funds included in the same class. It is envisaged that this research will be useful information for potential participants of financial market.

*Translated by M. Ostapowicz*

*Dr hab. Prof. UŁ Nina Łapińska-Sobczak*  
Uniwersytet Łódzki  
lapinska@uni.lodz.pl

*Mgr Marta Ostapowicz*  
Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Białymstoku  
kocmar@interia.pl





MONIKA MARCINKOWSKA

## **PROMOCJA NAJLEPSZYCH PRAKTYK W ZAKRESIE RAPORTÓW ROCZNYCH**

### **Wprowadzenie**

Informacje są zasobem o kluczowym znaczeniu dla rynków finansowych, stąd regulatorzy i organizacje środowiskowe starają się wpływać na przedsiębiorstwa, wskazując na wymagany i pożądany zakres informacji, które powinny być ujawniane publicznie. Służą temu przede wszystkim przepisy prawa i kodeksy władztwa korporacyjnego i promowanie dobrych praktyk. W Polsce wytyczne odnośnie zawartości sprawozdań są zawarte przede wszystkim w ustawie o rachunkowości, Międzynarodowych Standardach Rachunkowości, a w przypadku niektórych podmiotów, dodatkowo w rozporządzeniach Ministra Finansów i rozporządzeniach Rady Ministrów. Regulacje te wyznaczają minimalny zakres informacji, jakie poszczególne rodzaje podmiotów są zobligowane podawać do publicznej wiadomości w stosowanych terminach. Wiele osób odpowiedzialnych za ujawnianie informacji o swym przedsiębiorstwie uważa, że należy jedynie ograniczyć się do wypełnienia owych wymagań. Są wszakże i tacy, którzy dostrzegają, że prezentowanie informacji o spółce może stanowić źródło przewagi konkurencyjnej. W sytuacji, gdy interesariusze zainteresowani są tanim i łatwym pozyskaniem wiarygodnych, kompletnych i trafnych informacji (najlepiej z jednego źródła), przedłożenie ich w jednym dokumencie przez samo przedsiębiorstwo jest pozytywnie oceniane przez poszukujących informacji.

Celem niniejszego opracowania jest prezentacja raportu rocznego jako dokumentu, który prezentuje sposób tworzenia wartości spółki, a także wskazanie inicjatyw propagujących rozszerzanie zakresu i zwiększanie jakości ujawnień.

### **Raport roczny jako źródło informacji o tworzeniu wartości spółki**

Tradycyjnie raport roczny rozumiany jest przede wszystkim jako dokument zawierający głównie (jeśli nie jedynie) historyczne dane finansowe, ograniczone do informacji o charakterze ilościowym, wyrażonych w kategoriach monetarnych. Raport roczny powinien ułatwić poznanie, ocenę i wycenę podmiotu, a to jest niemożliwe gdy interesariusze dysponują jedynie takim tradycyjnym raportem. Wsuwane są zatem postulaty zwiększenia zakresu informacji podawanych przez spółki do publicznej wiadomości. Szerszy zakres ujawnień ma na celu zwiększenie przejrzystości funkcjonowania przedsiębiorstwa, ukazanie zainteresowanym stronom (w szczególności, choć nie wyłącznie - inwestorom) prawdziwego i rzetelnego obrazu spółki. Raport roczny spółki winien być zatem uzupełniony o szereg informacji umożliwiających bliższe poznanie samej spółki, warunków w jakich operuje, kluczowych czynników generujących jej wartość, a także jej strategii, planów i zamierzeń oraz głównych czynników ryzyka jej funkcjonowania.

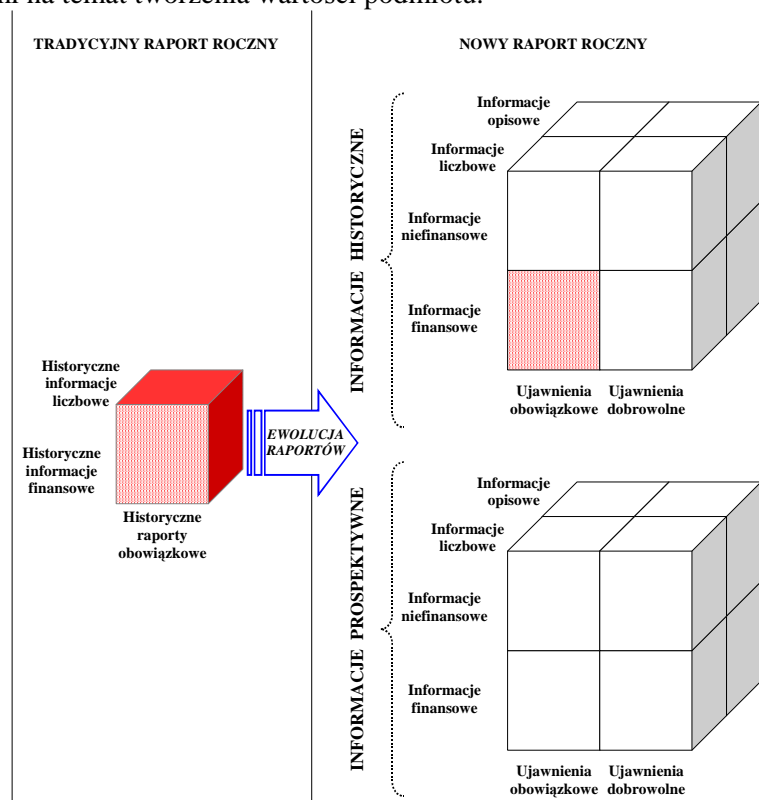
Raporty roczne spółek przechodzą obecnie transformację; podejmuje się próbę odejścia od sprawozdawczości finansowej na rzecz sporządzania kompleksowych raportów biznesowych. Zmiany modelu sprawozdawczości są rezultatem różnorodnych inicjatyw i wynikają przede wszystkim z:

- wymagań stawianych przez prawodawców, twórców standardów, organów regulujących funkcjonowanie rynków i instytucji nadzorczych;
- żądań zgłaszanych przez różne kręgi interesariuszy spółek;
- działań podejmowanych przez przedsiębiorstwa świadome potrzeby zmian i stawiające sobie wysokie wymagania odnośnie do zasad etycznego biznesu.

Raporty roczne podlegają współcześnie zmianom w czterech płaszczyznach (patrz rys. 1):

- informacje finansowe są uzupełniane informacjami niefinansowymi;
- informacjom liczbowym towarzyszą informacje opisowe (kwalitatywne);
- spółki ujawniają nie tylko informacje wymagane prawem, lecz także dokonują tzw. ujawnień dobrowolnych;
- raport nie koncentruje się wyłącznie na historycznych wynikach, ale dostarcza również informacji pozwalających na ocenę kształtowania się sytuacji spółki w przyszłości.

Jesteśmy świadkami transformacji systemu raportowania, polegającej na przechodzeniu od statycznej sprawozdawczości finansowej, (adresowanej głównie do inwestorów), w kierunku stale rozwijającego się dialogu z interesariuszami na temat tworzenia wartości podmiotu.



Rys. 1. Ewolucja raportu rocznego

Źródło: M. Marcinkowska, *Roczny raport z działań i wyników przedsiębiorstwa. Nowe tendencje w sprawozdawczości biznesowej*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2004, s. 10.

Jaka powinna być zatem zawartość zorientowanego rynkowo raportu rocznego? Odpowiedzią są oczekiwania i potrzeby informacyjne interesariuszy spółki: podstawowy zakres informacji, który powinien znaleźć się w raporcie pokrywa się z głównym zakresem uzasadnionych potrzeb informacyjnych użytkowników sprawozdań.

Należy zatem przede wszystkim przeprowadzić analizę samych interesariuszy oraz ich potrzeb informacyjnych. Rozważając rodzaj, zakres i sposób prezentacji ujawnianych informacji, spółka powinna zastanowić się nad tym, do

kogo je adresuje, czyli wyodrębnić krąg osób i instytucji, które zainteresowane są informacjami na temat jej działalności.

Kolejnym etapem jest szczegółowa analiza grup interesów. Ocenie powinny podlegać przede wszystkim: siła interesariuszy, przewidywalność ich reakcji i działań oraz przejawiane zainteresowanie sprawami spółki. Na podstawie takiej wiedzy o interesariuszach i ich oczekiwaniach przedsiębiorstwo może ukształtować swoją politykę informacyjną względem nich. Komunikując się ze swymi interesariuszami w przejrzysty sposób, przedsiębiorstwo może w pewnym zakresie wpływać na ich oczekiwania i kształtować postawy.

Wychodząc naprzeciw uzasadnionym potrzebom interesariuszy, należałoby w raporcie zawrzeć szereg informacji – dwa najbardziej podstawowe obszary informacji to<sup>1</sup>:

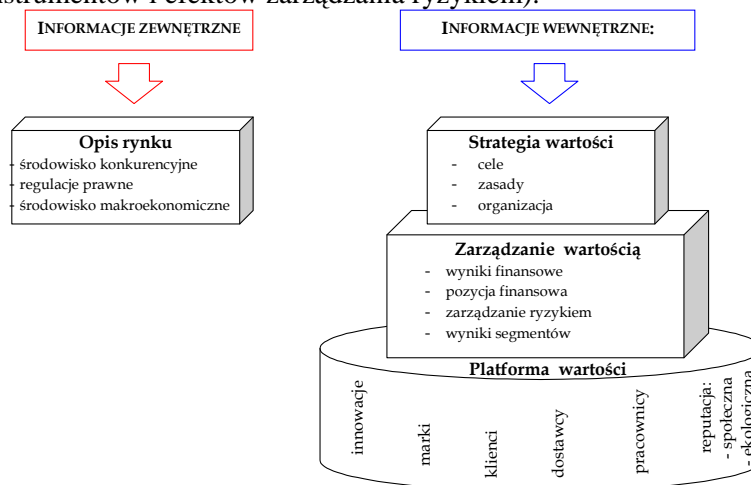
- informacje o tym, co tworzy wartość spółki – tu zwłaszcza informacje o niematerialnych, niefinansowych źródłach tej wartości (a zatem czynnikach tworzących tzw. „wewnętrznie generowaną wartość firmy”, zwaną też kapitałem intelektualnym przedsiębiorstwa);
- informacje o głównych obszarach ryzyka, podstawowych zagrożeniach – zarówno w obrębie jej samej, jak i tkwiących w jej otoczeniu.

Wartość jest zagadnieniem bardzo subiektywnym; tym bardziej zatem raport winien wskazywać w jakich czynnikach sama spółka upatruje źródeł swej wartości i w jaki sposób zarządza nimi dla zwiększania owej wartości. Rys. 2 przedstawia schematycznie ogólny model raportu rocznego, koncentrującego się na prezentowaniu wartości przedsiębiorstwa – jej źródeł, uwarunkowań i zarządzania nią.

Optymalny raport powinien zawierać pełny zestaw informacji niezbędnych do zdiagnozowania kondycji spółki. Potrzeby informacyjne użytkowników i postulaty dotyczące dodatkowych ujawnień sprowadzają się do wymogu prezentacji potencjału przedsiębiorstwa – jego zdolności do przetrwania na rynku i tworzenia wartości dla interesariuszy. Osnową każdego raportu winna być prezentacja tworzenia wartości oraz realizacji innych najistotniejszych celów interesariuszy. Treść raportu winna zatem umożliwić ocenę realizacji tych celów i przyszłych perspektyw spółki, czyli analizę tworzenia wartości. Niezbędne jest wszelako przedstawienie także czynników, które mogą negatywnie wpływać na

<sup>1</sup> Szerzej: M. Marcinkowska, *Roczny raport z działań i wyników przedsiębiorstwa. Nowe tendencje w sprawozdawczości biznesowej*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2004.

działalność podmiotu i realizację jego celów, a zatem omówienie źródeł zagrożeń i ryzyka oraz sposobów radzenia sobie z nimi przez spółkę (zasad, organizacji, instrumentów i efektów zarządzania ryzykiem).



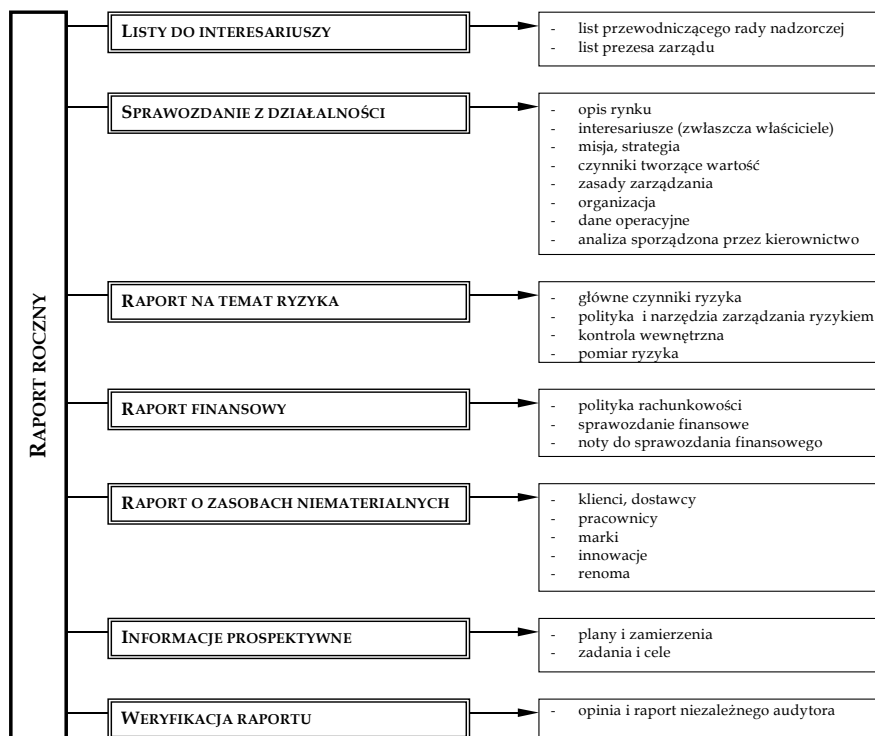
Rys. 2. Model raportowania wartości

Źródło: opracowanie własne na podstawie R.G. Eccles i in., *The Value Reporting Revolution. Moving Beyond the Earnings Game*, John Wiley & Sons, New York 2001.

Rys. 3 wskazuje propozycję struktury i zakresu raportu rocznego, uwzględniającą ogólne wymogi regulacyjne oraz potrzeby informacyjne głównych interesariuszy.

Polityka informacyjna przedsiębiorstwa kształtowana jest przede wszystkim przez wymogi prawne oraz potrzeby informacyjne interesariuszy. W przypadku, gdy nie istnieje formalny wymóg ujawnienia informacji, a jest on zgłaszany przez interesariuszy spółki, może wystąpić tzw. dobrowolne ujawnienie.

To, czy przedsiębiorstwo faktycznie zdecyduje się na nie, zależy od jego polityki w zakresie kształtowania relacji z różnymi grupami interesów, na którą w dużej mierze wpływa analiza zainteresowanych funkcjonowaniem spółki stron. Wśród kryteriów decyzyjnych zasadnicze znaczenie ma analiza ekonomiczna. W odniesieniu do wszystkich informacji, których publikacja nie jest wymagana prawem, stawia się zawsze postulat, aby korzyści z nich osiągnąć co najmniej równoważyły koszty ich wygenerowania.



Rys. 3. Pożądana struktura raportu rocznego przedsiębiorstwa

Źródło: M. Marcinkowska, *Roczny raport z działań i wyników przedsiębiorstwa*, op. cit., s. 77.

Pojawiają się tu jednak dwa problemy: wiele kosztów i korzyści może mieć charakter niewymierny, nie istnieje zatem możliwość ich wiarygodnego zmierzenia i porównania; porównanie kosztów i korzyści jest o tyle trudne, że mogą mieć one charakter subiektywny – poszczególne osoby różnie postrzegają skutki ujawnienia określonej informacji i odmiennie oceniają ich znaczenie i siłę. Ponadto, kto inny zazwyczaj ponosi koszty, a kto inny osiąga korzyści. Korzyści z ujawnienia informacji w raporcie rocznym rzadko są bezpośrednio odczuwane przez spółkę; to przede wszystkim jej interesariusze korzystają z informacji i osiągają korzyści z ich posiadania. Korzyści dla przedsiębiorstwa mają w większości przypadków charakter pośredni; pojawiają się one na skutek określonych działań i postaw lepiej poinformowanych interesariuszy. Innym czynnikiem ograniczającym zakres raportu jest także zdolność do wykorzystania informacji. Obecne zdolności do wytwarzania informacji dalece przekraczają możliwości ich wnikliwego przeanalizowania i adekwatnego wykorzystania.

W rezultacie jest pożądane zrezygnowanie z nieprzydatnych (lub mniej przydatnych) informacji na korzyść tych, które są bardziej istotne w procesie podejmowania decyzji.

### **Inicjatywy ciał regulacyjnych i środowiskowych promujące wyższą jakość ujawnień**

Promując poprawę jakości ujawnień wskazuje się, że korzyści powinny odnieść zarówno same przedsiębiorstwa, jak i ich właściciele. Wśród potencjalnych korzyści wymienia się: niższy średni koszt kapitału, zwiększoną wiarygodność i polepszenie relacji inwestorskich, dostęp do bardziej płynnych rynków o mniejszych zmianach cen między transakcjami, prawdopodobieństwo dokonywania lepszych decyzji inwestycyjnych, mniejsze niebezpieczeństwo procesów sądowych o podanie nieodpowiednich informacji i lepsza ochrona przed takimi procesami. Zauważa się również, że istnieje szereg korzyści, jakie potencjalnie odniesie cała gospodarka: bardziej efektywna alokacja kapitału, efekt inwestycyjny niższego kosztu kapitału, bardziej płynne rynki kapitałowe<sup>2</sup>. Z drugiej strony podkreśla się, że z kolei wąski zakres ujawnień niesie za sobą szereg negatywnych skutków. Podstawowe z nich to potencjalne koszty ogólnogospodarcze: ryzyko *insider trading*, wyższy koszt kapitału i trudności z pozyskaniem kapitału, niewłaściwa alokacja kapitału, zniekształcenie informacji o wynikach i zaniżenie oceny „pracowników wiedzy”, zwiększona zmienność cen akcji, zwiększone ryzyko inwestycyjne<sup>3</sup>.

Zarówno regulatorzy rynkowi, jak i ciała środowiskowe, aktywnie włączają się w kampanię na rzecz zwiększania zakresu i jakości informacji ujawnianych przez spółki. Należy tu wymienić w szczególności badania, wytyczne i działania edukacyjne dotyczące sprawozdawczości (a także etyki zawodowej) podejmowane przez:

---

<sup>2</sup> *Improving Business Reporting: Insights into Enhancing Voluntary Disclosures*, Steering Committee Report Business Reporting Research Project, FASB, 2001

<sup>3</sup> Ch. Leadbetter, *New measures for the new economy*, A discussion paper for the ICAEW, Centre for Business Performance, London 2000; M. Gaved, *Closing the communication gap: disclosure and institutional shareholders*, ICAEW, London 1997

- twórców regulacji: np. FASB (*Business Reporting Research Project*)<sup>4</sup>, IFAC (*Financial Reporting Supply Chain*)<sup>5</sup>, IAASB (*Code of Ethics* oraz *Assurance Engagements*)<sup>6</sup>, IASB<sup>7</sup> i IASC Foundation<sup>8</sup>, Komisję Europejską, IOSCO<sup>9</sup>,
- stowarzyszenia certyfikowanych rachunkowców i inne organizacje księgowych i finansistów: np. ICAEW<sup>10</sup>, CICA, AICPA, Fédération des Experts Comptables Européens (FEE), CFA (dawniej AIMR), CIMA,
- inne stowarzyszenia i organizacje środowiskowe: AccountAbility<sup>11</sup>, Global Reporting Initiative<sup>12</sup>, Group of 100 Inc<sup>13</sup>, Financial Executives International<sup>14</sup>, Investor Relations Society.

Nie bez znaczenia są także działania podejmowane przez firmy konsultingowe (w szczególności należy wymienić PricewaterhouseCoopers<sup>15</sup>), a także same przedsiębiorstwa, które starają się własnym przykładem dowieść, że dobra sprawozdawczość biznesowa może stanowić przewagę konkurencyjną.

Duże znaczenie w promowaniu samej idei publikowania wysokiej jakości raportów biznesowych i upowszechnianiu najlepszych praktyk w tym obszarze, mają konkursy na najlepsze raporty roczne i najlepsze praktyki relacji inwestor-

<sup>4</sup> W. Upton jr., *Special Report: Business and Financial Reporting. Challenges from the New Economy*, Financial Accounting Series nr 219-A, FASB, 2001; *Improving Business Reporting...*, op. cit.

<sup>5</sup> *Financial Reporting Supply Chain: Current Perspectives and Directions*, IFAC, New York, March 2008; *Financial Reporting on the Internet*, IFAC, 2002; *Rebuilding Public Confidence in Financial Reporting. An International Perspective*, IFAC 2003.

<sup>6</sup> *2007 Handbook of International Auditing, Assurance, and Ethics Pronouncements*, IAASB, 2007

<sup>7</sup> *Discussion Paper - Management Commentary*, IASB, November 2005.

<sup>8</sup> *How to Review an IFRS XBRL Taxonomy – International Financial Reporting Standards Taxonomy Guidance*, IASC Foundation, XBRL International, 2004

<sup>9</sup> *Transparency and Market Fragmentation. Report from the Technical Committee of the International Organization of Securities Commissions*, IOSCO, 2001.

<sup>10</sup> *M.in.: Information for Better Markets. New Reporting Models for Business*, ICAEW, London 2003; *Financial Reporting of Risk. Proposals for a Statement of Business Risk*, ICAEW, London 1997; *No Surprises: Working for Better Risk Reporting*, ICAEW, London 2002; *Guidance for Audit Committees – Evaluating Your Auditors*, ICAEW, London 2003; *N. Turnbull, Internal Control: Guidance for Directors on the Combined Code*, ICAEW, London 1999.

<sup>11</sup> *AA1000 Series (Framework – 1999, Assurance Standard – 2003, Stakeholder Engagement Standard – 2005)*

<sup>12</sup> *Sustainability Reporting Guidelines*, Global Reporting Initiative, 2006

<sup>13</sup> *Guide to Review of Operations and Financial Condition*, Group of 100 Inc, 2003; *Sustainability: A Guide to Triple Bottom Line Reporting*, Group of 100 Inc., 2003.

<sup>14</sup> *Improving Financial Management, Financial Reporting and Corporate Governance*, FEI, 2002.

<sup>15</sup> *Good Practices in Corporate Reporting*, [www.pwc.com](http://www.pwc.com) i [www.corporatereporting.com](http://www.corporatereporting.com)



skich. Konkursy takie są organizowane zwykle przez instytucje regulacyjne i nadzorcze, ciała środowiskowe (w tym przez wymienione wyżej) oraz giełdy papierów wartościowych<sup>16</sup>, na ogół patronat obejmują media biznesowe.

W Polsce od trzech lat przeprowadzany jest konkurs na najlepszy raport roczny wg MSSF/MSR. Organizatorem konkursu jest Instytut Rachunkowości i Podatków. „Idea konkursu jest stworzenie uznanych standardów sporządzania raportów rocznych wg MSSF/MSR, zgodnie z zaleceniami IFAC i dobrymi praktykami w tym zakresie a tym samym promowanie firm przygotowujących najlepsze skonsolidowane raporty roczne sporządzone wg MSSF/MSR z punktu widzenia wartości użytkowej dla akcjonariuszy i inwestorów. Konkurs przeznaczony jest dla wszystkich spółek przygotowujących skonsolidowane raporty roczne wg MSSF/MSR. Są to głównie spółki giełdowe (polskie i zagraniczne) oraz inne spółki objęte obowiązkiem przygotowania sprawozdania finansowego wg Międzynarodowych Standardów Rachunkowości od 1 stycznia 2005 r., często spółki z kapitałem zagranicznym, a także pozostałe firmy dobrowolnie sporządzające skonsolidowane raporty roczne wg MSSF/MSR, mające ambicje przygotowania rzetelnego raportu rocznego dla swoich interesariuszy”<sup>17</sup>.

Kapituła Konkursu pracuje w trzech zespołach eksperckich, oceniających:

- sprawozdanie z działalności – 30 punktów,
- zastosowanie MSSF/MSR – 40 punktów,
- wartość użytkową raportów rocznych – 30 punktów,

Łącznie raport roczny może otrzymać 100 punktów.

W pierwszej grupie ocenie poddane jest sprawozdanie z działalności - zarówno pod kątem spełnienia wymogów prawnych<sup>18</sup>, jak i prezentacji dobrowolnych ujawnień (w tym: prezentacja działalności jednostki, charakterystyka branży, opis wyników historycznych i prognozowanych, informacje o kierownictwie i akcjonariacie, opis ryzyka i zasad zarządzania nim, prezentacja strategii rozwoju i planów długoterminowych, dane niefinansowe). Drugim zespołem ocenia sprawozdania finansowe (wraz z notami). Trzecim elementem oceny jest ogólna wartość użytkowa raportu rocznego (w tym: informacje o przyszłości z

---


<sup>16</sup> Patrz np. [www.ir-soc.org.uk](http://www.ir-soc.org.uk), [www.irexcellenceawards.com](http://www.irexcellenceawards.com)

<sup>17</sup> [http://www.irip.pl/raport\\_roczny.html](http://www.irip.pl/raport_roczny.html)

<sup>18</sup> Ustawa z dnia 29 września 1994 r. o rachunkowości, tj: Dz.U. 2002 nr 76 poz. 694, ze zm., Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 19 października 2005 r. w sprawie informacji bieżących i okresowych przekazywanych przez emitentów papierów wartościowych, Dz.U. 2005 nr 209 poz. 1744.

uwzględnieniem czynników ryzyka, oświadczenie w zakresie przestrzegania ładu korporacyjnego, jakość relacji inwestorskich, kompletność i spójność oraz jasna i logiczna prezentacja danych oraz dostępność raportu rocznego w Internecie).

Tabela 1. Laureaci konkursu na najlepszy raport roczny

Edycja konkursu Kategoria		
Nagroda główna: Przedsiębiorstwa	1. PKN Orlen SA 2. Grupa Lotos SA 3. KGHM Polska Miedź SA	1. PKN Orlen SA 2. KGHM Polska Miedź SA 3. PGNiG S.A
Nagroda główna: Banki i instytucje finansowe	1. ING Bank Śląski SA 2. Bank Pekao SA 3. BPH SA	1. BRE Bank S.A. 2. Bank BPH SA 3. Bank Pekao SA
Sprawozdanie Zarządu	Spin SA Kredyt Bank SA	KGHM Polska Miedź SA BRE Bank SA
Zastosowanie MSR	Alma Market SA BRE Bank SA	ZELMER SA BANK Millennium SA
Najlepsza wartość użytkowa raportu	PKN Orlen SA BPH SA	Grupa Kęty SA BANK BPH SA

Źródło: opracowanie własne na podstawie [http://www.irip.pl/raport\\_roczny.html](http://www.irip.pl/raport_roczny.html)

Kapituła konkursu wyłania laureatów (nagrody główne) w dwóch kategoriach: przedsiębiorstwa oraz banki i instytucje finansowe. Ponadto każdy z zespołów oceniających ma prawo przyznać wyróżnienia w ramach swojej grupy kryteriów. Dodatkowo przyznawana jest nagroda za komunikację spółki z inwestorami (nagroda specjalna GPW w Warszawie SA). Patronat honorowy nad tegoroczną edycją konkursu objęli: KNF, GWP, KDPW, Stowarzyszenie Emitentów Giełdowych, Business Centre Club. Poniższa tabela prezentuje laureatów dwóch pierwszych edycji konkursu „Best Annual Report”.

Oprócz wspomnianego konkursu organizowane są także konferencje, szkolenia i warsztaty, na których prezentowane są wymogi prawne oraz najlepsze praktyki w zakresie sprawozdawczości biznesowej.

Konkurs zyskuje coraz większą popularność (choć w dalszym ciągu przystępuje do niego relatywnie niewielka część spółek notowanych na GPW), a co istotne - obserwowana jest poprawa zakresu i jakości ujawnień... co wszak jest głównym celem tego typu przedsięwzięć.

### Literatura

1. 2007 Handbook of International Auditing, Assurance, and Ethics Pronouncements, IAASB, 2007.
2. *Discussion Paper - Management Commentary*, IASB, November 2005.
3. Eccles R.G. i in., *The Value Reporting Revolution. Moving Beyond the Earnings Game*, John Wiley & Sons, New York 2001
4. *Financial Reporting of Risk*. Proposals for a Statement of Business Risk, ICAEW, London 1997
5. *Financial Reporting on the Internet*, IFAC, 2002
6. *Financial Reporting Supply Chain: Current Perspectives and Directions*, IFAC, New York, March 2008
7. Gaved M., *Closing the communication gap: disclosure and institutional shareholders*, ICAEW, London 1997
8. *Guidance for Audit Committees – Evaluating Your Auditors*, ICAEW, London 2003
9. *Guide to Review of Operations and Financial Condition*, Group of 100 Inc, 2003
10. *How to Review an IFRS XBRL Taxonomy – International Financial Reporting Standards Taxonomy Guidance*, IASC Foundation, XBRL International, 2004
11. *Improving Business Reporting: Insights into Enhancing Voluntary Disclosures*, Steering Committee Report Business Reporting Research Project, FASB, 2001
12. *Improving Financial Management, Financial Reporting and Corporate Governance*, FEI, 2002.
13. *Information for Better Markets. New Reporting Models for Business*, ICAEW, London 2003
14. Leadbetter Ch., *New measures for the new economy*, A discussion paper for the ICAEW, Centre for Business Performance, London 2000
15. Marcinkowska M., *Roczny raport z działań i wyników przedsiębiorstwa. Nowe tendencje w sprawozdawczości biznesowej*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2004.
16. *No Surprises: Working for Better Risk Reporting*, ICAEW, London 2002
17. *Rebuilding Public Confidence in Financial Reporting. An International Perspective*, IFAC 2003.

18. Rozporządzenie Ministra Finansów z dnia 19.10.05 r. w sprawie informacji bieżących i okresowych przekazywanych przez emitentów papierów wartościowych, Dz.U. 2005 nr 209 poz. 1744.
19. *Sustainability Reporting Guidelines*, Global Reporting Initiative, 2006
20. *Sustainability: A Guide to Triple Bottom Line Reporting*, Group of 100 Inc., 2003.
21. Transparency and Market Fragmentation. Report from the Technical Committee of the International Organization of Securities Commissions, IOSCO, 2001.
22. Turnbull N., *Internal Control: Guidance for Directors on the Combined Code*, ICAEW, London 1999.
23. Upton W. jr., *Special Report: Business and Financial Reporting*. Challenges from the New Economy, Financial Accounting Series nr 219-A, FASB, 2001.
24. Ustawa z dnia 29 września 1994 r. o rachunkowości, tj: Dz.U. 2002 nr 76 poz. 694.

### STRESZCZENIE

Opracowanie wskazuje na zmieniające się oczekiwania wobec sprawozdawczości biznesowej, wskazując, że raport roczny przedsiębiorstwa powinien zawierać informacje umożliwiające dokonanie całościowej oceny spółki, a zatem: informacje o tym, co tworzy wartość spółki oraz informacje o głównych obszarach ryzyka. Wymieniono także korzyści wynikające z publikowania raportów o wysokiej jakości. Następnie wskazano inicjatywy instytucji regulacyjnych i ciał środowiskowych promujące zwiększony zakres i wysoką jakość ujawnień dokonywanych przez przedsiębiorstwa. W szczególności omówiono konkurs na najlepszy raport roczny, jako inicjatywę promującą najlepsze praktyki i upowszechniającą wiedzę o zasadach i metodach komunikacji z interesariuszami.

### PROMOTING BEST PRACTICE IN ANNUAL REPORTING

#### SUMMARY

The paper indicates changing requirements concerning business reporting, pointing that company's annual report should include the information necessary for its holistic assessment: i.e. information about its value drivers and about the main risks areas. The benefits of improved reporting are also cited. After that the initiatives of regulatory institutions and environmental bodies promoting enhanced scope and quality of disclosures are presented. Especially the best annual report competition is described, as an

initiative promoting best practice and popularizing the knowledge about the principles and methods of company's communication with stakeholders.

*Translated by M. Marcinkowska*

*Dr hab. Prof. UŁ Monika Marcinkowska,  
Uniwersytet Łódzki  
marcin@uni.lodz.pl*

GRAŻYNA TRZPIOT

## IMPLEMENTACJA METODOLOGII REGRESJI KWANTYLOWEJ W ESTYMACJI VAR<sup>1</sup>

### Wprowadzenie

Artykuł koncentruje się na możliwości zastosowania regresji kwantylowej w rzeczywistych analizach danych. Ponieważ w danych finansowych mamy zazwyczaj wysoką asymetrię badanych rozkładów klasyczna regresja nie wyznacza dobrych estymatorów. Nie spełnione warunki modelowania MNK dają w rezultacie przeszacowania rzeczywistych wartości. Własności przyszłego rozkładu są nieznane, badacz nie może arbitralnie narzucić restrykcyjnych założeń modelu. To powoduje skierowanie celu badań na poszukiwanie modelu, który byłby odporny na złą specyfikację modelu. Klasyczny estymator średniej oczywiście jest czuły na obserwacje oddalone od średniej i różnie błąd średniokwadratowy estymacji.

Jedną z najważniejszych miar zagrożenia ryzyka rynkowego – VaR opisuje górną granicę strat w tym sensie, że przekraczamy ten wyznaczony poziom ze znanym, z góry ustalonym prawdopodobieństwem  $\alpha$ . Warunkowa informacja, którą posiadamy w czasie  $t$ , wyznacza wartość VaR w momencie czasu  $t+h$  dla jednej jednostki inwestycji i jest ujemnym kwantylem rzędu  $\alpha$ , dla  $0 < \alpha < 1$ , warunkowego rozkładu stopy zwrotu inwestycji

$$\text{VaR}_{t+h}^{\alpha} = -Q_{\alpha}(r_{t+h}|F_t) = -\inf_x \{x \in \mathbb{R} : P(r_{t+h} \leq x | F_t) \geq \alpha\} \quad (1)$$

gdzie  $Q_{\alpha}(\cdot)$  zapisuje kwantyl rzędu  $\alpha$ ,  $r_t$  jest stopą zwrotu portfela w momencie czasu  $t$ ,  $F_t$  reprezentuje informacje dostępne w momencie czasu  $t$ .

<sup>1</sup> Praca zrealizowana w ramach grantu nr N111 003 32/0262

Celem implementacji jednowymiarowych miar bazujących na definicji VaR wykorzystywano estymatory wartości kwantyli odpowiednio na lewym ogonie rozkładu stopy zwrotu dla określonych ustalonych momentów w czasie. Istniejące metody, najbardziej znane podejścia, można sklasyfikować następująco: historyczna symulacja wykorzystująca rozkład empiryczny bazujący na (możliwie przefiltrowanych) przeszłych obserwacjach, metody Monte Carlo czy metoda wariancji kowariancji [7]. Następnie parametryczne modele wykorzystujące rozkłady stopy zwrotu zawierające oraz uwzględniające dynamikę zmienności oraz modele bazujące na teorii wartości ekstremalnych w rozkładzie ogona rozkładu stopy zwrotu. Kolejnym rozszerzeniem metodologii było włączenie metod statystyki wielowymiarowej (Principal Components Analysis) [8, 10] oraz wykorzystanie metod nieparametrycznych [9]. Celem artykułu jest implementacja wybranych modeli estymacji VaR bazujących na kwantylowej regresji [11] modelującej wartość ustalonego kwantyla, w miejsce całego rozkładu.

### Estymacja VaR – modele z regresją kwantylową

Szacowanie wartości VaR może w sposób naturalny być powiązane się z wykorzystaniem regresji kwantylowej. Aby estymować warunkowe wartości kwantyli, szereg czasowy konkretnego kwantyla jest modelowany z wykorzystaniem wszystkich dostępnych informacji. Nie ma założeń, co do typu rozkładu stopy zwrotu. Podstawowa idea tego podejścia to modelowanie warunkowego kwantyla rzędu  $\alpha$ :

$$Q_{\alpha}(r_t | X_t) = - \text{VaR}_t \quad (2)$$

jako funkcję informacji zawartych w zmienności  $X_t \in F_{t-1}$ ,  $r_t$  jest stopą zwrotu portfela w momencie czasu  $t$ ,  $F_t$  reprezentuje informacje dostępne w momencie czasu  $t$ .

$$\text{VaR}_t = - g_{\alpha}(X_t; \beta_t) \quad (3)$$

gdzie  $g_{\alpha}(\cdot; \cdot)$ , wektor parametrów  $\beta$  zależy od  $\alpha$ . Dobry przykład trafnej, dobrej informacji oraz postaci analitycznej funkcyjonału powinien być bliski aproksymacji kwantyla w populacji. Koenker i Bassett [5] uogólnili regresję liniową poprzez przeniesienie uwagi z warunkowej średniej na warunkowe kwantyle. Jak pokazano w Koenker i Portnoy [6], kwantyl z próby można wyznaczyć jako:

$$\min_{\beta \in \mathbf{R}} \left\{ \sum_{r_t \geq \beta} \alpha |r_t - \beta| + \sum_{r_t < \beta} (1 - \alpha) |r_t - \beta| \right\} \quad (4)$$

Rozwijając klasyczne zadanie regresji liniowej Koenker i Bassett [5] zdefiniowali estymator regresji kwantylowej rzędu  $\alpha$  jako:

$$\hat{\beta}(\alpha) = \min_{\beta \in \mathbf{R}^k} \left\{ \sum_{r_t \geq x_t \beta} \alpha |r_t - x_t \beta| + \sum_{r_t < x_t \beta} (1 - \alpha) |r_t - x_t \beta| \right\} \quad (5)$$

gdzie  $x_t$  jest nielosowym wektorem.

Zadanie minimalizacji związane z regresją kwantylową jest równoważne następującemu zadaniu programowania liniowego:

$$\min \{ \alpha \mathbf{1}' \mathbf{r}^+ + (1 - \alpha) \mathbf{1}' \mathbf{r}^- \} \quad (6)$$

przy ograniczeniach

$$y = \mathbf{X}b + \mathbf{r}^+ + \mathbf{r}^- \\ (\mathbf{b}, \mathbf{r}^+, \mathbf{r}^-) \in \mathbf{R}^k \times \mathbf{R}_+^{2T}$$

gdzie  $\mathbf{1}$  jest wektorem jednostkowym  $T$  wymiarowym.

Klasyczny model regresji liniowej  $E(y_t | x_t) = b_0 + x_t b_1$  zastąpiony został regresją kwantylową, zmienną objaśnianą jest kwantyl rzędu  $\alpha$ :  $Q_\alpha(y_t | x_t) = b_0(\alpha) + x_t b_1(\alpha)$ . Jeżeli  $b(\alpha)$  nie zależy od  $\alpha$ , model kwantylowy redukuje się do modelu warunkowej średniej ze stałą wariancją błędu dopasowania. Jeżeli  $b(\alpha)$  zależy od  $\alpha$  model specyfikuje wariancję taką, że kwantyl rozkładu  $y_t$  zależy od  $x_t$ . To podejście zawiera również heteroscedastyczne modele, w których wariancja zależy od zmiennych niezależnych. Model kwantylowy jednak odbiega od heteroscedastycznej specyfikacji.

Podstawowym założeniem modelu liniowej regresji kwantylowej przeniesionej do opisu rynku jest zależność  $\mathbf{r}_t = \mathbf{x}_t' \beta_\alpha + \mu_{t,\alpha}$ . Zauważmy, że rozkład błędu nie jest wyspecyfikowany. Jedynym założeniem modelu jest postać warunkowej funkcji rozkładu kwantyla zapisana następująco  $Q_\alpha(\mathbf{r}_t | \mathbf{x}_t) = \mathbf{x}_t' \beta_\alpha$  (czyli kwantyl stopy zwrotu portfela  $r_t$  jest liniową funkcją ekspozycji stylu) oraz  $Q_\alpha(\mu_{t,\alpha} | \mathbf{x}_t) = 0$ .

Naturalnym rozszerzeniem funkcji celu do ogólnego możliwie też nieliniowego przypadku była propozycja zapisana w pracy Engle'a i Manganelli [2]:

$$\min_{\beta \in \mathbf{R}^k} \left\{ \sum_{r_t \geq -\mathbf{VaR}_t} \alpha |\mathbf{r}_t + \mathbf{VaR}_t| + \sum_{r_t < -\mathbf{VaR}_t} (1 - \alpha) |\mathbf{r}_t + \mathbf{VaR}_t| \right\} \quad (7)$$



Zgodność i asymptotyczną normalność nieliniowej kwantylowej regresji dla szeregów czasowych przedstawiono również w powyższej pracy.

W równaniu  $\text{VaR}_t = -g_\alpha(X_t; \beta_t)$  mamy związek z warunkowym odchyleniem standardowym. Model CAViaR (Conditional Autoregressive VaR) wykorzystuje wartość  $\text{VaR}_{t-1}$  jako zmienną objaśniającą  $x_t$ , aby adaptacyjnie objąć zależność od przeszłej zmienności i średniej. Funkcja  $r_{t-1}$  zawiera odniesienie do warunkowego kwantyla stopy zwrotu. W bazowym modelu, proces adaptacyjny nie uczy się na bieżącej wartości stopy zwrotu tak, jak to jest w modelu o absolutnej symetrii CAViaR

$$\text{VaR}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{VaR}_{t-1} + \beta_2 |r_{t-1}| \quad (8)$$

Taki zapis pozwala na to, aby współczynnik  $\beta_1$  był różny od jedności oraz wprowadza wprost odpowiedź na wartość kwantyla w procesie stopy zwrotu, traktując w sposób symetryczny efekt wartości ekstremalnych oraz zmienność.

### Implementacja regresji kwantylowej na GPW w Warszawie

Badanie przeprowadzimy dla wybranego zbioru spółek wchodzących w skład indeksu WIG-Media z GPW w Warszawie analizując dzienne stopy zwrotu za okres od 15.02.2005 do 28.05.2007. W tym okresie stopa zwrotu z indeksu rynku WIG wynosiła 0.00155 z wariancją 0.00013. W sektorze media, stopa zwrotu z indeksu WIG-Media wynosiła -0.00064 a wariancja 0.00166. Nie zakładamy rozkładu normalnego a testy statystyczne odrzuciły hipotezę o normalności rozkładu.

Część pierwszą analizy przeprowadzamy z wykorzystaniem modelu regresji warunkowego kwantyla rzędu  $\alpha$  wynoszącego 0,01, 0,02 oraz 0,05. Wyniki estymacji w postaci parametrów modeli zapisano odpowiednio w tabelach 1-3.

Tabela 1. Parametry modeli regresji warunkowego kwantyla rzędu  $\alpha = 0,01$ .

	AGORA	INTERIA	MNI	MUZA	PWK	TVN	WSIP
średnia	-0,00027	0,00376	0,00188	0,00250	0,00201	0,00056	0,00097
wariancja	0,02239	0,03071	0,04084	0,05021	0,05773	0,03953	0,01730
$b_0(\alpha)$	0,00758	-0,04844	0,013346	-0,06072	-0,02528	0,013346	-0,05771
$b_1(\alpha)$	1,92673	0,83278	1,922789	0,98046	0,668955	1,922789	-0,39212
$R^2$	0,79803	0,23353	0,68888	0,44271	0,06868	0,68888	0,0817

Źródło: obliczenia własne.

Przykład zależności w badanym zbiorze, prezentujemy na rys. 1. Zależności nie są liniowe, występują dodatkowo wartości ekstremalne. Wartości nietypowe powodują, że modele mają współczynnik determinacji na poziomie średnim. Warto zauważyć, że podniesienie wartości rzędu kwantyla ma niewielki wpływ na jakość dopasowania modeli.

Tabela 2. Parametry modeli regresji warunkowego kwantyla rzędu  $\alpha = 0,02$ .

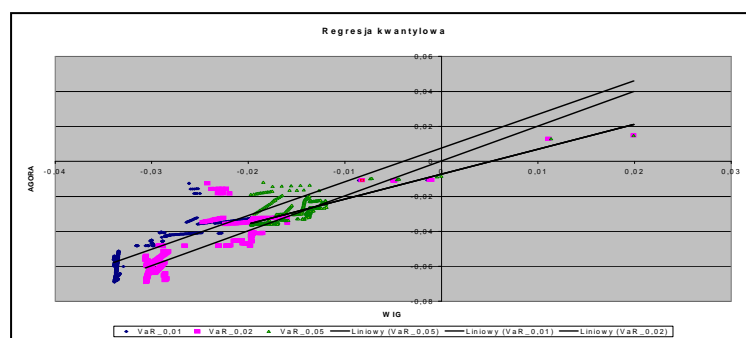
	AGORA	INTERIA	MNI	MUZA	PWK	TVN	WSIP
średnia	-0,00027	0,00376	0,00188	0,00250	0,00201	0,00056	0,00097
wariancja	0,02239	0,03071	0,04084	0,05021	0,05773	0,03953	0,01730
$b_0(\alpha)$	-0,00818	-0,0314	0,003932	-0,05489	-0,0087	0,003932	-0,04417
$b_1(\alpha)$	1,288404	1,075607	1,654554	1,138279	1,067315	1,654554	-0,17346
$R^2$	0,763756	0,34325	0,70231	0,466148	0,28589	0,70231	0,018875

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Parametry modeli regresji warunkowego kwantyla rzędu  $\alpha = 0,05$ .

	AGORA	INTERIA	MNI	MUZA	PWK	TVN	WSIP
średnia	-0,00027	0,00376	0,00188	0,00250	0,00201	0,00056	0,00097
wariancja	0,02239	0,03071	0,04084	0,05021	0,05773	0,03953	0,01730
$b_0(\alpha)$	-0,00726	-0,02097	-0,00119	-0,05802	-0,002	-0,00119	-0,02608
$b_1(\alpha)$	1,426364	1,127363	1,592913	0,406906	1,355028	1,592913	0,171245
$R^2$	0,56706	0,332159	0,55016	0,037398	0,457588	0,550163	0,008299

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 1. Regresja kwantylowa dla spółki AGORA

Źródło: badania własne

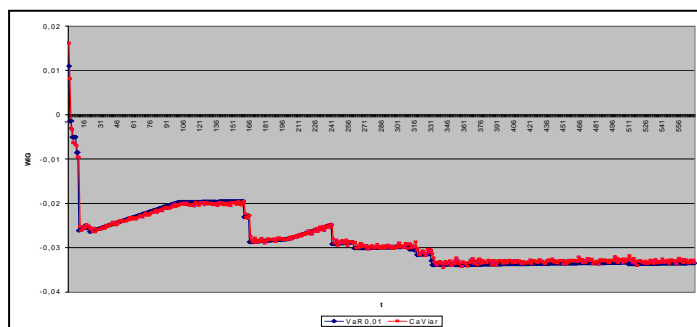
Druga część badań to model CAViaR (Conditional Autoregressive VaR) w odniesieniu do indeksu rynku WIG w tym samym okresie jak poprzednio dla poziomu ufności  $\alpha$  wynoszącego 0,01, 0,02 oraz 0,05.

Tabela 4. Parametry modelu CAViaR dla WIG ( $\alpha = 0,01$ ).

$R^2 = 0,974689$	Wartość estymatora	Błąd standardowy
$b_0$	-0,001804	0,000187
$b_1$	0,930714	0,00638
$b_2$	-0,029943	0,005262

Źródło: obliczenia własne

Model CAViaR wykorzystując autoregresję rzędu pierwszego miary kwantylowej zachowuje znacznie lepsze dopasowanie pomimo braku liniowości oraz nieznajomości rozkładu. Tak jak w poprzednim modelu podniesienie wartości rzędu kwantyla ma niewielki wpływ na jakość dopasowania modeli.

Rys. 2. Regresja kwantylowa w modelu CAViaR dla WIG ( $\alpha = 0,01$ ).

Źródło: badania własne

Tabela 5. Parametry modelu CAViaR dla WIG ( $\alpha = 0,02$ )

$R^2 = 0,975378$	Wartość estymatora	Błąd standardowy
$b_0$	-0,001354	0,000157
$b_1$	0,936098	0,006325
$b_2$	-0,029193	0,004958

Źródło: obliczenia własne

Tabela 6. Parametry modelu CAViaR dla WIG ( $\alpha = 0,05$ )

$R^2 = 0,943636$	Wartość estymatora	Błąd standardowy
$b_0$	-0,001895	0,000150
$b_1$	0,873589	0,009021
$b_2$	-0,021248	0,004111

Źródło: obliczenia własne

### Podsumowanie

Celem artykułu była jest implementacja modeli estymacji VaR bazujących na kwantylowej regresji [11]. Wybrano dwa podejścia do modelowania VaR jedno mające odniesienie do modelu Sharpa, drugie do modeli klasycznej autoregresji. Nowe wersje tych podejść omijają założenie normalności badanych rozkładów. Modelują wartość kwantyla ustalonego rzędu w miejsce całego rozkładu. Prezentowane modele mogą być punktem wyjścia do szacowania miar kwantylowych mających własności lepsze niż VaR i coraz powszechniej stosowane [1, 5, 6, 12].

### Literatura

1. Artzner, P., F. Delbaen, J.-M. Eber, D. Heath., *Coherent Measures of Risk*. Mathematical Finance, 9, 1999, 203–228.
2. Engle, R. F. S. Manganelli, *CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles*. Journal of Business and Economic Statistics, 22, 2004, 367–381.
3. Koenker, R., G. Bassett., *Regression Quantiles*. Econometrica 46, 1978, 33–50.
4. Koenker, R. S. Portnoy. *Quantile Regression*. Working Paper 97-0100, University of Illinois at Urbana-Champaign 1997.
5. Koenker, R., Zhao Q., *Conditional Quantile Estimation and Inference for ARCH Models*. Econometric Theory, 12, 1996, 793–813.
6. Taylor, J. W., *A Quantile Regression Approach to Estimating the Distribution of Multiperiod Returns*. Journal of Derivatives, 7, 1999, 64–78.
7. Trzpiot G., Ganczarek A., *Risk on Polish Energy Market*, in: Dynamic Econometric Models ed. Z. Zieliński, Nicolaus Copernicus University, Vol. 6, 2004, 127–136.
8. Trzpiot G., Jaguś F., *Koncepcja PCVaR w analizie ryzyka inwestycji portfelowej na GPW w Warszawie*, W: Modelowanie preferencji a ryzyko'05, Prace Naukowe AE Katowice, Katowice 2006, 239 – 250.
9. Trzpiot G., *O nieparametrycznych metodach estymacji VaR i ETL*, W: Modelowanie preferencji a ryzyko'05, Prace Naukowe AE Katowice, Katowice 2006, 229 – 238.
10. Trzpiot G., Ganczarek A., *Value at Risk Using the Principal Components Analysis on the Polish Power Exchange*, in: M. Spiliopoulou, R. Kruse, Ch. Bogelt, A. Nurnberger, W. Gaul (eds.): From Data and Information Analysis to Knowledge

Engineering, Proc. 29<sup>th</sup> Annual GFKL Conference, University of Magdeburg, March 9-11 2005. Springer-Verlag, Heidelberg-Berlin 2006, 550 –557.

11. Trzpiot G., *Regresja kwantylowa a estymacja VaR*, Prace Naukowe AE Wrocław, 1176, Wrocław 2007, 465- 471.
12. Trzpiot G., *Decomposition of Risk and Quantile Risk Measures*, w: Dynamiczne Modele Ekonometryczne, 35 – 42, Prace Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu, Toruń 2007.

### STRESZCZENIE

Artykuł koncentruje się na możliwości zastosowania regresji kwantylowej w rzeczywistych analizach danych. Ponieważ w danych finansowych mamy zazwyczaj wysoką asymetrię badanych rozkładów klasyczna regresja nie wyznacza dobrych estymatorów. Nie spełnione warunki modelowania MNK dają w rezultacie przeszacowania rzeczywistych wartości w populacji. Celem artykułu jest implementacja wybranych modeli estymacji VaR bazujących na kwantylowej regresji [13] modelującej wartość ustalonego kwantyla, w miejsce całego rozkładu.

### IMPLEMENTATION METHOD OF QUANTILE REGRESSION AS A METHOD OF ESTIMATION VAR

#### SUMMARY

In this paper we try to consider a possibility to apply a quantile regression in real data analysis. In financial data we usually observe a high asymmetry of the probability distribution and classical regression don't give a good estimators. We don't keep assumption of the classical regression and we receive over estimation of the real value. The main aim of this work is the implementation some of the models of estimations VaR based on quantile regression.

*Translated by G. Trzpiot*

*Dr hab. Prof. AE Grażyna Trzpiot*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
trzpiot@ae.katowice.pl



MIROSŁAW WYPYCH

## **STRATEGIA WYSOKICH DYWIDEND NA PRZYKŁADZIE POLSKICH SPÓŁEK GIEŁDOWYCH**

### **Wstęp**

Jedną z tendencji charakteryzujących rozwój polskiego rynku giełdowego w ostatnim okresie jest dynamiczny wzrost wartości wypłacanych akcjonariuszom dywidend. Zjawisko to jest z jednej strony konsekwencją zwiększania się liczby spółek płacących dywidendy, z drugiej zaś strony wynika z realizowanej przez spółki polityki podziału zysku. Niektóre spółki na dywidendy przeznaczają niemal cały zysk lub znaczną jego część. Zdarzają się także przypadki wypłacania dywidendy przewyższających wartość wypracowanego za dany rok obrotowy zysku netto. Jeżeli postępowanie tego rodzaju realizowane jest długofalowo, można uznać, że mamy do czynienia z realizacją strategii wysokich dywidend. Celem artykułu jest wyeksponowanie specyfiki strategii wysokich dywidend oraz uwarunkowań jej realizacji. Rozważania teoretyczne uzupełnione są analizą empiryczną na przykładzie polskich spółek giełdowych.

### **Identyfikacja strategii wysokich dywidend**

Problematyka podziału zysku i związanej z nim polityki dywidend od dawna stanowi przedmiot zainteresowania badaczy i praktyków gospodarczych. Zagadnienie to rozpatrywane może być od strony przedsiębiorstwa (wypłata dywidendy wpływa na strukturę finansowania podmiotu ograniczając kapitały własne, które mogłyby wspomagać jego rozwój) oraz od strony rynku kapitałowego (w przypadku mocnej formy efektywności rynku występuje duże prawdopodobieństwo, że płacenie dywidend wywiera wpływ na kształtowanie się kursu akcji). Na tym tle analizowane są czynniki kształtujące politykę dywidend,

konstruowane różne modele wypłat dywidend, podejmowane próby określania wpływu dywidendy na wartość przedsiębiorstwa w kontekście optymalizacji proporcji podziału zysku.<sup>1</sup>

Mimo licznych badań kontrowersje wokół polityki dywidend w wymienionych obszarach nie zostały dotychczas rozstrzygnięte.<sup>2</sup> Jednym z takich kontrowersyjnych aspektów jest poszukiwanie odpowiedzi na pytanie: Dlaczego spółki giełdowe decydują się na płacone wysokich dywidend?

Wykazanie, jakiego rodzaju strategię wypłat dywidendy realizują spółki giełdowe możliwe jest w oparciu o wskaźniki pomiaru poziomu dywidendy. Zaliczane są one do kategorii określanych powszechnie mianem wskaźników rynku kapitałowego lub wskaźników oceny pozycji rynkowej spółki. Najczęściej wykorzystywanymi wskaźnikami pomiaru poziomu dywidendy w spółkach są:<sup>3</sup>

- dywidenda przypadająca na 1 akcję (DPS),
- stopa dywidendy (DYR.),
- stopa wypłat dywidendy (DPR),
- wskaźnik pokrycia dywidendy zyskiem netto (CR).

Dywidendę na jedną akcję (DPS, ang. *dividend per share*) oblicza się jako relację kwoty przeznaczonej decyzją WZA na dywidendy do liczby wyemitowanych przez spółkę akcji. Poziom tego wskaźnika dla inwestora giełdowego ma ograniczoną przydatność decyzyjną, ponieważ nie informuje bezpośrednio o opłacalności inwestycji w akcje i nie może stanowić podstawy porównań między różnymi spółkami. Jednak wysokość dywidendy przypadającej na jedną akcję można rozpatrywać także w kategoriach medialnych i tego punktu widzenia traktować jako kryterium analizy polityki dywidendowej. Obserwacja kształtowania się wskaźnika DPS w dłuższym horyzoncie czasowym pozwala ponadto ocenić tendencje zmian w poziomie dywidend. Wskaźnik ten służy jednak przede wszystkim do obliczania innych mierników charakteryzujących

---

<sup>1</sup> Por. np. Duraj A., *Czynniki realizacji polityki dywidendy przez publiczne spółki akcyjne*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2002; Gajdka J., Walińska E. *Zarządzanie finansowe. Teoria i praktyka*. Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 1998.

<sup>2</sup> Zarzecki D., *Metody wyceny przedsiębiorstw*. Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 1999, s. 170.

<sup>3</sup> Helfert E.A., *Techniki analizy finansowe*. PWE, Warszawa 2004, s. 171-173; Sierpińska M., *Polityka dywidend w spółkach kapitałowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków 1999, s. 185-190.

poziom wypłat dywidend. Należy podkreślić, że wskaźnik DPS uwzględnia zarówno dywidendy wynikające z rozliczenia wyniku finansowego za dany rok obrotowy, jak i ewentualne dywidendy wypłacone z zysków zatrzymanych w latach poprzednich.

Stopa dywidendy (DYR, ang. *dividend field ratio*) stanowi relację kwoty dywidendy przypadającej na 1 akcję do ceny rynkowej akcji na konkretny dzień notowań. Stopą dywidendy zainteresowani są zwłaszcza inwestorzy długoterminowi, dla których dywidenda jest podstawowym źródłem dochodu z inwestycji. Na jej podstawie możliwe są porównania z innymi stopami procentowymi rynku finansowego. Wskaźnik DYR dla konkretnej spółki porównuje się ze wskaźnikami zagregowanymi dla branży lub rynku giełdowego. Natomiast wskaźnik zagregowany dla ogółu spółek giełdowych pozwala na wstępną ocenę rozwoju rynku kapitałowego. Jeżeli inwestorzy oczekują dużych dochodów z różnic kursów akcji, skłonni są akceptować niższy poziom stopy dywidendy w porównaniu z poziomem na rynku, na którym tempo wzrostu cen akcji jest wolniejsze. Z decyzyjnego punktu widzenia niska wartość wskaźnika DYR interpretowana jest jako przeszacowanie wartości akcji, natomiast wysoka jako jej niedowartościowanie. Na rozwiniętym rynku kapitałowym, gdzie spółki giełdowe systematycznie wypłacają dywidendy, niski poziom dywidend często odbierany jako objaw kłopotów finansowych, natomiast poziom wysoki jako odzwierciedlenie dużego potencjału dochodowego. Dlatego wysokość stopy dywidendy traktowana jest również jako miara ryzyka; przy wyższym stopniu ryzyka wskaźniki stopy dywidendy są wyższe. Fakt ten dostrzegany jest przy konstrukcji portfela akcji w oparciu o popularną, zwłaszcza w Stanach Zjednoczonych, tzw. strategię Dow 10, preferującą długoterminowe inwestycje w akcje przynoszące największe dywidendy.<sup>4</sup>

Z interesującego nas punktu widzenia najbardziej przydatny do oceny strategii wypłat dywidendy wydają się być: stopa wypłat dywidendy (DPR, ang. *dividend payout ratio*) oraz wskaźnik pokrycia dywidendy zyskiem netto (CR ang. *cover ratio*). Z rachunkowego punktu widzenia mierniki te można do pewnego stopnia traktować jako alternatywne w stosunku do siebie.

<sup>4</sup> Kuchciak M. T., *Psy WIG-u czyli wszystko o dywidendach*, „Parkiet” 2001, nr 139; Wypych M., *Wypłata dywidend jako wyznacznik inwestycji w akcje spółek giełdowych* [w:] Zarządzanie finansami firm – teoria i praktyka (red.) W. Pluta „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, 2006, nr 1109, s. 738-739.



Wskaźnik DPR obliczany jest jako stosunek wartości dywidend do zysku netto lub jako stosunek dywidendy na jedną akcję do zysku netto na jedną akcję. Informuje on o tym, jaka część zysku po opodatkowaniu została decyzją Walnego Zgromadzenia Akcjonariuszy przeznaczona na wypłatę dywidendy. W obliczeniach uwzględnia się zatem jedynie dywidendy wynikające z rozliczenia wyniku finansowego (podziału zysku) za konkretny rok obrotowy. Warto w tym miejscu zaznaczyć, że w warunkach polskich niski poziom tego wskaźnika nie musi oznaczać, że pozostała, po wypłaceniu dywidend, część zysku netto zostaje zatrzymana w przedsiębiorstwie w celu finansowania inwestycji. Z zysku netto wypłacane mogą być bowiem nagrody dla pracowników, tandiemy dla zarządu i rady nadzorczej, jak również finansowane cele o charakterze socjalnym i charytatywnym. W tej sytuacji w ocenie polityki dywidend pomocny może się okazać również wskaźnik zatrzymania zysku (zwany także stopą reinwestycji zysku) obliczany jako relacja zysku zatrzymanego do zysku netto.

Wskaźnik CR obliczany jest jako relacja zysku netto na jedną akcję do kwoty dywidendy na jedną akcję. Ponieważ źródłem wypłat dywidendy mogą być nie tylko zyski wygospodarowane w danym roku, ale również zyski skumulowane z okresów poprzednich, wskaźnik CR przyjmuje różną postać, a mianowicie:

- relacja zysku netto za dany rok obrotowy do tej części zysku netto, która została przeznaczona na wypłatę dywidendy: w takim ujęciu wskaźnik CR jest odwrotnością wskaźnika DZR i informuje ile zysku netto przypada na 1 zł zysku przeznaczonego na dywidendy (jego poziom nie może być niższy od jedności);
- relacja zysku netto za rok obrotowy do kwoty dywidend wypłaconych na podstawie decyzji WZA lub zysku netto na jedną akcję do dywidendy na jedną akcję: jeżeli na wypłatę dywidend wykorzystuje się zyski zatrzymane w latach poprzednich poziom tak obliczonego wskaźnika jest niższy od poziomu wskaźnika określanego według zasad przedstawionych wyżej i może on przyjmować wartości poniżej jedności;
- relacja EPS (zysk na jedną akcję) traktowana jako wskaźnik rynku kapitałowego do DPS (dywidenda na jedną akcję): jak wiadomo wskaźnik EPS obliczany jest na podstawie wyniku finansowego netto za ostatnie cztery kwartały po opublikowaniu przez spółkę sprawozdania finansowego, a więc nie jest bezpośrednio powiązany z wynikiem finansowym netto, na podstawie którego podjęta została

netto, na podstawie którego podjęta została decyzja WZA o wypłacie dywidendy<sup>5</sup> (wartość tak określanego wskaźnika CR zmienia się po upływie kolejnych trzech miesięcy, co dla inwestorów giełdowych stanowi dodatkowe kryterium oceny polityki dywidend).

Obserwacja w dłuższym okresie kształtowania się przedstawionych wskaźników ułatwia inwestorowi ocenę podejmowanych przez spółkę decyzji dotyczących podziału zysku. Wskaźniki te pozwalają również na prowadzenie analiz porównawczych, charakteryzujących tendencje rozwojowe rynku kapitałowego dotyczące płatności dywidend. Na tej podstawie można wskazać spółki realizujące politykę wysokich dywidend. Są to przede wszystkim spółki regularnie przeznaczające znaczące kwoty na wypłatę dywidend, co znajduje odzwierciedlenie w relatywnie wysokim poziomie stopy wypłat dywidendy oraz niskim poziomie wskaźnika pokrycia dywidendy zyskiem netto. Z punktu widzenia opłacalności długoterminowych inwestycji w akcje istotny wydaje się być także wysoki poziom stopy dywidendy. Kwota dywidendy na jedną akcję jako atrybut identyfikacji spółek prowadzących politykę wysokich dywidend spełnia rolę raczej uzupełniającą, co nie oznacza, że informacje dotyczące tego wskaźnika nie powinny być upowszechniane.

### **Strategia wysokich dywidend w świetle danych empirycznych**

Przedstawione wskaźniki umożliwiają identyfikację spółek realizujących politykę wysokich dywidend. Aby można było stwierdzić, że spółka faktycznie realizuje tego rodzaju politykę, należy prześledzić okres co najmniej kilkuletni, aby wyeliminować sporadyczne przypadki wypłaty wysokich dywidend. Polityka dywidend powinna bowiem być w miarę stabilna, długofalowa i wyraźnie sprecyzowana, ogłoszona w prospektach emisyjnych lub komunikatach spółki, aby inwestor miał okazję zapoznania się ze stanowiskiem firmy w tym względzie. Mówimy wówczas, że jest ona prowadzona według określonej strategii. Dopuszcza się przy tym możliwość przejściowego (na rok, dwa lata) zawieszenia wypłaty dywidendy lub wydatnego ograniczenia jej wysokości, zwłaszcza, gdy spółka realizuje tzw. rezydualną politykę dywidend.

<sup>5</sup> W warunkach polskich posiedzenia WZA, na których podejmowane są decyzje dotyczące rozliczenia wyniku finansowego netto za rok obrotowy i ewentualnej wypłaty dywidendy odbywają się z reguły po 31 marca następnego roku, a więc po upływie I kwartału.

W tabeli 1 wskazano spółki, które w latach 2002 – 2007 (dywidendy za rok poprzedni) wypłacały najwyższe kwoty dywidendy na jedną akcję a także spółki, które w tym okresie osiągały najwyższe stopy dywidend. Każdorazowo wymieniono pięć spółek. Analizując dane dotyczące wskaźnika DPS odczuwa się wrażenie, że w ostatnich latach kwota dywidendy na jedną akcję stanowi jeden z instrumentów określających pozycję konkurencyjną spółki na rynku giełdowym.

Tabela 1. Krajowe spółki giełdowe o najwyższym poziomie wskaźników DPS i DYR. w latach 2002 - 2005

Spółka / DPS – dywidenda na 1 akcję w zł					
2002		2003		2004	
BPH	3,80	Żywiec	20,00	Żywiec	20,00
Pekao	3,80	Grajewo	10,32	Grajewo	11,98
Unimil	3,50	Dębica	5,60	BPH	8,70
Jelfa	2,20	Mondi	4,79	Dębica	7,80
Mondi	1,68	Pekao	4,18	Mondi	5,00
2005		2006		2007	
Żywiec	30,00	BPH	30,00	BPH	36,20
BPH	22,10	Żywiec	30,00	Żywiec	31,00
INGBSK	20,50	INGBSK	27,50	INGBSK	27,90
Grajewo	13,66	KGHM	10,00	KGHM	16,97
Handlowy	11,97	Pekao	7,40	Stalprodukt	10,00
Spółka / DYR – stopa dywidendy (na ostatniej sesji w danym roku) w %					
2002		2003		2004	
BRE	11,36	Elzab	13,20	Modni	8,62
ZEG	10,19	Muza	8,70	LZPS Protektor	8,05
Permedia	8,77	Ropczyce	6,53	Dębica	7,92
Elektrobudowa	7,63	Grajewo	6,22	Grajewo	5,98
Jutrzenka	6,48	Modni	6,20	Permedia	5,19
2005		2006		2007	
Mostostal Płock	29,50	Aparator	31,7	BPH	34,8
LZPS Protektor	24,79	KGHM	11,2	KGHM	16,0
Handlowy	18,00	PKN Orlen	9,4	ATM	11,9
Elzab	14,72	Eurofaktor	8,0	DGA	9,0
Dębica	10,46	Elzab	7,7	Mondi	8,0

Źródło: Opracowanie własne na podstawie *Roczników Giełdowych* za lata 2003-2007 oraz *Gazety Giełdy „Parkiet”* (ostatnie numery z lat 2002-2007)

Wyraźnie widoczne jest to na przykładzie spółek *Żywiec* oraz *BPH* a także *ING BSK*. Wypłata wysokiej dywidendy traktowana jest jako swego rodzaju

wyróżnik prestiżu spółki. W latach 2006 – 2007 do rywalizacji pod tym kątem włączyła się spółka *KGHM*, natomiast wcześniej trzykrotnie wśród pięciu spółek płacących najwyższe kwotowo dywidendy lokowały się: *Modni (Świecie)* oraz *Grajewo*.

Wypłata wysokich dywidend częściowo przekłada się na poziom stopy dywidendy, aczkolwiek w tym przypadku należy uwzględnić zmienność kursów giełdowych. Wahania notowań akcji sprawiają, że przydatność informacyjna wskaźnika DYR jest ograniczona i trudno jest na jego podstawie oceniać politykę dywidendową prowadzoną przez spółkę. Dane w tabeli 1. wskazują jednak, że dywidendy płacone przez niektóre spółki zapewniają posiadaczom ich akcji relatywnie wysokie stopy zwrotu z inwestycji. Wśród osiągających najwyższy poziom stopy dywidendy w okresie 2002 – 2007 trzykrotnie znalazły się spółki *Modni i Elzab*, dwukrotnie spółki *Permedia, Grajewo, LZPS Protektor, Dębica* oraz w ostatnich latach *KGHM*. Wysoki poziom stopy dywidend jest doceniany szczególnie przez akcjonariuszy przetrzymujących akcje długoterminowo, w tym inwestorów strategicznych.

Jak podkreślono wcześniej, najbardziej przydatne w ocenie polityki dywidendowej z punktu widzenia decyzji o podziale zysku są: stopa wypłat dywidendy oraz wskaźnik pokrycia dywidendy zyskiem netto. Na podstawie wskaźnika DPR stwierdzamy, jaką część zysku netto za dany rok obrotowy spółka przeznaczają na dywidendy. Z kolei wskaźnik CR, dla potrzeb prowadzonej analizy, określono jako relację zysku netto za dany rok obrotowy do wartości wypłaconych dywidend. Tak interpretowany wskaźnik CR stanowi odwrotność wskaźnika DPR jedynie w sytuacji, gdy spółka przeznaczają na dywidendy zysk wypracowany w danym roku obrotowym. Możliwość finansowania wypłaty dywidendy z zysków zatrzymanych w latach poprzednich sprawia, że owa zależność między obu wskaźnikami nie zawsze występuje. W krańcowych przypadkach możliwa jest wypłata dywidendy wyłącznie z zysków zatrzymanych i jednocześnie przeznaczenie całego zysku za dany rok obrotowy na fundusz rezerwowy przeznaczony na wypłatę dywidend w przyszłości (tak postąpiła w 2003 roku spółka *Żywiec*).

W tabeli 2 zamieszczono informacje o poziomie wskaźników DPR i CR dla spółek realizujących strategię wysokich dywidend. Dane dotyczą decyzji o podziale zysku za lata 2002-2006. Jako kryterium wyboru spółek przyjęto przeznaczenie na wypłatę dywidend więcej niż połowę wypracowanego zysku co

najmniej trzykrotnie w objętym analizą okresie. Łącznie wymieniono 13 spółek, co stanowi około jednej czwartej liczby spółek systematycznie wypłacających dywidendy. Niektóre spółki z uwagi na rezydualną politykę dywidend sporadycznie zatrzymywały cały zysk, bądź znacznie ograniczały wypłaty dywidend (np. *Aparator* czy *Będzin*), inne spółki zaczęły realizować strategię wysokich dywidend dopiero w ostatnich latach (*BPH*, *ING BSK*, *Grajewo*). Spółka *Jelfa* po przejściu przez inwestora zagranicznego zaprzestała wypłaty dywidend i w 1996 roku jej akcje zostały wycofane z obrotu giełdowego.

Tabela 2. Stopa wypłat dywidendy (DPR) i wskaźnik pokrycia dywidendy zyskiem netto (CR) w spółkach realizujących strategię wysokich dywidend w latach 2001-2006

Spółka	2002		2003		2004		2005		2006	
	DPR	CR	DPR	CR	DPR	CR	DPR	CR	DPR	CR
Aparator	0,67	2,09	0,55	1,79	0,40	2,46	0,97	1,03	0,08	12,8
Będzin	0,47	1,18	0,06	1,07	0,99	1,01	0,23	1,01	0,95	1,05
BPH	0,30	3,32	0,75	1,33	0,82	1,22	0,85	1,17	0,86	1,16
Dębica	0,99	1,01	0,98	1,02	1,00	1,00	1,01	1,01	0,50	2,01
Elbudowa	-	-	0,65	1,54	0,75	1,26	0,68	1,47	0,68	1,46
Grajewo	0,94	1,06	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	1,01	0,58	1,73
Handlowy	0,97	1,03	0,96	1,04	0,84	0,32	0,80	1,25	0,86	1,16
INGBSK	0,22	4,52	0,36	2,75	0,73	1,37	0,71	1,42	0,67	1,49
Jelfa	0,78	1,29	0,78	1,27	1,00	1,00	-	-	-	-
Mondi	0,59	0,67	0,99	0,59	0,64	1,55	0,99	0,55	1,00	1,00
Pekao	0,90	1,11	0,81	1,23	0,79	1,26	0,86	1,17	0,87	1,15
Permedia	0,79	1,27	0,71	1,40	0,60	1,67	0,69	1,45	0,57	1,75
Żywiec	0,00	0,35	0,56	0,90	0,33	0,81	0,96	0,95	0,97	1,06

Źródło: Opracowanie własne na podstawie analizy danych finansowych spółek giełdowych publikowanych w serwisie *Biznes, Interia.pl* oraz w *Almanachu Polskiego Runku Kapitałowego „Przewodnik Inwestora”* Gazeta Giełdy „Parkiet”.

Większość wymienionych spółek przeznacza na dywidendy zysk netto wypracowany w roku obrotowym. Niektóre spółki realizujące tego rodzaju politykę przeznaczają na dywidendy ponad 80% zysku: wskaźnik DPR kształtuje się wówczas na poziomie powyżej 0,80 i odpowiednio wskaźnik CR poniżej 1,25 (jak już wskazano, w tym przypadku wskaźniki DPR i CR stanowią w stosunku do siebie odwrotność). Przykładem są banki *Pekao*, *Handlowy* (za wyjątkiem 2004 roku), *BPH* (od 2004 roku) czy spółki *Dębica* i *Grajewo* (lata 2002-2005). W innych spółkach finansujących dywidendę z zysku za rok obrotowy poziom

DPR ulega wahaniom, jednak zwykle przekracza 0,60 (*Elbudowa, Permedia, Jelfa*).

Pozostałe spółki w mniejszym lub większym stopniu wykorzystywały do finansowania wypłaty dywidendy zyski zatrzymane w latach poprzednich (z reguły był to fundusz rezerwowy tworzony z przeznaczeniem na dywidendy). Systematycznie czyniły to spółki *Będzin* i *Żywiec*, dwukrotnie spółka *Modni*, jednorazowo *Bank Handlowy*. Spółka *Aparator* od kilku lat wypłaca dywidendę zaliczkową pod koniec roku obrotowego a następną część na początku drugiej połowy następnego roku. Gwałtowny wzrost dywidendy (z 4 zł w 2004 r. do 7 zł w 2005 r.) stanowił jedną z przyczyn ograniczenia dywidendy za 2006 r. (80 gr.)

Dokładniejsze informacje dotyczące podziału zysku w spółkach *Będzin*, *Żywiec*, *Modni* i *Bank Handlowy* w okresach, gdy na wypłatę dywidend wykorzystywano zyski zatrzymane w latach poprzednich z przeznaczeniem na dywidendy przedstawiono w tabeli 3.

W pierwszej z wymienionych spółek każdorazowo zysk netto był wyższy od kwoty wypłacanych dywidend (wskaźnik Cr kształtuje się powyżej jedności). Spółka realizowała politykę rosnącej dywidendy na jedną akcję i z tego względu część zysku przeznaczana na dywidendy w poszczególnych latach jest zróżnicowana, mimo że poziom generowanego zysku netto jest w miarę stabilny (wskaźnik DPR wykazuje znaczne wahania). W pozostałych spółkach poziom wypłacanych dywidend we wszystkich analizowanych latach jest wyższy od wypracowanego zysku netto (wskaźnik CR jest niższy od jedności). Oznacza to, że spółki gromadziły znaczne środki w latach poprzednich na funduszu rezerwowym z przeznaczeniem na wypłatę dywidend. Zgodnie z przepisami kodeksu spółek handlowych rezerwy te należy wykorzystać w okresie trzech lat i prawdopodobnie ten czynnik determinował realizację strategii wysokich dywidend.

Najbardziej paradoksalny wydaje się być wspomniany już przypadek spółki *Żywiec*: cały wygospodarowany zysk za rok obrotowy 2002 przeznaczono na kapitał rezerwowy (wskaźnik DPR równy zero) i jednocześnie wypłacono dywidendy w kwocie wyższej od wartości zysku netto. Przyczyną tego stanu rzeczy był brak wypłaty dywidendy za 2001 rok.

Wcześniej spółka systematycznie wypłacała dywidendy, aczkolwiek na poziomie znacznie niższym (początkowo 2 zł a następnie 2,5 zł na jedną akcję). Środki zgromadzone na funduszu rezerwowym wykorzystywano w znaczącym

stopniu w kolejnych latach, o czym świadczą stosunkowo niskie wskaźniki DPR. Dopiero w 2005 roku wskaźnik ten był bliski jedności.

Tabela 3. Relacje między zyskiem netto a dywidendą w wybranych spółkach giełdowych.

Spółka/rok		Zysk netto	Dywidendy			DPR	CR
			z zysku netto	razem <sup>a/</sup>	na 1 akcję		
		mln zł			zł	3 : 2	2 : 4
1		2	3	4	5	6	7
Będzin	2001	2.074	-	-	-	0,00	X
	2002	5.579	2.650	4.724	1,50	0,47	1,18
	2003	5.546	310	5.196	1,65	0,06	1,07
	2004	5.539	5.511	5.511	1,75	0,99	1,01
	2005	5.564	1.288	5.511	1,75	0,23	1,01
	2006	5.925	5.600	5.600	1,80	0,95	1,05
Żywiec	2002	79	-	226	20,0	0,00	0,35
	2003	204	114	226	20,0	0,56	0,90
	2004	277	92	340	30,0	0,33	0,81
	2005	324	311	340	30,0	0,96	0,95
Mondi 2002		161	95	240	2,89	0,59	0,67
Mondi 2005		135	134	245	4,90	0,99	0,55
Handlowy 2004		495	414	1.564	11,97	0,84	0,32

a/ dywidenda z podziału zysku za dany rok oraz z kapitałów rezerwowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie raportów spółek.

### Zakończenie

Jak zwrócono uwagę, co czwarta spółka giełdowa systematycznie dzieląca się zyskiem z akcjonariuszami, realizuje strategię wypłaty wysokich dywidend. Jest to zbiorowość dość znacząca. Podejmując próbę odpowiedzi na pytanie: Dlaczego spółki wypłacają wysokie dywidendy?, bez wnikania w analizę uzasadnień decyzji podejmowanych na WZA dotyczących podziału zysku, wskazać można na co najmniej trzy uwarunkowania takiego stanu rzeczy. Po pierwsze – stosunkowo dobra i poprawiająca się w okresie objętym analizą kondycja finansowa spółek giełdowych. Spółki przeznaczające dużą część zysku na dywidendy nie wykazywały ujemnego wyniku finansowego a wysoką dynamiką przyrostu zysku charakteryzowały się zwłaszcza banki. Po drugie – kodeks spółek handlowych umożliwia tworzenie funduszu rezerwowego w przeznaczaniem na wypłatę dywidend i jednocześnie zobowiązuje spółki do

wypłatę dywidend i jednocześnie zobowiązuje spółki do wykorzystania zgromadzonych na ten cel środków w okresie trzech lat od dokonania odpisu; spółki są niejako w ten sposób obligowane do wypłaty dywidend. Po trzecie – większość spółek realizujących strategię wysokich dywidend posiada zagranicznego inwestora strategicznego. Inwestorzy ci poprzez wypłatę wysokich dywidend dyskontują wydatki poniesione na przejęcie i restrukturyzację spółki.

### Literatura

1. Duraj A., *Czynniki realizacji polityki dywidendy przez publiczne spółki akcyjne*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2002.
2. Helfert E.A., *Techniki analizy finansowej*, PWE, Warszawa 2004.
3. Gajdka J., Walińska E., *Zarządzanie finansowe. Teoria i praktyka*. Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 1998.
4. Kuchciak M. T., *Psy WIG-u czyli wszystko o dywidendach*, „Parkiet” 2001, nr 139.
5. Sierpińska M., *Polityka dywidend w spółkach kapitałowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków 1999.
6. Wypych M., *Wypłata dywidend jako wyznacznik inwestycji w akcje spółek giełdowych* [w:] Pluta W. [red.] *Zarządzanie finansami firm – teoria i praktyka*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu”, nr 1109, Wrocław 2006.
7. Zarzecki D., *Metody wyceny przedsiębiorstw*. Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 1999.

### STRESZCZENIE

W ostatnich latach obserwujemy dynamiczny wzrost wartości wypłacanych akcjonariuszom dywidend przez polskie spółki giełdowe. Niektóre spółki na dywidendy przeznaczają niemal cały zysk lub znaczną jego część. Celem artykułu jest identyfikacja strategii wysokich dywidend na przykładzie spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Rozważania teoretyczne uzupełnione zostały analizą empiryczną. Wskazano konkretne spółki realizujące strategię wysokich dywidend oraz zwrócono uwagę na uwarunkowania wyboru tego rodzaju strategii.



**THE STRATEGY OF HIGH DIVIDENDS BASED ON THE EXAMPLE  
OF COMPANIES LISTED ON THE POLISH STOCK MARKET**

**SUMMARY**

In recent years there has been observed a dynamic growth of dividends paid to shareholders by companies listed on the Polish stock market. Some of them destine almost all the profit or a considerable part of it for the dividends. The aim of the article is the identification of the strategy of high dividends based on the example of companies listed on the Warsaw Stock Exchange. Theoretical analyses have been completed by empirical research. There have been indicated concrete companies carrying out this dividends and reasons why they have chosen this strategy have been considered.

*Translated by M. Wypych*

*Dr hab. Prof. UŁ Mirośław Wypych*  
Uniwersytet Łódzki  
miroslaw.wypych@wp.pl

DARIUSZ ZARZECKI

## **PREMIA Z TYTUŁU RYZYKA - WYZWANIA DLA TEORII I PRAKTYKI**

### **Wprowadzenie**

Obecny kryzys na giełdach światowych oraz ponure nastroje wśród inwestorów rodzą pytania o zasadność inwestycji na rynkach kapitałowych. Bolesne straty poniesione w 2008 roku na wszystkich ważniejszych giełdach świata zniechęciły mniej doświadczonych inwestorów do inwestowania w akcje. Również inwestorzy instytucjonalni z dużą niechęcią i niepokojem obserwują rozwój sytuacji. Z entuzjazmu z przed kilku lat nie ma śladu. Pojawiają się również głosy, że inwestowanie na giełdzie (przez co zwyczajowo rozumie się inwestycje w akcje) jest tak ryzykowne, że należałoby zainteresować się raczej obligacjami rządowymi – powszechnie postrzeganymi jako bezpieczne.

W artykule przedstawiono długookresowy efekt inwestowania w różne rodzaje inwestycji. Wyniki dotyczą największej gospodarki świata, tj. USA. Nie ulega wątpliwości, że jest to najbardziej reprezentatywna gospodarka, biorąc pod uwagę wielkość kraju, PKB, długą historię gospodarki kapitalistycznej, wielkość i znaczenie giełdy, różnorodność i dużą płynność dostępnych inwestycji. Dokonano również prezentacji kluczowej z punktu widzenia wyceny kwestii jaką jest zdefiniowanie i oszacowanie premii z tytułu ryzyka (tzw. equity risk premium).

### **Szacowanie rynkowej premii z tytułu ryzyka – kluczowe kwestie metodyczne**

Kluczowe rozstrzygnięcia dotyczące szacowania premii z tytułu ryzyka obejmują w szczególności:

- Benchmark rynku akcji (indeks giełdowy);
- Inwestycja wolna od ryzyka;
- Rodzaj średniej;
- Okres pomiaru.

Przyjmuje się, że indeks opisujący rynek akcji powinien być możliwie najszerszy, tzn. taki, który odzwierciedla zachowanie rynku jako całości. W USA najczęściej stosowanymi indeksami są S&P 500 oraz NYSE Composite Index. Popularnym i często wykorzystywanym indeksem jest także Dow Jones Industrial Average (DJIA), nie jest to jednak właściwa baza odniesienia do obliczania premii rynkowej z uwagi na zdecydowanie zbyt wąski zakres tego indeksu.

Z tabeli 1 wynika, że różnice w poziomie premii z tytułu ryzyka w zależności od przyjętego benchmarku nie są – przynajmniej w przypadku rynku amerykańskiego – zbyt duże. Oczywiście mamy cały czas do czynienia z indeksami, które reprezentują dużą liczbę największych spółek notowanych w USA. Najmniejsza premia jest wyznaczana wtedy, gdy uwzględnia się tylko 20% największych pod względem kapitalizacji spółek wchodzących w skład indeksu NYSE.

Tabela 1. Długookresowa premia z tytułu ryzyka w USA za okres 1926-2007 w zależności od przyjętego benchmarku

Benchmark	Rynkowa stopa zwrotu	Wolna od ryzyka stopa	Premia z tytułu ryzyka
S&P 500	12,26%	5,21%	7,05%
NYSE	12,04%	5,21%	6,83%
NYSE Decyle 1-2 (293 spółki)	11,56%	5,21%	6,35%

Źródło: Ibbotson S&P 2008 Valuation Yearbook. Market Results for Stocks, Bonds, Bills, and Inflation 1926-2007, s. 73.

W Polsce na potrzeby szacowania premii najbardziej odpowiednim indeksem wydaje się być WIG. Jednak ze względu na krótką historię polskiej giełdy, liczenie premii w oparciu o dane historyczne odnoszące się do spółek notowanych na GPW nie ma uzasadnienia. Kwestia ta jest omawiana w dalszej części artykułu.

Kolejną ważną kwestią metodyczną jest wybór wolnej od ryzyka stopy zwrotu (tzw. risk free rate). Tutaj mamy zwykle do wyboru krótkoterminowe papiery skarbowe (w USA T-bills) oraz długoterminowe obligacje rządowe (w USA T-bonds).. Oba rozwiązania są akceptowalne i stosowane w praktyce.

Należy jedynie przypomnieć o potrzebie zachowania spójnego podejścia: przyjęcie w modelu CAPM i jego mutacjach rentowności bonów skarbowych jako wolnej od ryzyka stopy zwrotu oznacza konieczność zastosowania premii z tytułu ryzyka liczonej jako nadwyżka zwrotów z rynku akcji ponad zwroty z bonów. Natomiast przyjęcie w tej roli rentowności obligacji długoterminowych wymusza zastosowanie premii wyznaczanej jako nadwyżka zwrotów z rynku akcji ponad zwroty z obligacji. Jest to logiczne i oczywiste, ale w praktyce – szczególnie firm konsultingowych – zasada ta nie zawsze jest przestrzegana.

Kolejna ważna i mającą obiektywnie duży wpływ na poziom premii, a więc i kosztu kapitału, a ostatecznie na wartość wycenianych spółek kwestia to rodzaj zastosowanej średniej. Chodzi przede wszystkim o wybór pomiędzy średnią arytmetyczną a średnią geometryczną. McKinsey czy Stern wykorzystują średnią geometryczną. Ibbotson stosuje średnią arytmetyczną, uznając że ten sposób jest najbardziej odpowiedni do dyskontowania przyszłych przepływów pieniężnych. Zdaniem Ibbotsona, do liczenia oczekiwanej premii z tytułu ryzyka – zarówno w modelu CAPM jak i za pomocą techniki składania – należy wykorzystać różnicę pomiędzy średnią arytmetyczną zwrotów z akcji a wolną od ryzyka stopą zwrotu. Ibbotson uzasadnia to addytywnym charakterem obu modeli (CAPM i składania), gdzie koszt kapitału jest sumą części składowych. Utrzymuje, że średnia geometryczna jest bardziej odpowiednia do raportowania wyników historycznych, ponieważ reprezentuje składaną średnią stopę zwrotu.

### **Wybór okresu szacowania premii z tytułu ryzyka**

Interesujące badania na temat, stóp zwrotu, kosztu kapitału i premii z tytułu ryzyka w Polsce przeprowadził w ostatnim czasie Paweł Sekuła z Uniwersytetu Łódzkiego. W swojej rozprawie doktorskiej pt. „Pomiar kosztu kapitału własnego dla potrzeb wyceny akcji w warunkach polskiego rynku kapitałowego”, Uniwersytet Łódzki, Łódź 2008, Autor podjął się próby oszacowania premii z tytułu ryzyka na podstawie danych z warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych. Problemem jest w tym przypadku samo założenie o zasadności tego przedsięwzięcia. W pracach, które akceptują szacowanie premii z tytułu ryzyka na podstawie historycznej nadwyżki zwrotów z akcji ponad zwroty z instrumentów wolnych od ryzyka, podkreśla się konieczność zastosowania długich szeregów czasowych – wynoszących zwykle kilkadziesiąt lat. GPW w Warszawie funkcjonuje od kwietnia 1991 roku. Autor ograniczył okres analizy

do lat 1994-2006, a następnie – zdecydowanie arbitralnie – do lat 1996-2006. Uznał również, że okres 1996-2006 „(...) obejmował już pełny nowy cykl giełdowy”<sup>1</sup>.

Trudno zaakceptować wyznaczone w powyższy sposób różnice pomiędzy średnią stopą zwrotu z akcji a średnią stopą wolną od ryzyka jako oczekiwaną przez inwestorów premię z tytułu ryzyka na polskim rynku kapitałowym. Okres analizy jest po prostu zbyt krótki, a uzyskane wyniki nie są miarodajne. Można jedynie stwierdzić, że jest to historyczna premia (rzeczywista), uzyskana przez inwestorów w przyjętym przez Autora okresie obliczeniowym. I nic ponadto. Obliczenia dokonane przez P. Sekułę są same w sobie interesujące. Pokazują w jaki sposób kształtowały się zwroty z różnych inwestycji na polskim rynku kapitałowym. Nie można jednak mechanicznie przyjmować uzyskanych wyników jako parametrów wykorzystywanych na potrzeby szacowania kosztu kapitału własnego w Polsce.

Próby szacowania oczekiwanej premii tytułu ryzyka czy wprost kosztu kapitału własnego w oparciu o krótkie szeregi czasowe pojawiają się od czasu do czasu zarówno w zagranicznej jak i polskiej literaturze przedmiotu. Przykładowo, M. Wrzeński w pracy pt. *Fuzje i przejęcia. Wykup lewarowany (LBO) i menedżerski (MBO). Uwarunkowania rozwoju w Polsce*. Liber, Warszawa 2000 utożsamia koszt kapitału własnego z rzeczywistą stopą zwrotu na giełdzie liczoną w okresach 3-4 letnich. Należy z całą mocą podkreślić, że takie ujęcie jest nieprawidłowe. Jego akceptacja doprowadziłaby do absurdalnych wniosków, bowiem koszt kapitału własnego podlegałby ekstremalnie dużym zmianom, przyjmując w okresach dekonjunkury wartości ujemne.

Spośród znanych autorów zajmujących się szacowaniem historycznej premii z tytułu ryzyka, w zasadzie wszyscy wykorzystują długie lub bardzo długie szeregi czasowe. Np. Siegel szacował premię za okres 1802-2004, uzyskując średnią arytmetyczną na poziomie 4,50% i geometryczną odpowiednio 3,31%. Warto przy tym podkreślić, że Siegel nie do końca jest konsekwentny, bowiem w pracy z 2002 roku twierdzi, że przyszła premia z tytułu ryzyka prawdopodobnie mieści się w przedziale 2-3%. Na rynku amerykańskim premia najczęściej szacowana jest za okres liczony od 1926. W tabeli 2aprezentowano wyniki uzyskane przez różnych autorów.

<sup>1</sup> Sekuła P., *Pomiar kosztu kapitału własnego dla potrzeb wyceny akcji w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, Uniwersytet Łódzki, Łódź 2008, s. 278.

Tabela 2. Historyczna premia (%) z tytułu ryzyka w USA według różnych autorów

Baza odniesienia	Rodzaj średniej	Okres obliczeniowy	Ibbotson	Shiller	Wilson i Jones	Damodaran	Siegel	Min-max
Premia liczona jako nadwyżka zwrotów z akcji ponad zwroty z długoterminowych obligacji rządowych	Geometryczna	1926-2005	4,9	5,5	4,4	5,1	4,6	1,0
		1926-1957	6,0	7,3	5,1	5,8		2,2
		1958-2005	4,1	4,2	4,0	4,5		0,6
zwrotów z akcji ponad zwroty z długoterminowych obligacji rządowych	Arytmetyczna	1926-2005	6,5	7,0	5,8	6,7	6,1	1,2
		1926-1957	8,8	10,1	7,6	8,7		2,5
		1958-2005	4,9	5,0	4,7	5,4		0,7
Premia liczona jako nadwyżka zwrotów z akcji ponad zwroty z krótkoterminowych papierów skarbowych	Geometryczna	1926-2005	6,7	6,0	6,2	6,3	6,2	0,7
		1926-1957	8,2	8,4	7,3	7,6		1,1
		1958-2005	5,6	4,3	5,4	5,4		1,3
zwrotów z akcji ponad zwroty z krótkoterminowych papierów skarbowych	Arytmetyczna	1926-2005	8,5	7,7	7,9	8,2	8,2	0,8
		1926-1957	11,1	11,2	9,9	10,5		1,4
		1958-2005	6,8	5,4	6,6	6,6		1,5

Źródło: podano na podstawie artykułu P. Fernandez *Equity Premium: Historical, Expected, Required and Implied*, zaprezentowanego na Kongresie Financial Management Association w Barcelonie w czerwcu 2007.

Także w innych poza USA krajach premia liczona jest zwykle w oparciu o długie szeregi czasowe. Np. Simson, Marsh i Staunton oszacowali premie z tytułu ryzyka dla większości rozwiniętych krajów europejskich, Japonii, Kanady, Australii i RPA, wykorzystując w tym celu dane z lat 1900-2005. Premia (średnia arytmetyczna liczona w stosunku do obligacji) dla Japonii wyniosła 9,98%, Kanady 5,67%, Francji 6,03%, Wielkiej Brytanii 5,29%, Szwajcarii 3,28%.

### Historyczna premia z tytułu ryzyka – co z tego wynika?

Firma Ibbotson wylicza wartość 1 USD zainwestowanego w różne instrumenty: akcje dużych spółek, akcje małych spółek, obligacje długoterminowe, bony skarbowe oraz hipotetyczną inwestycję, w której stopą zwrotu jest stopa

inflacji. Wyliczony w odniesieniu do każdej inwestycji indeks bogactwa informuje nas o zmianie wartości 1 USD zainwestowanego w dany instrument w okresie od 1925 (koniec roku) do końca roku 2007. Zakłada się, że uzyskiwane w kolejnych okresach dywidendy od akcji oraz odsetki od obligacji i bonów są reinwestowane w ten sam rodzaj inwestycji. W obliczeniach pomija się podatki oraz koszty transakcyjne. Jedynie w przypadku indeksu małych spółek, począwszy od 1982 koszty transakcyjne są uwzględnione, wpływając na zmniejszenie stopy zwrotu.

Z wykresu wynika jednoznaczny i bezdyskusyjny wniosek, że w długim okresie, w tym przypadku obejmującym 82 lata, inwestowanie w akcje jest zdecydowanie bardziej opłacalne niż inwestowanie w rządowe papiery skarbowe. Jeden dolar zainwestowany na koniec 1925 roku w akcje dużych firm zamienił się w końcu 2007 roku w 3.246 dolarów. Analogiczny dolar zainwestowany w akcje małych spółek wzrósł w tym samym okresie do 15.091 dolarów. Ten spektakularny wzrost wartości wiązał się z ponoszeniem przez inwestorów dużego ryzyka – szczególnie w przypadku małych spółek. W przeciwieństwie do wysokich stóp zwrotu z inwestycji w akcje, zarobek uzyskany z inwestycji w długoterminowe obligacje rządowe (skarbowe, tzw. T-bonds) jest bardzo skromny: jeden dolar zamienił się w niespełna 79 dolarów. Chodzi tu o obligacje o dwudziestoletnim okresie zapadalności. Najmniejszym ryzykiem i równocześnie najniższą stopą zwrotu wykazały się krótkoterminowe papiery skarbowe (bony skarbowe, tzw. T-bills). Z zainwestowanego w końcu 1925 roku dolara uzyskano na koniec 2007 roku tylko 20 dolarów. Jeden dolar zainwestowany w tym samym okresie w aktywo zapewniające stopę zwrotu na poziomie inflacji byłby wart na koniec 2007 roku blisko 12 dolarów. Innymi słowy, uwzględniając zmniejszającą się na skutek inflacji siłę nabywczą pieniądza, jeden dolar z 2007 roku jest odpowiednikiem ośmiu i pół centa z 1925 roku ( $1/11,72=0,085$ ).

Wyniki są uderzające i oznaczają atrakcyjną, bardzo wysoką stopę zwrotu z inwestycji w akcje dużych spółek i wręcz kosmiczną stopę zwrotu z inwestycji w akcje małych spółek. W odniesieniu do dużych spółek, średnioroczna stopa zwrotu liczona jako średnia arytmetyczna za okres 1925-2007 wyniosła 12,3%. Natomiast średnia geometryczna stopa zwrotu dla tej samej kategorii spółek ukształtowała się na poziomie 10,4%. Stopę tę łatwo obliczyć stosując najprostszą wersję wzoru na średnią geometryczną:

$$R = [^{1/82}\sqrt{1+3246} - 1] \times 100 = 10,4\%.$$

Małe spółki zapewniły zdecydowanie najwyższą stopę zwrotu, która ukształtowała się na poziomie 17,1% (średnia arytmetyczna) i odpowiednio 12,5% (średnia geometryczna). W tym drugim przypadku analogiczne jak poprzednio obliczenia przedstawiają się następująco:

$$R = [^{1/82}\sqrt{1+15091} - 1] \times 100 = 12,5\%.$$

Wnioski jakie nasuwają się z powyższych obliczeń są jednoznaczne: inwestycje w akcje są zdecydowanie bardziej opłacalne i w długim okresie zapewniają wyraźnie wyższą stopę zwrotu w porównaniu do inwestycji w bezpieczne instrumenty, tj. obligacje i bony skarbowe. Te ostatnie w zasadzie służą jedynie podtrzymaniu wartości bieżącej, bowiem realna stopa zwrotu z takiej inwestycji, tj. stopa obliczona po skorygowaniu o inflację, wynosi niewiele powyżej zera.

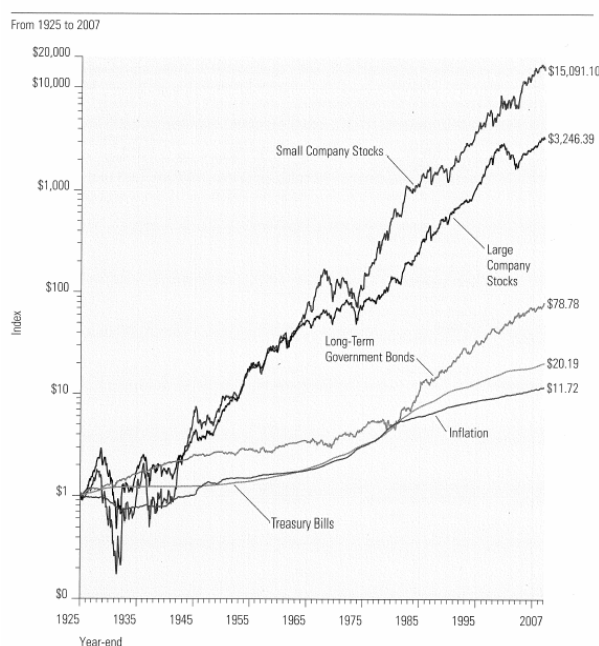
Bardzo wysokie średnioroczne stopy zwrotu z inwestycji w akcje wiążą się z wysokim ryzykiem, mierzonym m.in. odchyleniem standardowym. W grupie dużych spółek wynosi ono 20,0%, natomiast w małych odpowiednio 32,6%. Oznacza to, że średnio biorąc poszczególne stopy zwrotu w kolejnych latach różnią się od średniej stopy zwrotu za cały badany okres o odpowiednio: 20,0% w przypadku dużych firm i 32,6% w odniesieniu do małych.

Najwyższą średnią stopą zwrotu (18,5%) i równocześnie najwyższym poziomem odchylenia standardowego (38,8%) charakteryzują się spółki o najmniejszej kapitalizacji, tzw. Micro-Cap Stocks. Są to spółki z decyli 9 i 10 spośród wszystkich spółek notowanych na trzech największych i najważniejszych giełdach amerykańskich, tj. NYSE, NASDAQ i AMEX. Kapitalizacja każdej spośród tych spółek wynosi mniej niż 723,3 mln USD, przy czym najmniejsza z nich miała wartość 1,9 mln USD.

Długoterminowe obligacje firm zapewniły średnioroczny zwrot na poziomie 5,9% liczony jako średnia geometryczna i odpowiednio 6,2% przyjmując jako miernik średnią arytmetyczną. Odchylenie standardowe jest tutaj niewielkie i wynosi 8,4%. Zbliżoną rentownością i zmiennością charakteryzują się długoterminowe obligacje skarbowe (T-Bonds). Średnia geometryczna ukształtowała się na poziomie 5,5%, arytmetyczna odpowiednio 5,8%, a odchylenie standardowe 9,2%. Nieco niższa jest stopa zwrotu i zmienność średnioterminowych obligacji skarbowych, a zdecydowanie najniższa w przypadku bonów skarbowych, czyli papierów skarbowych o najkrótszym okresie zapadalności.



Średnia geometryczna wynosi tutaj zaledwie 3,7%, a arytmetyczna odpowiednio 3,8%. Bardzo niska jest również zmienność stopy zwrotu z tego instrumentu, osiąga bowiem zaledwie 3,1%.



Rys. 1. Indeksy bogactwa z inwestycji na amerykańskich rynkach kapitałowych.

Wartość inwestycji na koniec 1925 roku = 1 USD

Źródło: Ibbotson SBBI 2008 Valuation Yearbook. Market Results for Stocks, Bonds, Bills, and Inflation 1926-2007, s. 25.

Średnioroczna inflacja liczona jako średnia geometryczna wyniosła w badanym okresie 3,0% i jest prawie identyczna jak średnia arytmetyczna (3,1%). Odchylenie standardowe jest także niskie i wynosi 4,2%.

Jak już wspomniano wcześniej, Ibbotson rekomenduje i stosuje średnią arytmetyczną, uznając że ten sposób jest najbardziej odpowiedni do dyskontowania przyszłych przepływów pieniężnych.

### Pojęcie premii z tytułu ryzyka

Oddzielną kwestią, ale ściśle związaną z omawianym tematem, jest samo pojęcie premii z tytułu ryzyka. Wbrew pozorom nie jest to sprawa prosta. Mó-

wimy „wbrew pozorom”, ponieważ większość autorów utożsamia premię z tytułu ryzyka z historyczną nadwyżką zwrotów z akcji ponad zwroty z instrumentu wolnego od ryzyka. Tak też założyliśmy w niniejszym opracowaniu. Stąd brak na wstępie rozważań pojęciowych i definicyjnych. Zajmiemy się tym tematem teraz, co prawda tylko sygnalnie, wskazując tym samym, że sprawa jest bardziej złożona niż się wydaje na pierwszy ogład.

Tabela 3. Łączne stopy zwrotu z różnych rodzajów inwestycji w USA w 1926 – 2007

from 1926 to 2007				
Series	Geometric Mean	Arithmetic Mean	Standard Deviation	Serial Correlation
<b>Large Company Stocks</b>				
Total Returns	10.4%	12.3%	20.0%	0.03
Income	4.2	4.2	1.6	0.89
Capital Appreciation	6.0	7.8	19.3	0.03
<b>Ibbotson Small Company Stocks</b>				
Total Returns	12.5	17.1	32.6	0.06
<b>Mid-Cap Stocks*</b>				
Total Returns	11.3	14.0	24.4	-0.02
Income	4.0	4.0	1.7	0.89
Capital Appreciation	7.1	9.8	23.7	-0.02
<b>Low-Cap Stocks*</b>				
Total Returns	11.7	15.5	29.0	0.03
Income	3.7	3.7	2.0	0.89
Capital Appreciation	7.9	11.6	28.4	0.02
<b>Micro-Cap Stocks*</b>				
Total Returns	12.5	18.5	38.8	0.08
Income	2.6	2.6	1.8	0.91
Capital Appreciation	9.9	15.8	38.3	0.07
<b>Long-Term Corporate Bonds</b>				
Total Returns	5.9	6.2	8.4	0.08
<b>Long-Term Government Bonds</b>				
Total Returns	5.5	5.8	9.2	-0.08
Income	5.2	5.2	2.7	0.96
Capital Appreciation	0.1	0.4	6.0	-0.23
<b>Intermediate-Term Government Bonds</b>				
Total Returns	5.3	5.5	5.7	0.15
Income	4.7	4.7	2.9	0.96
Capital Appreciation	0.5	0.5	4.4	-0.19
<b>Treasury Bills</b>				
Total Returns	3.7	3.8	3.1	0.91
<b>Inflation</b>	3.0	3.1	4.2	0.65

\*Total return is equal to the sum of three component returns: income return, capital appreciation return, and reinvestment return.

\*Source: ©200801 CRSP®, Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, The University of Chicago used with permission. All rights reserved. www.crsp.chicagogsb.edu  
See Chapter 7 for details on decile construction.

Źródło: Ibbotson SBBI 2008 Valuation Yearbook. *Market Results for Stocks, Bonds, Bills, and Inflation 1926-2007*, s. 25.

W literaturze wyróżnia się co najmniej cztery kategorie premii:

- Historyczną (Historical Equity Premium – HEP): historyczna nadwyżka zwrotów z akcji i ponad zwroty z papierów skarbowych;
- Oczekiwaną (Expected Equity Premium – EEP): oczekiwana nadwyżka zwrotów z akcji i ponad zwroty z papierów skarbowych;

- Żądaną (Required Equity Premium – REP): dodatkowy zwrot z rynkowego portfela papierów wartościowych (market portfolio) ponad wolną od ryzyka stopę zwrotu żądany przez inwestora aby skompensować dodatkowe ryzyko; CAPM zakłada, że REP i EEP są tożsame, tzn.  $REP=EEP$ ;
- Implikowaną (Implied Equity Premium – IEP): żądana premia z tytułu ryzyka wyprowadzana z modelu wyceny przy założeniu, że cena rynkowa jest prawidłowa.

Te cztery koncepcje są różne. HEP jest łatwa do obliczenia i taka sama dla wszystkich inwestorów (zakładając ten sam okres obliczeniowy, identyczny indeks rynkowy, taki sam instrument wolny od ryzyka oraz zastosowanie jednolitej średniej, tj. arytmetycznej lub geometrycznej). Natomiast REP, EEP i IEP są różne dla różnych inwestorów. Fernandez utrzymuje, że nie ma jednej IEP dla rynku jako całości: różni inwestorzy mają różne IEP i stosują różne REP. Jednolita IEP oznacza przyjęcie założenia o homogeniczności oczekiwań dotyczących oczekiwanej stopy wzrostu  $g$ , tymczasem istnieje wiele możliwych par IEP i  $g$ , które uzasadniają aktualny poziom wyceny.<sup>2</sup>

Poglądy w tym zakresie są bardzo zróżnicowane, co utrudnia korzystanie z dostępnych źródeł i ogranicza porównywalność. Brak jednoznacznych rozstrzygnięć, różnice poglądów, rozbieżne często wyniki badań i konkluzje doprowadziły do sytuacji, w której premia z tytułu ryzyka pozostaje jednym z najważniejszych, nierozwiązanych problemów współczesnych finansów. Pojawił się nawet termin „zagadka premii z tytułu ryzyka” (the Equity Premium Puzzle), ale najnowsze badania i propozycje nie wydają się zmierzać do osiągnięcia oczekiwanego rozwiązania. Np. Mehra i Prescott utrzymują, że premia z tytułu ryzyka (EEP) nie jest większa niż 1%. Arnott i Bernstein twierdzą, że premia jest niewiele większa niż zero. Ross, Westerfield i Jaffe optują za premią w wysokości 8%. Palepu, Healy, Bernard oraz Weston, Mitchel i Mulherin stosują premię równą 7%. Brealey, Myers i Allen rekomendują premię w przedziale od 5% do 8,5%. Penman uważa, że nikt nie wie czym jest żądana premia z tytułu ryzyka. Fernandez głosi pogląd, że różni inwestorzy mają różne żądane premie z tytułu ryzyka.

---

<sup>2</sup> Zob. P. Fernandez: *Equity Premium: Historical, Expected, Required and Implied*. Artykuł zaprezentowany na Kongresie Financial Management Association w Barcelonie w czerwcu 2007 roku.

Jest coś schizofrenicznego w podejściu do wyceny: o ile wszyscy autorzy akceptują różne oczekiwania dotyczące przepływów pieniężnych, to równocześnie większość z nich poszukuje jednej, unikalnej stopy dyskontowej. Wygląda to tak jakby oczekiwania odnośnie do przepływów pieniężnych były ustalane w sposób demokratyczny, podczas gdy stopa dyskontowa jest określana dyktatorsko.<sup>3</sup>

### Podsumowanie

Z przedstawionych rozważań wynika, że w długim okresie inwestowanie w instrumenty ryzykowne, czyli akcje, daje zdecydowanie wyższą stopę zwrotu niż inwestowanie w papiery skarbowe. Różnica pomiędzy tymi stopami określana jest mianem rynkowej premii z tytułu ryzyka i służy jako bardzo ważny parametr w wycenie przedsiębiorstw.

Okazuje się, że w zależności od przyjętych założeń, w szczególności dotyczących benchmarku rynku akcji (indeks giełdowy), inwestycja wolnej od ryzyka, rodzaju średniej i okresu pomiaru, możemy uzyskać i w praktyce uzyskujemy różne wyniki. Odmienne szacunki premii skutkują zróżnicowanymi estymacjami kosztu kapitału, a w konsekwencji prowadzą do różnych szacunków wartości wycenianych podmiotów. Sprawa jest więc bardzo ważna i wymaga odpowiedniego potraktowania. Dodatkową komplikacją jest również to, że samo pojęcie i definicja premii z tytułu ryzyka nie jest wcale jednoznaczne. Wyzwania stosujące przed teorią i praktyką szacowania kosztu kapitału są więc ogromne.

### Literatura

1. Fernandez P., *Equity Premium: Historical, Expected, Required and Implied*. Artykuł zaprezentowany na Kongresie Financial Management Association w Barcelonie w czerwcu 2007 roku.
2. Ibbotson SBB 2008 Valuation Yearbook. Market Results for Stocks, Bonds, Bills, and Inflation 1926-2007, s. 25.
3. Sekuła P., *Pomiar kosztu kapitału własnego dla potrzeb wyceny akcji w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, Uniwersytet Łódzki, Łódź 2008.

---

<sup>3</sup> Tamże.

4. Wrzeński M., *Fuzje i przejęcia. Wykup lewarowany (LBO) i menedżerski (MBO)*. Uwarunkowania rozwoju w Polsce. Liber, Warszawa 2000.

## **THE EQUITY RISK PREMIUM – CHALLENGES OF THEORY AND PRACTICE**

### **SUMMARY**

The expected equity risk premium is defined as the extra return an investor expects to receive to compensate for the additional risk associated with investing in shares as opposed to investing in risk-free assets. Since the market risk premium must be estimated, there is much controversy regarding how the estimation should be made. There are several fundamental methodological issues that have a substantial impact on the estimated value of companies. The paper deals with these issues and addresses major controversies surrounding estimation of the equity risk premium.

*Translated by D. Zarzecki*

*Dr. hab. Prof. US Dariusz Zarzecki*  
Uniwersytet Szczeciński  
dariusz.zarzecki@zarzecki.pl

AGATA ADAMSKA

**WYKLUCZENIE AKCJI Z OBROTU GIEŁDOWEGO NA GPW W  
WARSZAWIE JAKO SPECYFICZNY RODZAJ RYZYKA  
INWESTYCYJNEGO**

Większość inwestorów działających na rynku akcji traktuje zakup walorów wyłącznie jako inwestycję o charakterze finansowym. Nie dążą oni do uzyskania decydującego wpływu na emitentów akcji, a jedynie realizują strategię „kup i trzymaj”, połączoną z budową zdywersyfikowanego portfela. W takiej sytuacji jednym z czynników mogących mieć wpływ na wynik inwestycji, jest wycofanie z obrotu giełdowego akcji, będących składnikiem portfela inwestycyjnego. Z punktu widzenia inwestorów na szczególną uwagę zasługuje wpływ wycofania akcji z obrotu na następujące parametry inwestycji: czas trwania, dywersyfikację portfela oraz dochód z inwestycji.

Jak podkreślają autorzy nielicznych opracowań z tego zakresu, pomimo jego znaczenia do tematu wykluczenia akcji z obrotu giełdowego w literaturze nie przykładano się jak dotąd należytej uwagi<sup>1</sup>. Niniejszy artykuł ma przybliżyć zjawisko pokazując punkt widzenia inwestora działającego na GPW w Warszawie.

---

<sup>1</sup> Np. Sanger G.C., James D.P. *An Empirical Analysis of Common Stock Delistings*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol.25 No.2, June 1990;; Das S., Saudagaran S.M., Sinha R., *An empirical Examination of NYSE Stocks Voluntarily De-listing from the Tokyo Stock Exchange*, Review of Accounting and Finance, vol.3, issue 4, 2004

### Podstawy prawne wykluczenia akcji z obrotu giełdowego

Wykluczenie akcji z obrotu na GPW, zgodnie z obecnie obowiązującymi przepisami<sup>2</sup>, odbywa się w drodze decyzji Zarządu Giełdy podejmowanej na żądanie Komisji Nadzoru Finansowego (KNF), na wniosek emitenta lub też z własnej inicjatywy. Tak szeroki zakres dopuszczonych wnioskodawców wynika z rozwoju obrotu giełdowego i prawa z nim związanego. Pierwsza ustawa Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi i funduszach powierniczych<sup>3</sup> przewidywała jedynie wykluczenie będące skutkiem niedopełnienia obowiązków informacyjnych. Tak więc pierwotnie wykluczenie mogło mieć wyłącznie charakter sankcyjny. Organy nadzoru z tego uprawnienia skorzystały po raz pierwszy dopiero w 1999 roku w odniesieniu do spółki Universal S.A. Wcześniej – w 1997 roku – miały miejsce wykluczenia akcji z obrotu giełdowego spowodowane połączeniami spółek giełdowych: Banku Gdańskiego (połączenie z BIG) i Polifarbu Wrocław (połączenie z Polifarbem Cieszyn).

Przełomowym wydarzeniem w omawianym zakresie było przyznanie w 1997 roku w ustawie Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi<sup>4</sup> emitentom prawa do występowania do Komisji Papierów Wartościowych i Giełd (której kompetencje przejęła w 2007 roku KNF) z wnioskiem o wykluczenie akcji z obrotu publicznego (pojęcie funkcjonujące w ówczesnym systemie prawa). Wykluczenie takie skutkowało wykluczeniem również z obrotu giełdowego. Pierwszą spółką, która już w 1998 roku skorzystała z możliwości dobrowolnego wyjścia z giełdy, był Wedel S.A. Od tego czasu jest to najpowszechniejszy powód wykluczenia akcji z obrotu giełdowego. Występuje najczęściej w sytuacji, gdy branżowy inwestor strategiczny po przejęciu kontroli nad spółką notowaną na GPW ocenia, że koszty pozostania na giełdzie przewyższają korzyści. W jednym przypadku inicjatorem wycofania akcji spółki z obrotu giełdowego był założyciel spółki, który po wprowadzeniu akcji do obrotu w 1995 roku i po pięciu latach notowań stwierdził, że giełda nie spełnia jego oczekiwań. Spółką ta była Zasada Centrum S.A.

<sup>2</sup> Ustawa z 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi Dz.U. Nr 183, poz. 1538 oraz Regulamin Giełdy uchwalany przez Radę Giełdy i zatwierdzany przez Komisję Nadzoru Finansowego

<sup>3</sup> Ustawa z dnia 22 marca 1991 r. Dz.U. Nr 35 poz. 155

<sup>4</sup> Ustawa z dnia 21 sierpnia 1997 r. Dz.U. Nr 118 poz. 754

Inną przyczyną wykluczenia akcji z obrotu giełdowego może być utrata przez emitenta bytu prawnego na skutek upadłości<sup>5</sup>. Pierwszy raz takie zdarzenie miało miejsce w 2000 roku i dotyczyło Polisy S.A.

### **Wykluczenia akcji z obrotu giełdowego w latach 1991-2007 – skala zjawiska**

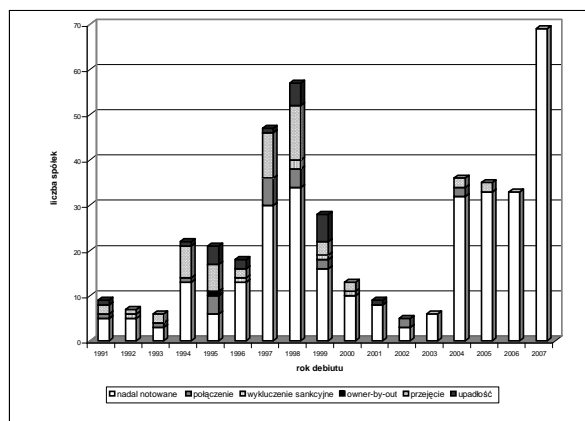
Aby określić profil ryzyka związanego z wykluczeniem akcji z obrotu na GPW przeprowadzono analizę tego zjawiska. Badaniem objęto wszystkie spółki, których akcje były wprowadzone do systemu notowań giełdowych na GPW w okresie od 1991 do 2007 roku. Dane pochodziły od spółek (przede wszystkim z systemu Emitent, a później ESPI), z raportów i opracowań KDPW oraz GPW.

W latach 1991-2007 z obrotu giełdowego zostały wykluczone akcje 102 spółek, co stanowi 23% wszystkich podmiotów debiutujących na GPW w tym okresie. Proces wykluczania akcji z obrotu miał jednak w kolejnych latach dość zróżnicowany przebieg, zarówno pod względem przyczyn podjęcia takiej decyzji, jak i pod względem liczby wykluczanych akcji. Inwestor, kupując losowo wybrane akcje po debiucie na GPW w latach 1991-2007, miał ponad 75% szansy na to, że na koniec 2007 roku akcje te jeszcze były notowane. Jednak, jeżeli kupił akcje spółki debiutującej w 1995 roku, prawdopodobieństwo to spada do niecałych 30%. Dość niski współczynnik „przetrwania” na GPW wykazują również akcje spółek debiutujących w 1993 roku (50%). Natomiast spośród spółek debiutujących w latach 2003, 2006 i 2007 żadna nie opuściła parkietu.

Rys. 1 oprócz danych dotyczących liczby debiutujących spółek pokazuje również, jaka część z nich przestała być notowana wraz z przyczyną wykluczenia akcji z obrotu giełdowego. Jak widać, najczęstszą przyczyną wykluczenia, dotyczącą spółek debiutujących niemal we wszystkich latach, jest przejęcie spółki (w sumie aż 51 przypadków – połowa wszystkich wyjść z giełdy), kolejne przyczyny to połączenie z inną spółką giełdową (23 przypadki) i upadłość (21 przypadków). Na uwagę zasługuje fakt, że z tego ostatniego powodu w rozpatrywanym okresie nie wykluczono żadnej spółki, która zadebiutowała po roku 2001. Marginalne znaczenie mają natomiast dwie pozostałe przyczyny: wykluczenie sankcyjne (6 spółek) i wycofanie przez założyciela (1 spółka).

<sup>5</sup> Dyl M., Wycofanie akcji spółki publicznej z obrotu publicznego, Przegląd Prawa Handlowego, 9/2004





Rys. 1. Losy spółek giełdowych od dnia debiutu do dnia 31.12.2007 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GPW i komunikatów spółek.

### Wpływ wykluczenia akcji z obrotu na czas trwania inwestycji

Strategia „kup i trzymaj” jest strategią długofalową, dlatego wykluczenie akcji z obrotu poprzez skrócenie czasu trwania inwestycji może w istotny sposób wpływać na jej efekty. W celu oceny skali zjawiska zbadano czas, jaki w przypadku każdej ze spółek upłynął od dnia pierwszego notowania akcji (nie praw do akcji, jak w ostatnich statystykach GPW<sup>6</sup>) do dnia ostatniej sesji giełdowej, na której obrót nimi był możliwy.

Czas, w jakim akcje spółek, które opuściły parkiet, były notowane na GPW waha się w przedziale od 412 dni (Ivax Corporation) do 5539 dni (Wólczanka). Średnia arytmetyczna dla wszystkich 102 spółek to 2238 dni, a mediana 1953 dni. Wydaje się, że podane przedziały czasowe są dość długie, jednak ponieważ nie wszyscy inwestorzy kupują akcje w dniu pierwszego notowania, w rezultacie horyzont inwestycji znacznie się skraca. Co jeszcze ważniejsze, czas w jakim spółki były notowane jest bardzo zróżnicowany (odchylenie standardowe wynosi aż 1183 dni). W dodatku obliczenia uwzględniają kalendarzową liczbę dni między debiutem a ostatnim notowaniem, a nie liczbę rzeczywistych dni sesyjnych, których jest z reguły dużo mniej zarówno ze względu na sposób funkcjonowania giełdy (np. początkowo notowania odbywały się tylko raz ty-

<sup>6</sup> Np. *Rocznik Giełdowy 2007*, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, czy *Rocznik Giełdowy 2008*, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, [www.gpw.com.pl](http://www.gpw.com.pl),

godniowo, z czasem wprawdzie liczba sesji rosła, ale i tak jest ich najwyżej pięć tygodniowo), jak i na ograniczenia związane z samymi walorami (np. zawieszenie notowań).

Jednak oprócz samego czasu notowania walorów istotna jest także przyczyna wykluczenia akcji. W przypadku upadłości spółki samo wycofanie akcji ma charakter wtórny w stosunku do rzeczywistego problemu, jakim jest kondycja spółki. Inwestor i tak prawdopodobnie byłby skłonny zamknąć taką inwestycję, niezależnie od tego, czy akcje byłyby dalej notowane, czy nie. Podobnie rzecz się ma z wykluczeniem sankcyjnym – karane są w ten sposób spółki, które nie spełniają wymogów ustawowych np. w zakresie obowiązków informacyjnych, bądź faktycznie brak na ich walorach obrotów. Z punktu widzenia inwestora są więc mało wiarygodne, jako cel inwestowania.

Odmierna sytuacja występuje w przypadku przekształceń statusu prawnego emitentów, ponieważ dotyczy to z reguły spółek w dobrej kondycji finansowej, stanowiących interesujący przedmiot inwestycji. Wycofanie na wniosek akcjonariusza strategicznego spółki po jej przejęciu jest najbardziej dotkliwym przyspieszonym zakończeniem inwestycji, ponieważ oznacza utratę przyszłych potencjalnych zysków. Jeśli natomiast wycofanie akcji następuje na skutek połączenia z inną spółką, również giełdową, inwestor otrzymując w zamian akcje tej drugiej może kontynuować inwestycję, jednak w zmienionej formule.

Reasumując, z punktu widzenia inwestora ryzyko wykluczenia akcji z obrotu giełdowego jest spowodowane zarówno ograniczonym czasem notowania akcji na GPW, jak i dużą zmiennością okresu giełdowego „życia” akcji oraz brakiem możliwości wpływania na tą długość.

### **Wpływ wykluczenia akcji z obrotu na możliwość dywersyfikacji portfela**

Z punktu widzenia inwestora budującego zdywersyfikowany portfel istotna może być przynależność spółki do określonego sektora. Analiza spółek wychodzących pod kątem kryterium sektorowego pozwala stwierdzić, że do końca 2007 roku emitenci ci należeli do 15 sektorów. Najwięcej spółek należało do sektorów: przemysłu spożywczego (18), budownictwa (17) i przemysłu chemicznego (13). Pozostałe sektory to: przemysł elektromaszynowy, informatyka, handel, banki, przemysł lekki, przemysł materiałów budowlanych, usługi inne, przemysł metalowy, ubezpieczenia, media, finanse - inne, przemysł drzewny i papierniczy. Zestawienie danych dotyczących liczby spółek, których

akcje zostały wykluczone z obrotu giełdowego, według sektorów i przyczyn wykluczenia zawiera Tabela 1.

Tabela 1. Klasyfikacja spółek według sektorów i przyczyn wykluczenia akcji z obrotu giełdowego

Przyczyna wykluczenia Sektor	Wykluczenie sankcyjne	Upadłość	Połączenie	Przejęcie	Inne	Razem
przemysł spożywczy	1	1	4	12		18
budownictwo	1	8	4	4		17
przemysł chemiczny			2	11		13
przemysł elektromaszynowy		1	1	6	1	9
informatyka		2	5	1		8
handel	2	3		2		7
banki			6	1		7
przemysł lekki		1	1	2		4
przemysł materiałów budowlanych				3		3
usługi inne		1		2		3
przemysł metalowy		1		2		3
ubezpieczenia		1		2		3
media	1			2		3
finanse - inne	1	1		1		3
przemysł drzewny i papierniczy		1				1
Razem	6	21	23	51	1	102

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ze spółek

Analiza przyczyn wykluczenia z obrotu giełdowego w powiązaniu z sektorem działania wskazuje na duży wpływ procesów konsolidacyjnych zachodzących w niektórych sektorach. I tak, największe znaczenie miały wycofania na wniosek emitenta następujące po przejęciu w sektorach: przemysłu spożywczego (12), przemysłu chemicznego (11), elektromaszynowego (6) i przemysłu materiałów budowlanych (wprawdzie tylko 3 przypadki, ale to 100% z tego sektora). Istotne były także połączenia, skutkujące wycofaniem jednej z łączących się spółek. Szczególnie dotyczy to sektorów informatycznego (5 spółek) i bankowego (6). Duża liczba wykluczeń związana z upadłością daje się natomiast zauważyć w sektorach budownictwa (8), handlu (3) oraz przemysłu drzewnego i papierniczego (1).

Wprawdzie niektóre sektory są zbyt słabo reprezentowane na GPW, żeby odwzorowywać całą gospodarkę, jednak losy ogółu spółek giełdowych dość dobrze odzwierciedlają procesy zachodzące w poszczególnych jej obszarach. To spostrzeżenie może być pomocne w przewidywaniu wykluczenia akcji w przyszłości.

Ponadto zauważalna jest tendencja do wycofywania po przejęciu spółek, które jako jedyne z danej branży są notowane na GPW. Tak było z cementownią Górażdże w 1999 r. oraz Izolacją Zduńska Wola (przemianowaną na Icopal) w 2002 roku. Jednak nie można tego wniosku uogólnić na wszystkie przypadki, ponieważ Żywiec, który jest ostatnią spółką branży piwnej na GPW i ma inwestora branżowego z większościowym udziałem, od wielu lat utrzymuje *status quo*.

### **Wpływ wykluczenia akcji z obrotu na dochód z inwestycji**

Z punktu widzenia oceny wpływu wykluczenia z akcji na dochód z inwestycji największe znaczenie będą miały: wartość wpływów, jakie można uzyskać na koniec trwania tej inwestycji oraz czas jej zakończenia (ryzyko reinwestycji).

Najbardziej niekorzystna sytuacja z punktu widzenia opłacalności inwestycji to decyzja zakupu akcji spółki, która potem ogłasza upadłość. Inwestor, który nie zakończył inwestycji, kiedy jeszcze akcje były notowane na giełdzie, musi w takiej sytuacji albo sprzedać akcje w transakcji prywatnej, albo czekać na zakończenie postępowania likwidacyjnego, spłatę wszystkich wierzycieli i dopiero wtedy, jeśli jeszcze coś zostanie z majątku likwidowanej spółki, dostanie przypadającą na niego wypłatę.

Kolejny niekorzystny z punktu widzenia inwestora przypadek, to wykluczenie sankcyjne. Wszystkie spółki, które zostały wykluczone z powodów proceduralnych i tak ogłosiły upadłość, sytuacja więc jest podobna do wcześniejszej z tym, że wykluczenie sankcyjne może stanowić dla inwestora większe zaskoczenie, utrudniając mu zamknięcie inwestycji w czasie, gdy walory danej spółki są jeszcze notowane. Z drugiej strony, jednak sposób radzenia sobie z narastającymi trudnościami był w wykluczonych spółkach dużo bardziej godzący w interesy inwestorów, niż w przypadku „zwykłej” upadłości. W efekcie szansa na uzyskanie jakichkolwiek wpływów z takiej inwestycji jest jeszcze bardziej iluzoryczna.

Wycofanie spółki na wniosek emitenta, z inicjatywy jego większościowego akcjonariusza, oznacza dla inwestora mniejszościowego, że akcje będzie mógł sprzedać (w odpowiedzi na wezwanie – obowiązek ogłoszenia wezwania nakłada na wycofujących spółkę z obrotu ustawa), bądź nawet będzie musiał, jeśli WZA emitenta zdecyduje o przymusowym wykupie akcji („squeeze out”). Tak więc, zakończenie inwestycji w takiej sytuacji kończy się uzyskaniem wpływów pieniężnych, jednak często uzyskana kwota niekorzystnie odbiega od tej, którą inwestor mógłby otrzymać, gdyby inwestycja była kontynuowana.

Wprawdzie prawo przewiduje dolne limity ceny w wezwaniu mające chronić akcjonariuszy mniejszościowych (m.in. wzywający musi zaproponować cenę nie niższą od średniego kursu z poprzednich sześciu miesięcy), jednak w wielu przypadkach wykupywanie akcji przebiega w sposób powodujący niezadowolone inwestorów. BPH (1998-99), Polifarb Dębica (1999), Agros (2001) to tylko niektóre z takich przypadków. Są wprawdzie badania<sup>7</sup>, których wyniki pokazują statystycznie istotny efekt premii dla akcjonariuszy mniejszościowych w zamian za odsprzedaż akcji, jednak w nich punktem odniesienia jest bieżący kurs akcji w momencie ogłoszenia informacji o zamiarze wycofania spółki z obrotu, a nie ceny płacone przez inwestorów strategicznych przy wcześniejszym nabywaniu pakietów akcji.

Ostatni z powodów wykluczenia akcji na GPW to połączenie emitenta z inną spółką, również giełdową. W takiej sytuacji inwestor otrzymuje akcje spółki przejmującej w zamian za akcje spółki wycofywanej. Po dokonaniu takiej operacji inwestor ma wybór – czy akcje otrzymane sprzedać, kończąc inwestycję, czy zachować jako kontynuację strategii „kup i trzymaj”. Problemem może jednak być kwestia parytetu wymiany akcji, czyli w konsekwencji kwoty uzyskanej z inwestycji.

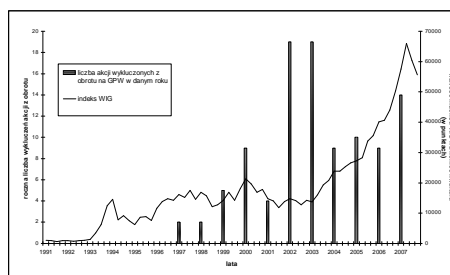
Oprócz kwoty uzyskanej z danej inwestycji na dochód inwestora wpływa również moment zamknięcia inwestycji, wiążący się z możliwością reinwestycji uzyskanych kwot. Jak zostało to przedstawione kwestia reinwestycji dotyczy w zasadzie jedynie sytuacji wykluczenia akcji z giełdy na wniosek emitenta, ewentualnie w niektórych przypadkach połączenia spółek.

Na rys. 2. została przedstawiona liczba wykluczeń akcji z obrotu giełdowego w poszczególnych latach oraz wartość indeksu WIG na koniec kolejnych

<sup>7</sup> Kowalewski O., *Wartość dla akcjonariuszy mniejszościowych w procesie wycofywania spółek z obrotu giełdowego*, Bank i Kredyt, luty 2006

kwartałów. Jak widać, akcje największej liczby spółek zostały wykluczone w latach 2002-2003 (po 19 rocznie), czyli w okresie bessy i początku hossy. Powoduje to dla inwestorów problemy związane z niską wyceną wykluczanych akcji w sytuacji postępowania na wniosek emitenta, ale z drugiej strony możliwość względnie taniego zakupu kolejnych walorów.

Wykluczenia w innych okresach były mniej intensywne, jednak w latach tych z kolei występowało dodatkowe zjawisko – dość duża liczba IPO, co oznaczało dla inwestora możliwość zainwestowania nie tylko w spółki już notowane, wyżej wyceniane na skutek hossy, ale i w nowo wchodzące. Tak więc, również z punktu widzenia reinwestycji, wykluczenie akcji z obrotu giełdowego może mieć dla inwestora realizującego strategię „kup i trzymaj” negatywne skutki.



Rys. 2. Liczba spółek, których akcje zostały wykluczone z obrotu na GPW na tle indeksu WIG

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GPW.

### Ocena ryzyka wykluczenia akcji z obrotu giełdowego na GPW z perspektywy inwestora

Jak zauważają W. Tarczyński i M. Mojsiewicz, ryzyko polega na tym, że „dzisiejsza decyzja może nie przynieść w przyszłości oczekiwanych efektów”<sup>8</sup>. W rozpatrywanym kontekście dotyczy to sytuacji, w której powodem efektów innych od oczekiwanych jest wykluczenie akcji z obrotu giełdowego. Inwestor powinien zatem starać się ocenić to szczególne ryzyko.

Badania D. Kahnemana i A. Twerskiego wykazały, że ludzie podejmując decyzje posługują się nieświadomymi uproszczonymi regułami wnioskowania, nazywanymi heurystykami. Dotyczy to także inwestorów, którzy w praktyce

<sup>8</sup> Mojsiewicz M., Tarczyński W., *Zarządzanie ryzykiem :podstawowe zagadnienia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001, s.11

dokonując szacowania ryzyka wykluczenia akcji z obrotu publicznego, będą bazowali na heurystykach dostępności, reprezentatywności czy symulacji. Uprawnione zatem wydaje się przyjęcie założenia, że z perspektywy inwestora ocena tego ryzyka zależeć będzie od częstości występowania zjawiska w przeszłości.

T. Tyszka i T. Zaleśkiewicz: łącząc ocenianie ryzyka z koniecznością szacowania prawdopodobieństw stwierdzają, że „...dla ludzi bardziej naturalne jest posługiwanie się danymi szacunkowymi (frekwencyjnymi) niż wartościami warunkowych lub bezwarunkowych prawdopodobieństw.”<sup>9</sup>

Sytuacja, w której „na podstawie badań częstości występowania zdarzenia w przeszłości wnioskujemy o szansach jego wystąpienia w przyszłości”<sup>10</sup> odpowiada prawdopodobieństwu opartemu na częstościach względnych – jednej z kategorii prawdopodobieństwa sklasyfikowanych przez R. Weatherforda.

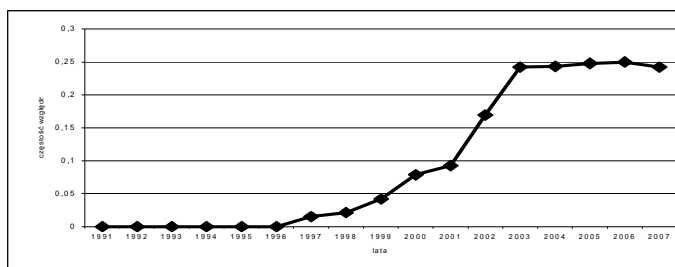
Prawdopodobieństwo oparte na częstościach względnych jest granicą, do której dąży stosunek liczby zdarzeń danego rodzaju (w tym przypadku wykluczeń akcji z obrotu giełdowego) do całkowitej liczby wszystkich rozważanych zdarzeń (notowań akcji na GPW) przy zwiększaniu liczby elementów próby (poprzez uwzględnianie zdarzeń zachodzących w kolejnych latach). Na rys. 3. zamieszczono wartości częstości względnych ujmujących pojawiające się informacje o debiutach i wykluczeniach akcji w kolejnych latach na GPW w Warszawie. Początkowo (od 1991 do 1996 roku) zjawisko wykluczeń nie występowało w ogóle, później (do roku 2003) następowało stopniowe nasilenie częstości zdarzeń wykluczenia w całej populacji spółek giełdowych.

Po tym okresie częstość względna wykluczenia akcji z obrotu giełdowego zaczęła się stabilizować (mimo dynamicznego wzrostu zarówno liczby wykluczeń, jak i samych spółek giełdowych). W oparciu o dane dotyczące wykluczenia akcji z obrotu publicznego na GPW od początku istnienia giełdy do końca 2007 roku można zatem oszacować prawdopodobieństwo wykluczenia akcji jednej spółki z obrotu giełdowego:

$$P(x = \text{wykluczenie akcji z obrotu giełdowego}) = 0,25$$

<sup>9</sup> Tyszka T., Zaleśkiewicz T., *Racjonalność decyzji*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001, s. 212

<sup>10</sup> Weatherford R., *Philosophical Foundations of Probability Theory*,. Routledge and Kegan Paul, Henley 1982 [za:] Zielonka P. „Wiedziałem, że to się zdarzy” Nasz Rynek Kapitałowy 11/131, listopad 2001



Rys. 3. Częstość względną wykluczenia akcji z obrotu giełdowego na GPW w kolejnych latach

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GPW

Podjmując decyzje o zakupie akcji na podstawie analizy częstości względnych, inwestor, stosujący strategię „kup i trzymaj”, będzie spodziewać się, że około 25% z nich zostanie wycofane z obrotu giełdowego.

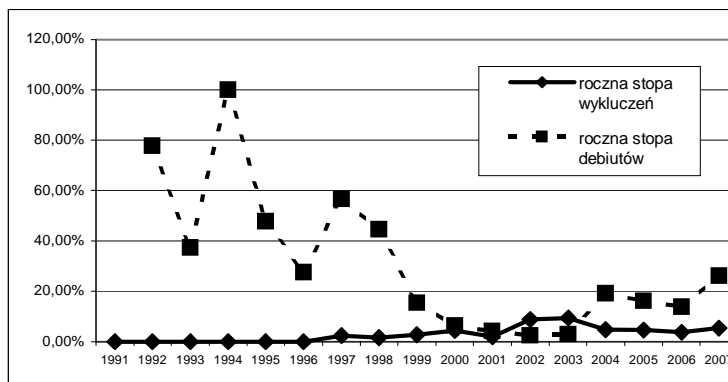
Inwestor może ocenić jednak, że przedstawiony sposób szacowania prawdopodobieństwa jest niewystarczający, aby zdecydować jakie działania w odniesieniu do ryzyka podjąć – szacunki bowiem nic nie mówią na temat rozkładu zdarzeń w czasie.

Rys. 4 pokazuje roczną stopę debiutów i roczną stopę wykluczeń akcji z notowań na GPW na przestrzeni lat 1991-2007. Z punktu widzenia inwestora istotna jest zarówno stopa debiutów, która pokazuje jak wiele nowych możliwości inwestycyjnych pojawia się w każdym roku na GPW, jak i stopa wykluczeń, pokazująca, jak wiele spółek przestaje być dostępnych. Jak widać obie te stopy wykazują się w rozpatrywanym okresie dość dużą zmiennością.

Początkowy okres – do roku 1996 – charakteryzuje bardzo wysoka stopa debiutów (co jest efektem niskiej bazy – we wczesnej fazie na rynku tym notowanych było kilka, kilkanaście spółek) i brak wykluczeń (co zostało omówione wcześniej). Kolejne lata, to malejąca stopa debiutów (od 1997 roku) i rosnąca wykluczeń, co doprowadziło w latach 2002 i 2003 do sytuacji, kiedy liczba debiutów była mniejsza od liczby wykluczeń akcji. Jednak po tym okresie stopa debiutów znów przewyższa znacząco stopę wykluczeń.

Analiza rocznej stopy wykluczeń pokazuje, że inwestor działający na GPW w Warszawie musi liczyć się z dużą zmiennością tej stopy w czasie - rozpiętość rocznej stopy wykluczeń wynosi od 0% do 9,45%. Tak duża zmienność utrudnia wykorzystanie danych z przeszłości do szacowania prawdopodobieństwa wykluczenia akcji w przyszłości, zwiększając tym samym ryzyko inwestycji.





Rys. 4. Roczne stopy debiutów i wykluczeń na GPW w Warszawie w latach 1991-2007  
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GPW

### Podsumowanie

Wykluczenie akcji z obrotu giełdowego niesie dla inwestorów ryzyko związane ze skróceniem czasu inwestycji i jej zakończeniem w momencie nie przez nich wybranym, z ograniczeniem dywersyfikacji portfela oraz zmniejszeniem wpływów na zamknięciu inwestycji.

W analizach dotyczących zastosowania metod budowy portfeli dokonywanych *ex post*, pomijane są spółki, które w okresie objętym analizą zostały wykluczone z notowań<sup>11</sup>. Jednak inwestorzy podejmujący decyzje *ex ante* nie mogą tego dokonać. Narażają się tym samym na ryzyko, jakie niesie dla nich wykluczenie akcji z obrotu. Stosowana przez nich ocena ryzyka oparta na heurystykach lub szacowaniu prawdopodobieństwa opartego na częstościach względnych może okazać się niewystarczająca. Dlatego problematyka ryzyka wykluczenia akcji z obrotu powinna stać się przedmiotem dalszych badań. Jednym z ich kierunków może być stworzenie modelu oceny ryzyka.

Model taki powinien uwzględniać fakt, że w sytuacji wykluczenia akcji z obrotu występują elementy różnych szczegółowych rodzajów ryzyka:

- ryzyka wydarzeń (*event risk*),
- ryzyka niedotrzymania warunków (*default risk*),
- ryzyka bankructwa (*bankruptcy risk*),

<sup>11</sup> Np. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006; s.60 czy Bartkowiak M., *Efektywność strategii stochastycznej dominacji na GPW*, [w:] *Prace z ekonometrii finansowej*, Jurek W. [red.], Zeszyty naukowe AE w Poznaniu, 2003.

- ryzyka rynkowej płynności (*liquidity risk*),
- ryzyka reinwestowania (*reinvestment risk*),
- ryzyka wykupu na żądanie (*call risk*).<sup>12</sup>

Opracowany model pozwoliłby inwestorom podejmować bardziej racjonalne decyzje.

### Literatura

1. Bartkowiak M., *Efektywność strategii stochastycznej dominacji na GPW*, [w:] Prace z ekonometrii finansowej, Jurek W. [red.], Zeszyty naukowe AE w Poznaniu, 2003.
2. Das S., Saudagaran S.M., Sinha R., *An empirical Examination of NYSE Stocks Voluntarily De-listing from the Tokyo Stock Exchange*, Review of Accounting and Finance, vol.3, issue 4, 2004.
3. Dyl M., *Wycofanie akcji spółki publicznej z obrotu publicznego*, Przegląd Prawa Handlowego, 9/2004.
4. Łuniewska M., Tarczyński W., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
5. Kowalewski O., *Wartość dla akcjonariuszy mniejszościowych w procesie wycofywania spółek z obrotu giełdowego*, Bank i Kredyt, luty 2006.
6. Mojsiewicz M., Tarczyński W. *Zarządzanie ryzykiem :podstawowe zagadnienia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001.
7. Regulamin Giełdy uchwalany przez Radę Giełdy i zatwierdzany przez Komisję Nadzoru Finansowego.
8. Rocznik Giełdowy 2007, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, [www.gpw.com.pl](http://www.gpw.com.pl)
9. Rocznik Giełdowy 2008, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie, [www.gpw.com.pl](http://www.gpw.com.pl)
10. Tarczyński W. *Instrumenty pochodne na rynku kapitałowym*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003.
11. Sanger G.C., James D.P., *An Empirical Analysis of Common Stock Delistings*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol.25 No.2, June 1990.

<sup>12</sup> Tarczyński W., *Instrumenty pochodne na rynku kapitałowym*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003, s.145-146.

12. Tyszka T., Zaleśkiewicz T., *Racjonalność decyzji*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001.
13. Ustawa z 29.07.2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi Dz.U. Nr 183, poz. 1538.
14. Ustawa z dnia 22.03.1991 r. o publicznym obrocie papierami wartościowymi, Dz.U. Nr 35 poz. 155.
15. Ustawa z dnia 21.08.1997 r. Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi, Dz.U. Nr 118 poz. 754.
16. Weatherford R., *Philosophical Foundations of Probability Theory*,. Routledge and Kegan Paul, Henley 1982.
17. Zielonka P. „Wiedziałem, że to się zdarzy” Nasz Rynek Kapitałowy 11/131, listopad 2001.

#### STRESZCZENIE

Wykluczenie akcji z obrotu giełdowego stało się trwałym elementem publicznego rynku akcji w Polsce. Artykuł pokazuje ryzyko, jakie to zjawisko niesie dla inwestorów stosujących strategię „kup i trzymaj”, poprzez analizę wpływu wycofania akcji na trzy istotne parametry inwestycji: czas trwania, dywersyfikację portfela oraz dochód z inwestycji.

#### DELISTING OF SHARES FROM WARSAW STOCK EXCHANGE AS A SPECIFIC KIND OF INVESTMENT RISK

#### SUMMARY

Delisting of shares has become a constant element of the public market in Poland. The article shows what risk it carries for the investors adopting the "buy and hold" strategy by analyzing three important investment factors: duration, diversification, and return on investment.

*Translated by A. Adamska*

*Dr Agata Adamska*  
Szkoła Główna Handlowa  
agata.adamska@sgh.waw.pl

SŁAWOMIR ANTKIEWICZ

## KRYTERIA O PODŁOŻU BEHAWIORALNYM A KLASYCZNA TEORIA MARKOWITZA

### Wprowadzenie

Najczęściej wykorzystywane teorie dostarczają cennych narzędzi służących do dywersyfikacji ryzyka inwestycyjnego. Jednak zarówno portfel klasyczny, jak i portfel fundamentalny, wymagają od inwestora przestrzegania pewnych założeń<sup>1</sup>. Istnieją badania dowodzące, że założenia te nie zawsze są przestrzegane<sup>2</sup>. Niektórzy inwestorzy budują portfele w oparciu o szerszą gamę czynników, aniżeli sugerowałaby to klasyczna analiza portfelowa. Dotyczy to nie tylko inwestorów indywidualnych, ale także zarządców funduszy inwestycyjnych, którzy niekiedy rozmiągają się z regułami optymalizacji portfela papierów wartościowych.

Aby odpowiedzieć na pytanie, co leży u podstaw takiego zachowania inwestorów, warto sięgnąć do osiągnięć psychologii. Niekiedy bowiem emocje mają wpływ na dobór aktywów do portfela.

Celem artykułu jest przedstawienie kryteriów, którymi kierują się niektórzy inwestorzy. Chodzi o tą grupę uczestników rynku kapitałowego, na których decyzje duży wpływ mają emocje. Tezą niniejszego opracowania jest stwierdzenie, że emocje te mogą spowodować, iż następuje pewna zmiana podejścia do polityki optymalizacyjnej portfela w myśl teorii klasycznej. Jednak ta zmiana podejścia nie jest sprzeczna z wnioskami Markowitza. Autor dowodzi, że

---

<sup>1</sup> Por. W. Tarczyński, *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002, passim.

<sup>2</sup> M. M. Pompian, *Incorporating Behavioral Finance into Your Practice*, „Journal of Financial Planning”, 2005, nr 3, s. 58-59.

jest to nadal klasyczna analiza dochodu i ryzyka, uwzględniająca jednak również kryteria o podłożu behawioralnym.

Pierwsza część artykułu jest przeglądem literatury dotyczącej uwzględniania nieklasycznych kryteriów, którymi kierują się inwestorzy. Kolejna część opracowania przedstawia problemy związane z budową optymalnego portfela papierów wartościowych. Poruszono zagadnienie teorii perspektywy, funkcji wartości, funkcji wag decyzyjnych oraz kwestię wyznaczania poziomu aspiracji. Następna część artykułu jest próbą wykazania, że przy uwzględnianiu kryteriów o podłożu behawioralnym nie istnieje konieczność odchodzenia od założeń klasycznej teorii portfelowej. Oczywiście można budować zaawansowane teorie oparte na finansach behawioralnych. Autor stoi jednak na stanowisku, że bardziej racjonalne jest bazowanie na teorii klasycznej uwzględniającej jedynie fakt, że niektórzy inwestorzy kierują się emocjami.

### **Badania Nofsingera – księgowanie mentalne**

Teoria klasyczna dowodzi, iż racjonalny inwestor zawsze będzie preferował mniejsze ryzyko od większego. Jednak w zależności od indywidualnych preferencji dotyczących unikania lub podejmowania ryzyka, wyróżnić można pewną grupę inwestorów, dla których ryzyko jest wartością samą w sobie. Satisfakcja z wysokiego poziomu ryzyka, które towarzyszy niektórym transakcjom, jest dla nich rekompensatą za ewentualne straty. Trudno zatem oczekiwać, aby tacy inwestorzy stosowali się do zasad optymalizacji portfela poprzez minimalizację jego ryzyka.

Interesujące badania odnoszące się do dywersyfikacji ryzyka przeprowadził amerykański profesor, J. Nofsinger<sup>3</sup>. Ankietowani respondenci (osoby z pewnym doświadczeniem inwestycyjnym) musieli określić, w jaki sposób zmieni się ryzyko danego portfela po poszerzeniu go o dodatkowe aktywa. Zadaniem ankietowanych było przypisanie rang poszczególnym instrumentom finansowym, od tych powodujących najmniejszy przyrost ryzyka portfela, do tych istotnie zwiększających ryzyko związane z danym portfelem. Wśród możliwych instrumentów znajdowały się:

- bony skarbowe,

---

<sup>3</sup> Szerzej J. R. Nofsinger, *Psychologia inwestowania*, Wydawnictwo ONE Press, Warszawa 2006, s. 120.

- obligacje przedsiębiorstw,
- obligacje śmieciowe,
- towary,
- akcje małych i średnich spółek,
- akcje spółek zagranicznych,
- akcje spółek z rynków wschodzących.

Ważnym założeniem badania był fakt, że respondentom nie zostały podane jakiegokolwiek informacje dotyczące stóp zwrotu, wariancji czy korelacji między zmiennymi. Mieli oni bazować jedynie na swej wiedzy ekonomicznej.

Za walory w najmniejszym stopniu podnoszące ryzyko portfela uznano bony skarbowe, natomiast w największym – akcje spółek z rynków wschodzących. Po przyrównaniu wartości szacunkowych poszczególnych instrumentów do rzeczywistych miar ryzyka wyznaczonych za pomocą wariancji stóp zwrotu okazało się, iż przyporządkowanie było bardzo trafne. Należy jednak zauważyć, że to, co wyznacza się za pomocą wariancji stóp zwrotu poszczególnych walorów, nie przekłada się bezpośrednio na ryzyko całego portfela. Ankietowani dokonali klasyfikacji danych pod kątem ryzyka bezwzględnego każdego z papierów wartościowych osobno, nie uwzględniając wzajemnych zależności między nimi a składnikami portfela. Tymczasem z punktu widzenia klasycznej dywersyfikacji ryzyka (teoria Markowitza), akcje spółek z rynków wschodzących weszłyby do portfela redukującego wartość wariancji, co wynika z faktu występowania ujemnej korelacji między tym instrumentem, a analizowanym portfelem spółek amerykańskich<sup>4</sup>.

Przedstawione badanie jest przykładem tzw. księgowania mentalnego<sup>5</sup>. Polega to na identyfikacji i klasyfikacji różnych rodzajów inwestycji w sposób nieracjonalny. Oznacza to przypisywanie każdej z możliwości ulokowania kapitału cech indywidualnych i rozważaniu jej jako oddzielną, niezależną lokatę.

### **Efekt krótkoterminowego unikania strat**

Efekt krótkoterminowego unikania strat związany jest z potrzebą inwestora do ciągłej oceny wyników, jakie przynosi mu dana inwestycja. Oczywiste jest,

---

<sup>4</sup> K. K. Lewis, *Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption*, „Journal of Economic Literature”, 1999, nr 37, s. 601.

<sup>5</sup> A. Cieślak, *Behawioralna ekonomia finansowa. Modyfikacja paradygmatów funkcjonujących w nowoczesnej teorii finansów*, NBP, „Materiały i Studia”, 2003, nr 165, s. 116-118.

że lokując pieniądze w papiery udziałowe, można osiągnąć wyższą stopę zwrotu, niż w przypadku papierów dłużnych. Zaletą walorów dłużnych jest jednak fakt, iż przynoszą one stały dochód, przez co eliminują one możliwość wystąpienia uczucia żalu po stracie w krótkim okresie. W przypadku akcji, częste wahania cen mogą być powodem spontanicznej sprzedaży walorów, pomimo że w długiej perspektywie to właśnie papiery udziałowe zapewniają wyższe stopy zwrotu<sup>6</sup>.

Efekt ten zobrazować można na podstawie eksperymentu przeprowadzonego przez amerykańskiego psychologa i ekonomistę – R. Thalera. Zadaniem badanych była konstrukcja portfela inwestycyjnego, składającego się z dwóch funduszy inwestycyjnych – bezpiecznego funduszu obligacji (A) oraz ryzykownego funduszu akcji (B), przy czym rodzaj funduszu i jego poziom ryzyka nie były podane do wiadomości. Uczestników badania podzielono na trzy grupy. Pierwsza z nich otrzymywała informacje dotyczące kształtowania się kursów jednostek uczestnictwa w odstępach miesięcznych, druga informowana była o zmianach w okresach rocznych, natomiast trzecia dysponowała danymi w ujęciu pięcioletnim. Eksperyment miał na celu pokazać, że krótkoterminowe unikanie strat wpływa na decyzje inwestycyjne.

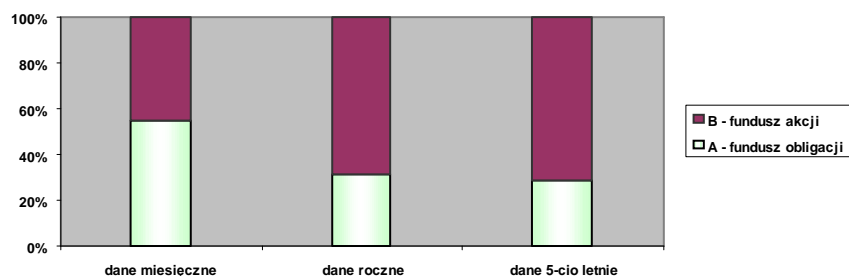
Wynik eksperymentu potwierdził tezę badania. Jak pokazuje rys. 1 osoby dysponujące najbardziej precyzyjnymi, miesięcznymi danymi, lokowały średnio tylko 45% swoich zasobów w fundusz akcji.

Reprezentanci pozostałych dwóch grup byli znacznie bardziej skłonni do zakupu jednostek funduszu bardziej ryzykownego – odpowiednio 69% i 71%. Eksperyment pokazał, że częstotliwość badania rynku wpływa na decyzje inwestycyjne. Im częściej inwestor sprawdza sytuację rynkową, tym większą przejawia awersję do ryzyka i tym szybciej wycofuje się z ryzykownych inwestycji. Gdyby natomiast uwzględnił długoterminowy zysk, byłoby to zachowanie nieracjonalne. Inwestor kierujący się kryterium maksymalizacji zysku powinien bowiem znacznie większą część swojego kapitału przeznaczyć na inwestycję w fundusz bardziej ryzykowny<sup>7</sup>.

---

<sup>6</sup> Szerzej P. Zielonka, *Behawioralne aspekty inwestowania na rynku papierów wartościowych*, Wydawnictwo CeDeWu.pl, Warszawa 2006, s. 94–101.

<sup>7</sup> R. Thaler, S. Benartzi, *Myopic Loss Aversion and the Equity Puzzle*, „Quarterly Journal of Economics”, 1995, nr 1, s. 84, T. Zaleśkiewicz, *Ile kosztują emocje*, „Gazeta Prawna”, 2005, nr 78, 21.04.2005r., s. 34



Rys. 1. Portfel dwóch funduszy inwestycyjnych zaproponowany przez R. Thalera

Źródło: R. Thaler, S. Benartzi, *Myopic Loss Aversion and the Equity Puzzle*, „Quarterly Journal of Economics”, 1995, nr 1, s. 84.

### Kryteria o podłożu behawioralnym

Finanse behawioralne datują swój początek od 1972 r. wraz z opublikowaniem pracy Paula Slovic *„Psychological Study of Human Judgement”*<sup>8</sup>. W latach 80-tych XX w. badania nad psychologią rynku prowadził głównie Richard Thaler z University of Chicago, a następnie Werner De Bondt z University of Wisconsin oraz Meir Statman i Hersh Shefrin z Santa Clara University. Wszyscy oni ukazywali niezgodności wyników badań empirycznych z istniejącymi teoriami klasycznych finansów. Zaobserwowane anomalie stanowiły jeden z dwóch głównych filarów finansów behawioralnych<sup>9</sup>. Drugim filarem były odkrycia Daniela Kahnemana i Amosa Tversky`ego, począwszy od ogłoszonej przez nich teorii perspektywy, aż do opublikowania listy błędów poznawczych związanych z podejściem inwestorów do ryzyka.

Obecnie finanse behawioralne stają się coraz bardziej popularnym podejściem, skupiając takich uczonych, jak Karl-Erik Wärneryd ze Stockholm School of Economics, Gur Haberman z Columbia University czy George Frankfurter z Sabbanci University. Finanse behawioralne w centrum zainteresowania stawiają portfel behawioralny, który określić można mianem portfela uwzględniającego anomalie zaobserwowane na rynku w relacji do portfela klasycznego, w tym uwzględniającego teorię perspektywy. Portfel behawioralny jest portfelem two-

<sup>8</sup> P. Slovic, *Psychological Study of Human Judgement*, „Journal of Finance”, 1972, vol. 27, issue 4, s. 779-799.

<sup>9</sup> R. A. Olsen, *Behavioral Finance and Its Implications for Stock – Price Volatility*, „Financial Analyst Journal”, 1998, nr 3-4, s. 10-17.



rzonym intuicyjnie. Przy budowie takiego portfela nie jest uwzględniana korelacja między poszczególnymi jego elementami, przez co portfel taki postrzegany jest raczej jako zbiór niezależnych walorów, aniżeli jako harmonijna całość<sup>10</sup>. Jest to konsekwencją stosowania księgowania mentalnego, a także skłonności inwestorów do stosowania dywersyfikacji prostej, czyli nadawania wszystkim walorom takiej samej wagi w portfelu ( $1/n$ ).

Na tworzenie portfela behawioralnego mają wpływ emocje. Każdy inwestor jest w mniejszym bądź w większym stopniu od nich uzależniony. Dąży on do tego, aby móc zredukować do zera emocje negatywne i jednocześnie maksymalizować te pozytywne. Wśród najczęściej spotykanych emocji towarzyszących operacjom na rynku kapitałowym wyróżnić należy strach (emocja negatywna) i nadzieję (emocja pozytywna)<sup>11</sup>.

Decyzje inwestycyjne podejmowane pod wpływem emocji bywają mało racjonalne. Każda informacja z rynku, która oznacza dla inwestora stratę, powoduje silną reakcję w mózgu. Uruchamiane są mechanizmy odpowiedzialne za negatywne emocje, a przede wszystkim strach. Pomimo tego, że spadki bywają krótkotrwałe i często nieznaczące w długim okresie, to w chwili, kiedy do naszego mózgu dociera informacja o spadku kursów (nie tracimy jeszcze ani gotówki, ani części akcji, bo spadek kursów nie oznacza sprzedaży), natychmiast uruchamia się mechanizm obronny – awersja do strat. Prowadzi to do narastania obawy o dalsze losy naszego kapitału, a w konsekwencji często do wycofania się z danej inwestycji.

### **Etapy tworzenia portfela akcji**

Kryteria o podłożu behawioralnym mogą być wykorzystane przy budowie klasycznego portfela inwestycyjnego. Przegląd kolejnych etapów tworzenia portfela uwzględniającego takie kryteria prezentuje rys. 2.

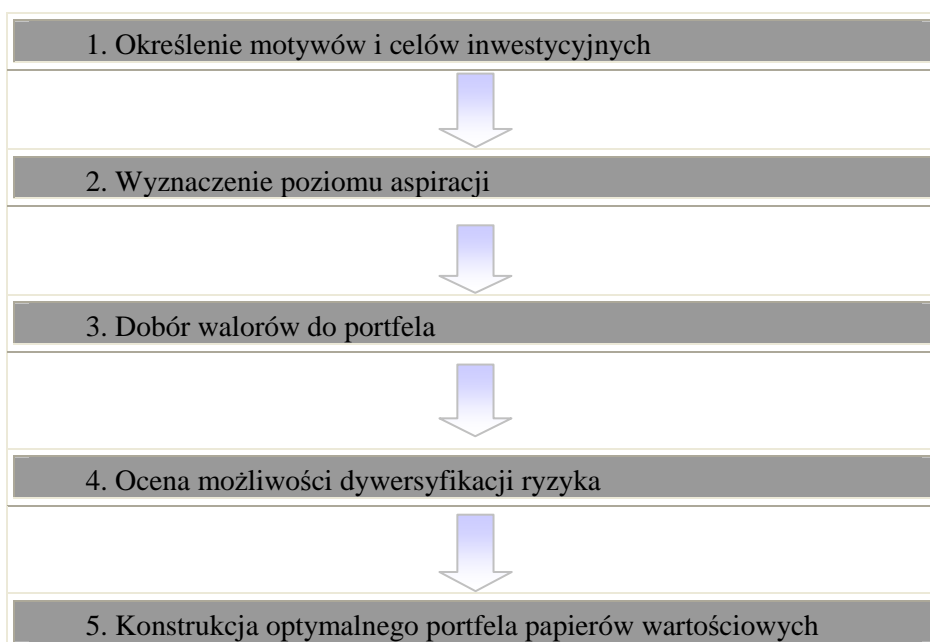
Motywy działania inwestorów giełdowych opisuje jedna z najbardziej znanych teorii finansów behawioralnych – teoria perspektywy D. Kahnemana i

---

<sup>10</sup> Por. N. Siebenmorgen, M. Weber, *A Behavioral Model for Asset Allocation*, „Financial Markets and Portfolio Management”, 2003, nr 1, s. 18.

<sup>11</sup> L. Lopes, *Between Hope and Fear: The Psychology of Risk*, „Advances in Experimental Social Psychology”, 1987, nr 20, s. 225–264, D. K. Berman, *Fear the Roller Coaster? Embrace It*, „The Wall Street Journal Online”, <http://online.wsj.com/public/article/SB118947349416123314.html> (16.01.2008).

A. Tversky'ego<sup>12</sup>. Składa się ona z dwóch zasadniczych części – funkcji wartości oraz funkcji wag decyzyjnych. Ilustrację graficzną pierwszej z nich przedstawia rys. 3.



Rys. 2. Etapy tworzenia portfela papierów wartościowych uwzględniającego kryteria o podłożu behawioralnym

Źródło: Opracowanie własne.

Kahneman i Tversky wprowadzają do swoich rozważań pojęcie wartości, zastępując nim termin użyteczność<sup>13</sup>. Użyteczność kojarzona jest przede wszystkim z posiadanymi aktywami, natomiast wartości można przypisać zarówno po stronie zysków, jak i strat.

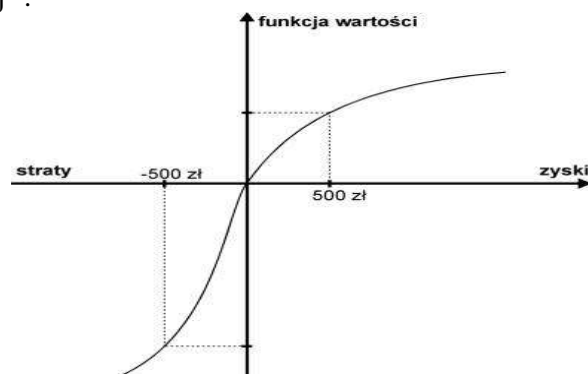
Wartości te różnią się ze względu na to, w jakim miejscu na krzywej się znajdujemy. W teorii perspektywy kluczowe znaczenie ma bowiem punkt odniesienia inwestora na rynku kapitałowym. Dopóki znajdujemy się po stronie strat, funkcja wartości jest wypukła i w miarę stroma. Oznacza to, że już niewielki przyrost straty powoduje gwałtowne obniżenie wartości funkcji. Inaczej

<sup>12</sup> D. Kahneman, A. Tversky, *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica”, 1997, nr 3, s. 174.

<sup>13</sup> Por. H. Shefrin, M. Statman, *The Contributions of Daniel Kahneman and Amos Tversky*, „The Journal of Behavioral Finance”, 2003, nr 2, s. 54–57.

jest po stronie zysków. Tam krzywa przyjmuje bardziej wklęsły kształt i jest mniej stroma, co wskazuje, że przyrost zysku nie powoduje tak gwałtownych zmian funkcji wartości. Dzieje się tak ze względu na to, że strata odczuwana jest przez inwestora dużo silniej, aniżeli odpowiednio wysoki zysk. Na przykładzie rys. 3. widać, że obawa przez stratą 500 zł jest znacznie większa niż satysfakcja z zysku o tej samej wysokości<sup>14</sup>.

Teoria perspektywy zakłada, że preferencje decydentów zależne są od tego, jak zdefiniowany jest problem, czyli gdzie znajduje się nasz punkt odniesienia. Jeżeli wynik podejmowanej decyzji traktowany będzie jako zysk, funkcja wartości będzie wklęsła, a inwestor wykaże się awersją do ryzyka. W odwrotnej sytuacji, gdy punkt odniesienia znajdzie się po stronie strat, można liczyć na większą skłonność decydenta do podejmowania ryzyka, co tłumaczy wypukły kształt krzywej<sup>15</sup>.



Rys. 3. Funkcja wartości dla zysków i strat.

Źródło: P. Zielonka, *Teoria perspektywy – ekonomia behawioralna*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, nr 10/2002, s. 118.

Rys. 4. obrazuje drugą część teorii perspektywy. Kahneman i Tversky wprowadzili w niej krzywą wag decyzyjnych obok krzywej prawdopodobieństwa. Wykazali oni, iż wagi przypisywane pewnym zdarzeniom nie zawsze odpowiadają prawdopodobieństwu ich zaistnienia. Średnie i wysokie wartości prawdopodobieństw są niedoszacowane, natomiast niskie – przeszacowane. Obrazuje to funkcja wag na rys. 4.

<sup>14</sup> P. Zielonka, *Finanse behawioralne*, [w:] T. Tyszka, *Psychologia ekonomiczna*, Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne, Gdańsk 2004, s. 349.

<sup>15</sup> P. Zielonka, *Behawioralne...*, *op. cit.*, s. 79.

Poprzez zestawienie ze sobą obu części teorii perspektywy można stworzyć nowy, deskryptywny model podejmowania decyzji<sup>16</sup>. Opiera się on na maksymalizacji tzw. subiektywnej wartości oczekiwanej. Zapisuje się go według formuły:

$$E(v) = \sum_i w(p_i)v(x_i), \quad (1)$$

$$E(v) \rightarrow \max,$$

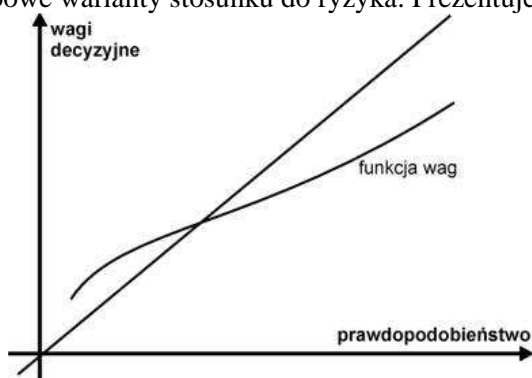
gdzie:

$E(v)$  – subiektywna wartość oczekiwana,

$w(p_i)$  – wagi decyzyjne,

$v(x_i)$  – funkcja wartości.

Na podstawie tak pojmowanej subiektywnej wartości oczekiwanej opisane zostały cztery typowe warianty stosunku do ryzyka. Prezentuje je tabela 1.



Rys. 4. Funkcja wag decyzyjnych.

Źródło: P. Zielonka, *Teoria perspektywy – ekonomia behawioralna*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, nr 10/2002, s. 119.

Zjawiska opisane w dolnym wierszu odpowiadają założeniom teorii perspektywy. Natomiast górny wiersz prezentuje sytuację dla bardzo niskich wartości prawdopodobieństwa, co sprzyja zawyżaniu poszczególnych zmiennych funkcji wartości. W przypadku gdy z rachunku prawdopodobieństwa wynika strata, to choć szansa na zaistnienie takiego zjawiska jest bardzo mała, inwestor i tak będzie skłonny zabezpieczyć się przed ryzykiem<sup>17</sup>.

<sup>16</sup> Por. również H. Shefrin, M. Statman, *Behavioral Portfolio Theory*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, 2000, nr 2, s. 133.

<sup>17</sup> H. Shefrin, *Do Investors Expect Higher Returns from Safer Stocks than from Riskier Stocks*, „The Journal of Psychology and Financial Markets”, 2001, nr 4, s. 176–177.

Tabela 1. Typowe warianty stosunku do ryzyka.

	strata	zysk
bardzo niskie wartości prawdopodobieństwa	awersja do ryzyka	skłonność do ryzyka
średnie i wysokie wartości prawdopodobieństwa	skłonność do ryzyka	awersja do ryzyka

Źródło: Opracowanie własne na podstawie D. Kahneman, A. Tversky, *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica”, 1997, nr 3, s. 177.

### Wyznaczenie poziomu aspiracji

Konstrukcja optymalnego portfela inwestycyjnego wymaga wyznaczenia poziomu aspiracji. Wartość poziomu aspiracji uzależniona jest od wielu czynników, pośród których na uwagę zasługują przede wszystkim czynniki psychologiczne, a także ekonomiczne<sup>18</sup>. Te pierwsze podyktowane są naszymi emocjami, naszymi porażkami bądź sukcesami i w końcu także naszymi typami osobowości. Powszechnie wiadomo, iż osoby skłonne podejmować ryzyko, by osiągnąć zamierzony cel (sukces), mają o wiele wyższy poziom aspiracji, aniżeli osoby z awersją do niepowodzeń.

Najważniejszym czynnikiem ekonomicznym oddziałującym na poziom aspiracji jest wartość posiadanego kapitału<sup>19</sup>. Portfele inwestycyjne wykorzystujące kryteria o podłożu behawioralnym są tworzone w oparciu o poziom aspiracji wyznaczony indywidualnie przez inwestora. Wartość tego poziomu wyznacza stopę zwrotu, jaką inwestor chciałby zarobić na danej inwestycji. Jest to zatem jego ściśle określony cel finansowy.

### Konstrukcja optymalnego portfela papierów wartościowych

Optymalny portfel klasyczny jest portfelem składającym się ze skorelowanych ze sobą papierów wartościowych. Natomiast optymalny portfel uwzględniający kryteria o podłożu behawioralnym to z kolei piramida niezależnych aktywów, w której każdy poziom odpowiada za realizację innych celów inwestycyjnych. Poniżej przedstawiono przykład zróżnicowania zachowań inwesto-

<sup>18</sup> R. J. Shiller, *From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance*, „Journal of Economic Perspectives”, 2003, nr 1, s. 83–85.

<sup>19</sup> Zob. S. Buczek, *Od teorii rynków efektywnych do finansów behawioralnych*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, 2004, nr 8, s. 83–84.

rów posługujących się klasyczną teorią Markowitza w porównaniu z tymi, którzy uwzględniają również kryteria o podłożu behawioralnym.

Analizie poddano dwa walory M i L. Papier wartościowy L charakteryzuje się oczekiwaną stopą zwrotu na poziomie 2% i wartością odchylenia standardowego – 90%, podczas gdy walor M charakteryzuje się stopą zwrotu na poziomie 20% przy odchyleniu standardowym 30%. Oba walory nie są ze sobą skorelowane. Należy zauważyć, że papier L cechuje się niższą oczekiwaną stopą zwrotu niż w przypadku M, podczas gdy wartość jego wariancji jest znacznie wyższa.

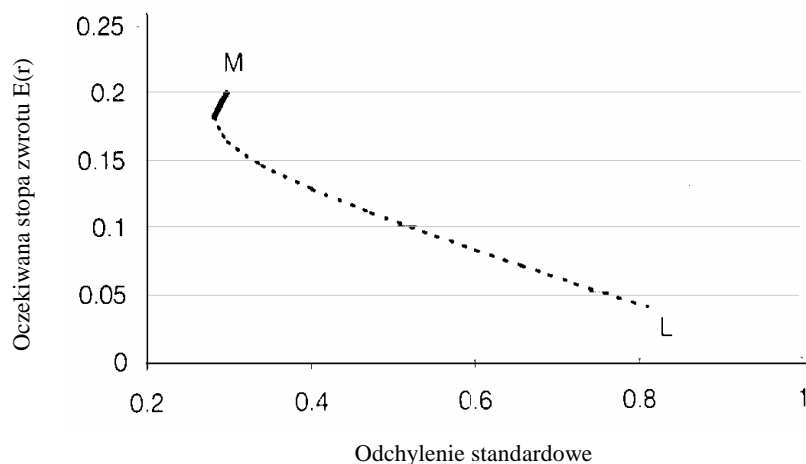
Gdyby posługiwać się wyłącznie wyznacznikami klasycznej teorii Markowitza, tj. wartością oczekiwaną stopy zwrotu, wariancją i korelacją między danymi, otrzymuje się zbiór możliwości inwestycyjnych przedstawiony na rys. 4.

Przebieg granicy efektywności dla analizowanego portfela inwestycyjnego został oznaczony na rys. 5. linią ciągłą. Zgodnie z teorią klasycznego portfela, jedyną racjonalną inwestycją, jest lokata kapitału wyłącznie w walor M. Jest to nie tylko bardziej zyskowy, ale również znacznie bardziej bezpieczny instrument finansowy. Wydawać by się mogło, że nie istnieją racjonalne przesłanki przemawiające za innym rozlokowaniem kapitału. Warto się jednak przyjrzeć, jak w tych okolicznościach przebiega budowa optymalnego portfela uwzględniającego również kryteria o podłożu behawioralnym.

Aby móc wyznaczyć portfel optymalny, należy nie tylko określić cele danej inwestycji, ale również wyznaczyć poziom aspiracji dla danej inwestycji. Załóżmy, że w analizowanym przypadku ustalimy go na poziomie 1,3 zł, przy kapitale początkowym wartości 1 zł. Inwestycja zgodna z klasyczną teorią Markowitza, czyli wybór tylko waloru M, zdaje się nie dawać większych szans na osiągnięcie zamierzonego celu. Na rys. 6. przedstawiono zatem zbiór możliwości inwestycyjnych przy uwzględnieniu kryteriów o podłożu behawioralnym. Rys. 6. prezentuje optymalny portfel, gdzie zmiennymi są nie wartość oczekiwana stopy zwrotu i odchylenie standardowe, jak w klasycznym modelu Markowitza, a subiektywna wartość oczekiwana dochodu i prawdopodobieństwo osiągnięcia poziomu aspiracji.

Granice efektywności portfela wyznacza odległość między minimalnym poziomem prawdopodobieństwa nieosiągnięcia danego poziomu aspiracji, a

poziomem tego prawdopodobieństwa wyznaczonym dla drugiego z walorów<sup>20</sup>. Z przebiegu granicy efektywności wynika, że najlepszym portfelem będzie ten złożony wyłącznie z walorów L. Pamiętać bowiem należy, że wysoka wartość wariancji, a w konsekwencji również odchylenia standardowego stóp zwrotu oznacza, iż dany walor charakteryzuje się stosunkowo dużym rozrzutem wartości skrajnych. Istnieje zatem większe prawdopodobieństwo, że walor L osiągnie poziom aspiracji, aniżeli jest to w przypadku papieru wartościowego M<sup>21</sup>.



Rys. 5. Optymalny klasyczny portfel dwóch papierów wartościowych

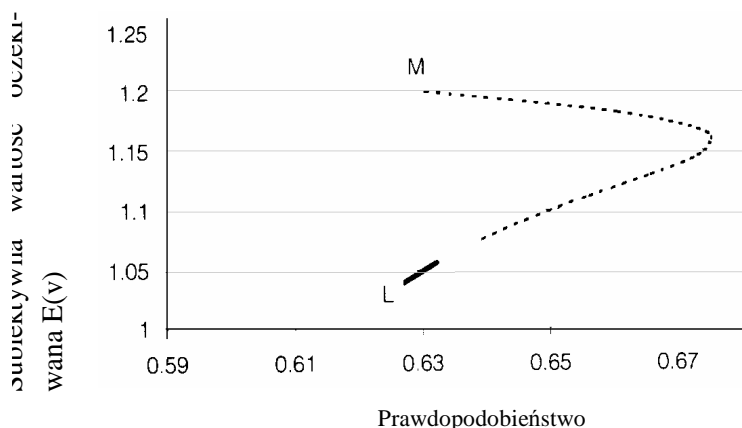
Źródło: H. Shefrin, M. Statman, *Behavioral Portfolio Theory*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, nr 2/2000, s. 141.

Analiza powyższa wykazała różnicę pomiędzy optymalnym portfelem klasycznym, a tym który uwzględnia również kryteria o podłożu behawioralnym. Odmiennie zachowanie inwestorów korzystających z tych portfeli wynika z różnicy w ich definicji ryzyka. Zwolennicy klasycznej teorii Markowitza sprowadzają ryzyko do odchylenia standardowego stopy zwrotu z papieru wartościowego, podczas gdy naśladowcy teorii portfelowej zalecającej uwzględnianie kryteriów o podłożu behawioralnym utożsamiają ryzyko z prawdopodobieństwem nieosiągnięcia swojego celu inwestycyjnego, określonego przez poziom aspiracji<sup>22</sup>.

<sup>20</sup> J. R. Nofsinger, *Psychology of Investing*, Washington State University, New Jersey 2003, s. 57.

<sup>21</sup> H. Shefrin, M. Statman, *Behavioral...*, op. cit., s. 139.

<sup>22</sup> Szerzej T. Zaleśkiewicz, *Psychologia inwestora giełdowego: wprowadzenie do behawioralnych finansów*, Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne, Gdańsk 2003, s. 149.



Rys. 6. Optymalny portfel dwóch papierów wartościowych uwzględniający kryteria behawioralne

Źródło: H. Shefrin, M. Statman, *Behavioral...*, op. cit., s. 141.

### Ocena efektywności portfela akcji uwzględniającego kryteria o podłożu behawioralnym

Proces optymalizacji portfela przypomina zasady konstrukcji miary zagrożenia ryzyka, tj. *VaR* (*value at risk*). W obu przypadkach istotą problemu jest zestawienie poziomu oczekiwanego dochodu z prawdopodobieństwem realizacji pewnego zdarzenia. W przypadku teorii klasycznej, chodzi o wyznaczenie granicy górnej, czyli określenie, jaką kwotę maksymalnie jesteśmy gotowi zaryzykować.

Z kolei w sytuacji budowy portfela uwzględniającego kryteria behawioralne wyznacza się granicę dolną, czyli określenie jaką kwotę minimalnie chcemy osiągnąć z danej inwestycji. O tym, czy dana inwestycja jest efektywna czy nie, decyduje to, czy pozwala nam ona na przekroczenie tej granicy<sup>23</sup>.

Badanie efektywności portfela inwestycyjnego może przebiegać na wiele różnych sposobów<sup>24</sup>. Zmienne obu rodzajów portfeli można wykorzystać do analizy ich efektywności w podobny sposób. Zaproponowane klasyczne miary dostarczają informacji o efektywności utworzonego portfela w kontekście całego rynku i pozwalają na porównanie jego wyników z innymi zestawami walo-

<sup>23</sup> H. Shefrin, M. Statman, *Behavioral...*, op. cit., s. 140.

<sup>24</sup> T. Mussweiler, K. Schneller, *What Goes Up Must Come Down – How Charts Influence Decisions to Buy and Sell Stocks*, „The Journal of Behavioral Finance”, 2003, nr 3, s. 121-122.



rów. Również faktyczna stopa zwrotu z inwestycji, miara charakterystyczna dla portfeli fundamentalnych, mogłaby posłużyć do oszacowania jakości wyznaczonego portfela.

Można jednak postawić pytanie: jaką wartość dla inwestora uwzględniającego kryteria o podłożu behawioralnym mają takie miary? Odpowiedź jest stosunkowo prosta – miary te mają niewielką wartość poznawczą. Dla takiego inwestora portfel jest bowiem efektywny, gdy realizowana jest jego funkcja celu. Funkcja ta została zdefiniowana jako minimalizacja żalu związanego z inwestowaniem<sup>25</sup>. Optymalny portfel to zatem taki, który realizuje cele inwestycyjne i redukuje przy tym odczuwanie przez inwestora negatywnych emocji. Jeżeli poszczególne poziomy skonstruowanej przez inwestora piramidy realizują cele cząstkowe, a całość pozwala osiągnąć pułap wyznaczony przez poziom aspiracji, to taki portfel jest nie tylko optymalny, ale również efektywny. Natomiast miarą tej efektywności zdaje się być zadowolenie i poczucie bezpieczeństwa inwestora na rynku kapitałowym.

## Literatura

1. Berman D. K., *Fear the Roller Coaster? Embrace It*, „The Wall Street Journal Online”, <http://online.wsj.com/public/article/SB118947349416123314.html>
2. Buczek B., *Od teorii rynków efektywnych do finansów behawioralnych*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, 2004, nr 8.
3. Cieślak A., *Behawioralna ekonomia finansowa. Modyfikacja paradygmatów funkcjonujących w nowoczesnej teorii finansów*, Narodowy Bank Polski, „Materiały i Studia”, 2003, nr 165.
4. Kahneman D., Tversky A., *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, „Econometrica”, 1997, nr 3.
5. Lewis K. K., *Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption*, „Journal of Economic Literature”, 1999, nr 37.
6. Lopes L., *Between Hope and Fear: The Psychology of Risk*, „Advances in Experimental Social Psychology”, 1987, nr 20.
7. Mussweiler T., Schneller K., *What Goes Up Must Come Down – How Charts Influence Decisions to Buy and Sell Stocks*, *The Journal of Behavioral Finance*, 3/2003.

---

<sup>25</sup> P. Zielonka, Czym są finanse behawioralne, czyli krótkie wprowadzenie do psychologii rynków finansowych, Narodowy Bank Polski, „Materiały i Studia”, 2003, nr 158, s. 27.

8. Nofsinger J. R., *Psychologia inwestowania*, Wydawnictwo ONE Press, Warszawa 2006.
9. Nofsinger J. R., *Psychology of Investing*, Washington State University, New Jersey 2003.
10. Olsen R. A., *Behavioral Finance and Its Implications for Stock – Price Volatility*, „Financial Analyst Journal”, 1998, nr 3-4.
11. Pompian M. M., *Incorporating Behavioral Finance into Your Practice*, „Journal of Financial Planning”, 2005, nr 3.
12. Shefrin H., *Do Investors Expect Higher Returns from Safer Stocks than from Riskier Stocks*, „The Journal of Psychology and Financial Markets”, 2001, nr 4.
13. Shefrin H., Statman M., *Behavioral Portfolio Theory*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, 2000, nr 2.
14. Shefrin H., Statman M., *The Contributions of Daniel Kahneman and Amos Tversky*, „The Journal of Behavioral Finance”, 2003, nr 2.
15. Shiller R. J., *From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance*, „Journal of Economic Perspectives”, 2003, nr 1.
16. Siebenmorgen N., Weber M., *A Behavioral Model for Asset Allocation*, „Financial Markets and Portfolio Management”, 2003, nr 1.
17. Slovic P., *Psychological Study of Human Judgement*, „Journal of Finance”, 1972, vol. 27, issue 4.
18. Tarczyński W., *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002.
19. Thaler R., Benartzi S., *Myopic Loss Aversion and the Equity Puzzle*, „Quarterly Journal of Economics”, 1995, nr 1.
20. Zaleśkiewicz T., *Ile kosztują emocje*, „Gazeta Prawna”, 2005, nr 78, 21.04.2005r.
21. Zaleśkiewicz T., *Psychologia inwestora giełdowego: wprowadzenie do behawioralnych finansów*, Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne, Gdańsk 2003.
22. Zielonka P., *Behawioralne aspekty inwestowania na rynku papierów wartościowych*, Wydawnictwo CeDeWu.pl, Warszawa 2006.
23. Zielonka P., *Czym są finanse behawioralne, czyli krótkie wprowadzenie do psychologii rynków finansowych*, NBP, „Materiały i Studia”, 2003, nr 158.
24. Zielonka P., *Finanse behawioralne*, [w:] Tyszka T., *Psychologia ekonomiczna*, Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne, Gdańsk 2004.
25. Zielonka P., *Teoria perspektywy – ekonomia behawioralna*, „Nasz Rynek Kapitałowy”, nr 10/2002.

### **STRESZCZENIE**

Artykuł przedstawia koncepcję tworzenia portfela papierów wartościowych na przykładzie teorii klasycznej uwzględniającej kryteria o podłożu behawioralnym. Koncepcja behawioralna nie pozostaje w sprzeczności z klasyczną teorią Markowitza. W procesie podejmowania decyzji inwestycyjnych akcent kładziony jest tu bowiem przede wszystkim na rolę emocji. Świadomość istnienia pewnych mechanizmów rządzących psychiką ludzką stanowi cenne uzupełnienie normatywnych wskaźników podejścia klasycznego i pozwala prognozować zmienność zachowań pozostałych uczestników rynku kapitałowego. Wykorzystanie osiągnięć teorii perspektywy i wcielenie ich w życie poprzez konstrukcję portfela behawioralnego jest przez to nie tylko sposobem ograniczenia negatywnych emocji towarzyszących transakcjom na rynku kapitałowym, ale przede wszystkim stwarza możliwość dywersyfikacji ryzyka inwestycyjnego.

### **THE PSYCHOLOGICAL DIMENSION OF CONSTRUCTING INVESTMENT PORTFOLIO AND MARKOWITZ MODEL**

#### **SUMMARY**

The behavioral approach, though it exposes some of unrealistic assumptions of efficient market theory, does not stand in absolute contradiction to Markowitz model. Moreover, being aware of psychological and sociological mechanisms of a human being constitutes valuable complement to the normative calculation of the classical approach and enables a descriptive prognosis of changes in behavior of stock-exchange-participants. Through integration of perspective theory into behavioral portfolio, investors gain not only reduction in negative emotions associated with trading, but they also diversify risk of their investments.

*Translated by S. Antkiewicz*

*Dr Sławomir Antkiewicz*  
Wyższa Szkoła Bankowa w Gdańsku  
slaw@ek.univ.gda.pl

BARBARA BATÓG  
KATARZYNA WAWRZYNIAK

**PROGNOZY LOGITOWE DIAGNOZ NA PRZYKŁADZIE SPÓŁEK  
NOTOWANYCH NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W  
WARSZAWIE**

**Wprowadzenie**

W pracy [Batóg, Wawrzyniak, 2008] przedstawiono praktyczne zastosowanie nominalnych modeli wielomianowych do formułowania i przewidywania łącznej diagnozy sytuacji finansowo-ekonomicznej dla konkretnego obiektu (spółki) wraz z badaniem efektywności tych prognoz. Do sformułowania diagnoz cząstkowych<sup>1</sup> dla badanych spółek w poszczególnych okresach wykorzystano normy empiryczne<sup>2</sup> dla wybranych wskaźników finansowo-ekonomicznych adekwatne do sytuacji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Celem artykułu jest wykazanie, że zarówno nominalne, jak i porządkowe wielomianowe modele logitowe, dają większe możliwości zróżnicowania ocen sytuacji finansowo-ekonomicznej spółek z punktu widzenia łącznej diagnozy. Zastosowanie większej liczby wariantów dla zmiennej zależnej powoduje, że łączna diagnoza jest bardziej jednoznaczna, gdyż daje możliwość uwzględnienia wszystkich możliwych wariantów powstających na podstawie diagnoz cząstkowych dla wybranych wskaźników.

---

<sup>1</sup> Diagnozy cząstkowe stanowią podstawę do sformułowania łącznej diagnozy dla badanego obiektu w poszczególnych okresach.

<sup>2</sup> W pracy [Batóg, Wawrzyniak, 2007] wykazano, że wykorzystanie norm empirycznych wpływa na efektywność prognoz pozytywnej diagnozy łącznej sytuacji finansowo-ekonomicznej spółek.

### Istota nominalnych i porządkowych modeli wielomianowych

Rozwinięciem modeli dwumianowych są modele wielomianowe. Zmienna zależna  $Y$  jest nadal zmienną jakościową, ale posiada więcej niż dwie kategorie, które mogą być zmierzone zarówno na skali nominalnej, jak i na skali porządkowej. Z tego względu rozróżniamy nominalne i porządkowe modele wielomianowe zmiennych jakościowych.

O ile w modelu dwumianowym wyjaśniane było pojedyncze prawdopodobieństwo, to w przypadku nominalnych modeli wielomianowych wyjaśniane są ilorazy prawdopodobieństw zaistnienia danej kategorii w grupie zdarzeń zawierającej wyłącznie kategorię daną i bazową<sup>3</sup>. Stąd model wielomianowy (1) składa się z równań, których liczba jest o jeden mniejsza niż liczba kategorii zmiennej zależnej – jedną z kategorii przyjmuje się jako kategorię bazową.

$$\frac{P_{i1}}{P_{i0} + P_{i1}} = F(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_1), \frac{P_{i2}}{P_{i0} + P_{i2}} = F(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_2), \dots, \frac{P_{ij}}{P_{i0} + P_{ij}} = F(\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j) \quad (1)$$

gdzie:

$j$  – numer kategorii ( $j = 0, 1, \dots, J$ ),  $j = 0$  – kategoria bazowa,

$J+1$  – liczba kategorii zmiennej  $Y$ ,

$i$  – numer przypadku ( $i = 1, \dots, N$ ),  $N$  – liczba przypadków,

$P_{ij}$  – prawdopodobieństwo, że  $i$ -ty przypadek zostanie zaliczony do  $j$ -ej kategorii,  $F$  – dystrybucja wybranego rozkładu,

$\mathbf{x}$  – wektor zmiennych objaśniających,

$\boldsymbol{\beta}_j$  – wektor parametrów modelu dla  $j$ -ej kategorii.

Jedną z najczęściej wykorzystywanych dystrybucji w modelu (1) jest dystrybucja rozkładu logistycznego. Model z tą dystrybucją nosi nazwę nominalnego wielomianowego modelu logitowego. Okazuje się, że w przypadku tego modelu, po prostych przekształceniach można otrzymać wzory bezpośrednio opisujące prawdopodobieństwa przynależności  $i$ -tego przypadku do kolejnych kategorii. Prawdopodobieństwa te przedstawiają równania (2).

$$P_{i0} = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j}}, \quad P_{ij} = \frac{e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}_j}}, \quad i = 1, \dots, N, \quad j = 1, \dots, J. \quad (2)$$

---

<sup>3</sup> Gruszczyński (1996, 2001), Bartosiewicz (1990), Cameron, Trivedi (2005), Baltagi (2003), Chow (1995).

Po oszacowaniu modelu (1) i wykorzystaniu wzorów (2) otrzymujemy teoretyczne prawdopodobieństwa przynależności danego przypadku do każdej z rozważanych kategorii zmiennej  $Y$ . Następnie wnioskujemy, że  $i$ -ty przypadek (na podstawie oszacowanego modelu) należy do tej kategorii, której odpowiada największe spośród prawdopodobieństw  $p_{ij}$  ( $j=0,1,\dots,J$ ).

Nieco inne podejście jest wykorzystywane w przypadku, gdy zmienna  $Y$  jest mierzona na skali porządkowej. Mówimy wtedy o wielomianowym modelu porządkowym<sup>4</sup>. W takim modelu wyjaśniane są ilorazy prawdopodobieństwa przynależności  $i$ -tego przypadku do kategorii nie niższej niż  $k$ -ta ( $P_{ik}$ ) i prawdopodobieństwa do niego przeciwnego ( $1 - P_{ik}$ ) (porównaj wzór 3). Liczba równań w modelu jest o 1 mniejsza niż liczba kategorii porządkowych.

$$\frac{P_{ik}}{1 - P_{ik}} = F(\alpha_k + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}), \quad (3)$$

$k$  – numer kategorii,  $K$  – liczba kategorii porządkowej zmiennej  $Y$ ,

$i$  – numer przypadku ( $i = 1, \dots, N$ ),  $N$  – liczba przypadków,

$P_{ik}$  – prawdopodobieństwo, że  $i$ -ty przypadek zostanie zaliczony do kategorii nie niższej niż  $k$ -ta,

$F$  – dystrybuanta wybranego rozkładu,  $\mathbf{x}$  – wektor zmiennych objaśniających,

$\boldsymbol{\beta}$  – wektor parametrów modelu,  $\alpha_k$  – wyrazy wolne.

W modelu (3) parametry  $\boldsymbol{\beta}$  stojące przy zmiennych objaśniających są takie same dla wszystkich kategorii zmiennej zależnej  $Y$ , natomiast różne są wyrazy wolne dla poszczególnych kategorii. Jeżeli  $F$  reprezentuje dystrybuantę rozkładu logistycznego, to prawdopodobieństwa  $P_{ik}$  można opisać wzorami (4).

$$P_{ik} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha_k + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}}. \quad (4)$$

Ponieważ  $P_{ik}$  to prawdopodobieństwo, że  $i$ -ty przypadek zostanie zaliczony do kategorii nie niższej niż  $k$ -ta, to prawdopodobieństwa przynależności danego przypadku do kategorii  $k$  wyznacza się jako różnice kolejnych prawdopodobieństw  $P_{ik}$ .

Do oceny jakości oszacowanych modeli można wykorzystać test łącznych efektów, w którym każda z hipotez zerowych<sup>5</sup> zakłada brak istotności wszyst-

<sup>4</sup> Cramer (2003), Kleinbaum, Klein (2002).

<sup>5</sup> Hipotez zerowych jest tyle, ile zmiennych objaśniających w każdym z równań modelu (1).

kich parametrów modeli (1) i (3) odnoszących się do tej samej zmiennej objaśniającej<sup>6</sup>. Wykorzystywana w tym teście statystyka Walda ma rozkład  $\chi^2$ .

Innym miernikiem jakości oszacowanych modeli jest zliczeniowy  $R^2$ , który jest wyznaczany jako udział trafnie zaklasyfikowanych przypadków w ogólnej liczbie przypadków.

W przypadku budowy prognoz na podstawie modeli wielomianowych w pierwszej kolejności wyznacza się indywidualne prognozy dla zmiennych objaśniających dla danego przypadku, a następnie prognozy te wykorzystuje się do wyznaczenia na podstawie wzorów (2) i (4) prognoz prawdopodobieństw zaklasyfikowania danego przypadku do każdej z kategorii zmiennej  $Y$ . Ostatecznie, prognozowana kategoria jest równa tej kategorii, której odpowiada największa prognoza prawdopodobieństwa spośród prognoz prawdopodobieństw zaliczenia do kolejnych kategorii.

### **Charakterystyka zmiennych przyjętych w procesie modelowania**

Zmienna zależna została zdefiniowana jako łączna diagnoza sytuacji finansowo-ekonomicznej spółek z sektora *Przemysł chemiczny* dla poszczególnych kwartałów w latach 1998-2006 uzyskana na podstawie diagnoz cząstkowych wyznaczonych na podstawie poziomych zmiennych objaśniających. Ze względu na cztery diagnozy cząstkowe (cztery wskaźniki ekonomiczno-finansowe) zaproponowano następujące warianty zmiennej ( $Y$ ) dla łącznej diagnozy:

- 2, gdy cztery diagnozy cząstkowe są negatywne,
- 1, gdy jedna diagnoza cząstkowa jest pozytywna, a trzy są negatywne,
- 0, gdy są po dwie diagnozy pozytywne i negatywne,
- 1, gdy trzy diagnozy cząstkowe są pozytywne, a jedna negatywna,
- 2, gdy cztery diagnozy cząstkowe są pozytywne.

W celu oszacowania parametrów nominalnych i porządkowych modeli wielomianowych dla tak zdefiniowanej zmiennej  $Y$  wykorzystano rzeczywiste wartości zmiennych objaśniających dla poszczególnych spółek.

---

<sup>6</sup> Gruszczyński (2001).

W zbiorze zmiennych objaśniających znalazły się następujące wskaźniki:

- rentowności sprzedaży netto (RNS)<sup>7</sup>,
- płynności bieżącej (PB),
- rotacji należności (w dniach) (RN),
- stopy zadłużenia (SZ).

Wskaźniki te są reprezentantami podstawowych grup wskaźników, które umożliwiają ocenę działalności spółki w zakresie zyskowności, płynności, sprawności działania oraz zadłużenia. Na podstawie wymienionych wskaźników dla badanych spółek z sektora *Przemysł chemiczny* w poszczególnych kwartałach lat 1998-2006 sformułowano diagnozy cząstkowe bazujące na porównaniu rzeczywistej wartości wskaźnika z jego wartością normatywną. Proces formułowania diagnoz cząstkowych przebiegał według zasady – jeżeli rzeczywista wartość danego wskaźnika była zgodna z normą, to formułowano pozytywną diagnozę cząstkową, w przeciwnym przypadku – negatywną. Wartości normatywne dla poszczególnych wskaźników wyznaczono w sposób empiryczny, analizując rozkłady wartości wskaźników w poszczególnych kwartałach lat 1998-2006. Badaną zbiorowość stanowiły spółki z wybranego sektora. Wszystkie badane rozkłady charakteryzowały się dość silną asymetrią i dużym zróżnicowaniem, w związku z tym przyjęto, że podstawą wyznaczenia norm empirycznych będą miary pozycyjne. Dla wskaźnika rentowności sprzedaży netto (stymulanta) normę określał przedział wartości przynajmniej równych medianie, natomiast dla pozostałych wskaźników (nominanty) normę określał pozytywny obszar zmienności.

### **Wyniki oszacowań modeli**

Do oszacowania parametrów nominalnego oraz porządkowego wielomianowego modelu logitowego wykorzystano program *STATISTICA 7.1*. Otrzymane wyniki prezentują tabele 1 i 2.

Wyniki testu łącznych efektów dla obu typów modeli prezentuje tabela 3. Z tabeli tej wynika, że w obu modelach wszystkie parametry odpowiadające badanym zmiennym w poszczególnych kategoriach są statystycznie istotne.

<sup>7</sup> We wcześniejszych badaniach Autorek grupę wskaźników zyskowności reprezentował wskaźnik rentowności kapitału własnego (ROE). Okazało się jednak, że dla badanych spółek wskaźnik ten dość często nie był wyznaczany. Dlatego w obecnym badaniu zastąpiono go wskaźnikiem rentowności sprzedaży netto.



Tabela 1. Wyniki oszacowania porządkowego modelu logitowego dla spółek z sektora *Przemysł chemiczny* (23 spółki)

	Ocena	Błąd standardowy	Statystyka Walda	p
W.wolny 1	-6,244	0,423	217,847	0,000
W.wolny 2	-3,651	0,337	117,086	0,000
W.wolny 3	-2,319	0,322	51,722	0,000
W.wolny 4	-0,700	0,326	4,631	0,031
RNS	-4,938	0,596	68,691	0,000
PB	0,543	0,074	53,433	0,000
RN	0,010	0,002	18,439	0,000
SZ	2,684	0,363	54,555	0,000

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *STATISTICA 7.1.*Tabela 2. Wyniki oszacowania nominalnego modelu logitowego dla spółek z sektora *Przemysł chemiczny* (23 spółki)

	Kategoria	Ocena	Błąd standardowy	Statystyka Walda	P
W.wolny 1	-2	-8,903	1,375	41,948	0,000
ROE	-2	-26,214	2,845	84,916	0,000
PB	-2	1,954	0,344	32,213	0,000
RN	-2	0,028	0,008	13,959	0,000
SZ	-2	8,812	1,915	21,171	0,000
W.wolny 2	-1	-8,277	1,240	44,546	0,000
ROE	-1	-24,638	2,808	76,980	0,000
PB	-1	2,261	0,298	57,511	0,000
RN	-1	0,030	0,006	23,411	0,000
SZ	-1	9,167	1,872	23,993	0,000
W.wolny 3	0	-5,693	1,217	21,875	0,000
ROE	0	-20,456	2,766	54,691	0,000
PB	0	1,982	0,293	45,610	0,000
RN	0	0,022	0,006	12,557	0,000
SZ	0	5,808	1,872	9,626	0,002
W.wolny 4	1	-1,387	1,194	1,350	0,245
ROE	1	-14,562	2,663	29,904	0,000
PB	1	0,935	0,291	10,298	0,001
RN	1	0,014	0,006	5,142	0,023
SZ	1	0,946	1,887	0,251	0,616

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *STATISTICA 7.1.*

Dla obu typów modeli zbudowano tablice trafności klasyfikacji oraz wyznaczono zliczeniowy  $R^2$  oraz jego modyfikację. Tablice trafności klasyfikacji dla modelu nominalnego oraz porządkowego prezentują tabele 4 i 5.

Tabela 3. Wyniki testu łącznych efektów dla nominalnego modelu logitowego (1) oraz dla porządkowego modelu logitowego (2)

	Stopnie swobody		Statystyka Walda		P	
	1	2	1	2	1	2
Wyraz wolny	4	4	84,467	673,666	0,000	0,000
ROE	4	1	95,927	68,691	0,000	0,000
PB	4	1	83,213	53,433	0,000	0,000
RN	4	1	31,598	18,439	0,000	0,000
SZ	4	1	58,064	54,555	0,000	0,000

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *STATISTICA 7.1*.

Tabela 4. Tablica klasyfikacji przypadków dla nominalnego modelu wielomianowego

Obserwowane	Teoretyczne				
	-2	-1	0	1	2
-2	4	35	7	8	0
-1	2	113	48	35	2
0	0	49	75	44	10
1	0	23	38	89	15
2	0	3	7	41	30

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *STATISTICA 7.1*.

Tabela 5. Tablica klasyfikacji przypadków dla porządkowego modelu wielomianowego

Obserwowane	Teoretyczne				
	-2	-1	0	1	2
-2	13	20	15	6	0
-1	16	90	71	22	1
0	1	55	73	49	0
1	0	16	56	92	1
2	0	0	11	70	0

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu *STATISTICA 7.1*.

Zliczeniowy  $R^2$  jest wyznaczany jako udział trafnie zaklasyfikowanych przypadków w ogólnej liczbie przypadków. Autorki proponują jeszcze do oceny jakości modelu wykorzystać zmodyfikowany zliczeniowy  $R^2$ , czyli miernik

będący udziałem w ogólnej liczbie przypadków nie tylko przypadków trafnie zaklasyfikowanych, ale również tych, dla których przewidywana kategoria była tylko o jeden wyższa lub niższa niż kategoria rzeczywista (tabela 6).

Wartości zliczeniowego  $R^2$  są nieco niższe niż 50%, a z kolei zmodyfikowany zliczeniowy  $R^2$  jest dla obu modeli bliski 90%. Można zauważyć, że zarówno w tabeli 4, jak i tabeli 5, największe liczebności układają się na głównej przekątnej, czyli w miejscach zgodności obserwowanych i teoretycznych przynależności przypadków do poszczególnych kategorii. Świadczy to o dobrych własnościach klasyfikacyjnych oszacowanych modeli.

Tabela 6. Zliczeniowy  $R^2$

	Model logitowy	
	nominalny	porządkowy
Zliczeniowy $R^2$	45,87%	39,53%
Zliczeniowy $R^2$ zmodyfikowany	85,99%	89,38%

Źródło: obliczenia własne.

### Prognozy łącznej diagnozy wyznaczone dla nominalnych i porządkowych modeli wielomianowych

Na podstawie oszacowanych modeli zbudowano prognozy zaklasyfikowania poszczególnych spółek sektora *Przemysł chemiczny* do kategorii zmiennej zależnej, czyli łącznej diagnozy dla I, II, III i IV kwartału 2007 roku. Proces prognozowania przebiegał w kilku etapach.

W pierwszej kolejności zbudowano prognozy wybranych zmiennych objaśniających na poszczególne kwartały 2007 roku. Zastosowano zasadę prognozowania wartości zmiennych występujących w formułach obliczania analizowanych wskaźników i na bazie tych prognoz wyznaczano ich wartości w przyjętym horyzoncie predykcji. Dla wszystkich prognozowanych zmiennych w spółkach z badanego sektora najlepszymi predyktorami okazały się modele trendu liniowego, trendu liniowego ze stałą sezonowością oraz modele wyrównywania wykładniczego z trendem liniowym, bądź gasnącym<sup>8</sup>.

Następnie tak wyznaczone prognozy zmiennych objaśniających wykorzystano w oszacowanym nominalnym i porządkowym wielomianowym modelu logitowym do budowy prognoz prawdopodobieństw zaklasyfikowania poszcze-

<sup>8</sup> Zeliaś (1997), Gardner (1985).

gólnych spółek do każdej z kategorii łącznej diagnozy. Prognozy prawdopodobieństw posłużyły do wyznaczenia prognoz kategorii przyjmowanych przez łączną diagnozę dla danej spółki i danego kwartału.

Do zbadania jakości prognoz wyznaczono również diagnozy łączne na podstawie rzeczywistych realizacji zmiennych objaśniających dla badanych spółek w I, II, III i IV kwartale 2007 roku. Porównanie zgodności diagnoz rzeczywistych i prognozowanych przeprowadzono z wykorzystaniem tablic trafności prognoz (tabele 7 i 8) – analogicznych do tablic trafności klasyfikacji.

Do pomiaru jakości prognoz wykorzystano również zliczeniowy  $R^2$  oraz jego modyfikację (tabela 9).

Tabela 7. Tablica trafności prognozowania dla modelu nominalnego

Obserwowane	Przewidywane				
	-2	-1	0	1	2
-2	0	0	0	5	0
-1	0	6	0	8	9
0	0	6	0	9	12
1	0	0	0	11	19
2	0	0	0	1	6

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 8. Tablica trafności prognozowania dla modelu porządkowego

Obserwowane	Przewidywane				
	-2	-1	0	1	2
-2	0	0	0	5	0
-1	0	4	5	6	8
0	0	4	5	12	6
1	0	0	1	25	4
2	0	0	0	7	0

Źródło: obliczenia własne.

Wartości mierników zamieszczonych w tabeli 9 są niższe niż odpowiadające im wartości tabeli 6. Jest to spowodowane tym, że horyzont prognoz wynosił 4 kwartały, czyli był stosunkowo długi ze względu na duże nieregularności charakteryzujące zmienne objaśniające. We wcześniejszej pracy Autorek<sup>9</sup>, gdy horyzont prognoz wynosił 1 kwartał, otrzymano wyższe wartości zliczeniowego

<sup>9</sup> Batóg, Wawrzyniak (2008).

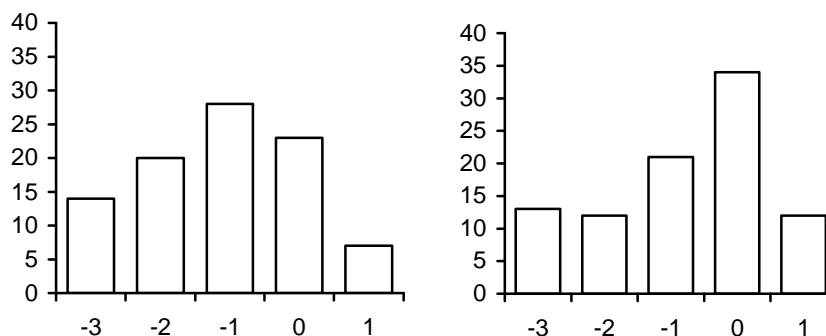
$R^2$ . Należy podkreślić, że wartości mierników w tabeli 9 są zdecydowanie wyższe w przypadku modelu porządkowego.

Na rys. 1 przedstawiono rozkład różnic między rzeczywistymi a prognozowanymi diagnozami wyznaczonymi na podstawie modelu logitowego nominalnego i porządkowego. Na osi odciętych zaznaczono różnice, które obliczono odejmując od kategorii rzeczywistej kategorię prognozowaną dla poszczególnych przypadków, przy czym nie wszystkie możliwe różnice wystąpiły w rzeczywistości.

Tabela 9. Zliczeniowy  $R^2$  dla prognoz

Zliczeniowy $R^2$	Model logitowy	
	nominalny	porządkowy
Zliczeniowy $R^2$	25,0%	37,0%
Zliczeniowy $R^2$ zmodyfikowany	63,0%	72,8%

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 1. Rozkład różnic między rzeczywistymi a prognozowanymi diagnozami wyznaczonymi na podstawie modelu logitowego nominalnego (lewy wykres) i porządkowego (prawy wykres)

Źródło: obliczenia własne.

W większości przypadków wystąpiło przesunięcie w stronę kategorii wyższej, czyli otrzymane prognozy były wyższe od realizacji.

### Podsumowanie

Z przeprowadzonych badań wynika, że rozszerzenie liczby kategorii dla zmiennej łączna diagnoza powoduje większą jednoznaczność sposobu jej wyznaczania. W artykule ustalono 5 kategorii dla łącznej diagnozy i zastosowano

dwa rodzaje modeli wielomianowych. Liczba kategorii może być inna w zależności od liczby zmiennych będących podstawą diagnoz cząstkowych. Nawet duża liczba zmiennych diagnostycznych nie powoduje komplikacji rachunkowych, jednak należy pamiętać, aby wybrane zmienne nie powielają tych samych informacji. W przypadku zmiennych, które są wskaźnikami można prognozować je bezpośrednio albo poprzez wyznaczenie najpierw prognoz dla zmiennych składowych. W artykule zastosowano podejście drugie.

Pomimo niezbyt wysokich wartości zliczeniowego  $R^2$  dla prognoz, spowodowanych nieregularnością składowych zmiennych objaśniających oraz długością horyzontu prognoz, można uznać uzyskane wyniki za obiecujące. Prognoza zaklasyfikowania danej spółki do grupy spółek ocenionych wysoko może być pomocna dla inwestora przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych w następnych okresach.

### Literatura

1. Baltagi B.H. (Ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*. Blackwell Publishing, Malden, Oxford 2003.
2. Bartosiewicz S. (red.), *Estymacja modeli ekonometrycznych*. PWE, Warszawa 1990.
3. Batóg B., Wawrzyniak K., *Diagnozowanie i prognozowanie kondycji spółek giełdowych za pomocą modeli probitowych i logitowych*. Rynek Kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Część I. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2004.
4. Batóg B., Wawrzyniak K., *Modele probitowe i logitowe jako podstawa systemu diagnoz na przykładzie sektorów Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych*. Metody ilościowe w ekonomii. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 415, Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki nr 16, Szczecin 2005.
5. Batóg B., Wawrzyniak K., *Efektywność prognoz pozytywnej diagnozy łącznej sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek giełdowych*. Rynek Kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Część I. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 462, Finanse-Rynki Finansowe-Ubezpieczenia nr 6, str. 375-388. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007.
6. Batóg B., Wawrzyniak K., *Wielomianowe modele zmiennych jakościowych w diagnozie i prognozie sektorowej na giełdzie papierów wartościowych w Warszawie*,

- [w:] Dittmann P., Szandula J. [red.], Prognozowanie w zarządzaniu firmą. Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu, Wrocław 2008.
7. Cameron A. C., Trivedi P.K., *Microeconometrics. Methods and applications*. Cambridge University Press, Cambridge 2005.
  8. Cramer J.S., *Logit Models from Economics and Other Fields*. Cambridge University Press, Cambridge 2003.
  9. Chow G.C., *Ekonometria*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1990.
  10. Gardner E.S., *Exponential Smoothing: The State of the Art*. Journal of Forecasting, Vol. 4, 1-28, 1985.
  11. Gruszczyński M., *Wielomianowy model logitowy dla makrodanych*. Przegląd Statystyczny nr 1-2/1996.
  12. Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*. Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa 2001.
  13. Kleinbaum D.G., Klein M., *Logistic Regression*. Springer, New York 2002.
  14. Zeliaś A., *Teoria prognozy*. PWE, Warszawa 1997.

### STRESZCZENIE

W artykule przyjęto, że zmienną zależną będzie zmienna wielomianowa, zdefiniowana na podstawie czterech diagnoz cząstkowych, przy czym zastosowano dwa podejścia do pomiaru wariantów tej zmiennej – nominalne i porządkowe. Dla tak zdefiniowanej zmiennej oszacowane zostały nominalne i porządkowe wielomianowe modele logitowe<sup>10</sup> dla spółek giełdowych z sektora *Przemysł chemiczny* na podstawie danych kwartalnych w latach 1998-2006. Prognozy pozytywnej diagnozy łącznej wyznaczono na poszczególne kwartały 2007 roku. Prognozy te porównano z rzeczywistymi diagnozami łącznymi.

### FORCASTS OF DIAGNOSES BASED ON LOGIT MODELS FOR FIRMS NOTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

#### SUMMARY

In the paper the dependent variable – positive joint diagnosis – was defined on the base of the four partial diagnoses. Two approaches to the measurement of variants of

---

<sup>10</sup> Zrezygnowano z modeli probitowych, gdyż wcześniejsze badania Auterek [Batóg, Wawrzyniak, 2004], [Batóg, Wawrzyniak, 2005] wykazały, że wyniki oszacowań obu typów modeli dla zmiennych jakościowych są zbliżone.

this variable were used – nominal and ordinal. Therefore two kinds of models were estimated: multinomial and ordered logit models. The models were based on data for firms from the section the Chemical industry from Warsaw Stock Exchange. Forecasts of the positive joint diagnosis were calculated for quarters of 2007 and compared with real joint diagnoses.

*Translated by B. Batóg*

*Dr Barbara Batóg*  
Uniwersytet Szczeciński  
batog@uoo.univ.szczecin.pl

*Dr Katarzyna Wawrzyniak*  
Akademia Rolnicza w Szczecinie  
katarzyna.wawrzyniak@e-ar.pl



BARBARA BĘDOWSKA-SÓJKA

## OGŁOSZENIA DANYCH MAKROEKONOMICZNYCH I ZMIENNOŚĆ INDEKSU WIG

### Wprowadzenie<sup>1</sup>

Wpływ informacji na cenę instrumentu finansowego jest przedmiotem licznych badań z zakresu ekonometrii finansowej. Fakt, iż zmienność na rynkach finansowych charakteryzuje występowanie autokorelacji w jej szeregu, jest szeroko opisany w literaturze (Bollerslev et al. 1992). Mniej dokładnie zbadano przyczyny występowania autokorelacji w szeregach zmienności.

Jednym ze sposobów poszukiwania odpowiedzi na pytanie o źródła autokorelacji w zmienności jest badanie reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne (Li i Engle 1998). Spośród informacji mających wpływ na zachowanie instrumentów finansowych, informacje makroekonomiczne są najbardziej przewidywalne, jeżeli wziąć pod uwagę czas ich ogłaszania (spora część z nich jest publikowana w ustalonym wcześniej momencie). Większość informacji publikowana jest cyklicznie (raz na miesiąc lub raz na kwartał), co znacznie ogranicza grupowanie się informacji i autokorelację. Zarówno informacje makroekonomiczne, jak i prognozy wielkości makroekonomicznych, są dostępne dla wszystkich uczestników rynku. Wszystkie te cechy powodują, że reakcja na ogłoszenia makroekonomiczne będzie różna od reakcji na informacje związane bezpośrednio z jedną spółką, czyli informacje o charakterze specyficznym.

W literaturze wyróżnia się kilka podejść w badaniach reakcji rynku na ogłoszenie informacji. Z jednej strony badania poświęcone są modelowaniu

---

<sup>1</sup> Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2007-2010 w ramach projektu NN 111 1256 33.

warunkowej wartości oczekiwanej dla zwrotów (Andersen, Bollerslev, Diebold i Vega 2003, 2007), z drugiej badaniu podlega wpływ informacji na zmienność zwrotów (Andersen i Bollerslev 1998, Li i Engle 1998). Warto zaznaczyć, że badania reakcji na ogłoszenie informacji makroekonomicznych przeprowadzane są zarówno dla różnych typów instrumentów (przede wszystkim dla kursów walutowych i obligacji, w mniejszym stopniu dla rynków akcji i indeksów), jak i dla danych o różnych częstotliwościach (dziennie i dane śróddzienne *intraday*).

W pracy zbadano wpływ wybranych ogłoszeń makroekonomicznych na zmienność dziennych zwrotów z indeksu WIG. Spośród dostępnych danych makroekonomicznych wybrano następujące wskaźniki: indeks produkcji przemysłowej, indeks cen producenta oraz ogłoszenia dotyczące poziomu bezrobocia w Polsce jako standardowe wskaźniki krajowe przyjmowane w podobnych badaniach prowadzonych dla rynku obligacji i kursów walutowych (Ederington i Lee (1993), Li i Engle (1998)). Dodatkowo uwzględniono ogłoszenia dotyczące bezrobocia na rynku amerykańskim.

W pierwszej kolejności zbadano, czy ogłoszenie informacji dotyczącej wartości wybranych wskaźników wpłynęło na zmienność indeksu. Następnie zbadano, czy istnieje zróżnicowana reakcja dla informacji pozytywnych i negatywnych. Ponadto zbadano, jak kształtuje się zmienność zrealizowana w dniach ogłoszenia komunikatów.

W badaniu zastosowano modele warunkowej autoregresyjnej heteroskedastyczności ARCH, co pozwoliło na uzyskanie przybliżenia warunkowej zmienności, której wartość jest nieobserwowalna i uzależniona od dotychczasowej informacji. Zastosowanie modeli tej klasy było podyktowane występowaniem wysokiej autokorelacji w szeregach kwadratów zwrotów z indeksu. Zastosowane w oszacowaniach modele należą do rodziny modeli GARCH zaproponowanych przez Engle'a (1982) i Bollersleva (1986),

W literaturze znanych jest kilka badań dotyczących reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne przeprowadzanych w oparciu o dane dzienne. Chan, Karceski i Lakonishok (1998) nie wykazali żadnej reakcji czynników makroekonomicznych na zwroty z akcji. Lamont (2000) wykazał, że wśród czynników makroekonomicznych znaczenie dla kształtowania się wartości indeksu mają wskaźnik produkcji przemysłowej, konsumpcji oraz wskaźnik dochodu. Flannery i Protopapadakis (2002) wykazali istnienie wpływu publikacji danych makroekonomicznych na zwroty i ich wariancję warunkową. Nikkinen i Sahlst-

róm (2004) weryfikowali znaczenie ogłoszeń makroekonomicznych w Stanach Zjednoczonych na niemiecki i fiński rynek akcji i wykazali, że ogłoszenia te mają istotny wpływ na kształtowanie się zwrotów z akcji.

Plan artykułu jest następujący: w następnym punkcie opisano próbę badawczą i przedstawiono podstawowe statystyki opisowe. Następnie przedstawiono modele, zarówno dla zwrotów z indeksu WIG, jak i dla miary zmienności, jaką jest różnica między ceną zamknięcia a ceną otwarcia indeksu, i uwzględniono zmienne odpowiadające za napływ informacji. W kolejnym punkcie przedstawiono model, w którym badano, czy reakcja rynku na zdarzenia pozytywne i negatywne jest zróżnicowana. W punkcie piątym przedstawiono oszacowanie modelu, w którym uwzględniono wyłącznie ogłoszenie wskaźnika bezrobocia w Polsce. W ostatnim punkcie przedstawiono wnioski końcowe. Autorce nie jest znane badanie dotyczące reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne na polskim rynku kapitałowym z wykorzystaniem modeli zmienności typu GARCH.

### **Próba badawcza i statystyki opisowe**

W badaniu uwzględniono dzienne zwroty z indeksu WIG w okresie 30.03.2004-30.03.2007, jak również ceny otwarcia i zamknięcia WIG. Zwroty obliczono jako różnicę logarytmów cen z dwóch sąsiadujących ze sobą dni. Ceny akcji będące podstawą do obliczenia zwrotów pochodzą z [www.stooq.pl](http://www.stooq.pl).

Daty ogłoszeń makroekonomicznych są zebrane w oparciu o dane dostępne na stronie [www.parkiet.com.pl](http://www.parkiet.com.pl) oraz [www.onet.pl](http://www.onet.pl).

Dobór okresu badawczego podyktowany był dostępnością danych na wspomnianych stronach [www](http://www). Spośród dostępnych wskaźników wybrano te, które najczęściej były stosowane w cytowanych w pracy badaniach reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne.

W tabeli 1 zawarto podstawowe charakterystyki dziennych zwrotów w badanym okresie i trzech miar zmienności oraz porównano zwroty i zmienność dla dni, w których występują ogłoszenia i dla pozostałych dni.

Średnie zwroty dzienne w badanym okresie wyniosły 0.12%, przy wartości maksymalnej 4.06% (w dniu 27.06.2006) i minimalnej -5.47% w dniu

22.05.2006<sup>2</sup>. Dodatkowo w tabeli przedstawiono wartości współczynników autokorelacji dla opóźnienia 1 i 5 dla badanego szeregu. Wartości statystyk Boxa-Pierce'a wskazują, iż stopy zwrotu z indeksu wykazują autokorelację w zmienności. Na tej podstawie można stwierdzić, iż stosowanie modelu z rodziny ARCH dla szeregu WIG w badanym okresie jest uzasadnione.

Tabela 1. Porównanie zwrotów w dniu ogłoszenia raportów makroekonomicznych

	czyste zwroty	otwarcie-zamknięcie	moduły	kwadraty
cała próba	759			
średnia	0.12	0.06	0.80	1.17
odchylenie standardowe	1.08	0.92	0.73	2.33
max	4.06	3.52	5.47	29.97
min	-5.47	-4.70	0.00	0.00
autokorelacja	0.08			
Indeks cen producenta	34			
średnia	0.26	0.17	0.88	1.25
odchylenie standardowe	1.10	0.92	1.78	1.78
Bezrobocie (PL)	36			
średnia	0.05	0.06	0.53	0.56
odchylenie standardowe	0.74	0.81	0.83	0.47
Produkcja przemysłowa	34			
średnia	0.26	0.17	1.25	0.88
odchylenie standardowe	1.10	0.92	1.78	0.70
Bezrobocie (US)	34			
średnia	0.36	0.19	1.82	1.02
odchylenie standardowe	1.32	0.97	2.77	0.90

W literaturze obserwuje się, że w dniach ujawniania informacji makroekonomicznych zmienność zwrotów rośnie (Li i Engle 1998). Na podstawie tabeli 1 nie można jednoznacznie określić takiej tendencji w odniesieniu do zwrotów z WIG. W przypadku wskaźników indeksu cen producenta i produkcji przemysłowej zauważyć można, że zarówno przeciętne zwroty, jak i zmienność są większe w dniu ogłoszenia. Zmienność zwrotów mierzono jako kwadrat zwrotów, wartość bezwzględną zwrotów oraz różnicę między ceną otwarcia a ceną zamknięcia (Jones, Lamont i Lumsdaine 1998). Natomiast w przypadku ogłoszeń dotyczących bezrobocia w Polsce zwroty i

<sup>2</sup> W pierwszym przypadku ogłoszono zmianę wysokości stopy interwencyjnej, w drugim przypadku najniższa stopa zwrotu mogła być związana z reakcją na ogłoszenia dotyczące wzrostu w indeksie cen producenta i spadku produkcji przemysłowej – oba ogłoszenia miały miejsce w piątek 19.05.

szeń dotyczących bezrobocia w Polsce zwroty i zmienność są niższe niż dla całej próby. W odniesieniu do ogłoszeń dotyczących bezrobocia na rynku amerykańskim, zwroty z indeksu WIG w dniach ogłoszenia komunikatów są zdecydowanie wyższe niż w pozostałych dniach.

### Model

W celu doboru najlepszego modelu dla szeregu zwrotów logarymicznych z WIG oraz różnic między ceną zamknięcia a ceną otwarcia, zweryfikowano stacjonarność i długą pamięć badanych szeregów<sup>3</sup>. W celu weryfikacji istnienia pierwiastka jednostkowego zastosowano test KPSS, a testowanie długiej pamięci przeprowadzono w oparciu o test Geweke i Porter-Hudaka. Przeprowadzone testy wykazały, że oba szeregi są stacjonarne i nie wykazują długiej pamięci. Dodatkowo przeprowadzono test długiej pamięci dla kwadratów szeregów, który wykazał występowanie długiej pamięci w szeregach kwadratów różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia w badanym okresie.

Dla obu szeregów zbudowano modele. Dla szeregu zwrotów najlepszym modelem okazał się model ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1,) dla różnic między ceną zamknięcia i otwarcia – model ARMA(0,0)-GARCH(1,1). Oszacowane parametry przedstawiono w tabeli 1. W pierwszym przypadku w równaniu średniej zastosowano następujący model:

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + a_t \quad (1)$$

gdzie  $r_t$  jest logarymiczną stopą zwrotu

$\{a_t\}$  jest białym szumem o założonym rozkładzie.

W równaniu wariancji użyto modelu FIGARCH (zintegrowanego ułamkowo modelu GARCH), którego wariancję warunkową można przedstawić jako<sup>4</sup>:

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L) - \alpha(L)(1 - L)^d] a_t^2$$

gdzie:  $\beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_p L^p$ ,  $\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_q L^q$ ,  $d \in [0,1)$ .

W drugim przypadku w równaniu średniej zastosowano:

$$(c_t - o_t) = \phi_0 + a_t$$

gdzie  $(c_t - o_t)$  jest różnicą logarytmów ceny zamknięcia i ceny otwarcia w dniu  $t$ , a w równaniu wariancji użyto modelu GARCH(1,1):

<sup>3</sup> Wszystkie obliczenia przeprowadzono w programie OxMetrics, zob. Laurent i Peters (2002).

<sup>4</sup> Poniższa specyfikacja została zaproponowana przez Chunga, (1999).

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Z oszacowań przedstawionych w tabeli 2 wynika, że oba wybrane modele są dobrze dopasowane. Oszacowane parametry w większości przypadków są statystycznie istotne, a reszty nie wykazują autokorelacji.

Tabela 2. Oszacowania modelu ARMA(0,0)-GARCH(1,1) dla różnic między ceną zamknięcia a ceną otwarcia i ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1) dla zwrotów z WIG.

parametr	ARMA(0,0)-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
	estymator	wartość $p$	estymator	wartość $p$
równanie średniej				
$\varphi_0$	0.09	0.00	0.13	0.00
$\varphi_1$			0.06	0.08
równanie zmienności				
$\alpha_0$	0.01	0.07	1.11	0.21
$\alpha_1$	0.05	0.00	0.21	0.02
$\beta_1$	0.94	0.00	0.73	0.00
$d$			0.50	0.00
Student(DF)	9.85		8.72	
Log MNW	-963.63		-1075.66	
$j$	1	5	1	5
$Q(j)$	3.96	8.35	1.69	14.56
$Q^2(j)$	5.41	6.64	8.04	11.74

Współczynnik  $\varphi_0$  jest stałą w równaniu średniej,  $\alpha_0$  jest stałą w równaniu wariancji.  $\alpha_1$  jest oceną parametru dla opóźnionego kwadratu reszt,  $\beta_1$  jest oceną parametru dla opóźnionej wariancji reszt. Parametr  $d$  jest oszacowaniem integracji ułamkowej w modelu FIGARCH. Rozkład reszt jest rozkładem  $t$  Studenta – Student(DF) określa liczbę stopni swobody rozkładu. Wartość  $p$  oznacza poziom istotności zmiennej. Estymacja została przeprowadzona za pomocą metody największej wiarygodności (MNW), a Log MNW oznacza wartość logarytmu funkcji wiarygodności.  $Q(j)$  i  $Q^2(j)$  są statystykami Boxa-Pierce'a dla rzędu opóźnień  $j$ , odpowiednio dla standaryzowanych reszt i kwadratów reszt. Opóźnienie o jeden okres odpowiada jednemu dniowi, o pięć okresów – tygodniowi. Pogrubiono statystycznie istotne oszacowania parametrów w modelu.

Następnie oszacowano modele, w których uwzględniono wpływ ogłoszeń na zmienność zwrotów. W tym celu wprowadzono do równania zmienności modelu GARCH zmienną zero-jedynkową,  $I_t$ , której wartość jest równa 1 w dniu ogłoszenia komunikatu makroekonomicznego i zero w pozostałych przypadkach.

Obok zmiennej zero-jedynkowej odpowiedzialnej za napływ informacji, do modelu włączono zmienne zero-jedynkowe odpowiednio dla dnia przed ogłoszeniem,  $I_{t-1}$ , i dnia po ogłoszeniu,  $I_{t+1}$ . Wprowadzenie dodatkowych zmiennych zero-jedynkowych ma na celu weryfikację dwóch hipotez. Włączenie do modelu zmiennej, odpowiadającej za zachowanie zwrotów przed ogłoszeniem, pozwala stwierdzić, czy ogłoszenie ważnych wskaźników makroekonomicznych jest poprzedzone okresem uspokojenia nastrojów na giełdzie (tzw. efekt ciszy przed burzą, opisany m.in. przez Jones, Lament, Lumsdaine 1998).

Tabela 3. Oszacowania modelu GARCH z dodatkowymi zmiennymi objaśniającymi wprowadzonymi do równania zmienności w postaci zaprezentowanej poniżej (podobny składnik wprowadzono do równania wariancji w modelu ARMA-FIGARCH):

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=-1}^1 k_i I_{t+i}$$

	ARMA(0,0)-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
parametr	estymator	wartość $p$	estymator	wartość $p$
równanie średniej				
$\varphi_0$	0.09	0.00	0.13	0.00
$\varphi_1$			0.06	0.07
równanie zmienności				
$\alpha_0$	0.03	0.12	1.12	0.15
$\alpha_1$	0.05	0.00	0.21	0.01
$\beta_1$	0.94	0.00	0.73	0.00
$k_0$	-0.13	0.30	0.05	0.75
$k_1$	-0.07	0.56	-0.02	0.89
$k_{+1}$	0.07	0.44	-0.10	0.34
d			0.50	0.00
Student(DF)	9.86		8.92	
Log MNW	-962.39		-1075.28	
j	1	5	1	5
$Q(j)$	4.08	8.74	1.65	14.83
$Q^2(j)$	5.42	6.92	7.98	11.76

Jeżeli efekt taki występuje w odniesieniu do badanych zdarzeń, parametr stojący przy zmiennej odpowiadającej dniowi przed ogłoszeniem powinien być ujemny i statystycznie istotny. Uwzględnienie w modelu zmiennej, która odpowiada za zachowanie zwrotów dzień po ogłoszeniu, pozwala sprawdzić, czy szoki w zmienności charakteryzują się persystencją, czyli czy ich wpływ jest

obserwowany w dłuższym czasie. Jeżeli szoki są persystentne, wówczas dzień po ogłoszeniu należy spodziewać się podwyższonej zmienności, a więc parametr stojący przy tej zmiennej powinien mieć wartość dodatnią.

Zamieszczono w tabeli 3 oszacowania pozwalają stwierdzić, że w zwrotach nie obserwuje się reakcji związanej z wybranymi do badania ogłoszeniami makroekonomicznymi. Wprawdzie parametr stojący przy zmiennej  $I_{t-1}$  jest – zgodnie z efektem ciszy przed burzą – ujemny, ale statystycznie nieistotny. Nie obserwuje się również reakcji bezpośrednio w dniu ogłoszenia, ani dzień później (parametr dodatni, ale statystycznie nieistotny).

Z uwagi na oszczędność miejsca nie przedstawiono estymacji uwzględniającej efekt dnia w tygodniu. Oszacowano model, w którym wprowadzono zmienne zero-jedynkowe do równia wariancji dla dni w tygodniu, ale nie wykazano występowania efektu dnia w tygodniu.

### Modele zmienności dla pozytywnych i negatywnych informacji

W kolejnym etapie badania podzielono badane informacje na dwie kategorie. Do pozytywnych informacji zaliczono spadek wskaźnika cen producenta, spadek bezrobocia oraz wzrost produkcji przemysłowej, do negatywnych – wzrost wskaźnika cen producenta, wzrost bezrobocia i spadek produkcji przemysłowej w odniesieniu do danych z poprzedniego miesiąca.

Ponownie oszacowano modele dla zwrotów i różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia o postaci:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + p_t I_{p,t} + n_t I_{n,t}$$

Na podstawie rezultatów zawartych w tabeli można stwierdzić, że w przypadku szeregu różnic cen zamknięcia i cen otwarcia obserwuje się spadek zmienności w dniu poprzedzającym ogłoszenie informacji negatywnych. Natomiast w przypadku modelu dla zwrotów można zaobserwować spadek zmienności zwrotów dzień po ogłoszeniu informacji pozytywnych. W modelu dla zwrotów testy autokorelacji wykazały występowanie autokorelacji w kwadratach reszt dla pierwszego opóźnienia.

### Modele zmienności dla wskaźnika bezrobocia w Polsce

W kolejnym kroku podzielono uwzględniono oddzielnie wszystkie zdarzenia i sprawdzono, czy występuje reakcja rynku w postaci zmienności zwrotów



na ich ogłoszenie. Estymację przeprowadzono w odniesieniu do wszystkich kategorii zdarzeń, uwzględniając dzień przed ogłoszeniem informacji, dzień ogłoszenia i dzień po ogłoszeniu.

Zawarte w tabeli 5 oszacowania dla modeli pozwalają stwierdzić, że w przypadku ogłoszeń wskaźnika bezrobocia w Polsce obserwuje się statystycznie istotny spadek zmienności zarówno dla różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia, jak i zmienności zwrotów w dniu poprzedzającym ogłoszenie. W modelu dla zwrotów statystyczna istotność parametru stojącego przy zmiennej oznaczającej dzień ogłoszenia jest bliska założonemu poziomowi istotności i wynosi 0.06.

Tabela 4. Oszacowane modele dla informacji pozytywnych i negatywnych

parametr	ARMA(0,0)-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
	estymator	wartość $p$	estymator	wartość $p$
równanie średniej				
$\varphi_0$	0.10	0.00	0.13	0.00
$\varphi_1$			0.06	0.08
równanie zmienności				
$\alpha_0$	0.03	0.02	1.08	0.12
$\alpha_1$	0.04	0.01	0.22	0.01
$\beta_1$	0.94	0.00	0.72	0.00
$n_{t-1}$	-0.17	0.04		
$p_{t+1}$			-0.32	0.00
d			0.48	0.00
Student(DF)	11.11		9.28	
Log MNW	-961.33		-1074.02	
j	1	5	1	5
$Q(j)$	3.81	8.11	1.64	14.63
$Q^2(j)$	5.20	6.37	8.55	12.48

Podobnie jak w poprzednim przypadku, w modelu dla zwrotów obserwuje się statystycznie istotną autokorelację w opóźnieniu pierwszym dla kwadratów reszt.

### Wnioski

W pracy badano reakcję zwrotów z indeksu WIG i specyficznej miary zmienności zwrotów w ciągu dnia, jaką jest różnica ceny zamknięcia i ceny

otwarcia, na wybrane ogłoszenia makroekonomiczne. Stwierdzono, że w przypadku wskaźników indeksu cen producenta, indeksu produkcji przemysłowej oraz bezrobocia na rynku amerykańskim, zarówno przeciętne zwroty, jak i ich zmienność, są większe w dniu ogłoszenia. Natomiast w przypadku ogłoszeń dotyczących bezrobocia w Polsce zwroty i zmienność są niższe niż dla całej próby.

Tabela 5. Modele dla ogłoszeń dotyczących wskaźnika bezrobocia w Polsce

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^1 k_i UN_{t+i}$$

parametr	ARMA(0,0)-GARCH(1,1)		ARMA(1,0)-FIGARCH(1,1)	
	estymator	wartość $p$	estymator	wartość $p$
równanie średniej				
$\varphi_0$	0.09	0.00	0.12	0.00
$\varphi_1$	0.02	0.06	0.06	0.08
równanie zmienności				
$\alpha_0$	-0.01	0.97	1.19	0.00
$\alpha_1$	0.05	0.00		
$\beta_1$	0.94	0.00		
$UN_{t-1}$	-0.28	0.04	-0.23	0.03
$UN_t$	-0.01	0.97	-0.27	0.06
$UN_{t+1}$	0.16	0.24	-0.06	0.70
d			0.47	0.00
Student(DF)			8.77	
log MNW			-1073.58	
j	1	5	1	5
$Q(j)$	3.38	7.85	1.41	15.10
$Q^2(j)$	4.84	6.11	9.04	13.33

Ponadto w oparciu o zbudowane modele ARMA-GARCH i ARMA-FIGARCH stwierdzono, że nie obserwuje się reakcji rynku na ogłoszenia makroekonomiczne takie jak wskaźnik produkcji przemysłowej, wskaźnik cen producenta oraz poziom bezrobocia w Stanach Zjednoczonych w dniu ogłoszenia komunikatu, dzień przed ani dzień po nim. Natomiast w przypadku ogłoszeń poziomu bezrobocia w Polsce obserwowany jest spadek zmienności w przeddzień opublikowania komunikatu.

## Literatura

1. Andersen T., Bollerslev T., Diebold F., Vega C., *Micro effects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange*, American Economic Review, 2003, 93, 38-62.
2. Andersen T., Bollerslev T., Diebold F., Vega C., *Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets*, Journal of International Economics 2007, 73, 251-277.
3. Andersen T., Bollerslev T., *Intraday activity patterns, macroeconomic announcements and longer run dependencies*, Journal of Finance 1998, 53, 219-265.
4. Bollerslev T., *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics 1986, 31, 307-327.
5. Bollerslev T. Chou R., Kroner K., *ARCH modeling in finance – a review of the theory and the empirical evidence*, Journal of Econometrics 1992, 52, 5-59.
6. Chan K., Karceski J., Lakonishok J., *The risk and return form factors*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1998, 33, 159-188.
7. Chung, C.F. *Estimating the Fractionally Integrated GARCH Model*, National Taiwan University working paper 1999.
8. Ederington L.H., Lee J.H., *How markets process information: news releases and volatility*, Journal of Finance 1993, 48, 1161-1189.
9. Engle R., *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica 1982, 50, 987-1007.
10. Flannery M.J., Protopapadakis A., *Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns*, The Review of Financial Studies 2002, 15, 751-782.
11. Harju K., Hussain S., *Intraday seasonalities and macroeconomic news announcements*, HANKEN-Swedish School of Economics and Business, working paper 2004.
12. Jones Ch., Lamont O., Lumsdaine R., *Macroeconomic news and bond market volatility*, Journal of Financial Economics 1998, 47, 315-337.
13. Lamont O., *Economic tracking portfolios*, Journal of Econometrics 2000, 105, 161-184.
14. Laurent, S., Peters J.-P., *G@RCH 2.2: An Ox Package for Estimating and Forecasting Various ARCH Models*, Journal of Economic Surveys 2002, 16, 447-485.
15. Li L., Engle R. *Macroeconomic announcements and volatility of treasury futures*, 1998.

16. Nikkinen J., Sahlstrom P., *Scheduled domestic and US macroeconomic news and stock valuation in Europe*, *Journal of Multinational Financial Management* 2004, 14, 201-215.

### **STRESZCZENIE**

W pracy zbadano zachowanie zmienności dziennych zwrotów z indeksu WIG oraz różnic między ceną zamknięcia i ceną otwarcia w okresie ogłoszenia wskaźników makroekonomicznych. Zastosowano modelu typu ARCH i uwzględniono zmienne zero-jedynkowe jako mierzące napływ informacji. Wykazano, że spośród badanych ogłoszeń jedynie w przypadku publikacji wskaźnika bezrobocia w Polsce obserwuje się reakcję indeksu dzień przed ogłoszeniem.

### **MACROECONOMIC ANNOUNCEMENTS AND INDEX VOLATILITY**

#### **SUMMARY**

This paper examines daily WIG (the main Warsaw Stock Exchange index) returns at the time of macroeconomic announcements. Using ARCH-type models allows us to examine price behavior within the time of announcements of chosen macroeconomic indicators. The study answers the question if there is any change in volatility in the time of announcement. Dummy variables responsible for news arrival are included in examining changes in returns. The study has shown that only the unemployment announcements cause changes in volatility a day before the announcement.

*Translated by B. Będowska-Sójka*

*Dr Barbara Będowska-Sójka*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
barbara.bedowska-sojka@ae.poznan.pl

JACEK BIAŁEK

## UOGÓLNIENIE INDEKSU RENTOWNOŚCI

### Wprowadzenie

Podjęcie decyzji inwestycyjnej wymaga sporządzenia rachunku efektywności tej inwestycji (por. K. Jajuga, T. Jajuga (1998)). Metody badania efektywności projektów inwestycyjnych można konwencjonalnie podzielić na statyczne i dynamiczne. Metody dynamiczne (dyskontowe) pozwalają na bardziej precyzyjną ocenę projektów inwestycyjnych, ponieważ uwzględniają zmiany wartości pieniądza w czasie. W metodach tych kluczem do sukcesu jest trafność przewidywań wartości przepływów pieniężnych oraz umiejętność określenia wielkości stóp procentowych. Do najpopularniejszych metod dyskontowych należą m.in:

1) *Wartość Aktualna Netto* (Net Present Value – NPV) – metoda ta oparta jest na obecnej wartości wpływów i wydatków pieniężnych związanych z realizacją ocenianego projektu inwestycyjnego. Realizowana jest przez dyskontowanie strumienia pieniężnego dla całego okresu trwania projektu. NPV liczymy zatem zgodnie z następującą formułą (por. Wypycha (1999))

$$NPV = \sum_{t=0}^T \frac{P_t}{(1+r)^t} \quad (1)$$

gdzie:  $P_t$  – oznacza przepływ pieniężny w okresie (roku)  $t$ ,  $r$  – stopa dyskontowa,  $T$  – horyzont czasowy inwestycji.

Oceniane przedsięwzięcie jest opłacalne o ile  $NPV > 0$ . W przypadku selekcji projektów, najwyższe preferencje uzyskuje projekt z największą NPV.

2) *Indeks Rentowności* (Profitability Index – PI) – stanowi uzupełnienie metody NPV, a nie jej alternatywę. Gdy mamy do czynienia z różnymi wariantami inwestycyjnymi o różnych nakładach kapitałowych, NPV może nie stanowić wy-

starczającego kryterium wyboru projektu. Wówczas dodatkowo posługujemy się indeksem rentowności wyznaczonym na podstawie wzoru

$$PI = \frac{NPV_{CF}}{NPV_N}, \quad (2)$$

gdzie:

$NPV_{CF}$  – oznacza zaktualizowaną wartość wpływów pieniężnych,

$NPV_N$  – oznacza zaktualizowaną wartość wyływów pieniężnych.

Zatem otrzymujemy

$$PI = \frac{\sum_{t=0}^T \frac{CF_t}{(1+r)^t}}{\sum_{t=0}^T \frac{N_t}{(1+r)^t}}, \quad (3)$$

gdzie:

$CF_t$  – stanowi wartość rocznego przychodu pieniężnego w roku  $t$ ,

$N_t$  – stanowi nakłady finansowe poczynione w roku  $t$ ,  $t = 0, 1, \dots, T$ .

Wybór wariantu polega na maksymalizowaniu kryterium Indeksu Rentowności. Dodajmy jeszcze, iż potrzeba wprowadzenia tego rodzaju miary efektywności wynika z istnienia tzw. *problemów racjonowania kapitału (capital rationing)*. Powstają one, gdy np. inwestująca spółka spotka się z istotnym ograniczeniem natury finansowej powodującym, iż nie wszystkie akceptowalne projekty są możliwe do realizacji. W tym przypadku zaakceptowane do realizacji projekty muszą być mocno uzależnione od ilości środków możliwych do zainwestowania, dlatego też stosuje się tu względne miary efektywności takie jak  $PI$  (por. Gajdka, Walińska (1998)).

Klasyczna metoda NPV jest bardzo popularną metodą i w praktyce wykorzystywaną przy ocenie projektów inwestycyjnych. Jest zalecana m.in. przez Bank Światowy, a literatura przedmiotu zawiera jej wiele uogólnień -patrz np. Bhattacharya, Thakor (1993), Mishkin (2004) czy Diamond, Rajan (2000)). Co więcej,  $NPV > 0 \Leftrightarrow PI > 1$ , a więc wymienione metody są jednomyślne w ocenie projektów inwestycyjnych.

### Uogólnienie Indeksu Rentowności – definicja deterministyczna

Klasyczny Indeks Rentowności (3) traktuje przepływy pieniężne tak, jakby następowały zawsze na koniec roku (okresu) bilansowego i dyskontuje je stałą w czasie stopą procentową. Jest to spore uproszczenie odbiegające od rzeczywi-

stości. Rozważymy teraz modele, które nie posiadają powyższych ograniczeń (por. Białek (2005a), (2005b)).

**Model I (czas dyskretny)**

Zakładamy, że oceniamy pod względem opłacalności projekt, którego realizacja przebiega w czasie  $[0, T]$ ,  $T \in \mathbb{R}_+$ . Załóżmy, że przepływy pieniężne – oznaczone tu przez  $P_t$  – pojawiają się w trakcie realizacji projektu w dyskretnych chwilach  $t_0, t_1, \dots, t_n$ .

Niech  $P_{t_0}$  – oznacza początkowy nakład finansowy inicjujący badany projekt. Mamy zatem  $P_{t_0} < 0$ . Załóżmy, że na podstawie zachowania się rynku szacujemy zmiany stopy procentowej jako:

$$r(t) = \sum_{i=1}^N r_i \cdot I_{V_i}(t) \tag{4}$$

gdzie:  $I_{V_i}(t)$  jest indykatorem zdarzenia  $t \in V_i$ , przy czym  $V_i$  oznaczają rozłączne przedziały na prostej sumujące się do  $[0, T]$ .

Wynika stąd, iż w rozważanym przedziale czasowym stopa zwrotu zmienia wartość  $N$  razy i za każdym razem, przez pewien czas, utrzymuje stałą wartość. Okresy funkcjonowania poszczególnych jej wartości wyznacza wektor  $\{V_1, V_2, \dots, V_N\}$ . W szczególności mogą to być np. miesiące, przy założeniu iż stopy procentowe ulegają znaczącym zmianom z miesiąca na miesiąc. Czynniki dyskontujące możemy w rozważanym modelu zapisać jako

$$a(t) = (1+r_1)^{|V_1|} \cdot (1+r_2)^{|V_2|} \cdot \dots \cdot (1+r_k)^{|V_k|} \cdot (1+r_{k+1})^{t - \sum_{u=1}^k |V_u|} \tag{5}$$

gdzie  $|V_i|$  – oznacza długość przedziału  $V_i$ , przy czym  $\sum_{i=1}^k |V_i| < t \leq \sum_{i=1}^{k+1} |V_i|$ .

Oznaczmy:

$$P_{t_i}^+ = \begin{cases} P_{t_i} : P_{t_i} > 0 \\ 0 : P_{t_i} < 0 \end{cases}, \quad P_{t_i}^- = \begin{cases} -P_{t_i} : P_{t_i} < 0 \\ 0 : P_{t_i} > 0 \end{cases} \tag{6}$$

Odpowiednikiem definicji (3) jest Uogólniony Indeks Rentowności zdefiniowany następująco:

$$\overline{PI}_1 = \frac{\sum_{i=0}^n \frac{P_{t_i}^+}{a(t_i)}}{\sum_{i=0}^n \frac{P_{t_i}^-}{a(t_i)}} \tag{7}$$

Interpretacja finansowa tej miary jest identyczna jak poprzednio – jedynie wartości powyżej jedności świadczą o nadwyżce finansowej i tym samym opłacalności projektu.

Przykład 1.

Założmy, że oceniamy projekt, którego realizacja trwa 4 lata. Początkowy nakład finansowy wyniósł (-100) jednostek pieniężnych (np. jednostką tą może być 1000 PLN). Założmy, iż projekt opisany jest następującymi przepływami pieniężnymi: {-100, 50, -40, 60, 70}. Założmy również, iż stopa dyskontowa dla badanego okresu ustalona została na poziomie:

$$r(t) = \begin{cases} r_1 : t \in [0,2] \\ r_2 : t \in (2,4] \end{cases}$$

Przyjmijmy  $r_2 = 0,1$  i rozważymy  $r_1 \in \{0,1, 0,11, 0,12, 0,13, 0,14, 0,15\}$ .

Zgodnie z (5) funkcja kumulacji pieniądza przyjmuje w tym przypadku postać

$$a(t) = \begin{cases} (1+r_1)^t : t \in [0,2] \\ (1+r_1)^2 \cdot (1+r_2)^{t-2} : t \in (2,4] \end{cases}$$

Po obliczeniach otrzymano wyniki zawarte w tabeli 1:

Tabela 1. Uogólnione miary efektywności w zależności od stóp dyskontowych

Miara	Poziom stóp procentowych					
	$r_1 = 0,1$ $r_2 = 0,1$	$r_1 = 0,11$ $r_2 = 0,1$	$r_1 = 0,12$ $r_2 = 0,1$	$r_1 = 0,13$ $r_2 = 0,1$	$r_1 = 0,14$ $r_2 = 0,1$	$r_1 = 0,15$ $r_2 = 0,1$
$\overline{NPV}_I$	5.286	3.803	2.357	0.945	-0.433	-1.779
$\overline{PI}_I$	1.039	1.028	1.017	1.007	0.996	0.986

Źródło: obliczenia własne.

gdzie symbol  $\overline{NPV}_I$  oznacza Aktualną Wartość Netto dla tego modelu, liczoną jako:

$$\overline{NPV}_I = \sum_{i=0}^n \frac{P_{t_i}}{a(t_i)}. \quad (8)$$

Wartości  $\overline{PI}_I$  powyżej jedności interpretujemy jako opłacalność projektu, co potwierdzają dodatnie wartości  $\overline{NPV}_I$  w takich przypadkach. Tam gdzie aktualna wartość netto odrzuca projekt tam również indeks rentowności spada poniżej jedności. Z tablicy 1 wynika również, iż graniczna wartość stopy dys-



kontowej  $r_1$ , przy której zmienia się ocena projektu, zawarta jest w przedziale (0.13;0.14). Faktycznie, stosując metody numeryczne otrzymujemy graniczną wartość  $r_1 = 0.13683$ , dla której  $\overline{PI}_T = 1$  oraz  $\overline{NPV}_T = 0$ . Uzyskaliśmy w ten sposób odpowiednik Wewnętrznej Stopy Zwrotu *IRR (Internal Rate of Return)*<sup>1</sup>, która w tym wypadku określona jest przez wektor  $(r_1, r_2) = (0.13683, 0.1)$ .

### Model II (czas ciągły)

Niech  $B(t)$  oznacza całkowite przepływy pieniężne do chwili  $t$ , a więc zaistniałe w czasie  $[0, t]$ . Przyjmijmy, że  $B(t)$  jest funkcją różniczkowalną na  $[0, T]$  oraz ustalmy, iż  $B(0)$  równe jest wartości początkowego nakładu finansowego inicjującego nasz projekt ( $B(0) < 0$ ). Niech  $T$  wyznacza horyzont czasowy dla naszego projektu. Wówczas wartość wpływu pieniężnego jaki nastąpił w czasie  $(t - \Delta t, t]$  ma wartość

$$\Delta B(t) = B(t) - B(t - \Delta t). \quad (9)$$

Niech czynnik dyskontujący będzie funkcją czasu określoną jak poniżej (por. Jakubowski, Palczewski, Rutkowski, Stettner (2003))

$$a(t) = \exp\left(\int_0^t \delta(t) dt\right), \text{ dla } t \in [0, T], \quad (10)$$

gdzie  $\delta(t)$  jest tzw. natężeniem (intensywnością) oprocentowania.

Przyjmijmy następujące oznaczenia ( $B'(t)$  oznacza pochodną funkcji  $B(t)$ ):

$$B^+(t) = \begin{cases} B'(t) : B'(t) > 0 \\ 0 : B'(t) \leq 0 \end{cases}, \quad B^-(t) = \begin{cases} -B'(t) : B'(t) < 0 \\ 0 : B'(t) \geq 0 \end{cases}. \quad (11)$$

Wobec powyższych oznaczeń Uogólniony Indeks Rentowności ma postać:

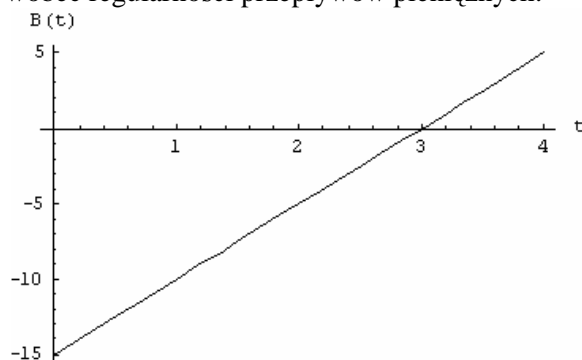
$$\overline{PI}_{II} = \frac{\int_0^T \frac{B^+(t)}{a(t)} dt}{-B(0) + \int_0^T \frac{B^-(t)}{a(t)} dt}. \quad (12)$$

Przykład 2.

Założmy, że rozważamy czteroletni projekt o ciągłych przepływach pieniężnych określonych następująco (jednostką osi OY może być np. 1000 PLN). tzn.:  $B(t) = 5t - 15$ ,  $T = 4$  oraz założmy dla uproszczenia  $r = 15\%$ .

<sup>1</sup> IRR polega na wyznaczeniu takiej stopy dyskontowej  $r$ , która realizuje  $NPV(r)=0$ .

A zatem nakładem finansowym, który zainicjował projekt, była kwota  $B(0) = -15$  jednostek pieniężnych. Szacując klasyczny Indeks Rentowności otrzymujemy wynik  $PI = 0,95$ . Z jego punktu widzenia projekt należałoby odrzucić. Tymczasem, stosując „ciągłą” wersję indeksu otrzymujemy  $\overline{PI}_H = 1,02$ . Interpretacja finansowa jest jednoznaczna - projekt jest akceptowalny, gdyż generuje nadwyżkę ponad nakłady! A zatem bardzo istotnymi są tutaj założenia wobec regularności przepływów pieniężnych.



Rys. 1. Przepływy pieniężne jako funkcja czasu.

Źródło: opracowanie własne, pakiet Mathematica 4.1

### Uogólnienie Indeksu Rentowności – definicja stochastyczna

Poprzednie dwa modele nie uwzględniały stochastycznego charakteru stóp procentowych czy wielkości wpływów pieniężnych. Zagadnieniem tym zajmuje się poniższy model stochastyczny z czasem ciągłym. Będziemy zatem obserwować w dowolnych chwilach  $t \in [0, T]$  następujące zmienne losowe na rozważanej przestrzeni probabilistycznej  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ :

$B(t)$  – łączna wartość przepływów jakie miały miejsce do chwili  $t$ ,

$a(t)$  – funkcja kumulacji pieniądza w chwili  $t$ ,

$B(0)$  – wartość początkowego nakładu finansowego.

Niech  $\mathbf{F} = \{\mathcal{F}_t\}$  będzie filtracją względem przestrzeni  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ , to znaczy  $\mathcal{F}_t$  stanowi  $\sigma$ -ciało podzbiorów  $\Omega$ , przy czym  $\mathcal{F}_0 \subseteq \mathcal{F}_s \subseteq \mathcal{F}_t \subseteq \mathcal{F}$ , dla  $0 \leq s < t$ . Bez straty ogólności możemy przyjąć, że  $\mathcal{F}_0 = \{\emptyset, \Omega\}$ . Filtracja  $\mathbf{F}$  opisuje, w jakim stopniu informacja związana z zachowaniem rynku znana jest inwestorowi. Niech  $T$  – wyznacza horyzont czasowy dla inwestycji. Proces

stochastyczny  $B(t)$  modelujemy następująco (tzw. proces *outflow-inflow* – patrz Koo (1998)):

$$dB(t) = \alpha(t)dt + \beta_1(t)dW_1(t) + \beta_2(t)dW_2(t) + \dots + \beta_m(t)dW_m(t), \quad (13)$$

gdzie:  $\alpha(t), \beta_1(t), \dots, \beta_m(t)$  – są procesami progresywnie mierzalnymi na  $[0, T]$ ,  $\{W_i(t), i = 1, 2, \dots, m\}$  – jest standardowym,  $m$  – wymiarowym procesem Wienera (patrz np. Jakubowski i inni (2003)).

Zgodnie z definicją różniczki stochastycznej przyjmujemy dodatkowo

$$\sum_{i=1}^m \int_0^T \beta_i^2(t) dt < \infty, \quad \int_0^T |\alpha(t)| dt < \infty. \quad (14)$$

Czynnik dyskontujący, jako proces stochastyczny, modelujemy następująco:

$$\frac{da(t)}{a(t)} = \delta(t)dt, \quad (15)$$

gdzie:

$\delta(t)$  – jest procesem progresywnie mierzalnymi na  $[0, T]$ , o skończonej wariancji dla każdego  $t$ .

Wobec poczynionych założeń i wprowadzonych oznaczeń propozycja stochastycznej wersji Indeksu Rentowności ma następującą postać:

$$\overline{PI}_{III} = \frac{\int_0^T \frac{\alpha^+(t)}{a(t)} dt + \sum_{i=0}^m \int_0^T \frac{\beta_i^+(t)}{a(t)} dW_i(t)}{-B(0) + \int_0^T \frac{\alpha^-(t)}{a(t)} dt + \sum_{i=0}^m \int_0^T \frac{\beta_i^-(t)}{a(t)} dW_i(t)}, \quad (16)$$

gdzie:

$$\alpha^+(t) = \begin{cases} \alpha(t) : \alpha(t) > 0 \\ 0 : \alpha(t) \leq 0 \end{cases}, \quad \alpha^-(t) = \begin{cases} -\alpha(t) : \alpha(t) < 0 \\ 0 : \alpha(t) \geq 0 \end{cases} \quad (17)$$

$$\beta_i^+(t) = \begin{cases} \beta_i(t) : \beta_i(t) > 0 \\ 0 : \beta_i(t) \leq 0 \end{cases}, \quad \beta_i^-(t) = \begin{cases} -\beta_i(t) : \beta_i(t) < 0 \\ 0 : \beta_i(t) \geq 0 \end{cases},$$

a całki względem procesu Wienera są całkami Ito (Jakubowski i inni (2003)).

Podobnie jak przy wcześniejszych uogólnieniach wskaźnika rentowności, również i tutaj wybór projektu inwestycyjnego oparty jest na maksymalizacji wskaźnika  $\overline{PI}_{III}$ . Różnica jednak wobec poprzednich wersji jest dość istotna. Tym razem miara ta stanowi zmienną losową, to znaczy mamy:  $\overline{PI}_{III} : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  dla ustalonego  $T$ . Dodajmy, iż wartości wskaźnika powyżej jedności świadczą o

efektywności projektu. Są jednak one osiąmane jedynie z pewnym prawdopodobieństwem. Ale właśnie fakt, iż ocena generowana przez miarę (16) nie ma charakteru punktowego, lecz za każdym razem jest to wynik osiągany tylko z pewnych prawdopodobieństwem sprawia, iż możliwe jest w takim przypadku szacowanie ryzyka rozumianego jako zmienność tejże miary (zmiennej losowej). Podobne spostrzeżenie dotyczy stochastycznej wersji  $NPV$  – patrz np. Białek (2006). Co więcej, nawet przy braku aparatu analitycznego można takie ryzyko szacować dzięki symulacjom Monte Carlo. Jeśli tylko umiemy wymodelować procesy przepływów pieniężnych i kumulacji pieniądza, to można – dokonując odpowiednio dużo repetycji – prześledzić, jaki odsetek spośród trajektorii procesu  $\overline{PI}_{III}(t)$  nie przekracza jedności w chwili  $t = T$ . Odsetek ten mógłby służyć do oceny ryzyka analizowanego projektu inwestycyjnego.

Przykład 3.

Przyjmujemy tu, że inwestorem jest Bank X, który na początku roku 2001 rozważa możliwość podjęcia dwóch dwuletnich projektów inwestycyjnych. Celowo inwestorem uczyniliśmy bank, a za rozważany okres przyjęliśmy lata 2001 – 2003, gdyż stopy procentowe będziemy tu modelować w oparciu o stopę WIBOR, której duże wahania we wspomnianym okresie sprzyjają tworzeniu się różnic pomiędzy uogólnioną (stochastyczną), a klasyczną definicją  $PI$ . Celem przykładu jest porównanie decyzji, jakie podjęlibyśmy kierując się obiema metodami. Założmy, iż analitycy bankowi dla każdego z  $k = 2$  projektów oszacowali funkcję przepływów pieniężnych za pomocą następującego procesu stochastycznego:

$$B_k(t) \sim N(\tilde{B}_k(t), \alpha |\tilde{B}_k(t)|), \quad \alpha > 0, \quad 0 \leq t \leq 2, \quad k = 1, 2,$$

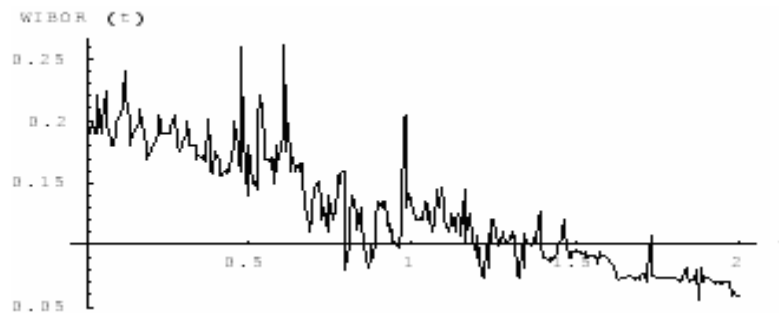
gdzie jednostką pieniężną dla procesu  $B(t)$  będzie 100 000 PLN oraz niech projekt 1 określa:  $\tilde{B}_1(t) = t - 2$ , projekt 2:  $\tilde{B}_2(t) = t^2 - 4$ . Rozważamy trzy przypadki dla ryzyka kalkulowanego jako:  $\alpha = D[B_k(t)]/|E[B_k(t)]|$ , przyjmując kolejno  $\alpha = 0.01, 0.05, 0.1$ . Oznacza to, zgodnie z regułą trzech sigm, iż dochód z  $k$ -tego projektu do chwili  $t \in [0, 2]$  z prawdopodobieństwem bliskim jedności zawiera się w przedziale  $(\tilde{B}_k(t) - 3\alpha |\tilde{B}_k(t)|, \tilde{B}_k(t) + 3\alpha |\tilde{B}_k(t)|)$ . Stopy procentowe oszacowano na poziomie 102% z WIBOR, a do wymodelowania stopy WIBOR użyto modeli z czasem ciągłym: *Blacka-Karasinskiego* (BK)

oraz *Coxa-Ingersolla-Rossa* (CIR) – patrz Black, Karasinsky (1991), Cox, Ingersoll, Ross (1985).

Poniżej prezentowane są przykładowe trajektorie uzyskane w tych modelach oraz rzeczywiste notowania dla WIBOR. Stosując klasyczną wersję Indeksu Rentowności otrzymujemy dla projektów:

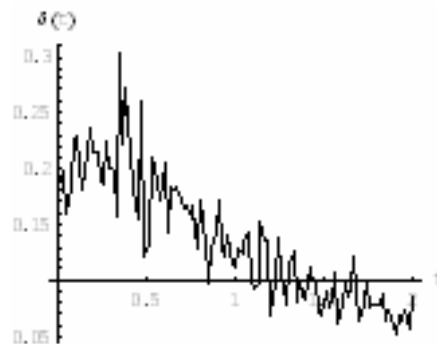
$$PI_1(r) = \frac{1}{2} \left( \frac{1}{1+r} + \frac{1}{(1+r)^2} \right), \quad PI_2(r) = \frac{1}{4} \left( \frac{1}{1+r} + \frac{3}{(1+r)^2} \right).$$

Bez względu na wielkość stopy dyskontowej  $r$  obie miary przyjmą wartości mniejsze od jedności wskazując na nieopłacalność projektów. Tymczasem okazało się, iż zarówno stosując model BK, jak i CIR, już dla  $\alpha = 0,05$  uzyskiwano takie trajektorie przepływów, że zachodziło  $\overline{PI}_{III}(2) > 1$ .



Rys. 2. Dzielne obserwacje stopy WIBOR dla okresu 1.2001 – 1.2003.

Źródło: „Biuletyn Informacyjny” 1\_2\_2001, 1\_2\_2002.

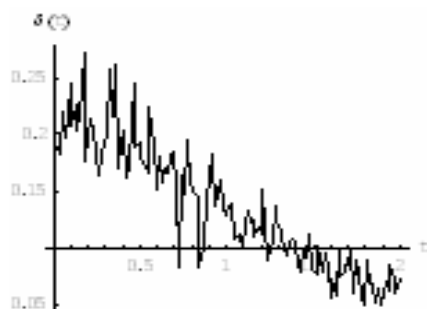


Rys. 3. Trajektorie  $\delta(t)$  w modelu BK

Źródło: opracowanie własne.

W szczególności, przy 2000 symulacji okazało się, iż trajektorie te stanowią około 18 % wygenerowanych (dla  $\alpha = 0,05$ ) i ponad 20 % (dla  $\alpha = 0,1$ ).

Przy małej zmienności procesu przepływów ( $\alpha = 0,01$ ) żadna z symulowanych trajektorii nie wskazała na opłacalność projektów.



Rys 4. Trajektorja  $\delta(t)$  w modelu CIR

Źródło: opracowanie własne

## Wnioski

Stochastyczne uogólnienie Indeksu Rentowności pozwala ominąć problemy, związane z uproszczonymi, sztucznymi założeniami, jakie związane są z definicją (5). W szczególności, nie trzeba tu zakładać stałej stopy dyskontowej i regularnych przepływów pieniężnych, a co więcej traktuje się je jako procesy stochastyczne. Stochastyczna definicja Indeksu Rentowności pozwala (przy zastosowaniu symulacji Monte Carlo) szacować odsetek tych trajektorii owych procesów, które generują w horyzoncie czasowym wartości indeksu poniżej jedności. Odsetek ten może stanowić uzupełnienie analizy ryzyka projektu, gdyż wraz z jego wzrostem rośnie szansa na to, iż projekt przyniesie stratę. Albo inaczej – odsetek trajektorii, dla których uzyskano  $\overline{PI}_M(T) > 1$  można traktować, jako estymator prawdopodobieństwa opłacalności projektu inwestycyjnego.

## Literatura

1. Białek J., *Pewne problemy kalkulacji aktualnej wartości netto NPV*, [w:] Bankowość Korporacyjna i Inwestycyjna, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej w Chorzowie, Chorzów, s. 33-43, 2005a.
2. Białek J., *The Generalization of Net Present Value Calculations*, [w:] Forecasting Financial Markets: Theory and Applications, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 177-190, 2005b.

3. Białek J., *The Method of Risk Measurement in Case of Stochastic Definition of Net Present Value*, Acta Universitatis Lodzianensis, Folia Oeconomica, Łódź 2006 (w druku).
4. Bhattacharya S., Thakor A. V., *Contemporary banking theory*, Journal of Financial Intermediation 3, s. 2-50, 1993.
5. Black F., Karasinsky P., *Bond and option pricing when short rates are lognormal*, Financial Analyst Journal, s.52-59, 1991.
6. Cox J., Ingersoll J., Ross S., *A theory of the term structure of interest rates*, Econometrica 53, s.385-407, 1985.
7. Diamond D., W., Rajan R., G., *A theory of bank capital*, The Journal of Finance 55, s. 2431 – 2465, 2000.
8. Gajdka J., Walińska E., *Zarządzanie finansami*, FRR, Warszawa, 1998.
9. Jakubowski J., Palczewski A., Rutkowski M., Stettner Ł., *Matematyka finansowa*, WNT, Warszawa, 2003.
10. Jajuga K., Jajuga T. *Inwestycje*, PWN, Warszawa, 1998.
11. Koo H., *Consumption and portfolio selection with labor income: a continuous time approach*, Mathematical Finance 8, s. 49-65, 1998.
12. Mishkin F., S., *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Addison-Wesley Series, Boston, 2004.
13. Wypycha M., *Finanse przedsiębiorstwa z elementami zarządzania i analizy*, Absolwent, Łódź, 1999.

### STRESZCZENIE

Klasyczna wersja Indeksu Rentowności oparta jest na zbyt uproszczonych założeniach i ma deterministyczny charakter. W pracy prezentowane są uogólnione definicje Indeksu Rentowności. Rozważa się zarówno czas dyskretny jak i ciągły. Trzeci z rozważanych modeli jest stochastyczny i przez to najogólniejszy, pozwala szacować ryzyko projektu inwestycyjnego. Praca zawiera przykłady, które wskazują, iż stosowanie miar klasycznych i uogólnionych może prowadzić do zupełnie różnych decyzji inwestycyjnych.

**THE GENERALIZATION OF PROFITABILITY INDEX****SUMMARY**

The classical version of the Profitability index is based on too simplified assumptions and it has a deterministic character. In the paper we present the more general definitions of the Profitability Index. We consider both the discrete and continuous time. The third of the considered models is stochastic and the most general – the model allows to calculate the risk of the investment project. The paper includes several examples which show, that decisions based on the classical and generalized measures can lead to completely different investment movements.

*Translated by J. Białek*

*Dr inż. Jacek Białek*  
Uniwersytet Łódzki  
jbialek@uni.lodz.pl





ANNA BIAŁEK-JAWORSKA

## **WPŁYW POLITYKI RACHUNKOWOŚCI ZGODNEJ Z MSSF NA WIARYGODNOŚĆ SPRAWOZDAŃ FINANSOWYCH SPÓŁEK GIEŁDOWYCH**

Wśród informacji wykorzystywanych przez inwestorów wiodącą rolę odgrywają dane zawarte w sprawozdaniach finansowych, będących finalnym produktem rachunkowości przedsiębiorstw. Jakość sprawozdania finansowego zależy od wiarygodności informacji zawartych w systemie rachunkowości finansowej i niestosowania negatywnych praktyk kreatywnej rachunkowości, polegającej na celowym zniekształcaniu informacji prezentowanych w sprawozdaniach finansowych. Niestety stosowanie Międzynarodowych Standardów Sprawozdawczości Finansowej i Rachunkowości MSSF/MSR przy sporządzaniu sprawozdań finansowych od 2005 r. w Polsce obok zapewnienia ich porównywalności zwiększa podatność na wykorzystanie kreatywnej rachunkowości i zniekształcanie informacji finansowych dostarczanych na rynek kapitałowy. Przyczyniają się do tego dopuszczone przez MSSF wycena w wartości godziwej, tworzenie „cichych” rezerw oraz dokonywanie szacunków.

### **Zakres stosowania MSSF/MSR przez polskie podmioty**

W celu zwiększenia porównywalności sprawozdań finansowych Komisja Europejska 19 lipca 2002 roku przyjęła rozporządzenie (WE) nr 1606/2002 w sprawie stosowania międzynarodowych standardów rachunkowości, na mocy, którego podmioty podlegające prawu państwa członkowskiego i posiadające na dzień bilansowy papiery wartościowe dopuszczone do publicznego obrotu na regulowanym rynku któregośkolwiek z państw Unii Europejskiej zostały zobli-

gowane, począwszy od 2005 roku, do sporządzania swych skonsolidowanych sprawozdań finansowych zgodnie z MSSF/MSR.

W Polsce począwszy od roku obrotowego zaczynającego się 01.01.2005 r. do sporządzania sprawozdań finansowych zgodnie z MSSF zobowiązane są banki oraz emitenci papierów wartościowych dopuszczonych do publicznego obrotu w zakresie swoich skonsolidowanych sprawozdań finansowych<sup>1</sup>. Ustawa o rachunkowości<sup>2</sup> dopuszcza możliwość stosowania MSSF w zależności od decyzji organu zatwierdzającego, a przy spółkach zależnych - od decyzji organu zatwierdzającego jednostki dominującej, przy sporządzaniu:

- skonsolidowanych sprawozdań finansowych emitentów papierów wartościowych ubiegających się o ich dopuszczenie do publicznego obrotu i jednostek wchodzących w skład grupy kapitałowej, w której podmiot dominujący wyższego szczebla przygotowuje skonsolidowane sprawozdanie finansowe zgodnie z MSSF<sup>3</sup>,
- skonsolidowanych sprawozdań finansowych emitentów tylko dłużnych
- papierów wartościowych dopuszczonych do publicznego obrotu lub do obrotu na jednym z rynków regulowanych krajów UE – począwszy od roku obrotowego rozpoczynającego się 01.01.2007 r. jednostki te muszą przygotowywać skonsolidowane sprawozdanie finansowe wg MSSF<sup>4</sup>,
- jednostkowych sprawozdań finansowych emitentów papierów wartościowych dopuszczonych do obrotu publicznego lub na jednym z rynków regulowanych krajów UE i emitentów papierów wartościowych ubiegających się o ich dopuszczenie do publicznego obrotu,
- jednostkowych sprawozdań finansowych podmiotów wchodzących w skład grupy kapitałowej, w której jednostka dominująca sporządza skonsolidowane sprawozdanie finansowe zgodnie z MSSF<sup>5</sup>.

Po przejściu na MSSF/MSR jednostki te są w dalszym ciągu objęte przepisami ustawy o rachunkowości, ale tylko w zakresie formalnym, dotyczącym zasad prowadzenia ksiąg rachunkowych, inwentaryzacji, obowiązku sporządza-

<sup>1</sup> Art. 55 ust. 6a ustawy z dnia 29.09.1994 r. o rachunkowości, Dz. U. nr 76 poz. 694 z późn. zm..

<sup>2</sup> Ustawa z dnia 27 sierpnia 2004 r. o zmianie ustawy o rachunkowości oraz o zmianie ustawy o biegłych rewidentach i ich samorządzie, Dz. U. 2004 nr 213 poz. 2155.

<sup>3</sup> Art. 55 ust. 6b i 6c ustawy z dnia 29 września 1994 r. o rachunkowości..., op. cit.

<sup>4</sup> Art. 2.1. ustawy z dnia 27 sierpnia 2004 r. o zmianie ustawy o rachunkowości..., op. cit.

<sup>5</sup> Art. 45 ust. 1a, 1b ustawy z dnia 29 września 1994 r. o rachunkowości..., op. cit.

nia jednostkowego i skonsolidowanego sprawozdania finansowego, w tym języka i waluty prezentacji, zatwierdzania, badania i ogłaszania sprawozdań finansowych, ochrony danych i odpowiedzialności karnej. Natomiast nie mają do tych jednostek zastosowania w szczególności przepisy ustawy o rachunkowości w zakresie wyceny aktywów i pasywów, rozporządzenia Ministra Finansów z dnia 12 grudnia 2001 r.: w sprawie szczegółowych zasad uznawania, metod, wyceny, zakresu ujawniania i sposobu prezentacji instrumentów finansowych oraz w sprawie szczegółowych zasad sporządzania przez jednostki inne niż banki i zakłady ubezpieczeń sprawozdań finansowych jednostek powiązanych, jak również Krajowe Standardy Rachunkowości KSR.

Podmioty nieobjęte obowiązkiem respektowania MSSF, a podlegające pod przepisy ustawy o rachunkowości, mogą stosować MSSF w odniesieniu do zagadnień, które ustawa i wydane na jej podstawie przepisy wykonawcze, w tym KSR, opisują w sposób niewystarczający lub nie regulują ich wcale<sup>6</sup>.

### **Kreatywna rachunkowość i oszustwa księgowe**

W procesie opracowywania informacji ujmowanych w sprawozdaniach finansowych należy mieć na uwadze cztery etapy dotyczące: uznawania (co mierzyć?), wyceny (jak mierzyć?), ujawniania (co ujawniać?) i prezentacji (jak te informacje prezentować w sprawozdaniach finansowych?). Pierwsze dwa etapy opracowywania informacji zawartych w sprawozdaniach finansowych łączą się z tak dużą dozą subiektywizmu ocen osób, decydujących o tym, co i w jaki sposób ma być mierzone, że przesądziły o definiowaniu rachunkowości jako sztuki pomiaru, opisu i interpretowania działalności gospodarczej<sup>7</sup>. W tych elementach tkwią kreatywne (twórcze) cechy rachunkowości, zależne nie tylko od wiedzy księgowego, ale także od jego wyobraźni. Zarówno MSSF/MSR, jak i krajowe systemy rachunkowości i polityka rachunkowości pojedynczego przedsiębiorstwa dopuszczają wiele możliwych rozwiązań w zakresie przedmiotu pomiaru (uznawania) i sposobu pomiaru (wyceny). Z tego względu uznawanie i wycena w rachunkowości nigdy nie będą mogły być ujednolicone przy pomocy jednego wąskiego zestawu reguł, oderwanego od środowiska gospodarczego, kulturowego, politycznego oraz specyfiki przedsiębiorstwa.

---

<sup>6</sup> Ibidem, art. 10 ust. 3.

<sup>7</sup> Meigs R. F., Meigs W. B., *Financial Accounting*, McGraw-Hill, Nowy Jork 1995.

Rachunkowość kreatywna to innowacje w sposobach liczenia wielkości prezentowanych w sprawozdaniach finansowych, mieszczące się w granicach wyznaczonych przez obowiązujące zasady pomiaru lub wykraczające poza nie. Może ona dotyczyć unikania określonych skutków regulacji obowiązujących w rachunkowości poprzez zastosowanie technik, pozwalających na dokonanie pomiaru zgodnie z interesem przygotowującego informacje lub włączenia do sprawozdań finansowych pozycji, które nie były dotychczas przedmiotem regulacji, co powoduje istotne zmiany w praktykach pomiaru<sup>8</sup>.

Oszustwo księgowe polega na świadomym zniekształceniu informacji prezentowanych w sprawozdaniach finansowych, w celu osiągnięcia korzyści majątkowych niezgodnie z prawem, Zgodnie z Międzynarodowymi Standardami Rewizji Finansowej MSRF-240 oszustwo stanowi zamierzone działanie podjęte przez jednego lub kilku członków kierownictwa, pracowników lub strony trzeciej, które powoduje powstanie nieprawidłowości w sprawozdaniu finansowym. Oszustwo może polegać na manipulacji, zafałszowaniu lub zmianie danych lub dokumentów, zawłaszczeniu majątku, wyłączeniu lub pominięciu w księgach lub dokumentach skutków transakcji, rejestrowaniu transakcji pozornych oraz niewłaściwym stosowaniu zasad (polityki rachunkowości)<sup>9</sup>.

#### **Przyczyny negatywnego wykorzystywania rachunkowości kreatywnej**

Przedsiębiorstwa zniekształcają informacje prezentowane w sprawozdaniach finansowych, wykorzystując narzędzia rachunkowości kreatywnej w celu zwiększenia zysku lub ukrycia strat, manipulowania wskaźnikami używanymi w analizie finansowej, ukrycia ryzyka finansowego, przekonania kredytodawców i partnerów handlowych o swojej wiarygodności, uniknięcia negatywnych skutków kontroli ze strony akcjonariuszy, zarówno bezpośredniej, jak i pośredniej, „podretuszowania” osiągnięć menedżerów, skorelowanych z ich wynagrodzeniem w postaci premii za wyniki oraz uzyskania dostępu do kapitałów, których otrzymanie w inny sposób nie byłoby możliwe<sup>10</sup>. Dzięki zabiegom kreowania lepszego obrazu sytuacji majątkowej i finansowej podmiotu niż ma to

<sup>8</sup> Neal D., *Accounting Theory* [w:] *Current issues in Accounting and Auditing*, Tudor, Londyn 2001, s. 129-130.

<sup>9</sup> *Międzynarodowe Standardy Rewizji Finansowej*, Stowarzyszenie Księgowych w Polsce, Warszawa 2005.

<sup>10</sup> Shilit H. M., *Financial shenanigans*, McGraw Hill, Nowy Jork 1993, 2004, s. 8.

miejsce w rzeczywistości podmiot uzyskuje lepszą pozycję na rynku, co jest również korzystne dla akcjonariuszy, niestety w krótkim okresie. W momencie skumulowania się skutków negatywnej kreatywnej rachunkowości, bańka inwestycyjna oparta na wykreowanym wizerunku pęka, ujawniając prawdziwy obraz sytuacji finansowej i majątkowej podmiotu i prowadząc do jego bankructwa.

### **Oszustwa księgowe w polskiej praktyce gospodarczej**

W przypadku oszustw księgowych następuje łamanie przepisów prawa lub zasad rachunkowości w sposób bezpośredni lub pośredni poprzez praktyki wykorzystujące luki prawne systemu rachunkowości. Negatywne praktyki rachunkowości kreatywnej, wykorzystywane przez osoby zarządzające przedsiębiorstwem, pozwalają na takie przedstawienie wielkości zawartych w sprawozdaniach finansowych, aby uległa zniekształceniu percepcja odbioru sytuacji finansowej i majątkowej danego przedsiębiorstwa<sup>11</sup>.

W Polsce spektakularnym wydarzeniem była upadłość Stoczni Szczecińskiej Porta Holding oraz Stoczni Szczecińskiej S.A. Ernst&Young nie zamieścił wzmianki o zagrożeniu kontynuacji działalności w opinii dotyczącej badania sprawozdania finansowego za 2000 r., a jedynie uwagę odnośnie opóźnień w budowie statków i związanej z tym możliwości wystąpienia dodatkowych kosztów, bez podania ich szacunku oraz wpływu na kondycję finansową spółek. Banki, opierając się na opinii audytora, udzieliły stoczni 1,4 mld zł pożyczek, a rok później stocznia zbankrutowała.

W Impexmetal za pośrednictwem prezesa obsadzonego przez inwestora – japoński bank inwestycyjny Nomura, zastosowano procedurę zawyżenia i późniejszego zaniżenia rezerw w celu potwierdzenia efektywności zarządzania nowego kierownictwa. W pierwszym kroku za pośrednictwem utworzenia wszelkich możliwych rezerw obniżono wynik finansowy o 8 mln zł, aby wykazać nieefektywność zarządzania poprzedniego zarządu, a następnie rozwiązując część rezerw zwiększono wynik finansowy o 7,6 mln zł, co wpisano w zasługi nowego kierownictwa. Natomiast jedna z pierwszych giełdowych spółek budowlanych Espebepe nie naliczała rezerw ani odpisów aktualizacyjnych w celu zawyżenia wyniku finansowego. Chociaż w 1995 r. Espebepe zaczęła osiągać

---

<sup>11</sup> Hołda A., Kutera M., Surdykowska S.T., *Oszustwa księgowe – teoria i praktyka*, Difin, Warszawa 2006, s. 57.

wysokie przychody, wiążące się głównie z zaliczkami na nowe budowy, to jednak znaczna część tych kontraktów zamiast spodziewanych przychodów przyniosła nieściągalne należności, a zarząd nie zabezpieczył się przed taką sytuacją. Audytor zaopiniował obciążenie zysku rezerwą na kwotę 10,5 mln zł, dokonanie odpisu aktualizacyjnego na przeterminowane należności w kwocie 2,2 mln zł<sup>12</sup>. W konsekwencji strata finansowa wzrosła ponad dziesięciokrotnie.

### ***Manipulacje księgowe związane z wyceną inwestycji w udziały i akcje***

Zgodnie z art. 28 ust. 1 pkt 3 ustawy o rachunkowości udziały w innych jednostkach oraz inne inwestycje zaliczone do aktywów trwałych na dzień bilansowy wycenia się według ceny nabycia pomniejszonej o odpisy z tytułu trwałej utraty wartości lub według wartości godziwej. Tymczasem spółki niejednokrotnie dążą do zawyżania wartości prezentowanych w ramach inwestycji długoterminowych udziałów i akcji i nie dokonują stosownych odpisów aktualizujących ich wartość. W przypadku rozbudowanych grup kapitałowych, w których jednostki powiązane mogą w dowolny sposób kształtować między sobą stosunki kapitałowe, kupno udziałów lub akcji spółek nie notowanych na rynkach regulowanych odbywa się zwykle na podstawie zwykłej umowy przy dość dużym zakresie swobody ustalania ceny sprzedaży. Ocena realnej wartości prezentowanych w bilansach nabytych aktywów wymaga sprawdzenia ich wartości na kilku poziomach powiązania<sup>13</sup>.

Stosunkowo duża swoboda ustalania między jednostkami powiązanymi ceny sprzedaży udziałów lub akcji powoduje, że czasem takie transakcje są celowo zawierane pod koniec roku obrotowego i po zawyżonych wartościach, prowadząc do zwiększenia wartości inwestycji w sprawozdaniach finansowych.

W przypadku dokonywania wyceny w wartościach rynkowych i ustalenia odpisów podwyższających wartość akcji istotne znaczenie ma czas trwania inwestycji. Odpis podwyższający wartość krótkoterminowych aktywów finansowych odnoszony jest na wynik finansowy poprzez zwiększenie przychodów finansowych, natomiast w przypadku długoterminowych aktywów finansowych odpis zwiększający wartość powinien być księgowany na dobro kapitału rezerwowego z aktualizacji wyceny. W praktyce zdarza się, że spółki odpisy pod-

<sup>12</sup> Stankunowicz E., *10 sposobów oszukiwania właściciela*, „Businessman”, luty 2000, s. 19.

<sup>13</sup> Hołda A., Kutera M., Surdykowska S.T., *Oszustwa księgowe...*, op. cit., s. 111, 113.

wyższające wartość długoterminowych aktywów odnoszą na przychody finansowe, podobnie jak przy inwestycjach krótkoterminowych.

### ***Kształtowanie wyniku finansowego za pomocą podatku odroczonego***

W związku z przejściowymi różnicami między wykazywaną w księgach rachunkowych wartością aktywów i pasywów a ich wartością podatkową oraz stratą do odliczenia w przyszłości spółki tworzą rezerwę i aktywa z tytułu odroczonego podatku dochodowego od osób prawnych. Aktywa z tytułu odroczonego podatku dochodowego ustala się w wysokości kwoty przewidzianej w przyszłości do odliczenia od podatku dochodowego w związku z ujemnymi różnicami przejściowymi, które spowodują w przyszłości faktyczne zmniejszenie podstawy do opodatkowania. Rezerwa z tytułu odroczonego podatku dochodowego tworzona jest w wysokości kwoty wymagającej w przyszłości zapłaty w związku z dodatnimi różnicami przejściowymi, które spowodują w przyszłości faktyczne zwiększenie podstawy do opodatkowania. Jeżeli w danej spółce występuje nadwyżka utworzonych aktywów nad rezerwą, to różnica między nimi zwiększa wynik finansowy, natomiast w przeciwnym przypadku następuje pogorszenie wyniku finansowego. W praktyce podmioty gospodarcze bardzo chętnie tworzą aktywa z tytułu odroczonego podatku dochodowego, natomiast unikają szacowania rezerw, licząc na „sztuczne” zwiększenie zysku lub zmniejszenie straty za dany okres sprawozdawczy.

Tymczasem przepisy ustawy o rachunkowości wskazują na obowiązek ustalania pełnej rezerwy i zachowania ostrożności w przypadku ustalania aktywów z tytułu odroczonego podatku dochodowego, nakazując uwzględnienie tylko tych różnic, które rzeczywiście wpłyną na zmniejszenie w przyszłości podatku dochodowego. Zwłaszcza w przypadku ponoszenia strat przez spółki należy ostrożnie szacować aktywa z tytułu odroczonego podatku dochodowego i tworzyć je w wysokości co najwyżej równej wartości rezerwy z tego tytułu, gdyż w przeciwnym przypadku nastąpi sztuczne polepszenie wyniku finansowego, który nie będzie odzwierciedlał faktycznych rezultatów działalności.

### ***Oszustwa księgowe związane z wyceną bilansową należności***

Zgodnie z art. 28 ust. 1 pkt 7 ustawy o rachunkowości na dzień bilansowy należności wycenia się w kwocie wymaganej zapłaty, z zachowaniem zasady ostrożności. W myśl zasady ostrożnej wyceny wartość należności aktualizuje

się, uwzględniając prawdopodobieństwo ich zapłaty, poprzez dokonanie odpisu aktualizującego w ciężar pozostałych kosztów operacyjnych lub kosztów finansowych (przy notach odsetkowych), obniżającego wynik finansowy. Dokonywanie odpisów aktualizacyjnych od należności kwestionowanych przez dłużników oraz tych, z których zapłatą dłużnik zalega, ale według oceny sytuacji majątkowej i finansowej dłużnika spłata należności w umownej kwocie nie jest prawdopodobna, jak również od należności przeterminowanych lub nieprzeterminowanych o wysokim prawdopodobieństwie nieściągalności, w znacznej części zależy od subiektywnej oceny sytuacji majątkowo-finansowej dłużnika i możliwości uregulowania przez niego zaległości. Wysokość dokonywanego odpisu również może być dyskusyjna, gdyż istotnie zależy od intencji osoby sporządzającej sprawozdanie finansowe.

Jeżeli spółce zależy na poprawie wyniku finansowego, to nie tylko nie dokonuje się stosownych odpisów aktualizujących w ciężar kosztów, ale nawet rozwiązuje dotychczas istniejące odpisy w celu zwiększenia przychodów. W przypadku realizowania dużych transakcji między jednostkami powiązаныmi bardzo często nie tworzy się w ogóle odpisów aktualizujących należności wynikające z wzajemnych transakcji, argumentując to tym, że w sprawozdaniu skonsolidowanym takie transakcje ulegną wyłączeniu. Tymczasem nie wszystkie jednostki powiązane podlegają konsolidacji, a niektóre konsolidowane są metodą praw własności, w której nie wyłącza się wzajemnych rozrachunków.

### ***Manipulacje księgowe związane z wyceną bilansową zapasów***

Zgodnie z art. 28 ust. 1 pkt 6 ustawy o rachunkowości na dzień bilansowy rzeczowe składniki aktywów obrotowych (zapasy) wycenia się według cen nabycia (w odniesieniu do materiałów i towarów) lub kosztów wytworzenia (wyroby gotowe, produkty w toku) nie wyższych od cen ich sprzedaży netto na dzień bilansowy. W związku z tym należy dokonywać odpisów aktualizujących związanych z utratą wartości zapasów w ciężar pozostałych kosztów operacyjnych, kosztu wytworzenia sprzedanych produktów lub kosztu sprzedaży obciążających wynik finansowy w tym roku obrotowym. Dokonywanie odpisów aktualizujących w dużej mierze zależy od subiektywnej oceny, choć decyzja o tym powinna zostać podjęta na podstawie analizy wyników inwentaryzacji i struktury zapasów. W przedsiębiorstwach produkcyjnych częste manipulacje dotyczą wartości wykazywanej w bilansie produkcji w toku. Przedsiębiorstwa



dążą do prezentowania jak największej wartości produkcji w toku, minimalizując koszty danego okresu.

#### ***Wykorzystanie weksli w celu zwiększenia płynności finansowej spółki***

Wystawianie weksli między jednostkami wchodzącymi w skład tej samej grupy kapitałowej, zwłaszcza pod koniec roku obrotowego, jest przykładem manipulacji dokonywanej w celu polepszenia wskaźników płynności ustalanych na podstawie danych zawartych w rocznych sprawozdaniach finansowych i w konsekwencji potwierdzenia zdolności do regulowania bieżących zobowiązań. Pozorność takich działań potwierdza to, że na ogół żaden z wystawionych weksli nie zostaje w rzeczywistości zrealizowany.

#### ***Manipulacje przy pokrywaniu kapitału podstawowego spółek***

Przy prezentacji w sprawozdaniach finansowych skutków pokrycia kapitału zakładowego spółek często mają miejsce nadużycia związane z nieprawidłową wyceną aportów wnoszonych na pokrycie kapitału lub złym przedstawieniem należnych i niewniesionych przez właścicieli wkładów na poczet kapitału. Często właściciele dążą do zawyżania wartości wnoszonych aportów. Niejednokrotnie weryfikacja wyceny aportu jest trudna jak przy wnoszeniu do spółki know-how, które może stanowić znaczną część sumy bilansowej w przedsiębiorstwach produkcyjnych, gdyż zwykle dotyczy skomplikowanych procesów technologicznych. Czasami w spółkach następuje uchwalenie i zarejestrowanie podwyższenia kapitału, ale przez dłuższy okres czasu brakuje jego realnego pokrycia przez właścicieli. Zgodnie z kodeksem spółek handlowych jest to dopuszczalne jedynie w przypadku spółek akcyjnych. Jednakże często spółki pokazują w bilansie wyższą kwotę zarejestrowaną w KRS oraz wykazują należności od właścicieli po stronie aktywów w sumie „innych należności”. Tymczasem prawidłowa prezentacja powinna polegać na wykazaniu oddzielnej pozycji w pasywach „należnych wpłat na kapitał podstawowy” w wielkości ujemnej. Prezentacja należnych wpłat na kapitał podstawowy jako innych należności zniekształca prawdziwy obraz funduszy własnych spółki i powoduje zwiększenie sumy bilansowej podmiotu.

### **Techniki negatywnej kreatywnej rachunkowości stosowane w MSSF**

Ze względu na ścisły związek między bogactwem technik stosowanych jako narzędzie oszustw księgowych a systemami rachunkowości finansowej w krajach wysoko rozwiniętych, regulowanych przez US GAAP lub MSSF/MSR, najbardziej wyrafinowane narzędzia manipulacji finansowo-księgowej zostały wykorzystane w korporacjach amerykańskich. W tabeli 1 przedstawiono największe bankructwa spółek amerykańskich na skutek oszustw księgowych w latach 2001 i 2002. Z tabeli 1 widać, że w ciągu 6 miesięcy Enron utracił pierwsze miejsce na rzecz giganta telekomunikacyjnego WorldCom.

Analiza narzędzi kreatywnej rachunkowości wykorzystywanych przez jednostki, stosujące MSSF/MSR lub US GAAP, pozwala na sformułowanie syntetycznego ujęcia możliwych sposobów celowego zniekształcania informacji zawartych w sprawozdaniach finansowych, obejmującego:

#### **1. Manipulowanie wartością przychodów (bezpośredni wpływ na wynik):**

##### **a) Przedwczesne uznawanie przychodów:**

- Wysyłanie produktów zanim umowa sprzedaży została sfinalizowana,
- Uznanie przychodów, gdy istnieje istotna niepewność co do ich rzeczywistego uzyskania,
- Ujęcie w księgach bieżącego okresu przychodów z tytułu usług, które będą świadczone dopiero w przyszłości.

##### **b) Ujmowanie w księgach fikcyjnych przychodów:**

- Księgowanie przychodów z tytułu zamiany podobnych aktywów,
- Sprzedaż z klauzulą odkupu,
- Księgowanie jako przychodów ze sprzedaży także tej jej części, o której wiadomo, że nie będzie zwrócona przez nabywcę,
- Używanie oszacowanych fikcyjnych przychodów w śródkresowych sprawozdaniach finansowych,
- Rozwiązywanie nieuzasadnionych rezerw,
- Fikcyjna sprzedaż, np. dostawy bez zamówień,
- Szacunek przychodu w kontraktach długoterminowych,
- Wykorzystanie cen transferowych.

##### **c) Zwiększenie dochodów jednostki przy pomocy jednorazowych zysków:**

- Zwiększenie zysku dzięki sprzedaży niedoszacowanych aktywów,
- Zwiększenie zysku dzięki celowemu doprowadzeniu do przeterminowania zobowiązań,

- Traktowanie nadzwyczajnych i jednorazowych zysków i strat tak samo jak innych pozycji normalnych dochodów jednostki,
- Ukrywanie strat na działalności kontynuowanej poprzez włączanie ich w koszty działalności zaniechanej.

Tabela 1. Największe bankructwa w USA w XXI wieku na skutek oszustw księgowych.

Spółka	Data ogłoszenia	Wartość aktywów (mld USD)
WorldCom	06.2002	103,9
Enron	12.2001	63,4
Conesco	12.2002	52,2
Global Crossing	01.2002	25,5
UAL Corporation	12.2002	25,2
Aldelphia Communications	06.2002	24,4
Pacific Gas and Electric	04.2001	21,5

Źródło: BankruptcyData.com

## 2. Manipulowanie wartością kosztów (bezpośredni wpływ na wynik):

### a) Przesunięcie kosztów bieżącego okresu w ciężar przyszłych okresów:

- Niewłaściwe aktywowanie kosztów (zwłaszcza usług obcych, zużycia materiałów, mediów, wynagrodzeń, prac badawczych i rozwojowych, praktykowane głównie w US GAAP i UK GAAP),
- Spowolnienie ujmowania kosztów amortyzacji,
- Zaniechanie odpisu w koszty aktywów bezwartościowych, nie tworzenie odpisów aktualizacyjnych zapasów i należności,
- Tworzenie „fikcyjnych” (cichych) rezerw,
- Brak uwzględniania normalnego poziomu wykorzystania zdolności produkcyjnych (rozmiaru działalności) w wycenie zapasu.

### b) Ujęcie w księgach bieżącego okresu kosztów przyszłych okresów:

- Przyspieszenie ujęcia przyszłych dyskrejonalnych wydatków w ciężar bieżącego okresu,
- Ujęcie w ciężar kosztów bieżącego okresu kosztów amortyzacji, które powinny być ujęte w przyszłych okresach sprawozdawczych,
- Manipulowanie nakładami na ulepszenia,
- Wadliwa prezentacja kosztów prac rozwojowych.

## 3. Nieujawnianie wszystkich zobowiązań:

- Ujęcie przychodów a nie zobowiązań, gdy wpłynęły środki pieniężne
- Zaniechanie ujmowania pewnych lub warunkowych zobowiązań,

- Zaniechanie ujawnienia zobowiązań i zobowiązań warunkowych,
  - Angażowanie się w transakcje, których celem jest „wyprowadzenie” zobowiązań z bilansu.
4. Przesunięcie bieżącego dochodu do okresów późniejszych:
- Tworzenie rezerw po to, aby przesunąć przychód ze sprzedaży na dobro okresów późniejszych,
  - Manipulowanie momentem uznawania przychodów w porozumieniu z odbiorcami<sup>14</sup>.
5. Pozostałe oszustwa, mające pośredni wpływ na wynik finansowy:
- Wadliwe ujęcie leasingu,
  - Manipulowanie terminami płatności (window dressing),
  - Brak rzetelnego wyodrębnienia strumieni działalności kontynuowanej i nie kontynuowanej,
  - Nie ujawnianie realnych zagrożeń kontynuacji działalności.

### **Wnioski końcowe**

Do zwiększenia podatności na wykorzystanie kreatywnej rachunkowości w celu zniekształcenia informacji finansowych dostarczanych na rynek kapitałowy przyczynia się możliwość wyceny w wartości godziwej, tworzenia ukrytych „cichych” rezerw oraz dokonywania szacunków dopuszczona w większym zakresie przez MSSF/MSR. Znaczna część oszustw księgowych polega na manipulowaniu szacunkami wysokości rezerw, amortyzacji czy odpisów aktualizacyjnych. „Ciche” rezerwy tworzone w bankach w wyniku przeszacowania wartości przewidywanych zobowiązań związanych z działaniem przedsiębiorstwa, wykazywane w pozycji „depozyty i inne rachunki”, umożliwiają pokrycie strat będących konsekwencją działalności podmiotu bez ujawniania tego faktu akcjonariuszom oraz wygładzanie zysków, tzn. manipulację rezerwami w celu osiągnięcia planowanej przez zarząd wartości zysku lub straty.

### **Literatura**

1. Hołda A., Kutera M., Surdykowska S.T., *Oszustwa księgowe – teoria i praktyka*, Difin, Warszawa 2006.
2. Meigs R. F., Meigs W. B., *Financial Accounting*, McGraw-Hill, Nowy Jork 1995.

---

<sup>14</sup> Shilit H. M., *Financial shenanigans*, op. cit., s. 2.

3. Międzynarodowe Standardy Rewizji Finansowej, SKwP, Warszawa, 2005.
4. Neal D., *Accounting Theory* [w:] *Current issues in Accounting and Auditing*, Tudor, Londyn 2001.
5. Shilit H. M., *Financial shenanigans*, McGraw Hill, Nowy Jork 1993, 2004, s. 8.
6. Stankunowicz E., *10 sposobów oszukiwania właściciela*, „Businessman”, luty 2000.
7. Ustawa z dnia 27 sierpnia 2004 r. o zmianie ustawy o rachunkowości oraz o zmianie ustawy o biegłych rewidentach i ich samorządzie, Dz. U. 2004 nr 213 poz. 2155.
8. Ustawa z dnia 29 września 1994 r. o rachunkowości, Dz. U. nr 76 poz. 694 z późn. zm.

#### STRESZCZENIE

Stosowanie Międzynarodowych Standardów Sprawozdawczości Finansowej i Rachunkowości MSSF/MSR przy sporządzaniu sprawozdań finansowych od 2005 r. w Polsce obok zapewnienia ich porównywalności zwiększa podatność na wykorzystanie kreatywnej rachunkowości i zniekształcanie informacji finansowych dostarczanych na rynek kapitałowy. Przyczyniają się do tego dopuszczone przez MSSF wycena w wartości godziwej, tworzenie „cichych” rezerw oraz dokonywanie szacunków. Znaczna część oszustw księgowych polega na manipulowaniu szacunkami wysokości rezerw, amortyzacji czy odpisów aktualizacyjnych. Celem artykułu jest pokazanie wpływu stosowania Międzynarodowych Standardów Sprawozdawczości Finansowej i Rachunkowości MSSF/MSR na wiarygodność sprawozdań finansowych spółek notowanych na giełdzie. W artykule przedstawiono również przykład wykorzystania kreatywnej rachunkowości dla poprawy sytuacji finansowej jednostki prezentowanej w sprawozdaniu finansowym.

#### THE INFLUENCE OF ACCOUNTING POLICY COMPATIBLE WITH INTERNATIONAL FINANCIAL REPORTING STANDARDS IFRS ON RELIABILITY OF FINANCIAL STATEMENTS OF COMPANIES QUOTED ON THE STOCK EXCHANGE

#### SUMMARY

International Financial Reporting Standards and International Accounting Standards IFRS/IAS using for financial statements making from 2005 year in Poland enlarge susceptibility on creative accounting and distortion of financial information delivered

on the capital market next to assurance of financial statements comparability. Evaluation based on fair value, creation of hidden “silent reserves” and estimating authorised by IFRS contribute to susceptibility on creative accounting and distortion of financial information. Significant part of accounting swindles consist in manipulating of reserves, depreciation and update deductions. The purpose of the paper is to show IFRS/IAS using influence on reliability of financial statements of the companies quoted on the exchange market. In the paper there are also described some examples of creative accounting using for improvement of the company’s financial situation presented in the financial statement.

*Translated by A. Białek-Jaworska*

*Dr Anna Białek-Jaworska*  
Uniwersytet Warszawski  
bialeka@wp.pl

MARIUSZ BORAWSKI

**PROBLEM NIEPEWNOŚCI DANYCH W PROGNOZOWANIU  
ZMIANY TRENDU****Wstęp**

Z problemem niepewności danych można się spotkać we wszystkich dziedzinach życia. Dane, z których pozyskuje się informacje z reguły są obciążone pewnym błędem, o którym często nie posiadamy informacji albo posiadamy jedynie informacje szacunkowe. Poza statystyką, współczesne narzędzia matematyczne nie wspierają bezpośrednio analizy danych obciążonych niepewnością. Wynika to z oparcia się na zbiorach liczbowych wywodzących się od zbioru liczb naturalnych będącego miarą liczebności zbiorów.

W przypadku niewielkich zbiorów pewnych elementów zawsze można określić ich liczebność. Problem pojawia się przy dużych zbiorach elementów, kiedy ze względów praktycznych trzeba stosować miary wagowe lub objętościowe. W tym przypadku zawsze pojawia się pewien błąd wynikający z niedokładności przyrządu pomiarowego, a czasami złego odczytu. Do tego dochodzą niedokładności wynikające z „zagubienia” mniej znaczących cyfr przez człowieka (z tego efektu korzystają między innymi sklepy oferując towar za 3,99 a nie za 4 zł), zmiany wagi lub objętości na skutek wahań temperatury, zmiany lotności substancji mierzonej, wahania oddziaływania ciśnienia atmosferycznego na urządzenia pomiarowe itp.

Niepewność danych sama w sobie może być bardzo cenną informacją. W notowaniach akcji, niepewność co do wartości akcji może wynikać np. z różnej wyceny przez inwestorów akcji w danej chwili czasu, bądź też w pewnym przedziale czasowym. Jest ona skutkiem różnego dostępu do informacji poszczególnych osób dokonujących zakupu i sprzedaży, oraz ich subiektywnych odczuć.

Zmiana stopnia niepewności może być zatem wskaźnikiem, który może sygnalizować pojawienie się jakichś zmian w tendencjach.

Niepewność można zdefiniować jako:

- wystąpienie zdarzenia o nieznanym rozkładzie, kiedy żadna z oczekiwanych możliwości nie miała wcześniej miejsca<sup>1</sup>;
- miara niezdolności do osiągnięcia założonych celów przy zdefiniowanych wcześniej założeniach<sup>2</sup>;
- właściwość rzeczywistości wynikająca z jej złożoności ograniczająca możliwość kontrolowania przez ludzi czynników kształtujących rzeczywistość<sup>3</sup>;
- możliwość odchylenia od stanu oczekiwanego, której nie da się zmierzyć (F. H. Knight)<sup>4</sup>;
- rozrzut wartości, które można w sposób uzasadniony przypisać wielkości mierzonej (rachunek błędów)<sup>5</sup>.

Używane w obliczeniach dane mają najczęściej charakter miar określających nasilenie zjawiska lub cechy. W związku z tym niepewność danych można zdefiniować jako rozrzut wartości określającej poziom cechy lub nasilenie badanego zjawiska. W rachunku błędów często jako miarę niepewności przyjmuje się odchylenie standardowe.

Niepewność jest pojęciem bardzo szerokim obejmującym zarówno przypadki kiedy prawdopodobieństwo realizacji założonego zadania jest nieznanne, jak i wtedy, kiedy jest znane. F. H. Knight definiuje mierzalną niepewność jako ryzyko. Problem ryzyka jest bardzo często rozważanym problemem w kontekście inwestycji giełdowych. Im mniej dokładnie można określić stan dzisiejszy i przeszły, tym mniej dokładna będzie prognoza, a więc ryzyko inwestycji większe.

<sup>1</sup> The Risk Components of B.E.A.R Plus, Sers Manual for BEAR Plus by Farm Management Solution Inc.

<sup>2</sup> Risk Mgt Guide for DoD Acquisition, 3rd Editio, Defense Systems Mgt College Press, I 2000.

<sup>3</sup> Jajuga K., Jajuga T. *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa 1998.

<sup>4</sup> Dowgiałło Z., *Pojęcie ryzyka i kierunki jego eliminowania*, Ryzyko i niepewność w modelach ekonomiczno-ekologicznych, pod red. Milewski A., Krawczak M., Szczecin 1996

<sup>5</sup> Międzynarodowy słownik podstawowych i ogólnych terminów metrologii. GUM, 1996.



Jest to zatem jeden z nieodzownych składników ryzyka<sup>6</sup>.

Ścisły związek ryzyka z niepewnością danych sprawia, że bardzo ważnym zagadnieniem jest oszacowanie niepewności wyniku obliczeń przy znanej lub oszacowanej niepewności danych. Oszacowanie takie można wykonać wykorzystując metody statystyczne. Jest to jednak zadanie dosyć złożone, stąd często aspekt niepewności danych pomija się w obliczeniach. Alternatywnym rozwiązaniem jest zastosowanie arytmetyki rozmytej, stworzonej na bazie zbiorów rozmytych zaproponowanych przez Lotfi Asker Zadeh'a<sup>7</sup>. Dość istotnym mankamentem arytmetyki rozmytej jest skromna baza metod, które opierają się na tej teorii, co znacznie ogranicza jej stosowanie.

W referacie zostanie przedstawiona trzecia droga, oparta na algebrze. Umożliwia ona szacowanie niepewności obliczeń przy uproszczonym zapisie matematycznym oraz dzięki bardzo sporej gamie metod matematycznych opierających się na algebrze. Rozszerza przy tym możliwości analizy niepewności o wspomniane metody. Przedstawiony opis zostanie poparty przykładem uproszczenia zapisu i wykorzystania niepewności w analizie danych giełdowych z wykorzystaniem średniej ruchomej.

### Algebra niepewności

Około 300 lat temu algebra przeszła poważną zmianę. Pojawiła się koncepcja oderwania operacji arytmetycznych od liczb i przejścia do obliczeń na obiektach abstrakcyjnych. Tak powstała część algebry, którą dzisiaj czasami nazywa się algebrą dyskretną. Wcześniej, operacje arytmetyczne można było wykonywać tylko na liczbach, a od tego momentu można było dodawać, odejmować, mnożyć i dzielić wszystko- z jednym zastrzeżeniem. Obiekty, na których wykonywane są działania muszą spełniać określone warunki – aksjomaty.

<sup>6</sup> Tarczyński W., Łuniewska M., *Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym*, Placet, Warszawa 2004; Tarczyński W., Łuniewska M., *Risk diversification on the Polish capital market*, IAIER, VII 2006; Tarczyński W., Łuniewska M., *Ograniczanie ryzyka inwestycji na rynku kapitałowym – dywersyfikacja ryzyka pionowa i pozioma* w Modelowanie preferencji a ryzyko '05, AE w Katowicach, Katowice 2006; Jajuga K. Kuziak K. *Risk of options - impact of volatility parameter*, w: Ruan D., Kacprzyk J., Fedrizzi J. (ed.), *Soft computing for risk evaluation and management*, s. 487-500, Physica-Verlag, Heidelberg, 2001; Tarczyński W., Łuniewska M., *Teoria dywersyfikacji ryzyka – podejście fundamentalne*, w Modelowanie preferencji a ryzyko '03, AE w Katowicach, Katowice 2003.

<sup>7</sup> Zadeh L. A., *Fuzzy sets*, Inform. and Control. 8:338–353 1965; Piegat A., *Modelowanie i sterowanie rozmyte*, Warszawa, Akademicka Oficyna, Wydawnicza EXIT 1999.

Ze względu na to, że cztery podstawowe operatory matematyczne człowiek poznaje na początku znajomości z matematyką, a z ich zastosowaniem spotyka się na co dzień, jest to najprostsza i najbardziej intuicyjna metoda posługiwania się obiektami. Działania na nich wykonywane są jak na liczbach, a więc w sposób prosty i intuicyjny.

Ta prostota i intuicyjność algebry sprawiła, że matematycy bardzo wiele działów matematyki zapisali za jej pomocą. Do najbardziej znanych działów należy algebra zbiorów, gdzie obiektami poddawanych działaniom arytmetycznym są zbiory i algebra Bool'a, gdzie obiektami są stany logiczne. Do bardzo interesującego działu matematyki należy rachunek operatorów, nad którym badania prowadził J. Mikusiński<sup>8</sup>. Umożliwia on zastąpienie różniczkowania i całkowania operatorami matematycznymi. Funkcjonalność tradycyjnego podejścia i rachunku operatorów jest podobna, jednak posługiwanie się rachunkiem operatorów jest dużo prostsze. Rachunek operatorów z punktu widzenia działań na niepewnościach jest bardzo ważny, gdyż jako operatora arytmetycznego używa splotu, wykorzystywanego w statystyce do sumowania rozkładu niezależnych zmiennych losowych.

Niech  $\{a_k\}$  i  $\{b_k\}$  będą dwoma ciągami liczbowymi. Operację splotu tych ciągów możemy oznaczyć przez „\*”<sup>9</sup>:

$$\{c_k\} = \{a_k\} * \{b_k\}. \quad (1)$$

Co możemy zapisać:

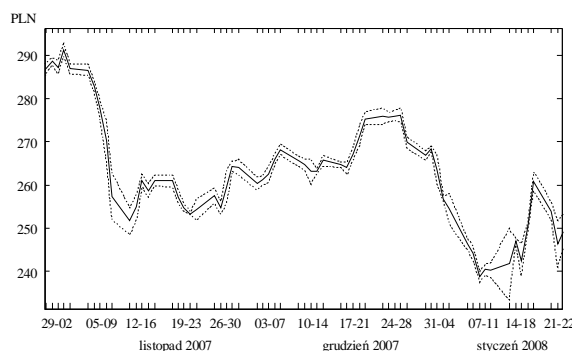
$$c_r = a_0 b_r + a_1 b_{r-1} + a_2 b_{r-2} + \dots + a_{r-1} b_1 + a_r b_0. \quad (2)$$

Tworząc operatory arytmetyczne dla niepewności w pierwszej kolejności należy zadać sobie pytanie jak zachowywać się będą podczas tych operacji. Najlepiej powiązać niepewność z jakimiś parametrami lub parametrem których zachowanie jest znane. W statystyce niepewność informacji można zapisać za pomocą rozkładu. Jako operatora sumowania rozkładów, jak wspomniano wcześniej, w statystyce używa się splotu. Jednak reprezentacja ta posiada dwie zasadnicze wady. Pierwszą z nich jest trudność oszacowania rozkładu. Często jest zbyt mało informacji, aby prawidłowo określić jego kształt. Drugą, jak to wykazał Milusiński, jest niemożność zdefiniowania prawidłowo splotu jako operatora arytmetycznego dla rozkładu w formie ciągłej.

<sup>8</sup> Mikusiński J., *Rachunek operatorów*, Warszawa, Polskie Towarzystwo Matematyczne 1953

<sup>9</sup> Feller W., *Wstęp do rachunku prawdopodobieństwa*, PWN, Warszawa 2006, t. 1

Zamiast rozkładu można jednak użyć wariancji lub odchylenia standardowego. Z punktu widzenia zapisu matematycznego wygodniej jest użyć wariancji, natomiast przy prezentacji wyników czytelniejsze jest odchylenie standardowe. Stąd, w dalszej części referatu w opisie użyta będzie wariancja, natomiast na wykresach przedstawione będzie odchylenie standardowe. Oszacowanie wariancji jest możliwe już dla niewielkiej liczby posiadanych danych. Niepewność kursu akcji można oszacować już dla dwóch znanych wartości, jednak im jest ich więcej, tym wynik oszacowania jest lepszy. Na rys. 1 linią przerywaną przedstawiono oszacowanie niepewności kursu akcji IBM na podstawie notowań na 9 giełdach światowych: w Berlinie, Dusseldorfie, Frankfurtach, Hanowerze, Hamburgu, Monachium, Nowym Jorku (Nasdaq), Stugardzie oraz Zürich'u (SWX).



Rys. 1. Wartość oczekiwana i odchylenie standardowe notowań aukcji IBM

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z [finance.yahoo.com](http://finance.yahoo.com), oraz <http://bossa.pl/notowania/daneatech/metastock/>

Wariancja danej akcji jest ryzykiem dywersyfikowalnym<sup>10</sup> związanym z daną akcją. Można ją interpretować jako rozbieżność w ocenie wartości firmy dokonanej przez różnych inwestorów, w tym przypadku związanych z różnymi giełdami. Rozbieżność ta wynika z różnej dostępnej informacji, posiadanej przez poszczególnych inwestorów, na temat danej spółki. Samo pojawienie się rozbieżności wskazuje zatem na możliwość zmiany trendu. Na prezentowanym wykresie sytuacje takie pojawiły się 12 listopada i 14 stycznia. Do zwiększenia stopnia niepewności co do wartości akcji należy podejść bardzo ostrożnie i korzystać z niej jako informacji wspomagającej decyzje podejmowane na podsta-

<sup>10</sup> Tarczyński W., Mojsiewicz M., *Zarządzanie ryzykiem. Podstawowe zagadnienia*, Polskie Wydawnictwo Naukowe, Warszawa 2001.

wie innych czynników. Należy zwrócić uwagę, że rozbieżność cen nigdy nie będzie przekraczać kosztu operacji finansowych kupna i sprzedaży akcji na giełdzie. Jeżeli pojawi się rozbieżność cen na giełdach przekraczająca ten próg, spowoduje to reakcję inwestorów, którzy będą dokonywać zakupu na jednej giełdzie, a sprzedaży na drugiej. W konsekwencji doprowadzi to do wyrównania cen.

Analiza samej wartości wariancji nie ma sensu. Zawsze jest ona związana z pewną wartością liczbową – wartością oczekiwaną, której niepewność reprezentuje. W oderwaniu od niej traci sens. Budując algebrę niepewności możemy zbudować ją tylko łącząc wariancję z wartością oczekiwaną. Charakter algebry niepewności będzie zatem zbliżony do operacji na wartościach zespolonych, w których liczba jest dwuskładnikowa. Osobna analiza obu składników liczby zespolonej nie powinna być przeprowadzana. W przypadku algebry niepewności, wartość oczekiwana jest niezależna i może funkcjonować samodzielnie, natomiast wariancja jest zależna i wszelkie operacje na niej mogą być wykonywane tylko w powiązaniu z wartością oczekiwaną.

Zbiorem, na którym będą wykonywane operacje będzie zatem zbiór  $\mathbb{L}_u$ , który tworzą pary uporządkowane  $(\bar{x}; \tilde{\chi})$  dla których zachodzi  $\bar{x} \in \mathbb{R}$  oraz  $\tilde{\chi} \in \mathbb{R}$ , gdzie  $\bar{x}$  jest wartością oczekiwaną, a  $\tilde{\chi}$  pseudowariancją, będącą elementem zbioru wartości, którego podzbiorem są wszystkie możliwe wartości wariancji. Dodawanie w ramach zbioru  $\mathbb{L}_u$  można zdefiniować następująco:

$$\forall \bar{x}_a, \bar{x}_b, \tilde{\chi}_a, \tilde{\chi}_b \in \mathbb{R} : (\bar{x}_a; \tilde{\chi}_a) + (\bar{x}_b; \tilde{\chi}_b) = (\bar{x}_a + \bar{x}_b; \tilde{\chi}_a + \tilde{\chi}_b). \quad (3)$$

Każdy element  $(\bar{x}; \tilde{\chi})$  zbioru  $\mathbb{L}_u$  posiada swój element przeciwny  $-(\bar{x}; \tilde{\chi}) = (-\bar{x}; -\tilde{\chi})$ . Oznacza to, że jeżeli użyje się wariancji do określenia niepewności, to element przeciwny powinien mieć równą jej wartość ujemną. Element przeciwny można porównać do wartości urojonej w zbiorze liczb zespolonych. Nie jest wymagane, aby odpowiadał jakimś rzeczywistym sytuacjom. Wartość ujemna dla  $\tilde{\chi}$  może się pojawić przejściowo w trakcie obliczeń, a uzyskanie jej jako wyniku, może oznaczać rozwiązanie niedopuszczalne, czyli brak rozwiązania.

Mnożenie w ramach zbioru  $\mathbb{L}_u$  zapisuje się następująco:

$$\forall \bar{x}_a, \bar{x}_b, \tilde{\chi}_a, \tilde{\chi}_b \in \mathbb{R} : (\bar{x}_a; \tilde{\chi}_a)(\bar{x}_b; \tilde{\chi}_b) = (\bar{x}_a \bar{x}_b; \bar{x}_a \tilde{\chi}_b + \bar{x}_b \tilde{\chi}_a). \quad (4)$$

Przy czym element odwrotny można zapisać:  $\frac{1}{(\bar{x}; \tilde{\chi})} = \left(\frac{1}{\bar{x}}; -\frac{\tilde{\chi}}{\bar{x}^2}\right)$ . Jest to

mnożenie, które można nazwać mnożeniem przez wielokrotne sumowanie. Istnieje też mnożenie, które związane jest ze zmianą skali:

$$\forall \bar{x}_a, \bar{x}_b, \tilde{\chi}_a, \tilde{\chi}_b \in \mathbb{R} : (\bar{x}_a; \tilde{\chi}_a)(\bar{x}_b; \tilde{\chi}_b) = (\bar{x}_a \bar{x}_b; \bar{x}_a^2 \tilde{\chi}_b + \bar{x}_b^2 \tilde{\chi}_a). \quad (5)$$

Z elementem odwrotnym zdefiniowanym następująco:  $\frac{1}{(\bar{x}; \tilde{\chi})} = \left(\frac{1}{\bar{x}}; -\frac{\tilde{\chi}}{\bar{x}^4}\right)$ .

Pierwszy z przedstawionych sposobów mnożenia odzwierciedla kolejne notowania, w których niepewność jest niezależna – wyłącznie losowa. Przykładem może być prognoza w przód. Zakłada się, że niepewność liczy się na podstawie notowań z pewnej liczby następujących po sobie dni. Jeżeli przyjmie się, że prognozując kilka dni naprzód, niepewność kolejnych notowań będzie niezależna od siebie, to stosuje się wzór na mnożenie przez wielokrotne dodawanie. Jeżeli natomiast założy się, że niepewność będzie zależna (będzie wynikała ze zmiany trendu), to zastosuje się wzór na mnożenie związane ze zmianą skali. Niepewność, określająca w tym przypadku błąd prognozy, będzie narastała znacznie szybciej. W praktyce są to dwa skrajne przypadki, gdyż zwykle niepewność liczona z kolejnych dni zawiera zarówno czynnik losowy, jak i wynikający ze zmiany trendu.

### Średnia ruchoma

Średnia ruchoma jest jednym z najbardziej popularnych narzędzi stosowanych do określania trendów akcji. Można ją zapisać wzorem<sup>11</sup>:

$$\bar{x}_n = \frac{\sum_{i=n-k+1}^n x_i}{k}, \text{ dla } n \geq k, \quad (6)$$

gdzie:

$k$  – przesunięcie średniej ruchomej,

$x_i$  – kurs akcji na  $i$ -tej sesji.

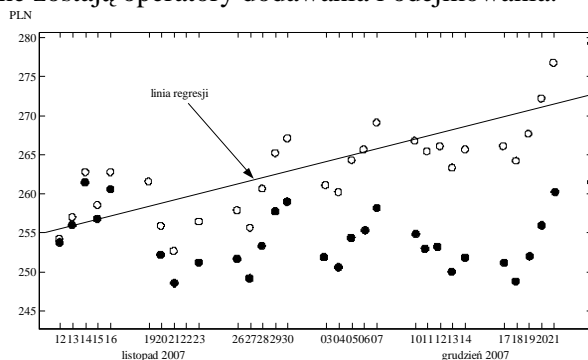
Podobnie jak średnią akcji można zapisać średnią wariancji. Ze względu na to, że są dwa operatory mnożenia, powstaje pytanie, który z nich wybrać. Zależy to od tego czy, i w jakim stopniu, uwzględnia się trend akcji przy wyliczaniu

<sup>11</sup> Tarczyński W., *Rynki kapitałowe, metody ilościowe*, Agencja Wydawnicza Placet, Warszawa 2001, t. 1

wariancji. Jeżeli składnik trendu w niepewności będzie niewielki, to można przyjąć mnożenie typu sumacyjnego.

W celu wyliczenia wariancji składnika losowego konieczne jest wyeliminowanie trendu liniowego. W tym przypadku można posłużyć się funkcją regresji. Funkcję regresji wykorzystuje się do oszacowania trendu w zadanym przedziale czasowym, w którym wyliczana jest wariancja, przy czym wykonywane jest to dla notowania jednej spółki na jednej giełdzie. Następnie oblicza się różnice pomiędzy punktami na linii regresji, a punktami na dowolnej prostej poziomej. Różnicę między tymi punktami odejmuje się od odpowiadających im wartości notowań. W ten sposób odległość w pionie między linią regresji a notowaniami i między linią poziomą a wyliczonymi wartościami jest identyczna (rys. 2). Wariancja wyliczona dla tych wartości nie będzie uwzględniała trendów o długości obranego przedziału czasowego i jego wielokrotności.

Wyliczonej w podany wyżej sposób wariancji można użyć do wyznaczenia średniej ruchomej niepewności, zastępując wartości zmiennych określających kursy akcji przez wartości zmiennych określających kursy akcji i niepewność. Dla odróżnienia oznacza się je daszkiem nad zmienną. Ze względu na to, że zbiór liczb rzeczywistych uległ zastąpieniu przez zbiór  $\mathbb{L}_u$ , automatycznie predefiniowane zostają operatory dodawania i odejmowania.



Rys. 2. Eliminacja trendu przy użyciu linii regresji

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z [finance.yahoo.com](http://finance.yahoo.com), oraz <http://bossa.pl/notowania/daneatech/metastock/>

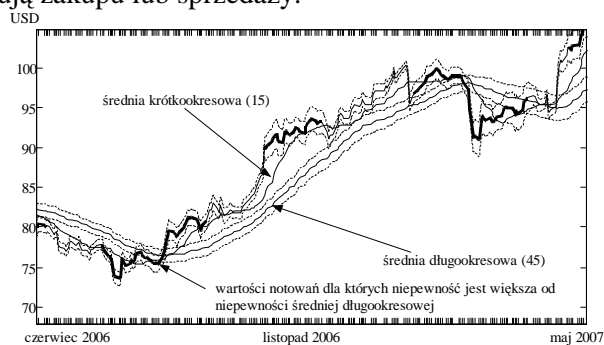
W przypadku mnożenia i dzielenia trzeba przyjąć jedno z dwóch mnożeń za podstawowe. Ze względu na to, że mnożenie przez sumowania spełnia więcej aksjomatów algebry przyjęto je za podstawowe i użyto zwykłych oznaczeń

zapisu mnożenia i dzielenia na jego oznaczenia. Wzór (4) dla zbioru  $\mathbb{I}_u$  przedstawia się następująco:

$$\hat{\bar{x}}_n = \frac{\sum_{i=n-\hat{k}+1}^n \hat{x}_i}{\hat{k}}, \text{ dla } n \geq k, \quad (7)$$

Liczba sumowanych elementów jest znana i nie posiada żadnej niepewności, stąd  $\hat{k} = (k;0)$ . Dodatkową informację o niepewności, którą uzyskuje się z tak zmienionego wzoru można wykorzystać, na przykład do prognozowania zmiany trendu. W momencie kiedy trend ulega zmianie zachodzą dwa czynniki: zwiększenie wariancji wynikające z „gorszego” usunięcia trendu, oraz, niekiedy, zwiększenie wariancji wynikające z reakcji inwestorów, którzy posiadają informację dotyczącą możliwej zmiany trendu.

Założono, że wylicza się wariancję na podstawie piętnastodniowego okresu z notowania jednej akcji na jednej giełdzie oraz dwie średnie ruchome – krótkookresową z piętnastu dni daną wzorem (4), oraz z długookresową z czterdziestu pięciu dni według wzoru (5). Porównując wariancję wyliczoną dla danego dnia z wariancją średniej długookresowej można określić te notowania, dla których wartość wariancji z danego dnia jest większa od wariancji średniej długookresowej (zostały one wyróżnione linią pogrubioną na rys. 3). Można zauważyć, że pojawiają się one już w momencie zmiany trendu albo nieco przed zmianą trendu średniej krótkookresowej. Ten drugi przypadek zachodzi najprawdopodobniej wtedy, gdy inwestorzy mający informację o możliwej zmianie trendu dokonują zakupu lub sprzedaży.



Rys. 3. wyliczenie okresów zmiany trendu dla średniej krótkookresowej.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z [finance.yahoo.com](http://finance.yahoo.com), oraz <http://bossa.pl/notowania/daneatech/metastock/>

Prezentowany sposób określania momentu zmiany trendu może wspomagać inwestora w podjęciu decyzji. Nie może być jednak głównym elementem analizy wykonywanej przez inwestora, a jedynie metodą dodatkową, która uzupełnia inne metody. Wynika to z faktu, że rzeczony sposób obrazuje reakcje innych inwestorów, a więc zawsze reakcja oparta o tę metodę będzie nieco spóźniona w porównaniu do reakcji osób dysponujących informacją często niedostępną dla innych. Czasami jednak można uzyskać wyniki wyprzedzające nieco zmianę trendu, co daje szansę na jeszcze odpowiednio szybką reakcję.

### Podsumowanie

Definiując odpowiednie operacje arytmetyczne dla niepewności można, bez znaczącej zmiany metod, uzyskać dodatkową informację – informację o niepewności. W pokazanym przykładzie ze średnią ruchomą zapis wzoru uległ bardzo niewielkiej zmianie, ale dzięki tej modyfikacji uzyskano możliwość analizy wariacji zmiany akcji. Zawsze po modyfikacji wzoru pozostaje kwestia odpowiedniego wykorzystania uzyskanej w ten sposób dodatkowej informacji. W prezentowanym przykładzie wykorzystano ją do prognozowania zmian trendu akcji na podstawie wahań wariacji akcji.

### Literatura

1. Feller W., *Wstęp do rachunku prawdopodobieństwa*, PWN, Warszawa 2006, t. 1.
2. Jajuga K., Kuziak K., *Risk of options - impact of volatility parameter*, w: Ruan D., Kacprzyk J., Fedrizzi J. (ed.), *Soft computing for risk evaluation and management*, s. 487-500, Physica-Verlag, Heidelberg, 2001.
3. Mikusiński J., *Rachunek operatorów*, Warszawa, Polskie Towarzystwo Matematyczne 1953.
4. Piegat A., *Modelowanie i sterowanie rozmyte*, Warszawa, Akademicka Oficyna, Wydawnicza EXIT 1999.
5. Tarczyński W., Łuniewska M., *Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym*, Placet, Warszawa 2004.
6. Tarczyński W., Łuniewska M., *Ograniczanie ryzyka inwestycji na rynku kapitałowym – dywersyfikacja ryzyka pionowa i pozioma*, w: *Modelowanie preferencji a ryzyko '05*, Akademia Ekonomiczna w Katowicach, Katowice 2006.
7. Tarczyński W., Łuniewska M., *Risk diversification on the Polish capital market*, *International Advances in Economic Research*, VII 2006.



8. Tarczyński W., Łuniewska M., *Teoria dywersyfikacji ryzyka – podejście fundamentalne*, w: Modelowanie preferencji a ryzyko '03, Akademia Ekonomiczna w Katowicach, Katowice 2003.
9. Tarczyński W., Mojsiewicz M., *Zarządzanie ryzykiem. Podstawowe zagadnienia*, Polskie Wydawnictwo Naukowe, Warszawa 2001.
10. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe, metody ilościowe*, Agencja Wydawnicza Placet, Warszawa 2001, t. 1
11. Zadeh L. A., *Fuzzy sets*, Inform. and Control. 8:338–353 1965

### STRESZCZENIE

W referacie przedstawiono sposób wykorzystania algebry do modyfikacji wzorów w celu uwzględnienia niepewności danych wyrażonej przez wariancję. Dzięki zaszyciu niepewności w zbiorze liczbowym i odpowiedniej modyfikacji operatorów matematycznych możliwe jest uwzględnienie niepewności przy bardzo niewielkiej modyfikacji wzoru. Zaprezentowano to na przykładzie średniej ruchomej długookresowej, którą wykorzystano do prognozowania zmian trendu zmiennej krótkookresowej.

### THE PROBLEM OF UNCERTAINTY OF DATA IN FORECASTING THE TREND'S CHANGES

#### SUMMARY

In the article, the way of using algebra to modify the formulas, in order to take into account the uncertainty of data expressed by the variance, is shown. Thanks to the 'hiding' the uncertainty in the set of numbers and the appropriate modification of the mathematical operators is possible to take the uncertainty into account changing the formula only a little. It is presented on the example of the long-term movable mean used to forecast the short-term variable's change of the trend.

*Translated by M. Borawski*

*Dr inż. Mariusz Borawski*  
Politechnika Szczecińska  
mborawski@wi.ps.pl

MILDA MARIA BURZAŁA

**PRÓBA OSZACOWANIA PRAWDOPODOBIENSTWA REALIZACJI  
EUROPEJSKIEJ OPCJI KUPNA NA PRZYKŁADZIE INDEKSU WIG20****Wstęp**

Opcja kupna to jeden z najpopularniejszych instrumentów finansowych wykorzystywanych głównie przez inwestorów indywidualnych. Europejska opcja kupna w przeciwieństwie do opcji amerykańskiej daje nabywcy prawo wykonania opcji tylko w dniu jej wygaśnięcia. Nabycie opcji kupna zabezpiecza przed niekorzystnym ruchem cen i tym samym zmniejsza ryzyko finansowe. Opcje kupna stanowią podstawę budowy wielu różnorodnych strategii inwestycyjnych, stąd podstawowym problemem jest przewidywanie kształtowania się ceny instrumentu bazowego oraz jej relacje względem ceny wykonania opcji. W artykule podjęto próbę wykorzystania w tym celu prawdopodobieństwa realizacji europejskiej opcji kupna uzyskane z dwumianowego modelu wyboru dyskretnego. Im wyższe prawdopodobieństwo realizacji opcji, tym mniejsze ryzyko inwestycji. Modelowe prawdopodobieństwa oraz stawiane prognozy mogą być pomocne w podjęciu decyzji dotyczącej kształtowania dynamicznej struktury portfela (zakupu akcji, zawarcia transakcji przeciwstawnej z odpowiednim wyprzedzeniem). Takie postępowanie służy zminimalizowaniu ewentualnej straty z poczynionych inwestycji.

Analizę prawdopodobieństwa realizacji europejskiej opcji kupna podejmowali wcześniej w swoich pracach B. Stolarz, W. Tarczyński [5], [6]. Rozważania teoretyczne dotyczyły kształtowania się prawdopodobieństwa warunkowego przy założeniu, że stopa zwrotu z akcji jest ograniczona minimalną i maksymalną roczną stopą zwrotu liczoną przy zastosowaniu kapitalizacji ciągłej.

Badania empiryczne przedstawione w obecnym artykule dotyczą prawdopodobieństwa uzyskanego z modelu względem wybranych czynników kształtujących cenę opcji kupna. Zawarto tu również pewne uwagi dotyczące możliwości wykorzystania w badaniach empirycznych podejścia zaproponowanego w pracach [5], [6].

### **Materiał statystyczny**

Pierwotnie badania miały dotyczyć opcji na akcje. Jednakże ze względu na zawieszenie obrotu wszystkimi seriami opcji na akcje w lipcu 2007 roku analiza zamieszczona w artykule dotyczy jedynie opcji na indeks WIG20. Wstępnie rozważano wszystkie serie opcji kupna na WIG20 wygasające w marcu 2008 (OW20C8xxx) z kursem wykonania od 250 do 450. Wybór podyktowany był możliwością weryfikacji prognoz postawionych na podstawie modeli. Część serii, jednak, musiała być z badań wykluczona ze względu na brak zmienności zmiennej zależnej (tzn. w całym okresie notowania indeks WIG20 poniżej lub powyżej ceny realizacji). Ze względów technicznych nie można szacować parametrów modelu z jakościową zmienną objaśnianą, gdy przyjmuje ona tylko wartość jeden lub tylko wartość zero na całym zbiorze obserwacji. Ostatecznie modele budowano dla 9 serii z kursem wykonania od 280 do 370 punktów. Kurs rozliczeniowy dla opcji wygasających w marcu 2008 roku wyniósł 287.

Ponieważ prawdopodobieństwo realizacji opcji kupna zależy od ceny opcji, wśród zmiennych objaśniających testowano znaczenie różnych czynników kształtujących właśnie cenę opcji (pogrubionym drukiem zaznaczono symbol zmiennej):

- Stopa procentowa wolna od ryzyka (euribor),
- Czas pozostający do wygaśnięcia opcji (dni),
- Zmienność instrumentu bazowego (historyczna na podstawie wykładniczej średniej ważonej (EMMA),
- Logarytmiczna stopa zwrotu z indeksu WIG20 (sz)
- Notowania opcji na rynku wtórnym (kurs),
- Zmienna 0-1 przyjmująca wartość 1 w momencie wypuszczenia nowej serii z najniższą bądź z najwyższą ceną wykonania (zj).

Długość szeregów czasowych wykorzystanych do szacowania parametrów modelu była warunkowana notowaniami opcji na rynku wtórnym. Materiał statystyczny do szacowania parametrów modelu obejmował jedynie obserwacje

do 29 lutego 2008 roku. Dane z marca do dnia realizacji opcji kupna (20 marca 2008) wykorzystano do oceny trafności prognoz postawionych na podstawie modeli.

### **Definicja jakościowej zmiennej objaśnianej**

W początkowej fazie badań rozważano możliwość zdefiniowania zmiennej jakościowej według propozycji zawartej w pracy [5]. Autorzy artykułu na podstawie ceny rynkowej instrumentu bazowego ( $K_t$ ), ceny i terminu wykonania opcji ( $K_w$  i  $t_w$ ) oraz minimalnej i maksymalnej rocznej stopy zwrotu liczonej przy wykorzystaniu kapitalizacji ciągłej ( $r_1$  i  $r_2$ ) tworzą trzy obszary w których mogą znaleźć się ceny rynkowe instrumentu bazowego (rys. 1).

Ceny z obszaru „brak realizacji” rosną nawet z maksymalną stopą zwrotu nie mogą osiągnąć w terminie wygaśnięcia ceny wykonania. Natomiast ceny z obszaru „realizacja opcji” spadają nawet z maksymalną stopą spadku będą wyższe od ceny wykonania w terminie wygaśnięcia opcji. Pozostałe ceny z obszaru ograniczonego minimalną i maksymalną stopą znajdują się w obszarze niepewności. Ceny te w zależności od osiągniętej stopy zwrotu mogą, ale nie muszą zapewnić realizacji opcji w terminie wykonania. Granice obszarów zależą w tym podejściu od przyjętej minimalnej i maksymalnej stopy zwrotu.

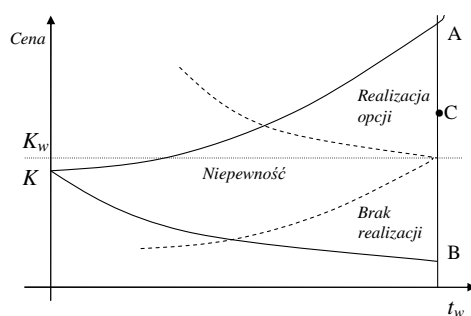
Ponieważ stopy liczone na podstawie materiału empirycznego mogą być obciążone dużym wpływem wahań przypadkowych w przeprowadzonych badaniach wykorzystano średnią logarytmiczną stopę zwrotu plus, minus trzykrotne odchylenie standardowe. Okazało się, że tak wyznaczone obszary pozwoliły określić dla opcji OW20C8280 (zrealizowanej) prawdopodobieństwo znalezienia się indeksu WIG20 w obszarze „realizacja opcji” 11,12 oraz 18, 19 i 20 marca (tzn. w terminie wygaśnięcia opcji) na poziomie odpowiednio: 0,54; 0,53; 0,6; 0,58 oraz 0,64 (ilorazy odcinków AC/AB). Natomiast dla opcji OW20C8300 (niezrealizowanej) indeks WIG20 znalazł się w obszarze „brak realizacji” 4, 7, 10 marca oraz bezpośrednio przed terminem wykonania 13 - 20 marca z prawdopodobieństwem powyżej 0,85.

Klasyfikacja instrumentu bazowego w danym momencie  $t$  do jednego z trzech obszarów była przeprowadzana na podstawie aktualnego kursu. Tak zdefiniowanej zmiennej jakościowej nie można było jednak wykorzystać w modelu z tego względu, że dla okresu będącego podstawą szacowania modeli zmienna jakościowa przyjmowała tylko wartości zerowe (brak zmienności).

Bardzo ciekawa teoretycznie i atrakcyjna w badaniach empirycznych koncepcja zdefiniowania różnych obszarów cen dla instrumentu bazowego wymaga dalszych badań dotyczących sprecyzowania minimalnej i maksymalnej stopy zwrotu.

W końcowym efekcie analiza została przeprowadzona przy upraszczającym założeniu, że opcja zostanie zrealizowana w chwili  $t$ , jeśli wartość rynkowa indeksu WIG20 ( $K_t$ ) będzie nie niższa niż cena wykonania opcji ( $K_w$ ). Oznacza to rozważanie prawdopodobieństwa dla binarnej zmiennej objaśnianej:

$$\gamma_t = \begin{cases} 1, & \text{gdy } K_t \geq K_w \\ 0, & \text{w przeciwnym razie} \end{cases}$$



Rys. 1. Możliwe obszary cen instrumentu bazowego dla europejskiej opcji kupna  
Źródło: Na podstawie [5].

### Prawdopodobieństwo realizacji opcji kupna

W najprostszej wersji można przyjąć, że binarna zmienna objaśniana  $\gamma$  zależy liniowo od  $K$  zmiennych objaśniających:

$$\gamma = \mathbf{x} \boldsymbol{\beta} + \xi,$$

gdzie:  $\mathbf{x} = [x_1 \dots x_K \ 1]$  oznacza wektor wartości  $(K+1)$  nielosowych zmiennych objaśniających (czynników kształtujących cenę opcji),

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \dots \\ \beta_K \\ \beta_0 \end{bmatrix} \text{ - nieznanym wektorem } (K+1) \text{ parametrów,}$$

$\xi$  - składnik losowy,

$\gamma$  - binarna zmienna losowa.

Przez  $F(\mathcal{Y})$  oznaczono dystrybuantę standaryzowanej zmiennej losowej. Wtedy zmienną  $\mathcal{Y}$  można zdefiniować za pomocą funkcji uwikłanej:

$$F(\mathcal{Y}) = F(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \xi).$$

Jeśli składnik losowy  $\xi$  spełnia założenia o zerowej wartości oczekiwanej i nieskorelowaniu składników losowych z kolejnych obserwacji, *prawdopodobieństwo*  $P_1$ , że wartość indeksu WIG20 będzie nie niższa niż cena wykonania opcji określone jest przez dystrybuantę rozkładu składnika losowego:

$$P_1 = F(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}} f(\xi) d\xi,$$

gdzie  $f(\xi)$  to odpowiednia funkcja gęstości o znanych parametrach zmiennej losowej  $\xi$ . Przyjęty typ rozkładu dla zmiennej losowej  $\xi$  determinuje typ otrzymanego modelu.

W badaniach szacowano parametry dwumianowych modeli logitowych, w których *prawdopodobieństwo*  $P_1$  określone jest za pomocą dystrybuanty rozkładu logistycznego  $\xi \sim L(0, \pi^2/6)$ :

$$P_1 = F(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}} \frac{e^{-\xi}}{(1 + e^{-\xi})^2} d\xi = \frac{1}{1 + e^{-\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}}.$$

Wykorzystanie modeli logitowych podyktowane zostało możliwościami ewentualnych dalszych badań. Klasa modeli logitowych stanowi, bowiem, podstawę rozbudowanych, uogólnionych modeli wartości ekstremalnych. Warto przy tym zauważyć, że wyniki uzyskane na podstawie modelu logitowego mogą być łatwo transformowane na wyniki z modelu probitowego, ponieważ  $\boldsymbol{\beta}_{\text{logit}} \approx 1,6 \boldsymbol{\beta}_{\text{probit}}$ .

### Wyniki oszacowań

Szacowanie modeli przeprowadzono w dwóch etapach. Pierwszy etap to modele z pojedynczą zmienną objaśniającą. Kryterium wyboru modelu była trafność oszacowań, wskaźnik dopasowania McFaddena oraz istotność zmiennej objaśniającej. W przypadku jednakowych lub podobnych wskazań podstawę wyboru modelu stanowiły kryteria informacyjne<sup>1</sup>. W drugim etapie podjęto próbę poprawy jakości modelu poprzez dołączanie kolejnych zmiennych objaśniających. Wyniki oszacowań dla najlepszych modeli zawarto w tabeli 1.

<sup>1</sup> Do szacowania parametrów modeli wykorzystano ogólnodostępny program GRET (www.kufel.torun.pl).

Przedstawione w tabeli wyniki oszacowań parametrów modeli wskazują na istotność notowań opcji kupna na rynku wtórnym dla większości modeli. Próba dołączenia do modelu dodatkowych zmiennych tylko w przypadku dwóch serii (OW20C8300 i OW20C8310) umożliwiła poprawę trafności oszacowań.

Znaki ocen parametrów przy zmiennych w większości modeli jest zgodny z oczekiwaniami. Prawdopodobieństwo realizacji opcji kupna jest tym wyższe, im wyższy jest kurs notowania opcji na rynku wtórnym, im dłuższy jest czas pozostający do realizacji oraz im wyższa jest stopa procentowa wolna od ryzyka. Jedynie w modelach z dwoma zmiennymi nieprawidłowe znaki oszacowań otrzymano dla ocen parametrów przy zmiennej euribor oraz zmienność. W tym drugim przypadku oczekiwano, że wzrost zmienności wpływa na wzrost ceny opcji i tym samym wzrost prawdopodobieństwa realizacji opcji kupna.

Tabela 1. Parametry modeli logitowych z pojedynczą zmienną objaśniającą dla prawdopodobieństwa realizacji opcji kupna na WIG20

Opcja OW20C8	280	290	300	310	320	320	330	340	350	360	370
Liczba obserwacji (liczba jedynek)	18 (17)	34 (30)	37 (20)	59 (29)	53 (18)	53 (18)	52 (15)	64 (23)	57 (10)	62 (10)	52 (3)
Częstość empiryczna jedynek	0,94	0,88	0,54	0,49	0,34	0,34	0,29	0,36	0,18	0,16	0,06
Zmienna	kurs	kurs	kurs	kurs	kurs	czas	Euribor	euribor	kurs	kurs	kurs
Parametr	0,067	0,026	0,044	0,047	3,44	15,14	28,64	17,13	0,5	0,065	0,355
P-value	0,005	0,014	0,034	0,00003	0,00001	0,00001	0,003	0,00001	0,046	0,031	0,391
McFaddena pseudo R kwadrat	0,369	0,199	0,441	0,748	1	1	0,751	0,577	0,791	0,828	0,847
Trafność Ogólna (%) (trafność jedynek)	94,4 (100)	85,3 (97)	78,4 (85)	54,2 (86,2)	100 (100)	100 (100)	94,2 (86,7)	87,5 (82,6)	96,5 (90)	96,8 (90)	98,1 (100)

Źródło: Opracowanie własne

Wyjaśnienia wymagają wyniki uzyskane dla opcji kupna z kursem realizacji 320 punktów. W przypadku 2 modeli trafność oszacowań wyniosła 100%. Jest to szczególny przypadek, gdzie zachowanie zmiennych było ściśle mono-

toniczne Kurs opcji oraz czas pozostający do realizacji dla zbioru obserwacji będącego podstawą szacowania modelu był malejący w analizowanym okresie podobnie jak zachowanie indeksu WIG20. Z tego powodu model idealnie wskazuje maksymalne oszacowanie prawdopodobieństwa realizacji opcji kupna w okresach, kiedy indeks WIG20 jest wyższy od ceny wykonania oraz minimalne, gdy indeks WIG20 jest niższy od ceny wykonania opcji kupna.

Na uwagę zasługuje model dla oceny prawdopodobieństwa realizacji opcji z kursem wykonania 370 punktów. Tylko w trzech okresach (02.11.2007; 10.12.2007; 12.12.2007) wartość indeksu WIG20 była wyższa od ceny realizacji opcji i na te trzy przypadki model bardzo dobrze zareagował wskazując prawdopodobieństwo realizacji odpowiednio 1,0; 0,86; 0,52. Klasyczny sposób klasyfikacji modelowanych stanów lub kategorii z wykorzystaniem dwumianowego modelu dla zmiennej jakościowej nakazuje przyjąć, że wystąpi pierwszy ze stanów (tu: realizacja opcji kupna), jeśli prawdopodobieństwo modelowe będzie wyższe od 0,5. W przypadku prób niezbilansowanych, tzn. takich, gdzie ilość jedynek istotnie różni się od ilości zer proponuje się, aby klasyfikację przeprowadzać z wykorzystaniem częstości empirycznych [1]. W przypadku 3 jedynek na 52 obserwacje należy przewidywać, że opcja kupna zostanie zrealizowana, gdy prawdopodobieństwo modelowe będzie większe już od 0,06. Dla omawianego przypadku wartość ta została zdecydowanie przekroczona.

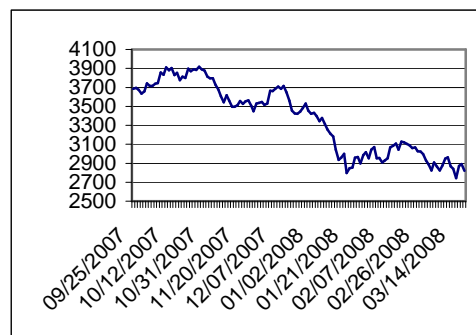
### **Prognozy prawdopodobieństwa realizacji opcji kupna**

Na podstawie uzyskanych modeli postawiono prognozy prawdopodobieństwa realizacji opcji kupna na WIG20 w kolejnych dniach giełdowych do dnia realizacji tzn. 20 marca 2008. Wszystkie modele dla serii z kursem realizacji od 300 do 370 punktów, w których zmienną objaśniającą był kurs opcji kupna lub czas pozostający do realizacji, wskazały w całym okresie prognozowania prawdopodobieństwo realizacji równe 0. Jedynie modele, gdzie zmienną objaśniającą był euribor wskazują na realizację opcji kupna ostatnich dniach notowań. W przypadku serii z kursem realizacji 330 prognozy prawdopodobieństwa na 3 ostatnie dni notowania opcji (17, 18 i 20 marca) wyniosły odpowiednio: 0,51; 0,53; 0,67). Z kolei dla serii z kursem wykonania 340 realizację opcji kupna sugerują prognozy na 4 ostatnie dni notowań (14, 17, 19, 20 marca) – prawdopodobieństwo odpowiednio równe: 0,3; 0,44; 0,49; 0,53. Przy prognozowaniu



uwzględniono niezbilansowanie próby. Modelowe prawdopodobieństwa porównywano z częstością empiryczną (podaną w tabeli 1).

Dla opcji kupna na WIG20 realizowanych w marcu 2008 roku szczególne znaczenie mają modele opisujące prawdopodobieństwo realizacji opcji kupna z najniższymi cenami wykonania, ponieważ w omawianym okresie indeks WIG20 charakteryzował się malejącym trendem, co przedstawiono na rys. 2.



Rys. 2. Indeks WIG20 w okresie od 25.09.2007 – 20.03.2008

Źródło: Na podstawie danych GPW w Warszawie.

Cena rozliczeniowa dla opcji realizowanych w marcu została ustalona na poziomie 2870. Z tego względu do analizy włączono modele dla serii z kursem wykonania 290 i 280 punktów, mimo, że w przypadku obu modeli próby są mocno niezbilansowane. Wyniki dotyczące prawdopodobieństw empirycznych i modelowych dla obu modeli podano w tabeli 2.

Mimo, iż prognozy podane w tabeli nie wskazują na realizację opcji z kursem wykonania 280, to należy zauważyć, że prawdopodobieństwo realizacji opcji w porównaniu z prognozami dla innych serii znacznie wzrosło. I taki wniosek może wykorzystać inwestor rozpatrując różne strategie inwestycyjne.

### Podsumowanie

Najlepsze wyniki uzyskano z dwumianowych modeli logitowych przy wykorzystaniu informacji na temat kursu opcji na rynku wtórnym.

Modele nie spełniają swojej roli w przypadku, gdy mamy do czynienia tylko z jedną możliwą sytuacją, tzn. na całym zbiorze obserwacji cena instrumentu bazowego jest poniżej lub powyżej ceny wykonania opcji. Dopracowania wymaga metoda określenia jakościowej zmiennej objaśnianej. Właściwa interpre-

tacja uzyskanych wyników wymaga kompleksowej analizy modeli dla wszystkich serii rozpatrywanej opcji z różnymi kursami wykonania.

Tabela 2. Prawdopodobieństwa empiryczne i modelowe dla opcji na WIG20

Dzień prognozy	Kurs wykonania 300		Kurs wykonania 290		Kurs wykonania 280	
	Prawd. empir.	Prawd. model.	Prawd. empir.	Prawd. model.	Prawd. empir.	Prawd. model.
03/03/2008	0	0	0	0,287	1	0,061
03/04/2008	0	0	0	0,17	1	0,007
03/05/2008	0	0,01	1	0,325	1	0,113
03/06/2008	0	0	0	0,199	1	0,018
03/07/2008	0	0	0	0,172	1	0,005
03/10/2008	0	0	0	0,253	1	0,061
03/11/2008	0	0,01	1	0,427	1	0,756
03/12/2008	0	0,01	1	0,359	1	0,744
03/13/2008	0	0	0	0,165	1	0,017
03/14/2008	0	0	0	0,136	1	0,005
03/17/2008	0	0	0	0,067	0	0,001
03/18/2008	0	0	0	0,096	1	0,005
03/19/2008	0	0	0	0,088	1	0,005
03/20/2008	0	0	0	0,052	1	0,001

Źródło: Obliczenia własne.

Dalszej pracy wymaga sposób wykorzystania informacji o czynnikach wpływających na cenę opcji kupna. W przeprowadzonych badaniach zastosowano transformację logitową funkcji liniowej. W ogólnym przypadku może to być funkcja linearyzowana.

## Literatura

1. Cramer J.S., *Predictive Performance of Binary Logit Model in Unbalanced Samples*, The Statistician, Journal of the Royal Statistical Society (Series D): The Statistician 48(1).
2. Fierla A., *Opcje na akcje*, Giełda Papierów Wartościowych, Warszawa 2004.
3. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa 2005
4. Jajuga K., *Modele z dyskretną zmienną objaśnianą*, w: St. Bartosiewicz (red. nauk.), *Estymacja modeli ekonometrycznych*, WE, Warszawa 1990

5. Stolorz B., Tarczyński W., *Ocena prawdopodobieństwa realizacji europejskiej opcji kupna akcji*, Rynek terminowy, nr 16/2002
6. Stolorz B., *Prawdopodobieństwo warunkowe realizacji europejskiej opcji kupna*, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek, ZN AE Wrocław 1133/2006

#### STRESZCZENIE

W artykule podjęto próbę oszacowania prawdopodobieństwa realizacji opcji kupna na podstawie dwumianowego modelu logitowego. Okazało się, że najlepsze własności ma model, w którym zmienną objaśniającą jest kurs opcji na rynku wtórnym. Prognozy postawione na podstawie modelu może wykorzystać inwestor rozpatrując różne strategie inwestycyjne.

#### AN ATTEMPT OF ESTIMATING THE PROBABILITY OF EXERCISE OF EUROPEAN CALL OPTION ON THE BASIS OF WIG20 INDEX

#### SUMMARY

In the article was made an attempt to estimate the probability of exercise of call option on the basis of binomial logit model. It turned out, that the best properties had the model, in which the explanatory variable was the rate of option on the secondary market. The forecasts made on the basis of the model can be used by an investor, who considers various investment strategies.

*Translated by M.M. Burzała*

*Dr Milda Maria Burzała*  
Akademii Ekonomicznej w Poznaniu  
m.burzala@ae.poznan.pl

ANNA CZAPKIEWICZ  
WOJCIECH MASŁOŃ

## WPŁYW WYBRANYCH RYNKOWYCH CZYNNIKÓW NA OCZEKIWANE STOPY ZWROTU

### Wstęp

Sharpe (1964) oraz Lintner (1965) wykazali, że gdy rynek jest w stanie równowagi, wartość oczekiwana stopy zwrotu portfela zależy liniowo od ryzyka rynkowego, czyli:

$$E_i = \gamma_0 + \beta_i \gamma_1 \quad i=1, \dots, N$$

gdzie  $E_i$  jest spodziewaną nadwyżkową stopą zwrotu portfela  $i$ , natomiast  $\gamma_0$  jest parametrem równowagi rynkowej. Nieznany parametr  $\gamma_1$  definiuje się jako premia za ryzyko rynkowe. Wielkość  $\beta_i$  jest współczynnikiem wrażliwości rynkowej dla portfela  $i$ .

Lata osiemdziesiąte oraz dziewięćdziesiąte obfitowały w prace, które starały się wyjaśnić brak istotności modelu CAPM na rynku amerykańskim. Podejmowano próby wykrycia anomalii skorelowanych ze stopami zwrotu akcji. Okazało się, że rynkowa „beta” nie jest jedynym czynnikiem wpływającym na wielkość przekrojowej stopy zwrotu. Głównie koncentrowano się na zbadaniu zależności wielkości związanych z fundamentami spółki takich jak: rozmiar spółki (MV), wskaźnik wartości księgowej do rynkowej (BV/MV), wskaźnik struktury kapitału (D/E), czy stosunek zysku do ceny (E/P). Pierwszą pracą, która kompleksowo zbadała współzależność wymienionych czynników, a poziomem stopy zwrotu możliwej do osiągnięcia na rynku była praca Famy i Frencha (1992). Ponadto zagadnieniom tym poświęcone są prace m.in. [Banz (1981), Chen, Chan (1991)], gdzie wykazano wpływ wielkości spółek na stopy zwrotu oraz [Stattman (1980), Rosenberg, Reid i Lanstein (1985)], w których

wykazano istotny wpływ stosunku wartości księgowej do rynkowej. Efekt E/P będący także anomalią został wykazany przez Basu (1977) na rynku amerykańskim.

Prezentowana praca jest kontynuacją prób weryfikacji rozważań w odniesieniu do warunków polskich. Poprzednie prace [Czekaj, Woś i Żarnowski (2001)] prezentują istotność strategii inwestycyjnych w oparciu o wymienione wielkości dla okresu od września 1995 roku do września 2000 roku. Zauważono efekt dużych spółek i niewrażliwość strategii budowanych w oparciu o wskaźnik MV/BV. Ponadto biorąc jako portfel rynkowy index WIG wykazano brak zależności między rynkową betą, a nadwyżkowymi stopami zwrotu.

Podobny zależności został potwierdzony w badaniach [Czapkiewicz i Masłóń (2008)] dla historycznych danych dla okresu od stycznia 2004 roku do grudnia 2006 roku.

Niniejsza praca ma na celu zbadanie zależności między przekrojowymi stopami zwrotu, a głównymi wielkościami fundamentalnymi spółek. Badanie stóp przekrojowych obejmuje okres od stycznia 2003 roku do grudnia 2007. Do wyznaczenia parametrów  $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$  zastosowano podejście Fama-MacBetha, które przystosowano do realiów polskiego rynku. W tym celu do wyznaczenia parametru beta użytego do formułowania portfeli skorzystano z wcześniejszych danych od roku 2000. W przypadku gdy zmienną niezależną był estymowany z próby parametr  $\hat{\beta}_i$  – współczynnik agresywności dla  $i$ -tego portfela, dla celów testowania istotności parametrów zastosowano poprawkę Shankena(1992).

### Opis badania

Dane fundamentalne będące przedmiotem niniejszej pracy są zaczerpnięte z historycznych publikacji giełdowych – Ceduły WGPW. Baza danych z miesięcznymi stopami zwrotu została wykonana na podstawie danych notowań również z GPW. Stopy zwrotu zawierają istotne korekty o wartość splitu, prawa poboru oraz dywidendy. Ze względu na zawartość wymienionego źródła danych badaniu podlegają wyłącznie rozmiar spółki (kapitalizacja, MV), iloraz wartości księgowej do rynkowej BV/MV oraz iloraz wartości zysku netto do wartości rynkowej spółki E/P. Ze względu na duży zakres wartości dla publikowanych wskaźników przyjmujemy logarytmy wskazanych wartości, stąd też konieczność posiadania nieujemnych wartości BV/MV. Badanie rozkładów

zlogarytmowanych przyjętych wskaźników testem zgodności chi-kwadrat wykazały możliwość założenia normalności rozkładu (czyli lognormalności rozkładu wskaźników). Dana spółka jest zakwalifikowana do badań jeśli spełnia kilka istotnych warunków: dostępność danych w oknie estymacji dla regresji liniowej modelu CAPM, posiada dane fundamentalne w okresie poprzedzającym t-1 oraz  $BV/MV > 0$ .

W badaniu posłużono się portfelami – formowane jako decyle określonych wielkości. Parametry portfeli  $\beta_i$  są liczone w oparciu o roczne – 2 część pracy lub trzyletnie okno estymacji – regresje przekrojowe. Rozmiar oraz iloraz wartości księgowej do rynkowej spółki są zlogarytmowane –  $\ln(MV)$  oraz  $\ln(BV/MV)$ . Parametr zysku do ceny reprezentują dwie zmienne  $E(+)/P$  oraz  $E/P$  dummy. W przypadku braku zysku (występowanie straty)  $E(+)/P$  przyjmuje wartość 0, natomiast  $E/P$  dummy przyjmuje wartość 1. Wymienione wskaźniki liczone są na koniec miesiąca t w badanym okresie. Stopa zwrotu z portfela  $R_p$  jest równoważoną stopą zwrotu na okres t+1.

### Własności portfeli grupowanych ze względu na różne wskaźniki

#### *Grupowanie portfeli ze względu na wskaźnik beta*

W pierwszym kroku dla każdego waloru  $k$  jest obliczany estymator  $\hat{\beta}_k$  z modelu regresji:

$$R^k - r_f = \beta_k (R^m - r_f) + \varepsilon_k,$$

gdzie wielkość  $r_f$  jest stopą procentową wolną od ryzyka<sup>1</sup>, natomiast  $\varepsilon_k$  jest zmienną losową o rozkładzie normalnym. Zasada grupowania w tym podejściu polega na wykonaniu regresji czasowych i oszacowaniu parametrów  $\beta_k$  („beta”) dla każdego aktywa  $k$  a następnie uszeregowaniu aktywów względem „beta” i formowaniu  $n$  portfeli.

Tabele 1. i 2. ukazują pogrupowanie akcji w portfele w oparciu o parametr  $\beta$  liczony dla CAPM w oparciu o dwie postacie portfeli rynkowych: równoważonego EW oraz ważonego kapitalizacją VW – Indeks WIG.

Analizując zestawienia wyników Tabeli 1 zakres występowania nadwyżek stóp zwrotu jest określony od wartości 2,64% do 5,89%. Nie występuje współzależność liniowa między  $\beta_{VW}$ , a średnimi nadwyżkowymi stopami zwrotu.

<sup>1</sup> Jako walor pozbawiony ryzyka przyjęliśmy rentowność miesięczną 52-tygodniowych bonów skarbowych

Można zauważyć zjawisko występowania wysokich nadwyżek dla wysokich wartości beta – pierwszy portfel, oraz dla portfela o ujemnej wartości beta (przeciw-rynkowej). Obliczona  $\beta_{EW}$  dla indeksu równoważonego osiąga wysoką wartość 2,01 – wyższa w porównaniu dla portfela pierwszego. Oba portfele osiągają przeciętnie ponad 5,5%. Rozmiary tych portfeli są najmniejsze z wskazanych. Można zatem sądzić, że powodem występowania ujemnej wartości beta są małe spółki, które w portfelu EW mają większy udział niż w portfelu VW. Zwiększenie próby przy estymacji bety tłumi efekt występowania portfela przeciw-rynkowego. Aczkolwiek wyraźnie przypisane są wyższe stopy zwrotu portfelom o najniższej wartości bety.

Tabela 1. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na  $\beta_{VW}$ .

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	5,89	5,08	3,51	3,48	4,07	3,93	3,50	2,89	2,64	5,54
$\beta_{VW}$	2,93	1,72	1,34	1,09	0,89	0,70	0,50	0,29	0,04	-0,70
$\beta_{EW}$	1,92	1,23	1,07	0,96	0,72	0,61	0,45	0,44	0,17	2,01
$\ln(MV)$	4,41	4,98	5,38	5,58	5,50	5,56	5,43	5,25	5,20	4,61
$\ln(BV/MV)$	-0,73	-0,62	-0,59	-0,63	-0,58	-0,55	-0,62	-0,59	-0,55	-0,62
E/P dummy	0,38	0,26	0,23	0,20	0,19	0,15	0,22	0,24	0,21	0,28
E(+)/P	0,08	0,06	0,06	0,05	0,06	0,06	0,05	0,06	0,07	0,09

Źródło: opracowanie własne

Tabela 2. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na  $\beta_{EW}$ 

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	6,02	5,03	4,11	3,78	3,44	3,88	3,19	2,66	4,64	3,94
$\beta_{VW}$	2,44	1,53	1,21	1,06	0,85	0,76	0,57	0,42	0,25	-0,29
$\beta_{EW}$	2,07	1,46	1,15	0,94	0,76	0,59	0,42	0,24	0,00	-1,71
$\ln(MV)$	4,21	4,54	4,80	5,06	5,33	5,70	5,74	5,63	5,70	5,22
$\ln(BV/MV)$	-0,78	-0,66	-0,55	-0,52	-0,64	-0,62	-0,56	-0,59	-0,55	-0,61
E/P dummy	0,38	0,31	0,28	0,21	0,22	0,18	0,16	0,19	0,19	0,24
E(+)/P	0,08	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06	0,08

Źródło: opracowanie własne

Na uwagę zasługuje zachowanie jakie obserwujemy w przypadku wyznaczenia  $\beta_{EW}$  z udziałem portfela równoważonego w roli portfela rynkowego (Tabela 2). Zakres wartości przeciętnych nadwyżek stóp zwrotu jest większy – od 2,66% do 6,02%. Zauważyć można dodatnią korelację bety z E/P dummy co sugeruje, iż z większym ryzykiem związane są portfele zawierające spółki o

niepewnych perspektywach zysku. Także wydaje się silna ujemna korelacja z rozmiarem spółki dostarczając dodatkowych wskazówek o źródle niepewności jakim są małe spółki. Wyjątkiem od zauważonych reguł stanowią ostatnie trzy portfele o najmniejszych wartościach  $\beta_{EW}$ . Regułą portfeli zanieczyszczają spółki małe, przeciw-rynkowe oraz o niepewnych perspektywach zysku. Wskazują na to malejąca kapitalizacja, rosnące E/P dummy oraz niska wartość  $\beta_{EW}$ .

### **Grupowanie portfeli ze względu na kapitalizację**

Za rozmiar spółki bierzemy logarytm naturalny wartości rynkowej spółki z dnia formowania portfela. Tabela 3 przedstawia portfele formowane w oparciu o rozmiar spółki. Analizując zestawienia zauważamy zakres zmienności średnich wartości nadwyżek od 1,63 do 9,31%. Rozmiar portfeli jest stabilny dla obu paneli i kształtuje się na tym samym poziomie zawierając się w przedziale 8,91- 2,32. Zauważalny jest brak jakiegokolwiek zależności między średnimi nadwyżkami, a przeciętnymi wartościami  $\beta_{VW}$ ,  $\beta_{EW}$ . Portfele o najniższych rozmiarach posiadają  $\beta_{EW}$  zawierającą się między 0,79-1,27. Natomiast portfele o największych rozmiarach –  $\beta_{EW}$  zawiera się dla nich: 0,58-0,74. Zauważalna jest wysoka korelacja między wartością nadwyżek, a przeciętnym rozmiarem portfela. Łatwo wskazać, że małe spółki są źródłem wysokich stóp zwrotu niezależnie od długości okna estymacji.

Tabela 3. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na rozmiar spółki.

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	1,63	2,54	3,06	2,39	3,84	3,61	4,29	4,88	5,13	9,31
$\beta_{VW}$	0,95	0,85	0,73	0,66	0,68	0,84	0,98	1,02	1,02	1,12
$\beta_{EW}$	0,63	0,85	0,78	0,58	0,82	0,88	1,14	1,25	0,95	1,27
$\ln(MV)$	8,92	7,16	6,34	5,69	5,22	4,75	4,26	3,81	3,30	2,40
$\ln(BV/MV)$	-0,90	-1,00	-0,80	-0,76	-0,63	-0,52	-0,48	-0,42	-0,29	-0,25
E/P dummy	0,06	0,09	0,12	0,14	0,20	0,22	0,25	0,32	0,42	0,55
E(+)/P	0,06	0,04	0,06	0,06	0,06	0,08	0,08	0,07	0,07	0,07

Źródło: opracowanie własne

Rozmiar portfela znajduje także przełożenie na pozostałe wskaźniki fundamentalne. Korelacja występuje także między średnią stopą zwrotu, a przeciętną wartością wskaźnika  $\ln(BV/MV)$ . Podobne zachowanie występuje dla wskaźników E/P dummy i E(+)/P. Zgodnie z poprzednimi pracami w literaturze



przedmiotu wydaje się występować efekt małych spółek. Można stwierdzić, iż spółki o potencjale wzrostu (niskie  $\ln(BV/MV)$ ) to spółki duże, charakterze defensywnym w sensie ryzyka rynkowego oraz niskiej stopie zwrotu. Spółki o wysokim potencjale wartości to spółki małe, agresywne – o wyższym ryzyku rynkowym.

Ryzyko jest uzasadnione brakiem stabilności osiągnięcia zysków, przeciętnie ok. połowa spółek w dziesiątym portfelu odniosła stratę – wskaźnik E/P dummy wynosi ok. 0,55. Stąd też rekompensata za ponoszone ryzyko – przeciętna stopa zwrotu w granicach 9%.

**Grupowanie według wskaźnika ilorazu wartości księgowej do rynkowej spółki –  $\ln(BV/MV)$**

W tabeli 4. pokazano parametry portfeli pogrupowanych ze względu na stosunek wartości księgowej do rynkowej. Zakres występowania przeciętnej nadwyżki dla prezentowanych decyli zawiera się od 2,09-5,47%.

Występuje widoczna zależność między rozmiarem spółki, a wskaźnikami rynkowymi  $BV/MV$  i E/P. Według panelu A największą przeciętną nadwyżką 5,47% odznacza się portfel zawierający spółki o wysokim potencjale wartości  $\ln(BV/MV) = 0,62$ , o słabych perspektywach rynkowych  $E(+)/P = 0,09$  oraz E/P dummy = 0,42). Portfel ten charakteryzują się najmniejszą kapitalizacją.

Tabela 4. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na  $\ln(BV/MV)$ .

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	5,47	4,53	5,42	3,40	3,76	4,25	2,09	3,97	3,06	4,88
$\beta_{VW}$	0,91	0,86	0,88	0,89	0,79	0,77	0,81	0,87	1,00	1,06
$\beta_{EW}$	0,93	0,87	0,71	0,84	0,98	0,92	0,68	0,85	1,15	2,43
$\ln(MV)$	3,83	4,33	4,54	5,00	5,39	5,54	5,71	5,95	5,97	5,67
$\ln(BV/MV)$	0,62	0,19	-0,07	-0,29	-0,48	-0,66	-0,86	-1,08	-1,36	-2,11
E/P dummy	0,42	0,35	0,27	0,22	0,20	0,20	0,16	0,15	0,13	0,26
$E(+)/P$	0,09	0,07	0,07	0,08	0,07	0,06	0,06	0,06	0,05	0,04

Źródło: opracowanie własne

Na uwagę zasługuje także dziesiąty portfel, który jest o wysokim potencjale wzrostu przy jednoczesnym wskaźniku  $\ln(BV/MV) = -2,11$ . Cechuje się najwyższym ryzykiem rynkowym spośród prezentowanych. W przeciwieństwie do poprzednich tabel wskazany portfel jest o stosunkowo wysokiej kapitalizacji.

Istotnym i pomocnym wydaje się interpretacja wskaźnika E/P dummy oraz E(+)/P. Portfel ten składa się głównie ze spółek przewartościowanych – najniższa wartość zysku do ceny 0,04. Przeciętnie 26% udziału w portfelu to spółki o wykazanej stracie w minionym roku kalendarzowym. Jednak formowanie portfeli w ten sposób nie ma przełożenia na dywersyfikację przeciętnej wartości osiąganych stóp zwrotu.

#### **Formowanie według wskaźnika zysku netto do wartości rynkowej spółki (E/P)**

Główne charakterystyki dla portfeli formowanych w oparciu o wartość E/P przedstawia tabela 5. Podobnie jak przy formowaniu portfeli według BV/MV brak jest wrażliwości wobec ryzyka rynkowego. Mimo zróżnicowania stóp zwrotu 2,7-5,21 również występuje brak zależności liniowej wobec parametru E/P. Przykuć uwagę mogą portfele 9. oraz 10. o osiągniętej przeciętnej stracie w ostatnim roku kalendarzowym (czyli braku możliwości wyznaczenia E/P). Charakteryzują się najwyższą nadwyżką: 5,21%. Są to zarazem portfele o najniższej kapitalizacji i o wysokim ryzyku rynkowym spośród prezentowanych. Dostrzegalny wydają się być wpływ rozmiaru spółki na wysokość stopy zwrotu pomimo zaburzeń związanych z wskaźnikiem formowania portfeli E/P.

Tabela 5. Średnie wartości parametrów portfeli sortowanych ze względu na E(+)/P.

nr portfela	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$R_p - r_f$	4,79	4,96	3,72	3,72	3,01	2,70	4,65	3,54	5,21	4,45
$\beta_{vw}$	0,84	0,87	0,73	0,85	0,80	0,83	0,93	0,97	0,94	1,08
$\beta_{EW}$	0,87	0,58	0,77	0,89	0,67	0,77	1,05	0,98	0,96	1,81
$\ln(MV)$	4,74	5,26	5,58	5,87	6,11	5,82	5,21	4,74	4,30	4,27
$\ln(BV/MV)$	-0,29	-0,46	-0,61	-0,73	-0,83	-0,72	-0,58	-0,52	-0,11	-1,24
E/P dummy	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,20	0,30	0,85	1,00
E(+)/P	0,30	0,10	0,07	0,06	0,05	0,03	0,02	0,01	0,00	0,00

Źródło: opracowanie własne.

## **Regresje przekrojowe – testy modeli jednowymiarowych**

### **Metoda Fama-MacBetha**

Proces estymacji metodą Fama-MacBetha (FM) jest dwuetapowy. Dla potrzeb testowania modelu CAPM akcje grupuje się w portfele. Zasada grupowania polega na wykonaniu regresji czasowych i oszacowaniu parametrów  $\beta_k$  dla każdego aktywa  $k$  na podstawie modelu:

$$R_{kt} - r_{ft} = \alpha_k + \beta_k (R_t^m - r_{ft}) + \varepsilon_{kt} \quad t = 1, \dots, T_0 \quad k = 1, \dots, N \quad (1)$$

następnie uszeregowaniu aktyw względem beta i sformułowaniu  $n$  portfeli.

Dla pogrupowanych akcji w portfele estymowane są parametry regresji przekrojowej:

$$R_{it} - r_{ft} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \hat{\beta}_{it} + \eta_{it}, \quad i = 1, \dots, n,$$

gdzie  $R_{it} - r_{ft}$ , wzięty jako  $E_{it}$ , jest rzeczywistą nadwyżkową stopą zwrotu dla danego portfela z okresu, na który stawiana jest prognoza,  $\hat{\beta}_{it}$  jest średnią arytmetyczną parametrów  $\hat{\beta}_k$  obliczane z zależności liniowej (1), gdy  $t = t_0, \dots, T_0 + t_0$ . Zakładamy, że  $\eta_{it}$  jest zmienną losową o rozkładzie normalnym. Przesuwając horyzont czasowy o jeden okres rozumowanie jest powtarzane. W ten sposób otrzymuje się ciąg estymatorów parametrów  $\hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{0t}$ . Ostatecznie, jako estymatory parametrów  $\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1$  są brane średnie z próby wygenerowanych parametrów,  $\hat{\gamma}_{1t}, \hat{\gamma}_{0t}$ . Testowanie istotności tych parametrów przebiega jak w przypadku braku zaburzenia na zmiennej niezależnej. Analogicznie prowadzone są metody estymacji w przypadku, gdy zmiennymi niezależnymi są zmienne fundamentalne brane odpowiednio do analizy.

Należy zauważyć, że przy testowaniu parametrów regresji przekrojowej dla modelu CAPM, zmienna niezależna, która jest estymatorem beta z kroku pierwszego jest obciążona błędem estymacji. Zaproponowana korekta błędu przez Shankena (1992) uwzględnia błąd estymatora  $\hat{\beta}_i$ . Z faktów tych wynikają wzory na asymptotyczne oszacowanie (względem  $T$ ) nieznanymi wariancjami parametrów  $\gamma_0, \gamma_1$ :

$$\begin{aligned} \text{Var}(\gamma_0) &\sim (1 + c) \text{Var}(\hat{\gamma}_0) \\ \text{Var}(\gamma_1) &\sim (1 + c) [\text{Var}(\hat{\gamma}_1) - \text{Var}(\bar{R}^m)] + \text{Var}(\bar{R}^m) \end{aligned}$$

gdzie

$$\hat{c} = \frac{\hat{\gamma}_1^2}{\text{Var}(R^m)} \quad \text{a} \quad \bar{R}^m = \frac{1}{T} \sum_{t=t_0}^T R_t^m.$$

### **Badanie empiryczne**

Testy wykonane metodą Famy-MacBetha prezentuje Tabela 6. Prezentowane są wartości parametrów regresji przekrojowych oraz statystyki t-Studenta (FM t-Stud). Zastosowano korektę Shankena (Sh t-Stud) w regresjach, gdzie zmienną niezależną była beta rynkowa. Dla przyjętego poziomu istotności 0,10 statystyka t-Studenta wynosi 1,6716. Dla formowania portfeli w oparciu o

wskaźnik beta dla obu okien istotny jest wyłącznie rozmiar spółki - moduły statystyk FM mieszczą się w zakresie 1,72-2,74.

Tabela 6. Regresje przekrojowe dla formowania jednowymiarowego.

Okno estymacji: 1 rok						
Formowanie - $\beta_{VW}$						
X	$\gamma_0$	FM t-Stud	SH t-Stud	$\gamma_1$	FM t-Stud	SH t-Stud
$\beta_{VW}$	3,7593	3,4706	3,4607	0,4416	0,9067	0,9104
$\beta_{EW}$	4,0692	3,6958	3,6957	0,0575	0,1144	0,1144
ln(MV)	9,4472	2,4692	---	-1,0524	-1,7202	---
ln(BV/MV)	2,5403	1,8626	---	-1,3335	-0,8283	---
E(+)/P	2,4086	2,6420	---	28,1457	1,8347	---
Formowanie - $\beta_{EW}$						
$\beta_{VW}$	3,4535	3,5946	3,5503	0,9250	1,4683	1,4763
$\beta_{EW}$	3,8390	3,9115	3,9084	0,3157	0,7728	0,7761
ln(MV)	12,5719	3,1608	---	-1,6076	-2,7401	---
ln(BV/MV)	2,5625	2,0458	---	-1,3157	-0,7834	---
E(+)/P	4,1632	3,7068	---	-3,0765	-0,2758	---
Formowanie - ln(MV)						
$\beta_{VW}$	1,3257	0,9313	0,8136	3,2489	2,5424	2,3184
$\beta_{EW}$	2,7700	2,9688	2,9172	1,4847	2,5586	2,6580
ln(MV)	8,7309	4,0046	---	-0,9314	-3,6295	---
ln(BV/MV)	6,5876	3,5444	---	4,5266	3,4833	---
E(+)/P	3,9936	2,8352	---	-2,6255	-0,1517	---
Formowanie - ln(BV/MV)						
$\beta_{VW}$	2,4447	1,9123	1,7506	2,5643	1,8086	1,6948
$\beta_{EW}$	4,5521	4,2433	4,2385	-0,3760	-1,4928	-1,5196
ln(MV)	8,4170	3,5791	---	-0,8821	-2,7159	---
ln(BV/MV)	4,0188	3,9370	---	0,4538	0,9843	---
E(+)/P	6,0188	4,0130	---	-39,1339	-2,4675	---

Źródło: opracowanie własne.

Istotność dla krótszego okna przy  $\beta_{VW}$  potwierdza wskaźnik E/P - wartość t-Studenta wynosi 1,83. W przypadku formowania portfeli w oparciu o kapitalizację wysoką istotność przyjmują wszystkie wskaźniki poza E/P, dla okna jednorocznego. W oknie trzyletnim istotność potwierdzają jedynie rozmiar oraz ln(BV/MV).

Tabela 6 (cd). Regresje przekrojowe dla formowania jednowymiarowego.

Okno estymacji: 3 lata						
Formowanie - $\beta_{VW}$						
X	$\gamma_0$	FM t-Stud	SH t-Stud	$\gamma_i$	FM t-Stud	SH t-Stud
$\beta_{VW}$	4,3266	3,7333	3,7326	-0,1160	-0,1464	-0,1464
$\beta_{EW}$	4,1969	3,2104	3,2104	0,0289	0,0257	0,0257
ln(MV)	14,6482	2,3289	---	-2,0453	-1,7939	---
ln(BV/MV)	5,1373	3,2162	---	2,7880	1,3038	---
E(+)/P	2,8176	1,2771	---	31,7924	0,7077	---
Formowanie - $\beta_{EW}$						
$\beta_{VW}$	4,0916	3,7321	3,7298	0,2057	0,2194	0,2194
$\beta_{EW}$	4,2554	3,6758	3,6757	0,0625	0,0647	0,0647
ln(MV)	9,5026	2,8607	---	-1,0298	-2,2365	---
ln(BV/MV)	5,2073	3,5467	---	2,1094	1,2555	---
E(+)/P	4,5964	3,7101	---	-5,2715	-0,4622	---
Formowanie - ln(MV)						
$\beta_{VW}$	3,4453	2,4128	2,3994	0,6172	0,3769	0,3752
$\beta_{EW}$	4,2670	2,9219	2,9207	0,2281	0,2802	0,2803
ln(MV)	8,9198	4,2138	---	-0,9249	-4,0069	---
ln(BV/MV)	8,1231	4,0658	---	6,2466	3,8117	---
E(+)/P	3,0403	2,1031	---	18,1043	0,7131	---
Formowanie - ln(BV/MV)						
$\beta_{VW}$	5,7555	2,5673	2,4382	-1,9228	-0,7735	-0,7380
$\beta_{EW}$	4,0815	3,6502	3,6473	0,3135	0,5190	0,5198
ln(MV)	9,3911	3,6167	---	-1,0255	-2,6735	---
ln(BV/MV)	4,1989	4,0326	---	0,6037	1,4140	---
E(+)/P	7,4110	2,9590	---	-65,9884	-1,6240	---

Źródło: opracowanie własne.

Należy zauważyć, że ukazuje się model rynkowy gdzie portfelem rynkowym jest WIG. Korygowana statystyka przy premii rynkowej wynosi 2,31, zarazem wyraz wolny wydaje się być nieistotny (Sh t-Stud = 0,81). Natomiast, przy formowaniu portfeli w oparciu o logarytm naturalny BV/MV istotność potwierdzają  $\beta_{VW}$ , rozmiar oraz E/P dla okna rocznego. Na podstawie tabeli można stwierdzić dominującą rolę kapitalizacji, która występuje nie tylko w

$\ln(BV/MV)$ , ale także odgrywa istotną rolę w indeksie WIG (stąd istotność  $\beta_{vw}$ ).

### Podsumowanie

Przeprowadzone badania wydają się potwierdzać zmianę trendu wymianianego w literaturze przedmiotu efektu kapitalizacji. Z efektu małych spółek do efektu dużych [Dimson, Marsh (1999)]. Wyniki przeprowadzonych regresji przekrojowych dla portfeli formowanych w oparciu o kapitalizację potwierdzają silną zależność wobec stóp zwrotu. Portfele formowane w ten sposób silnie polaryzują pozostałe wskaźniki. Istotnym wydaje się być stosunek BV/MV niezależnie od przyjętego okna estymacji. Powodem jaki wpływa na wyniki jest zawarta we wskaźniku kapitalizacja. Jednak nie jest odporny na każde formowanie portfeli jak w przypadku kapitalizacji. Ponadto tylko dla kapitalizacji udało się uzyskać największy rozstęp przekrojowych stóp zwrotu. Ryzyko rynkowe wydają się odgrywać rolę tylko w rocznym oknie estymacji. Prawdopodobnie związane jest to z dynamicznym rozwojem giełdy, gdzie duża liczba debiutów znajduje wyraz we wrażliwości na ryzyko rynkowe.

Przeprowadzone testy nie dają wyczerpującej odpowiedzi o ukrytych czynnikach ryzyka pozwalających wyjaśnić przekrojowe stopy zwrotu poza wskazaną kapitalizacją. Efekt małych spółek jaki w pracy wykazano nie jest jedyną anomalią negującą silną postać efektywności rynku. Istotność wyrazów wolnych pozostawia miejsce dla innych nieznanymi czynników ryzyka wyjaśniających Polską giełdę.

### Literatura

1. Banz R., *The Relationship Between Market Value and Return of Common Stocks*, Journal of Financial Economics, 1981
2. Basu S., *Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis*, Journal of Finance 23 1977, 663-682
3. Black F., Jensen M., Scholes M., *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests* Journal of Political Economy (Michael C. Jensen, ed., Praeger Publishers Inc., 1972.) 79-121
4. Chan K.C , Chen N.F., *Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms*, The Journal of Finance, 1991, Vol. 46, 1467-1484

5. Czapkiewicz A. Masłoń W., *Budowanie optymalnego portfela na podstawie modelu Sharpe'a przy różnych charakterystykach portfela rynkowego*, Buczek S., Fierla A. [red.] Rynek Kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować, pod redakcją Buczek S. i Fierla A., Oficyna Wydawnicza SGH 2008, 53-63.
6. Czekał J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce. Z perspektywy dziesięciolecia*, Czekał J. [red] Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2001, 112-131
7. Dimson E., Marsh P., *Murphy's Law and Market Anomalies*, Journal of Portfolio Management 53-69.
8. Elton E.J., Gruber M.J., *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*. WIG Press, Warszawa, 1998.
9. Fama, E.F., French K.R., *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, The Journal of Finance, 1992, 47, 427-465.
10. Fama E., MacBeth J., *Risk, return, and equilibrium: Empirical tests*, Journal of Political Economy, 81, 1973, 607-636.
11. Fisher L., *Some new stock-market indexes*, Journal of Business, 39, 1966, 191-225.
12. Shanken J., *On the Estimation of Beta-Pricing Models*, The Review of Financial Studies, 5, 1992, 1-33.
13. Sharpe W. F., *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, Journal of Finance, 19, 1964, 425-442
14. Sharpe W. F., *Portfolio theory and capital markets*, McGRAW-HILL, New York, 1970.
15. Stattman D., *Book values and stock returns The Chicago MBA: Journal of Selected Papers* 4, 25-45

### STRESZCZENIE

Modele wyceny dóbr kapitałowych stosowanych w praktyce posiadają wiele wad co uniemożliwia skuteczność wyceny. Przyjmuje się a priori standardową postać modelu CAPM, która w praktyce nie ma potwierdzenia. Niniejsza praca ma na celu zbadanie zależności między przekrojowymi stopami zwrotu, a głównymi wielkościami fundamentalnymi spółek. Stosując model regresji przekrojowej do wyznaczenia jej nieznanych parametrów zastosowano podejście Fama-MacBetha, które przystosowano do realiów polskiego rynku. W przypadku gdy zmienną niezależną był estymowany z próby parametr  $\hat{\beta}_i$ -współczynnik agresywności dla  $i$ -tego portfela, dla celów testowania istotności parametrów zastosowano poprawkę Shankena(1992). Jako portfel rynkowy

przyjęto dwa indeksy: ważony portfel WIG oraz portfel zrównoważony, tzw. Indeks Fishera.

Niniejsza praca wskazuje główne przyczyny braku istotności modelu na polskim rynku. Zawarte są testy modeli jednowymiarowych dla różnych sposobów formowania portfeli. Ujęta jest także czułość rynku na wielkość spółki, stosunek wartości księgowej do rynkowej oraz wartości zysku do ceny. Badania potwierdzają silny wpływ kapitalizacji będącej podstawową wielkością braną pod uwagę we współczesnych modelach wyceny na świecie.

Badanie obejmuje okres od stycznia 2003 roku do grudnia 2007.

## **THE INFLUENCE OF SOME MARKET FACTORS ON THE EXPECTED STOCK RETURNS**

### **SUMMARY**

In this paper the cross regression section model was searched. The market portfolios based on Warsaw Stock Exchange “WIG” index and Fisher Index were discussed. The estimation of parameters in the beta-pricing model were constructed. The Fama-MacBeth approach and Shanken’s procedure were taken for the market risk premium estimation. Two easily measured variables, size and book-to-market equity were also considered as the independent variables in the cross-regression section. Furthermore, the influence of an earning-price ratio on the expected stock returns was discussed.

The analysis includes the period from January 2003 to December 2007 year.

*Translated by A. Czapkiewicz*

*Dr Anna Czapkiewicz*  
Akademia Górniczo-Hutnicza  
gzrembie@cyf-kr.edu.pl

*Wojciech Mastoń*  
Akademia Górniczo-Hutnicza



TERESA TATIANA CZERWIŃSKA

## **ALOKACJA PORTFELA INWESTYCJI ZAKŁADÓW UBEZPIECZEŃ NA ŻYCIE – DIAGNOZA I ANALIZA ZRÓŻNICOWANIA**

### **WPROWADZENIE**

Decyzje dotyczące wyboru rodzajów aktywów i określenia proporcji portfela zgodnie z celami polityki inwestycyjnej należą do kluczowych elementów całego procesu inwestycyjnego [por. 3, s. 119; 5, s. 40-48; 11, s. 26-33]. Alokacja aktywów utożsamiana jest z podziałem zasobów kapitałowych inwestora między poszczególne kategorie aktywów inwestycyjnych dostępnych na rynku [por. 8, s. 34; 17, s. 66]. Można, zatem stwierdzić, że alokacja aktywów zakładu ubezpieczeń jest przełożeniem celów jego polityki inwestycyjnej na strukturę portfela inwestycji. Decyzje w zakresie alokacji portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń powinny uwzględniać: regulacje prawne, cele, preferencje oraz potrzeby zakładu w zakresie zachowania płynności, zasady zarządzania portfelem i ryzykiem inwestycji finansowych<sup>1</sup>.

Celem opracowania jest rozpoznanie oraz analiza zróżnicowania modeli alokacji portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń na życie prowadzących działalność w Polsce.

### **PROCES ALOKACJI PORTFELA INWESTYCJI**

Alokacja portfela inwestycji zakładu ubezpieczeń wymaga podjęcia szeregu decyzji, które mają charakter iteracyjny. Dokonanie alokacji zgodnie z założonymi w polityce inwestycyjnej celami wymaga przede wszystkim: po pierw-

---

<sup>1</sup> Uwarunkowania prawne inwestycji zakładów ubezpieczeń są szeroko opisywane w: [6, s.102-111; 14, s.168-170; 17, s. 135-143].

sze – zdefiniowanie zbioru możliwości inwestycyjnych, które będą brane pod uwagę, ze względu na cele określone w polityce inwestycyjnej oraz ograniczenia prawne w zakresie inwestowania środków zakładów ubezpieczeń<sup>2</sup>. Po drugie zaś, oceny atrakcyjności inwestycyjnej poszczególnych klas dostępnych aktywów inwestycyjnych w kontekście podstawowych celów polityki inwestycyjnej zakładu ubezpieczeń na życie<sup>3</sup>, biorąc pod uwagę: czynniki kwantyfikowalne, tj.: stopa zwrotu, ryzyko, cena, termin zapadalności oraz czynników trudno- lub niekwantyfikowalnych, np.: wiarygodność emitenta, płynność, regulacje podatkowe. Po trzecie – ustalenie proporcji docelowej struktury portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń w postaci systemu wag dla każdej klasy aktywów wchodzących w skład portfela. Podstawowe znaczenie dla wyznaczania wariantów alokacji środków zakładu ubezpieczeń ma określenie generalnych proporcji portfela: instrumenty własnościowe i instrumenty dłużne<sup>4</sup>. Instrumenty te różnią się charakterem zależności finansowych między inwestorem a emitentem, co w konsekwencji wpływa na ryzyko portfela inwestycji. Następnie dokonywany jest podział kategorii na podklasy, np. w przypadku akcji podział ze względu na kryterium: geograficzne, sektorowe, wielkości spółki. Najbardziej pożądana, w przypadku akcji, jest dwutorowa dywersyfikacja kierunków alokacji: ze względu na wielkość spółki (wysoka/ niska kapitalizacja)<sup>5</sup> oraz rynku - krajowy/ zagraniczny. Dywersyfikacja międzynarodowa pozwala na stabilizację dochodów z portfela inwestycji krajowych w przypadku niskiej

<sup>2</sup> Decyzje lokacyjne dotyczące środków stanowiących pokrycie rezerw techniczno- ubezpieczeniowych zakładu ubezpieczeń na życie mogą być podejmowane wyłącznie w zakresie obowiązujących regulacji prawnych. Natomiast, ograniczeniom tym nie podlegają środki gromadzone w funduszach kapitałowych gdzie ryzyko inwestycyjne ponosi ubezpieczający [19].

<sup>3</sup> Cele podstawowe polityki inwestycyjnej zakładów ubezpieczeń zostały zdefiniowane w *Ustawie o działalności ubezpieczeniowej* jako: osiągnięcie najwyższego stopnia bezpieczeństwa i rentowności przy jednoczesnym zachowaniu płynności środków [19, art. 153].

<sup>4</sup> U podłoża takiego podejścia do tworzenia portfela leży twierdzenie o separacji J. Tobin'a, zgodnie z którym skład portfela ryzykownych instrumentów jest niezależny od awersji inwestora do ryzyka (będzie to zawsze tzw. portfel rynkowy). Natomiast, relacja instrumentów finansowych wolnych od ryzyka do instrumentów obarczonych ryzykiem w portfelu będzie zdeterminowana indywidualnym poziomem awersji inwestora do ryzyka [zob. szerzej: 16, s.396; 12, s.33-38].

<sup>5</sup> Podstawą różnicowania akcji ze względu na wielkość kapitalizacji spółki są badania empiryczne, potwierdzające istnienie związków między wielkością spółki a stopą zwrotu z jej akcji [zob.: 2, s.875-883; 13, s.34-42]. Z badań wynika, że inwestując w akcje spółek o niskiej kapitalizacji można osiągać wyższe stopy zwrotu niż w przypadku inwestycji w akcje spółek mających wysoką kapitalizację.

korelacji cen aktywów krajowych i zagranicznych<sup>6</sup>. Pozostałe kategorie instrumentów finansowych i aktywów rzeczowych pełnią raczej funkcję uzupełniającą. Odpowiednio dobrany portfel obligacji ma zagwarantować bezpieczeństwo powierzonych środków, portfel akcji – dochód, natomiast, rolą pozostałych instrumentów jest alternatywnie: uzupełnienie dochodu z akcji lub redukcja ryzyka związanego z portfelem akcji [18, s.319-364].

Kierując się aplikacyjnością, w tabeli 1 zaprezentowano kilka modeli alokacji, będących efektem wieloletnich badań w zakresie optymalizacji portfela długoterminowych inwestycji, które zyskały szeroką akceptację w środowisku inwestorów długoterminowych. Modele te różnicują alokację aktywów ze względu na zdefiniowany cel oraz preferencje w zakresie ryzyka (tab.). Cele alokacji w kategoriach ryzyko-dochód – są zróżnicowane odpowiednio do rodzaju portfela zobowiązań zakładu ubezpieczeń na życie [zob. szerzej: 4, s.44-55]. Celem alokacji środków przeznaczonych na pokrycie wymagalnych zobowiązań jest zabezpieczenie ich przed deprecjacją, natomiast celem alokacji środków przeznaczonych na pokrycie zobowiązań długoterminowych jest wzrost wartości zainwestowanego kapitału oraz generowanie regularnych okresowych przepływów gotówkowych, zaś celem inwestowania środków wolnych zakładu jest dążenie do osiągnięcia ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Podzielenie całkowitej wartości aktywów zakładu ubezpieczeń na poszczególne subportfele pozwala na wielokryterialną optymalizację alokacji zasobów [por. 1, s.33-43].

Zaprezentowane modele mogą być aplikowane do ok. 80-90% aktywów zakładu ubezpieczeń na życie, natomiast, osobno rozpatrywany jest problem alokacji aktywów przeznaczonych na pokrycie wymagalnych zobowiązań, np. bieżących kosztów, i zobowiązań o niskim stopniu przewidywalności. W literaturze przedmiotu rekomendowana jest alokacja w portfel o tzw. minimalnym ryzyku (mierzonym wariancją), który powinien składać się z instrumentów cechujących się wysoką płynnością i niską zmiennością stóp zwrotu, gdyż w przypadku tego portfela zakład wykazuje skrajną awersję do ryzyka. Rekomendowany portfel o minimalnym ryzyku może składać się np. z: bonów skarbowych – 95% oraz 5% – akcji spółek krajowych o wysokiej kapitalizacji lub obligacji skarbowych – 90% oraz akcji spółek krajowych o wysokiej kapitalizacji – 10% [10, s.180-181].

---

<sup>6</sup> W Polsce zakłady ubezpieczeń mają znaczne ograniczenia w inwestowaniu środków na zagranicznych rynkach finansowych – do 5% wartości rezerw techniczno-ubezpieczeniowych [19].

Reasumując, przedstawione modele alokacji aktywów stanowią pewien drogowskaz w kształtowaniu alokacji aktywów konkretnego zakładu ubezpieczeń. Bowiem, ze względu na dużą liczbę czynników trudno kwantyfikowalnych różnicujących zakłady oraz dynamicznie zmieniające się otoczenie rynkowe, optymalna ze względu na cele alokacja portfela w przypadku poszczególnych zakładów będzie inna.

Tabela 1. Cele polityki inwestycyjnej a wybrane modele długoterminowej alokacji portfela inwestycji

Cele polityki inwestycyjnej:	dochód	wzrost i dochód	wzrost	agresywny wzrost	
Proporcje alokacji (w%):akcje/ obligacje	20/80	40/60	60/40	80/20	100/0
Model Bernstein'a					
Akcje spółek krajowych, w tym:	10	20	30	40	50
- o wysokiej kapitalizacji	5	10	15	20	25
- o niskiej kapitalizacji	5	10	15	20	25
Akcje spółek zagranicznych, w tym:	10	20	30	40	50
- o wysokiej kapitalizacji	5	10	15	20	25
- o niskiej kapitalizacji	5	10	15	20	25
razem	20	40	60	80	100
Model Siegel'a					
Akcje spółek krajowych, w tym:	15	30	45	60	75
- o wysokiej kapitalizacji	10	20	30	40	50
- o niskiej kapitalizacji	5	10	15	20	25
Akcje spółek zagranicznych	5	10	15	20	25
razem	20	40	60	80	100
Model Gibsona					
Akcje spółek krajowych, w tym:	8	16	24	32	40
- o wysokiej kapitalizacji	6	12	18	24	30
- o niskiej kapitalizacji	2	4	6	8	10
Jednostki uczestnictwa w funduszach nieruchomości	4	8	12	16	20
Metale szlachetne	2	4	6	8	10
Akcje spółek zagranicznych	6	12	18	24	30
razem	20	40	60	80	100

Źródło: opracowanie na podstawie: [10, s.423].

## EMPIRYCZNA WERYFIKACJA MODELI ALOKACJI PORTFELA INWESTYCYJ ZAKŁADÓW UBEZPIECZEŃ NA ŻYCIE

Przeprowadzone badania empiryczne miały na celu weryfikację modelu alokacji portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń na życie oraz analizę zróżnicowania tych modeli. Badaniem objęto zakłady ubezpieczeń na życie prowadzące działalność w Polsce w latach 1999-2006. W toku postępowania badawczego początkowo w celu wyodrębnienia zasadniczych składowych analizie poddano strukturę portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń na życie stanowiącego pokrycie rezerw techniczno-ubezpieczeniowych (z wyłączeniem lokat gdzie ryzyko ponosi ubezpieczający). W celu identyfikacji modelu alokacji analizie poddano rozkład historyczny wskaźników struktury portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń na życie w podziale na zasadnicze kategorie aktywów inwestycyjnych, tj.: instrumenty dłużne i udziałowe.

Następnie, w celu klasyfikacji zakładów ze względu na wybrany model alokacji portfela inwestycji z wykorzystaniem analizy skupień<sup>7</sup> przyjęto następujący algorytm procedury badawczej:

- analiza portfela inwestycji w celu doboru zmiennych wyjściowych;
- zdefiniowanie zmiennych diagnostycznych, za które przyjęto kluczowe dla modelu alokacji składowe portfela inwestycji: instrumenty dłużne oraz akcje;
- pomiar i doprowadzenie do porównywalności zmiennych diagnostycznych;
- grupowanie badanej zbiorowości w relatywnie jednorodne klasy ze względu na przyjęte zmienne diagnostyczne.

---

<sup>7</sup> W analizie skupień obiekty wiązane są w klasy zgodnie z kryterium najmniejszej wybranej odległości między nimi. Proces grupowania obejmuje n-1 etapów. Po utworzeniu każdej następnej klasy obiektów, ustalana jest jej odległość od pozostałych klas. W ten sposób dokonuje się wiązania ze sobą coraz większej liczby obiektów i agregacji ich w coraz większe skupienia elementów coraz bardziej różniących się od siebie. W ramach metod aglomeracji najbardziej bezpośrednim sposobem obliczenia odległości między obiektami w przestrzeni wielowymiarowej jest szacowanie odległości euklidesowej, zgodnie ze wzorem:  $\text{odległość}(x,y) = \{S_i(x_i - y_i)^2\}^{1/2}$ . Miara ta wyznacza rzeczywistą odległość geometryczną między obiektami w przestrzeni i jest szeroko stosowana ze względu na liczne zalety (np. na odległość pomiędzy dwoma dowolnymi obiektami nie ma wpływu dodanie do analizy nowych obiektów) [szerzej zob.: 9; 15].

Tabela 2. Struktura alokacji portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń na życie w latach 1999-2006

	1999			2000			2001			2002			2003			2004			2005			2006		
	A	D	P	A	D	P	A	D	P	A	D	P	A	D	P	A	D	P	A	D	P	A	D	P
AEGON Życie	-	-	-	0	0	100	0	89	11	0	97	3	1	90	9	4	84	12	14	0	86	46	0	54
ALLIANZ Ż.	0	91	9	2	80	18	0	93	7	0	91	9	0	89	11	0	82	18	0	90	10	2	71	27
AMPLICO-LIFE	0	84	16	0	89	11	0	92	8	0	92	8	0	92	8	0	90	10	0	90	9	0	90	10
ASPECTA Ż.	-	-	-	0	33	67	0	0	100	0	0	100	0	86	14	0	37	63	77	17	6	81	14	6
AXA ŻYCIE	0	85	15	0	66	34	0	88	12	0	84	16	1	92	7	1	72	27	0	82	17	1	90	9
BENEFIA TUnŻ	0	81	19	0	93	7	0	92	8	0	91	9	0	91	9	0	88	12	0	72	28	6	64	30
CARDIF	0	100	0	0	44	56	0	84	16	0	98	2	0	75	25	0	74	26	0	88	12	0	88	12
COM. UNION TUnŻ	7	81	12	7	85	8	7	82	11	8	86	5	15	61	24	7	60	33	7	57	36	7	52	42
COMPENSA	10	90	0	19	81	1	0	93	7	0	91	9	2	98	1	3	95	2	5	87	8	8	82	10
CONCORDIA CAPITAL	-	-	-	-	-	-	6	91	3	8	55	37	9	68	23	10	87	3	30	63	6	6	89	5
ERGO HESTIA	3	35	62	4	38	58	2	86	12	2	93	5	3	94	3	2	93	5	3	93	5	3	93	4
EUROPA	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0	56	44	0	68	32	1	32	67	0	10	90	0	9	91
FILAR-ŻYCIE	3	9	88	4	36	60	1	80	20	1	90	9	1	91	8	0	76	24	-	-	-	-	-	-
FINLIFE	0	97	3	0	0	100	3	83	15	4	87	9	5	44	51	5	26	69	7	26	67	23	54	22
GARDA LIFE	0	99	1	0	99	1	0	56	44	0	88	12	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
GENERALI Ż.	12	64	24	0	63	37	0	64	36	0	85	15	7	88	5	8	76	16	2	90	7	3	86	11
Zurich Życie	0	0	100	25	40	35	23	62	15	16	83	1	0	94	6	-	-	-	-	-	-	-	-	-
GERLING TUnŻ	2	98	0	2	57	40	11	47	42	10	66	25	3	25	72	1	7	92	2	11	86	8	17	75
ING NAT-NED.	0	90	10	0	96	4	0	98	2	0	97	3	0	96	4	0	96	4	0	83	17	2	65	32
INTER-ŻYCIE	0	85	15	0	0	100	0	77	23	8	68	24	4	81	15	0	56	44	0	84	16	0	46	54
MACIF Życie TUV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0	-	-	2	39	59	1	29	70
MetLife TUnŻ	-	-	-	-	-	-	24	25	51	0	99	1	0	97	3	0	97	3	3	90	7	0	95	5
NL TUnaŻ	-	-	-	4	21	75	2	17	81	2	9	88	2	4	95	3	8	88	4	6	91	-	-	-
NORDEA TUnŻ	25	43	32	11	71	18	1	84	16	0	92	8	3	83	15	0	28	71	1	25	74	1	28	71
POLISA-ŻYCIE	6	79	15	7	68	26	8	71	20	7	84	9	12	72	15	18	72	9	21	67	12	25	65	10
PRAMERICA	-	-	-	0	18	82	0	60	40	0	97	3	0	89	11	0	98	2	0	95	5	0	91	9
PZU ŻYCIE	7	74	20	7	81	12	7	82	11	6	87	7	8	84	8	10	81	9	11	80	9	10	72	18
REJENT LIFE	0	93	7	4	89	8	1	73	26	2	78	20	1	85	13	4	78	17	6	78	17	4	80	15
ROYAL PBK	0	0	100	0	6	94	0	78	22	0	60	40	0	69	31	0	42	58	0	77	23	1	63	36
SIGNAL IDUNA TUnŻ	-	-	-	-	-	-	0	69	31	0	84	16	0	85	15	2	75	23	22	74	4	12	71	16
SKANDIA	0	0	100	0	27	73	0	25	75	0	37	63	8	0	92	3	0	97	0	0	100	0	0	100
SKOK Życie	-	-	-	0	21	79	0	93	7	0	92	8	1	73	26	1	65	35	0	69	31	0	69	31
UNIQA TUnŻ	27	51	22	24	61	15	4	92	4	1	98	1	0	91	9	0	95	5	0	100	0	1	56	43
UNIVERSUM-ŻYCIE	0	92	8	0	77	23	0	98	2	0	58	42	8	34	58	19	68	13	21	72	7	26	71	3
VIENNA LIFE	-	-	-	0	0	100	11	48	41	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
WARTA VITA	12	74	14	19	70	11	25	53	23	20	58	22	6	21	73	0	48	51	1	68	32	1	63	36
WÜSTENROT	-	-	-	0	35	65	0	68	32	0	99	2	0	99	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KNF i Polskiej Izby Ubezpieczeń.

oznaczenia: A – udział akcji i innych papierów wartościowych o zmiennej kwocie dochodu, jednostek uczestnictwa, certyfikatów inwestycyjnych w portfelu inwestycji; D – udział instrumentów dłużnych w portfelu inwestycji; P – udział pozostałych aktywów w portfelu inwestycji.

Grupowania zakładów ubezpieczeń na życie dokonano w każdym kolejnym roku w okresie 1999-2006 metodą Warda<sup>8</sup>. Posługując się wykresami odległości wiązania w kolejnych krokach grupowania, w każdym roku wyodrębniono cztery relatywnie homogeniczne grupy zakładów ubezpieczeń na życie ze względu na badane cechy diagnostyczne: udział instrumentów dłużnych i akcji w portfelu inwestycji badanego zakładu<sup>9</sup>.

Z przeprowadzonych badań wynika, że w analizowanym okresie:

- dominującym kierunkiem alokacji portfela inwestycji zdecydowanej większości zakładów były dłużne papiery wartościowe i inne o stałej kwocie dochodu, które stanowiły średnio w całym okresie badawczym ok. 80% portfela inwestycji (były to prawie wyłącznie papiery skarbowe);
- duża grupa zakładów ubezpieczeń na życie w ogóle nie angażowała środków w akcje i inne papiery wartościowe o zmiennej kwocie dochodu, tj. np.: Benefia/ Fiat, ING Nat-Niederlanden, Garda Life, Pramerica Życie, Wüstenrot Życie;
- większość zakładów cechowała relatywnie stabilną strukturą alokacji portfela w całym badanym okresie; zaobserwowany na rynku model alokacji portfela inwestycji można zdefiniować następująco: średnio ok. 80% - instrumenty dłużne i ok. 5% - instrumenty udziałowe oraz ok. 15% - pozostałe.
- zaobserwowano dużą zmienność struktury portfela inwestycji zakładów stosunkowo krótko działających na rynku, które znajdowały się w fazie konstrukcji docelowej struktury portfela inwestycji, tj. np.: AEGON/ ATIONWIDE, ASPECTA/ Samopomoc Życie, FINLIFE, MetLife/ CITIINSURANCE TUŃ, PRAMERICA Życie, WÜSTENROT Życie.

---

<sup>8</sup> Metoda ta do oszacowania odległości między skupieniami wykorzystuje podejście analizy wariancji, co zmierza do minimalizacji sumy kwadratów odchyłeń dowolnych dwóch skupień, które mogą zostać uformowane na każdym etapie. [zob. szerzej: 9]. W celu zapewnienia jednorodności cech diagnostycznych początkowo uzyskano zbiór wielkości znormalizowanych i skonstruowano macierze miar odległości.

<sup>9</sup> Wszystkie obliczenia zostały wykonane w pakiecie STATISTICA wersja 7.1.

Następnie, w celu uporządkowania analizowanej zbiorowości zakładów ubezpieczeń na życie z punktu widzenia realizowanego modelu alokacji portfela inwestycji oraz wyodrębnienia grup cechujących się znacznym stopniem podobieństwa przeprowadzono analizę skupień. Wyniki klasyfikacji zakładów ubezpieczeń na życie z uwagi na model alokacji przedstawia tabela 3. Zastosowana metoda klasyfikacji pozwoliła na podział analizowanych zakładów ubezpieczeń na życie na cztery zasadnicze grupy (klasy). Najmniej liczna z wyodrębnionych klas jest klasa „A”, która obejmowała maksymalnie pięć zakładów (w 2001 i 2003 roku). Zakłady tworzące klasę „A” można określić jako zakłady realizujące bardziej agresywną politykę inwestycyjną spośród wszystkich analizowanych zakładów ubezpieczeń na życie, ponosiły one relatywnie wysokie ryzyko inwestycyjne, z uwagi na stosunkowo wysoki – w relacji do rynku - udział akcji i innych papierów wartościowych o zmiennej kwocie dochodu w portfelu. Zakłady te utrzymywały w portfelach najwięcej akcji i innych instrumentów o zmiennej stopie dochodu. Należy podkreślić, że profil ryzyko-dochód alokacji portfela inwestycji zakładów tworzących klasę „A” znacząco różnił się od pozostałych zakładów.

Tabela 3. Wyniki klasyfikacji zakładów ubezpieczeń na życie ze względu na model alokacji portfela inwestycji w latach 1999-2006

1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Klasa „A”							
NORDEA UNIQA	COMPENSA UNIQA WARTA VITA Zurich Życie	CITIINSURANCE Zurich Życie GERLING VIENNA LIFE WARTA VITA	WARTA VITA Zurich Życie	CU TU <sub>n</sub> Ż CONCORDIA POLISA PZU ŻYCIE Zurich TU <sub>n</sub> Ż	UNIVERSUM	ASPECTA / SAMOPO- MOC ŻYCIE	ASPECTA
Klasa „B”							
ERGO HESTIA FILAR- ŻYCIE ROYAL SKANDIA Zurich TU <sub>n</sub> Ż	FINLIFE INTER- ŻYCIE NATION- WIDE ROYAL VIENNA LIFE	SAMOPOMO C ŻYCIE SAMPO SKANDIA	EUROPA ROYAL SAMOPOMO C ŻYCIE SAMPO SKANDIA UNIVERSUM	FINLIFE GERLING SAMPO SKANDIA UNIVER- SUM WARTA VITA	ASPECTA / SAMOPO- MOC EUROPA FINLIFE GERLING INTER- ŻYCIE MACIF NL / SAMPO NORDEA ROYAL SKANDIA WARTA VITA	AEGON / EUROPA FINLIFE GERLING MACIF NATION- WIDE NL / SAMPO SKANDIA	EUROPA



Klasa „C”							
CU TUŃŻ COMPENSA GENERALI PZU ŻYCIE POLISA WARTA VITA	CARDIF ERGO HESTIA FILAR-ŻYCIE PRAMERICA SAMOPO- MOC SAMPO SKANDIA SKOK Życie WÜSTENROT	GARDA GENERALI PRAMERICA SIGNAL IDUNA WÜSTENROT	CU TUŃŻ CONCORDIA GERLING INTER-ŻYCIE PZU ŻYCIE POLISA	CARDIF EUROPA ROYAL SKOK Życie	CU TUŃŻ CONCORDIA GENERALI PZU ŻYCIE	CONCORDIA POLISA SIGNAL IDUNA UNIVERSUM -ŻYCIE	Allianz BENEFIA CU TUŃŻ FINLIFE INTER-ŻYCIE ING NAT- NED POLISA PZU ŻYCIE ROYAL SIGNAL IDUNA SKOK Życie UNIQA UNIVERSUM WARTA VITA
Klasa „D”							
ALLIANZ AMPLICO- LIFE CARDIF CREDIT SUISSE FIAT FINLIFE GARDA GERLING ING NAT- NED INTER-ŻYCIE REJENT UNIVER- SUM	ALLIANZ AMPLICO- LIFE CREDIT SUISSE CU TUŃŻ FIAT GARDA GENERALI GERLING ING NAT- NED NORDEA POLISA PZU ŻYCIE REJENT UNIVERSUM	ALLIANZ AMPLICO- LIFE CARDIF COMPENSA CONCORDIA CREDIT SUISSE CU TUŃŻ ERGO HESTIA FIAT FILAR-ŻYCIE FINLIFE ING NAT- NED INTER-ŻYCIE NATION- WIDE NORDEA POLISA PZU ŻYCIE REJENT ROYAL SKOK Życie UNIQA UNIVERSUM	ALLIANZ AMPLICO- LIFE CARDIF CITIINSU- RANCE COMPENSA CREDIT SUISSE ERGO HESTIA FIAT FILAR- ŻYCIE FINLIFE ING NAT-NED NAT-NED GARDA GENERALI NATION- WIDE NORDEA PRAMERICA REJENT SIGNAL IDUNA SKOK Życie WÜSTENROT	ALLIANZ AMPLICO- LIFE CITIINSU- RANCE COMPENSA CREDIT SUISSE GENERALI ERGO HESTIA FIAT FILAR-ŻYCIE ING NAT- NED INTER-ŻYCIE NATION- WIDE NORDEA PRAMERICA REJENT SAMOPOMO C ŻYCIE SIGNAL IDUNA UNIQA WÜSTENROT	ALLIANZ AMPLICO- LIFE AXA / BENEFIA / FIAT CARDIF CITIINSU- RANCE COMPENSA CREDIT SUISSE ERGO HESTIA PRAMERICA REJENT SIGNAL IDUNA SKOK Życie UNIQA	ALLIANZ AMPLICO- LIFE AXA BENEFIA / FIAT CARDIF CITIINSU- RANCE COMPENSA ERGO HESTIA GENERALI PZU ŻYCIE REJENT ROYAL SKOK Życie UNIQA WARTA VITA	AMPLICO- LIFE

Źródło: opracowanie własne.

Kolejna wyodrębniona w wyniku grupowania klasa „B” tworzona była przez zakłady najbardziej pasywne pod względem inwestowania, które cechował niski udział w portfelu inwestycji zarówno instrumentów dłużnych, jak i akcji i innych papierów wartościowych o zmiennej kwocie dochodu. W klasie tej znajdowało się od trzech – w 2001 roku do jedenastu – w 2004 roku zakładów, przy czym niektóre zakłady cechowało regularne podobieństwo realizo-

wanego modelu alokacji, tj. np.: SKANDIA Życie, SAMPO TUnŻ, GERLING, EUROPA TUnŻ.

Analiza sprawozdań finansowych zakładów tworzących klasę „B” wykazała, że większość tych zakładów utrzymywała prawie całość lub dominującą część środków przeznaczonych na pokrycie rezerw techniczno- ubezpieczeniowych na rachunkach terminowych w instytucjach depozytowych, tj. np.: SAMPO TUnŻ (średnio ok. 80% portfela), SKANDIA Życie (średnio ponad 60% portfela). Utrzymywanie praktycznie całości środków przeznaczonych na pokrycie rezerw techniczno- ubezpieczeniowych na rachunkach terminowych w przypadku zakładów ubezpieczeń na życie prowadzi do nieuzasadnionej nadpłynności oraz obniża w znaczący sposób rentowność zakładu. W klasie „C” najczęściej znajdowały się zakłady o uznanej pozycji na rynku, tj.: Commercial Union TUnŻ i PZU ŻYCIE, które prawie w całym okresie badawczym cechowało znaczne podobieństwo realizowanego modelu alokacji portfela inwestycji. Zakłady ubezpieczeń na życie zaliczone do klasy „C” cechowały się z reguły przeciętnym (lub nieco poniżej) udziałem instrumentów dłużnych w portfelu – w relacji do średniej rynkowej. Zatem można stwierdzić, że realizowały one pośredni model alokacji portfela między klasą „A” – zakłady posiadające zdecydowanie powyżej przeciętny udział akcji – w relacji do średniej na rynku, a klasą „D”, która skupiała zakłady inwestujące prawie wyłącznie w instrumenty dłużne. Klasa „D” była najliczniejszą z wyodrębnionych klas. Cechowała się ona ponadto znaczną stabilnością składu.

## PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, że realizowany przez większość zakładów ubezpieczeń na życie - w ramach obowiązujących regulacji prawnych- model alokacji portfela inwestycji cechował się dominacją instrumentów dłużnych, głównie obligacji skarbowych (ok. 80%), co świadczy o realizacji przez zarządzających zasadniczych celów polityki inwestycyjnej: zabezpieczenie środków przed utratą i deprecjacją wartości.

Bowiem, jednym z najbardziej efektywnych sposobów zabezpieczenia przyszłych świadczeń przed inflacją jest inwestowanie w dłużne instrumenty

finansowe indeksowane o wskaźnik wzrostu cen<sup>10</sup>. Taka polityka jest także skuteczna w warunkach spadku stóp procentowych, pozwala, bowiem na realizację stabilnych i wysokich zysków w stosunkowo długim okresie. Jednocześnie należy zaznaczyć, że zakłady ubezpieczeń na życie nie wykorzystywały limitów ograniczających zaangażowanie środków w instrumenty udziałowe, tj. akcje, jednostki uczestnictwa w funduszach inwestycyjnych. Instrumenty te stanowiły przeciętnie ok. 5% portfela ich inwestycji przy obowiązującym limicie – 40% portfela na pokrycie rezerw techniczno-ubezpieczeniowych w akcje dopuszczone do publicznego obrotu i jednostki uczestnictwa w funduszach inwestycyjnych [19].

W przypadku „nowych” zakładów ubezpieczeń portfel inwestycji cechował się znaczną niestabilnością, a zmiany jego proporcji były gwałtowne. Zakłady te znajdowały się na etapie konstrukcji docelowej struktury portfela inwestycji. Natomiast, w przypadku zmian własnościowych, związanych z procesami fuzji i przejęć, zakłady ubezpieczeń utrzymywały środki stanowiące pokrycie rezerw techniczno-ubezpieczeniowych na rachunkach depozytowych lub też angażowały całość portfela w skarbowe papiery dłużne w celu ułatwienia późniejszej asymilacji portfela inwestycji z portfelem zakładu przejmującego. Ponadto, charakterystyczne dla analizowanego okresu jest znaczne podobieństwo realizowanego modelu alokacji przez dużą część zakładów ubezpieczeń na życie – naśladownictwo polityki inwestycyjnej, o czym świadczy znacząca zbieżność wyodrębnionych klas zakładów w poszczególnych latach objętych badaniem.

## Literatura

1. Anson M., *Institutional Portfolio Management*, „The Journal of Portfolio Management” Summer 2005, s. 33-43.
2. Barber B.M., J.D. Lyon, *Firm-size, book-to-market-ratio, and security returns: a holdout sample of financial firms*, „Journal of Finance” nr 52, 1997, s. 875-883;
3. Bernstein P., A. Damodaran, *Zarządzanie inwestycjami*, Liber, Warszawa 1999.

---

<sup>10</sup> Badania wykazują, że – co prawda – stopy zwrotu z akcji w długim okresie przewyższają z reguły poziom inflacji, to pewność, iż realna stopa zwrotu z akcji przewyższy stopę inflacji wymaga bardzo długiego horyzontu czasowego inwestycji, np. w przypadku Szwecji, Wielkiej Brytanii wymagany horyzont czasowy inwestycji wynosił 21-30 lat, natomiast dla: Francji, Niemiec - 50-60 lat, a w przypadku Włoch i Belgii – ponad 70 lat. [zob. 7, s.15-25].

4. Borda M., *Decyzje inwestycyjne zakładów ubezpieczeń na życie*, w: W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy – skuteczne inwestowanie*, cz. II, Szczecin 2002.
5. Brinson G.P., B.D. Singer, G.L. Beebower, *Determinants of Portfolio Performance II: An Update*, "Financial Analysts Journal" May/ June 1991, s.40-48.
6. Czerwińska T., *Towarzystwa ubezpieczeniowe na rynku kapitałowym w Polsce*, Wyd. Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk 2003.
7. Dimson E., P. Marsh, M. Staunton, *Irrational Optimism*, „Financial Analysts Journal” January/February 2004, s.15-25.
8. Downes J., J. E. Goodman, *Dictionary of Finance and Investment Terms*, Barrons Educational Series, New York 2006.
9. Grabiński T., S. Wydymus, A. Zeliaś, *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno- gospodarczych*, PWN, Warszawa 1989.
10. Haslem J. A., R. H. Smith, *Mutual Funds: risk and performance. Analysis for decision making*, Blackwell Publishing, Oxford 2003.
11. Ibbotson R. G., P. D. Kaplan, *Does Asset Allocation Policy Explain 40, 90, or 100 Percent of Performance?* "Financial Analysts Journal" January/ February 2000, s.26-33.
12. Jajuga K., *James Tobin a rozwój ekonomii i finansów*, w: T. Jajuga, W. Pluta (red.), *Zarządzanie finansami firm – teoria i praktyka*, Wyd. AE we Wrocławiu, Prace Naukowe nr 965, Wrocław 2002.
13. Jensen G.R., R.R. Johnson, J.M. Mercer, *New evidence on size and price-to-book effect in stock returns*, "Financial Analysts" 1997, s.34-42;
14. Monkiewicz J., Gąsioriewicz L., Hadyniak B., *Zarządzanie finansami ubezpieczeń*, Poltext, Warszawa 1999.
15. Pociecha J., B. Podolec, A. Sokołowski, K. Zając, *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno- ekonomicznych*, PWN, Warszawa 1988.
16. Reilly F. K., K. C. Brown, *Analiza inwestycje i zarządzanie portfelem*, t. I, PWN, Warszawa 2001.
17. Ronka- Chmielowiec W., *Zarządzanie finansami zakładach ubezpieczeń*, Wyd. Branta, Bydgoszcz- Wrocław 2004.
18. Urwin R. C., S. J. Breban, T. M. Hodgson, A. Hunt, *Risk Budgeting in Pension Investment*, "British Actuarial Journal" 7, III, 2001, s.319-364.
19. Ustawa z dnia 22 maja 2003r. o działalności ubezpieczeniowej (z późn. zm.) (Dz. U. nr 124, poz.1151).

## **STRESZCZENIE**

Decyzje dotyczące wyboru rodzajów aktywów i określenia proporcji portfela zgodnie z celami polityki inwestycyjnej należą do kluczowych elementów całego procesu inwestycyjnego. Alokacja aktywów zakładu ubezpieczeń jest przełożeniem celów jego polityki inwestycyjnej na strukturę portfela inwestycji. W artykule podjęto próbę identyfikacji i analizy zróżnicowania modeli alokacji portfela inwestycji zakładów ubezpieczeń na życie prowadzących działalność w Polsce.

## **ALLOCATION OF INVESTMENT PORTFOLIO IN THE LIFE INSURANCE COMPANIES – ASSESSMENT AND ANALYSIS OF DIFFERENCES**

### **SUMMARY**

Decisions concerning choice of kinds of investment assets and determination of proportions of the investment portfolio belong to key elements of investment process in the life insurance companies. Allocation of assets in the life insurance companies is the distribution of purpose of its investment policy on the structure of investment portfolio. In the paper Author makes an attempt to identify and analyse diversification of models of allocation of investments portfolio in the life insurances companies in Poland.

*Translated by T. T. Czerwińska*

*Dr Teresa Tatiana Czerwińska*  
Uniwersytet Gdański  
tczerwinska@wzr.pl

DAWID DAWIDOWICZ

## **POLITYKA INWESTYCYJNA A WYNIKI FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH AKCJI ZAGRANICZNYCH**

### **Wstęp**

Fundusze akcyjne to jedne z najbardziej ryzykownych funduszy na rynku funduszy inwestycyjnych w Polsce. Ta grupa funduszy charakteryzowała się w latach 2003-2007 dynamicznym rozwojem. W celu dywersyfikacji ryzyka inwestycyjnego fundusze akcji przyjmowały różne strategie inwestycyjne lokując aktywa w akcjach przedsiębiorstw zagranicznych. Jednak kryzys na amerykańskim rynku kredytów hipotecznych pogorszył koniunkturę na giełdach papierów wartościowych na całym świecie. Skutkowało to spadkiem wartości jednostek uczestnictwa funduszy inwestycyjnych akcji.

Celem artykułu jest porównanie wyników osiągniętych przez fundusze akcji zagranicznych w zależności od prowadzonej przez fundusze polityki inwestycyjnej w okresie charakteryzującym się spadkami kursów akcji na światowych giełdach. Okres badań obejmował 12 miesięcy od końca lutego 2007 roku do końca lutego 2008 roku.

### **Rozwój rynku i polityka inwestycyjna funduszy akcji zagranicznych**

Zgodnie z nową klasyfikacją funduszy inwestycyjnych opracowaną przez IZFiA fundusze akcji można podzielić na<sup>1</sup>:

- fundusze akcji rynku krajowego,
- fundusze akcji rynku europejskiego,

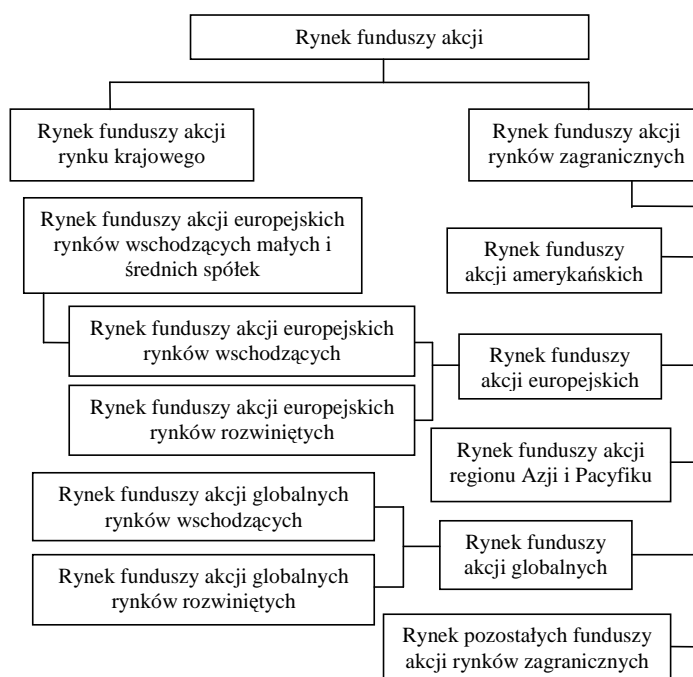
---

<sup>1</sup> Klasyfikacja funduszy inwestycyjnych otwartych oraz specjalizacyjnych funduszy inwestycyjnych otwartych, Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami, s. 1.

- fundusze akcji rynku amerykańskiego,
- fundusze akcji regionu Azji i Pacyfiku,
- pozostałe fundusze akcji.

Ponadto wśród funduszy akcji niezależnie od regionu, na którym lokują aktywa wyróżnia się: fundusze akcji indeksowe, fundusze akcji małych i średnich spółek, fundusze akcji sektorowe.

Rozwój rynku funduszy akcji był determinowany przede wszystkim dwoma czynnikami. Po pierwsze przystąpienie Polski do Unii Europejskiej, po drugie dzięki dobrej koniunkturze na światowych rynkach finansowych w latach 2004-2007. Dynamiczny rozwój rynku funduszy dotyczył w szczególności funduszy akcji zagranicznych w tym funduszy sektorowych klasyfikowanych do pozostałych funduszy akcji zagranicznych (rys. 1).



Rys. 1. Rozwój rynku funduszy akcji zagranicznych na koniec 2007 roku  
Źródło: Opracowanie własne.

Na koniec stycznia 2008 roku na rynku funduszy akcji zagranicznych funkcjonowały 52 fundusze, w tym 12 klasyfikowanych do funduszy akcji ryn-

ku europejskiego, 3 do funduszy akcji rynku amerykańskiego, 6 do funduszy akcji regionu Azji i Pacyfiku, 3 do funduszy akcji małych i średnich spółek rynku europejskiego, 6 do funduszy sektorowych rynku europejskiego, 6 do pozostałych funduszy akcji sektorowych oraz 14 do pozostałych funduszy akcji zagranicznych.

Polityka inwestycyjna funduszu inwestycyjnego wyznacza sposób osiągnięcia przez fundusz inwestycyjny celu inwestycyjnego. Politykę inwestycyjną określają zasady polityki inwestycyjnej, które muszą być przestrzegane przez zarządzających danym funduszem przy realizacji odpowiedniej strategii zarządzania (np. aktywnej, pasywnej, buy and hold, market timing, itp.). Fundusz nie może zmienić swojej polityki inwestycyjnej bez gody Komisji Nadzoru Finansowego.

Część zasad polityki inwestycyjnej uzależniona jest od rodzaju funduszu inwestycyjnego, tzn. od tego czy fundusz inwestycyjny jest funduszem otwartym, specjalistycznym otwartym czy też funduszem zamkniętym. Dlatego też, określenie polityki inwestycyjnej funduszu jest istotne jeszcze przed utworzeniem funduszu inwestycyjnego. Poszczególne rodzaje funduszy inwestycyjnych, których działalność reguluje ustawa o funduszach inwestycyjnych istotnie różnią się w zakresie regulacji polityki inwestycyjnej. Na przykład fundusze inwestycyjne otwarte nie mogą lokować więcej niż 20% wartości swoich aktywów w jednostki uczestnictwa jednego funduszu inwestycyjnego, natomiast specjalistyczne fundusze inwestycyjne otwarte oraz fundusze inwestycyjne zamknięte (z pewnymi wyjątkami) nie mogą lokować więcej niż 50% aktywów w jednostki uczestnictwa jednego funduszu inwestycyjnego<sup>2</sup>. Jest to zatem wspólne ograniczenie polityki inwestycyjnej funduszy bez względu na to, czy fundusz inwestycyjny jest typem funduszu akcyjnego, czy funduszem papierów dłużnych (rys. 2). Ograniczenie to ma charakter prawny<sup>3</sup>.

Poza przepisami prawa fundusze określają inne bardziej szczegółowe zasady polityki inwestycyjnej, które muszą być zapisane w statutach tych funduszy. Zasady te powinny obejmować<sup>4</sup>:

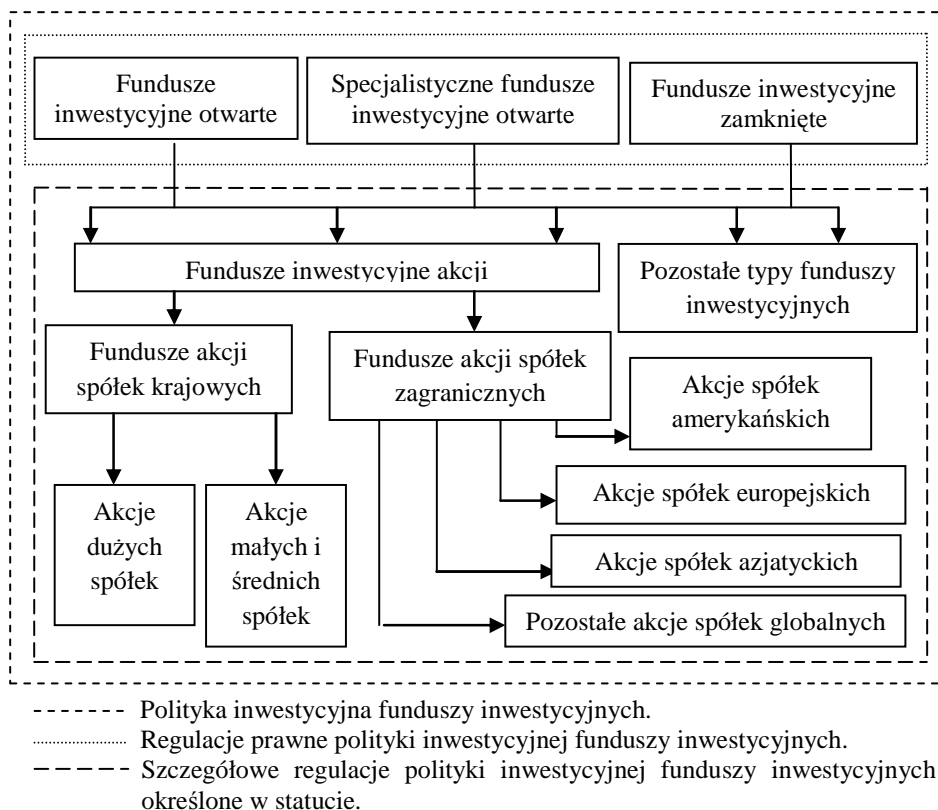
<sup>2</sup> Por. Ustawa o funduszach inwestycyjnych z dnia 24 maja 2004 r., Dz. U. z 2004 r., Nr 146, poz. 1546, art. 101, 113, 146.

<sup>3</sup> Por. M. Bojańczyk, *Fundusze inwestycyjne jako uczestnicy rynku kapitałowego*, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa 2005 r., s. 61.

<sup>4</sup> Ustawa o funduszach inwestycyjnych art. 20.



- typy i rodzaje papierów wartościowych i innych praw majątkowych będących przedmiotem lokat funduszu,
- kryteria doboru lokat,
- zasady dywersyfikacji lokat i inne ograniczenia inwestycyjne,
- dopuszczalną wysokość kredytów i pożyczek zaciąganych przez fundusz.



Rys. 2. Polityka inwestycyjna funduszy inwestycyjnych akcyjnych

Źródło: Opracowanie własne.

W ramach szczegółowej polityki inwestycyjnej fundusze inwestycyjne realizują własne strategie zarządzania funduszami. Strategia zarządzania funduszem zależy od zarządzających i nawet w przypadku gdy dwa fundusze prowadzą taką samą politykę inwestycyjną, np. lokują aktywa w akcje spółek europejskich uzyskane przez nie wyniki mogą się różnić. Strategia zarządzania fundu-

szami w przeciwieństwie do polityki inwestycyjnej nie musi być upubliczniania przez fundusze.

Fundusze akcji zagranicznych można pogrupować przyjmując za kryterium prowadzoną przez nie politykę inwestycyjną na 8 grup funduszy (tabela 1). Interesującą politykę inwestycyjną przyjął fundusz Opera Universa.pl, z grupy pozostałych funduszy akcji zagranicznych. Może on lokować aktywa od 0% do 100% w akcje lub w instrumenty rynku pieniężnego.

### Dane oraz metody badań

Przedmiotem badania były fundusze inwestycyjne otwarte i specjalistyczne fundusze inwestycyjne otwarte akcji zagranicznych, które istniały w okresie od końca lutego 2007 roku do końca lutego 2008 roku. Badaniu podlegało 19 funduszy akcji zagranicznych, które podzielono na 8 grup funduszy inwestycyjnych (zgodnie z charakterystyką w tabeli 1).

W badaniu za stopę wolną od ryzyka przyjęto średnią roczną rentowność 52-tygodniowych bonów skarbowych<sup>5</sup>. W lutym 2008 roku wyniosła ona 5,65%<sup>6</sup>. Badanie przeprowadzono na podstawie wartości jednostek uczestnictwa funduszy inwestycyjnych.

Ze względu na różne wzorce odniesienia przyjęte przez poszczególne fundusze inwestycyjne w badaniu wykorzystano tylko takie miary, które umożliwiały dokonanie porównań wyników między badanymi grupami funduszy. Do miar tych zaliczono: prostą stopę zwrotu, odchylenie standardowe (jako klasyczną miarę ryzyka całkowitego), współczynnik zmienności, oraz wskaźnik Sharpe'a<sup>7</sup>.

W badaniu dokonano porównania wyników poszczególnych funduszy jak i średnich wyników dla grup funduszy.

<sup>5</sup> Wybór bonów skarbowych 52-tygodniowych był podyktowany największą płynnością tych bonów na rynku a także ich rocznym okresem zapadalności.

<sup>6</sup> Wyniki przetargów bonów skarbowych <http://www.mf.gov.pl/dokument.php?const=5&dzial=724&id=69875,03=03-2008>.

<sup>7</sup> W klasycznej analizie wyników funduszy inwestycyjnych zasadne byłoby zastosowanie również innych miar skorygowanych o ryzyko inwestycyjne, jednak badanie funduszy o różnych *benchmarkach* wyklucza taką możliwość gdyż uzyskane na tej podstawie wyniki nie można ze sobą porównywać. Z kolei przyjęcie jednego wzorca odniesienia do badanych funduszy byłoby nieprawidłowe, ponieważ nie odpowiadałoby on polityce inwestycyjnej większości analizowanych funduszy.

Tabela 1. Polityka inwestycyjna poszczególnych grup funduszy inwestycyjnych

Nazwa grupy	Polityka inwestycyjna
Fundusze akcji amerykańskich	Lokaty w papiery udziałowe przede wszystkim akcje amerykańskich emitentów, fundusze inwestycyjne lokujące aktywa w USA
Fundusze akcji europejskich rynków rozwiniętych	Nie mniej niż 60% aktywów funduszu w papiery udziałowe emitowane przez europejskich emitentów, jednostki uczestnictwa funduszy inwestycyjnych, nie więcej niż 20% aktywów w papiery dłużne
Fundusze akcji europejskich rynków wschodzących	Minimum 50% - 70% aktywów funduszu (w zależności od funduszu) w akcje państw Regionu Europejskich Rynków Wschodzących, maksymalnie 30% - 40% w papiery dłużne
Fundusze akcji europejskich rynków wschodzących małych i średnich spółek	Nie mniej niż 70% aktywów funduszu w akcje, prawa do akcji i prawa poboru spółek o małej i średniej wielkości rynkowej głównie w Europie Środkowo-Wschodniej
Fundusze akcji globalnych rynków rozwiniętych	W zależności od funduszu co najmniej 66% - 70% aktywów w tytuły uczestnictwa krajowych i zagranicznych funduszy inwestycyjnych akcji, bezpośrednio do 34% w udziałowe papiery wartościowe, akcje i papiery dłużne emitentów z całego świata
Fundusze akcji globalnych rynków wschodzących	Lokaty w jednostki uczestnictwa następujących funduszy AIG: do 50% aktywów w AIG South East Asia Fund, do 50% aktywów w AIG Emerging Europe Equity Fund, do 30% aktywów w AIG Latin America Fund
Fundusze akcji regionu Azji i Pacyfiku	Lokaty w tytuły uczestnictwa funduszy inwestycyjnych zagranicznych, funduszy inwestujących w regionie Wschodniej Azji, Indii, Chin i Japonii.
Pozostałe fundusze akcji zagranicznych	W zależności od funduszu: - 50% aktywów w tytuły uczestnictwa innych funduszy inwestycyjnych otwartych sklasyfikowanych do kategorii funduszy akcyjnych, jak również w akcje przedsiębiorstw zagranicznych, - od 0% do 100% w akcje przedsiębiorstw mających siedzibę w Turcji, USA, Japonii, Europie Środkowo-Wschodniej, bądź od 0% -100% w papiery dłużne

Źródło: Opracowanie własne na podstawie prospektów informacyjnych funduszy inwestycyjnych.

Na szczególną uwagę zasługuje wynik funduszu Opera FIO, którego stopa zwrotu w badanym okresie wyniosła 35,83%. Wynik ten należy uznać za bardzo dobry mając na uwadze, że w tym czasie prawie wszystkie pozostałe fundu-

sze osiągnęły ujemne stopy zwrotu w wyniku spadków kursów akcji na giełdach papierów wartościowych.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki funduszy należących do grupy akcji amerykańskich.

Tabela 2. Wyniki funduszy akcji amerykańskich w okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	RP	S
PKO/Credit Suisse ŚFW SFIO Subfundusz Amerykańskiego Rynku Akcji	-25,15	3,93	-30,80	-7,8447
Pioneer Akcji Amerykańskich FIO	-27,96	3,87	-33,61	-8,6956
Średnia arytmetyczna	-26,55	3,90	-32,21	-8,2701

gdzie: R – stopa zwrotu, s – odchylenie standardowe, RP – premia za ryzyko, S – wskaźnik Sharpe'a.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

Na podstawie wyników zawartych w tabeli 2 można stwierdzić, że z jednej strony fundusze akcji amerykańskich uzyskały najniższą stopę zwrotu spośród wszystkich pozostałych grup funduszy akcji, z drugiej strony biorąc pod uwagę średnie wyniki charakteryzowały się najniższym poziomem ryzyka całkowitego.

Tabela 3. Wyniki funduszy akcji europejskich rynków rozwiniętych w okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	RP	S
DWS Polska FIO Top 50 Europa	-16,66	4,30	-22,31	-5,1844
PKO/Credit Suisse ŚFW SFIO Subfundusz Europejskiego Rynku Akcji	-23,45	3,77	-29,10	-7,7178
Pioneer Akcji Europejskich FIO	-25,96	3,80	-31,61	-8,3139
Średnia arytmetyczna	-22,02	3,96	-27,67	-7,0721

Oznaczenia jak w tabeli 2.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

Ze względu na niską ujemną stopę zwrotu ta grupa funduszy miała najniższą średnią wartość wskaźnika premii za ryzyko. Z tego też powodu nie można było obliczyć współczynnika zmienności. Na słabe wyniki tej grupy funduszy,

poza przeceną na rynkach akcji, miała wpływ umacniająca się wartość złotego względem dolara amerykańskiego<sup>8</sup>.

Analizując wyniki funduszy akcji europejskich rynków rozwiniętych wycenianych w PLN należy stwierdzić, iż ich wyniki należały do jednych z najgorszych w badanym okresie, zaraz po wynikach funduszy akcji amerykańskich. Między tymi grupami funduszy istnieją podobieństwa dotyczące osiągniętej przez fundusze stopy zwrotu, jak i ryzyka całkowitego towarzyszącego tym funduszom. Najniższa stopa zwrotu w tej grupie funduszy wyniosła prawie – 26%, natomiast średnia z grupy była 4% niższa i wyniosła 22%. Różnica między najwyższą a najniższą stopą zwrotu uzyskaną przez fundusze w tej grupie wyniosła ponad 9%. Ryzyko całkowite tych funduszy mierzone odchyleniem standardowym mimo, że średnio licząc wyższe od ryzyka całkowitego funduszy akcji amerykańskich, było niższe od pozostałych grup funduszy. Wartości wskaźnika premii za ryzyko oraz wskaźnika Sharpe’a potwierdziły słabe wyniki tej grupy funduszy.

Poza funduszami akcji europejskich rynków rozwiniętych, fundusze akcji europejskich podzielono na grupę funduszy akcji europejskich rynków wschodzących oraz grupę funduszy akcji europejskich rynków wschodzących małych i średnich spółek, których wyniki zamieszczono odpowiednio tab. 4 i 5.

Tabela 4. Wyniki funduszy akcji europejskich rynków wschodzących w okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	RP	S
PKO/Credit Suisse Akcji Nowa Europa FIO	-3,15	6,18	-8,80	-1,4243
Arka BZ WBK Akcji Środkowej i Wschodniej Europy FIO	-6,67	8,14	-12,32	-1,5132
UniFundusze FIO Subfundusz UniAkcje Nowa Europa	-3,83	5,05	-9,48	-1,8787
BPH FIO Akcji Europy Wschodzącej	-6,39	5,43	-12,04	-2,2169
PZU FIO Akcji Nowa Europa	-10,09	5,96	-15,74	-2,6417
Średnia arytmetyczna	-6,03	6,15	-11,68	-1,9350

Oznaczenia jak w tabeli 2.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

<sup>8</sup> Aprecjacja złotego względem dolara amerykańskiego w tym czasie wyniosła 22,03%, podczas gdy aprecjacja złotego względem Euro była o połowę niższa i wyniosła 10,14%.

Wśród funduszy akcji europejskich rynków wschodzących można było zauważyć mniejsze różnice między wynikami. Najlepsze wyniki uzyskał fundusz PKO/Credit Suisse Akcji Nowa Europa FIO, natomiast najgorsze fundusz PZU FIO Akcji Nowa Europa.

Tabela 5. Wyniki funduszy akcji europejskich rynków wschodzących małych i średnich spółek w okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	RP	S
DWS Polska FIO Top 50 Małych i Średnich Spółek Plus	-14,73	6,38	-20,38	-3,1949

Oznaczenia jak w tabeli 2.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

Tabela 6. Wyniki funduszy akcji globalnych rynków rozwiniętych w okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	RP	S
Arka BZ WBK Funduszy Akcji Zagranicznych FIO	-18,10	3,66	-23,75	-6,4862
UniFundusze FIO subfundusz UniGlobal	-18,91	3,35	-24,56	-7,3323
PZU SFIO Funduszy Zagranicznych PZU Subfundusz Akcji Zagraniczny	-22,00	3,45	-27,65	-8,0127
Średnia arytmetyczna	-19,67	3,49	-25,32	-7,2771

Oznaczenia jak w tabeli 2.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

Średnia stopa zwrotu była ujemna i wyniosła -6%, zważywszy na to, że fundusze te były wyceniane w złotych polskich, który umocnił się względem euro w tym okresie o 10%, wyniki te należy uznać za stosunkowo dobre na tle grupy funduszy akcji amerykańskich i europejskich rynków rozwiniętych. Polityka inwestycyjna tych funduszy pozwoliła minimalizować spadek wartości aktywów tych funduszy.

Grupę funduszy akcji europejskich rynków wschodzących małych i średnich spółek tworzył jeden fundusz. Stopa zwrotu tego funduszu wyniosła -14,7%, przy odchyleniu standardowym wynoszącym 6,4%.

W kolejnych dwóch tabelach zamieszczono wyniki funduszy akcji globalnych. Na podstawie danych w tabeli 6 można stwierdzić, że najlepsze wyniki osiągnął fundusz Arka BZ WBK Funduszy Akcji Zagranicznych FIO, natomiast najgorsze fundusz PZU SFIO Funduszy Zagranicznych PZU Subfundusz Akcji Za-

graniczny. Średnie wyniki tej grupy funduszy były zbliżone do wyników dla grupy funduszy akcji europejskich rynków rozwiniętych.

Tabela 7. Wyniki funduszy akcji globalnych rynków wschodzących w okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	RP	S
AIG SFIO Parasol Podatkowy AIG Subfundusz Akcji Rynków Wschodzących	-8,85	4,88	-14,51	-2,9741

Oznaczenia jak w tabeli 2.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

Wyniki dla grupy funduszy akcji globalnych rynków wschodzących były tożsame z wynikami funduszu AIG SFIO Parasol Podatkowy AIG Subfundusz Akcji Rynków Wschodzących. Na podstawie danych zawartych w tabeli 7 można stwierdzić, że wyniki te były lepsze od wyników dla funduszy akcji globalnych rynków rozwiniętych.

W skład grupy funduszy regionu Azji i Pacyfiku wchodziły 2 fundusze, których wyniki znacząco się różniły. Pierwszy z funduszy, którym był AIG SFIO Parasol Podatkowy AIG Subfundusz Akcji Chińskich i Azjatyckich osiągnął dodatnią stopę zwrotu podczas gdy drugi z funduszy PKO/Credit Suisse ŚFW SFIO Subfundusz Japońskiego Rynku Akcji osiągnął ujemną stopę zwrotu wynoszącą blisko -29%.

Tabela 8. Wyniki funduszy akcji regionu Azji i Pacyfiku okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	CV	RP	S
AIG SFIO Parasol Podatkowy AIG Subfundusz Akcji Chińskich i Azjatyckich	1,44	6,64	4,6079	-4,21	-0,6337
PKO/Credit Suisse ŚFW SFIO Subfundusz Japońskiego Rynku Akcji	-28,91	3,14	-	-34,56	-11,0249
Średnia arytmetyczna	-13,73	4,89	4,6079	-19,39	-5,8293

Oznaczenia jak w tabeli 2.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

Dane zawarte w tabeli 9 wskazują, że wśród grupy pozostałych funduszy akcji zagranicznych istniały także znaczne różnice co do wyników osiągniętych przez poszczególne fundusze. Najlepszy fundusz Opera Universa.pl osiągnął stopę zwrotu ponad 35%, podczas gdy drugi z funduszy wchodzących w skład

tej grupy, tj. SKARBIEC-TOP Funduszy Akcji SFIO osiągnął ujemną stopę zwrotu wynoszącą 9,40%.

Wyniki poszczególnych grup funduszy najlepiej obrazują średnie wartości wskaźnika Sharpe'a. Na podstawie tabel 2-9 można stwierdzić, że wyniki funduszy zostały osiągnięte w trudnych warunkach na rynku, o czym świadczą ujemne średnie wartości wskaźnika Sharpe'a dla większości grup funduszy. Najlepsze wyniki w okresie od lutego 2007 do lutego 2008 roku osiągnęła grupa pozostałych funduszy akcji zagranicznych. Jednak wynik ten został osiągnięty dzięki funduszowi Opera Universa.pl. Grupy funduszy o najniższym poziomie ryzyka całkowitego (odchyleniu standardowym) uzyskały najgorsze wyniki wg kryterium wskaźnika Sharpe'a ze względu na najniższe stopy zwrotu uzyskane w badanym okresie.

Tabela 9. Wyniki pozostałych funduszy akcji zagranicznych okresie od 28.02.2007 do 29.02.2008 (w %)

Nazwa funduszu	R	s	CV	RP	S
Opera FIO Subfundusz Opera Universa.pl	35,83	7,83	0,2185	30,18	3,8539
SKARBIEC-TOP Funduszy Akcji SFIO	-9,40	6,17	-	-15,06	-2,4407
Średnia arytmetyczna	13,21	7,00	0,2185	7,56	0,7066

Oznaczenia jak w tabeli 2.

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne.

### Wnioski końcowe

Podsumowując można stwierdzić, że wyniki funduszy (realizujących podobną politykę inwestycyjną) w poszczególnych grupach z pewnymi wyjątkami były do siebie zbliżone. Ponadto, że przyjęta przez fundusze polityka inwestycyjna miała istotny wpływ na ich wyniki. Przykładem jest fundusz Opera Universa.pl stosujący bardzo elastyczną politykę inwestycyjną, dzięki której jako jeden z nielicznych funduszy osiągnął dodatnią stopę zwrotu. Najgorsze wyniki osiągnęła grupa funduszy, których polityka inwestycyjna określała inwestowanie w akcje amerykańskich przedsiębiorstw. Paradoksalnie ta grupa funduszy obok funduszy akcji globalnych rynków rozwiniętych, charakteryzowała się najniższym poziomem ryzyka całkowitego.

Wśród funduszy najgorsze wyniki osiągnął fundusz PKO/Credit Suisse ŚFW SFIO Subfundusz Japońskiego Rynku Akcji, którego polityka inwestycyj-



na w głównej mierze ograniczała lokowanie aktywów funduszu do jednostek uczestnictwa zbywanych przez zagraniczne fundusze akcji spółek japońskich.

### **Literatura:**

1. Brigham E. F., *Podstawy zarządzania finansami*, PWE, Warszawa 1997.
2. Klasyfikacja funduszy inwestycyjnych otwartych oraz specjalizacyjnych funduszy inwestycyjnych otwartych, Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami.
3. Prospekty informacyjne funduszy inwestycyjnych.
4. Ustawa o funduszach inwestycyjnych z dnia 27 maja 2004 roku, Dz. U. z 2004 r., Nr 146, poz. 1546.
5. Wyniki przetargów bonów skarbowych <http://www.mf.gov.pl/dokument.php?const=5&dzial=724&id=69875,03=03-2008>.

### **STRESZCZENIE**

Artykuł stanowi analizę wyników funduszy inwestycyjnych akcji zagranicznych uzyskanych w okresie od lutego 2007 roku do lutego 2008 roku. Badane fundusze akcji podzielono na 8 grup funduszy uwzględniając prowadzoną przez nie politykę inwestycyjną. Wyszczególniono następujące grupy funduszy: fundusze akcji amerykańskich, fundusze akcji europejskich rynków rozwiniętych, fundusze akcji europejskich rynków wschodzących, fundusze akcji europejskich rynków wschodzących małych i średnich spółek, fundusze akcji globalnych rynków rozwiniętych, fundusze akcji globalnych rynków wschodzących, fundusze akcji regionu Azji i Pacyfiku oraz pozostałe fundusze akcji zagranicznych. Wyniki badania dowodzą, że polityka inwestycyjna funduszy akcji zagranicznych miała wpływ na osiągnięte przez nie wyniki.

### **INVESTMENT POLICY AND PERFORMANCE OF FOREIGN EQUITY INVESTMENT FUNDS**

#### **SUMMARY**

The paper presents the performance of foreign equity investment funds in period since 02.2007 to 02.2008. Foreign equity investment funds were split into eight parts of funds where take into consideration their investment policy. The first group of investment funds was an American equity funds group, the second one was the European developed markets equity funds group, the third group was European equity emerging markets funds group, the another one was European equity emerging markets small and

mid size companies funds group, global developed markets equity funds group, global emerging markets equity funds group, equity of Asia and the Pacific region funds group and the last one was remaining foreign equity funds group. The research proved that investment region and investment policy had an influence on performance of foreign equity investment funds.

*Translated by D. Dawidowicz*

*Dr Dawid Dawidowicz*  
Akademia Rolnicza w Szczecinie  
ddawidowicz@e-ar.pl

EWA DZIAWGO

## OPCJE ZAMIANY

### Wstęp

Rosnąca zmienność warunków rynkowych wpływa na wzrost ryzyka związanego z prowadzeniem działalności gospodarczej, co z kolei przyczynia się do wzrostu zapotrzebowania na nowe instrumenty zarządzania ryzykiem.<sup>1</sup> Opcje należą do szczególnie atrakcyjnych instrumentów zarządzania ryzykiem, gdyż ich nabywca ma prawo ale nie obowiązek realizacji umowy.

W artykule opisane zostały opcje zamiany<sup>2</sup>, które należą do klasy opcji egzotycznych – korelacyjnych. Opcje egzotyczne są instrumentami, których struktura dochodu jest odmienna od struktury dochodu, którą zapewniają opcje zwykłe. Funkcja wypłaty opcji zamiany zależy od ceny dwóch instrumentów bazowych. W cenie tej opcji uwzględniana jest korelacja między danymi instrumentami bazowymi. Opcje zamiany występują w obrocie na rynku niepublicznym.

Celem artykułu jest prezentacja opcji zamiany: charakterystyka instrumentu, przedstawienie modelu wyceny, analiza wpływu wybranych czynników na kształtowanie się wartości rozpatrywanych opcji. Analiza empiryczna zawarta w artykule została przeprowadzona na podstawie symulacji wyceny walutowej opcji zamiany CAD na USD oraz walutowej opcji zamiany USD na CAD. Analiza wrażliwości ceny opcji przeprowadzona została na podstawie symulacji wyceny walutowej opcji zamiany CAD na USD.

---

<sup>1</sup> Zagadnienia związane z zarządzaniem ryzykiem omówione są w pracy [8].

<sup>2</sup> Inne nazwy tej opcji to opcja wymienna lub opcja wymiany.

### Charakterystyka opcji zamiany

Opcja zamiany (ang. exchange option)<sup>3</sup> należy do klasy opcji korelacyjnych.<sup>4</sup> Cena takiej opcji zależy od kształtowania się ceny dwóch instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$ . Nabywca opcji zamiany instrumentu  $K_2$  na instrument  $K_1$ , ma prawo do wymiany instrumentu  $K_2$  na  $K_1$ . Jeśli opcja będzie realizowana, wówczas nabywca opcji zamiany zapłaci za instrument  $K_1$  cenę instrumentu  $K_2$ .

Funkcja wypłaty opcji zamiany instrumentu  $K_2$  na instrument  $K_1$  jest postaci:

$$W_{1/2}(T) = \max[K_1(T) - K_2(T); 0], \quad (1)$$

gdzie:

$W_{1/2}(T)$  – wartość funkcji wypłaty opcji zamiany instrumentu  $K_2$  na instrument  $K_1$ ,

$K_1(T)$  – cena instrumentu  $K_1$  w chwili  $T$ ,

$K_2(T)$  – cena instrumentu  $K_2$  w chwili  $T$ ,

$T$  – czas wygaśnięcia opcji.

Ze wzoru (1) wynika, że opcję zamiany instrumentu  $K_2$  na instrument  $K_1$  można alternatywnie traktować jako:

- opcję kupna instrumentu  $K_1$  po cenie wykonania  $K_2(T)$ , lub
- opcję sprzedaży instrumentu  $K_2$  po cenie wykonania  $K_1(T)$ .<sup>5</sup>

Z kolei nabywca opcji zamiany instrumentu  $K_1$  na instrument  $K_2$ , ma prawo do wymiany instrumentu  $K_1$  na  $K_2$ . Jeśli opcja zostanie zrealizowana, wówczas nabywca tej opcji zamiany zapłaci za instrument  $K_2$  cenę instrumentu  $K_1$ .

Funkcja wypłaty opcji zamiany instrumentu  $K_1$  na instrument  $K_2$  jest postaci:

$$W_{2/1}(T) = \max[K_2(T) - K_1(T); 0], \quad (2)$$

gdzie:

$W_{2/1}(T)$  – wartość funkcji wypłaty opcji zamiany instrumentu  $K_1$  na instrument  $K_2$ , pozostałe oznaczenia są takie same jak we wzorze (1).

Z analizy wzoru (2) wynika, że opcja zamiany instrumentu  $K_1$  na instrument  $K_2$  może być alternatywnie traktowana jako:

- opcja kupna instrumentu  $K_2$  po cenie wykonania  $K_1(T)$ , lub

<sup>3</sup> W 1978 roku W. Margrabe po raz pierwszy opisał opcje zamiany.

<sup>4</sup> Zagadnienia związane z opcjami zamiany poruszane są w pracach [1], [3], [4], [5], [6], [7].

<sup>5</sup> Por.[7].

- opcja sprzedaży instrumentu  $K_1$  po cenie wykonania  $K_2(T)$ .

### Model wyceny opcji zamiany

Model wyceny opcji zamiany instrumentu  $K_2$  na instrument  $K_1$  jest postaci:

$$c_{1/2}(t) = K_1(t)e^{(r-q_1)(T-t)}N(d_1) - K_2(t)e^{(r-q_2)(T-t)}N(d_2) \quad (3)$$

gdzie:

$c_{1/2}(t)$  – cena opcji zamiany instrumentu  $K_2$  na instrument  $K_1$  (w chwili  $t$ ,  $t \in [0, T]$ ),

$K_1(t)$  – cena instrumentu  $K_1$  w chwili  $t$ , gdzie  $t \in [0, T]$ ,

$K_2(t)$  – cena instrumentu  $K_2$  w chwili  $t$ ,  $t \in [0, T]$ ,

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{K_1(t)}{K_2(t)}\right) + (q_2 - q_1 - 0,5\sigma_z^2)t}{\sigma_z\sqrt{t}}, \quad d_1 = d_2 + \sigma_z\sqrt{t},$$

$\sigma_z$  – zmienność zagregowana (zależy od zmienności cen instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$  oraz współczynnika korelacji),  $\sigma_z = \sqrt{\sigma_1^2 - 2\rho\sigma_1\sigma_2 + \sigma_2^2}$ ,

$\sigma_1$  – zmienność ceny instrumentu  $K_1$ ,  $\sigma_2$  – zmienność ceny instrumentu  $K_2$ ,

$\rho$  – współczynnik korelacji między logarytmicznymi stopami zwrotu z instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$ ,

$q_1$  – stopa dywidendy instrumentu  $K_1$ ,  $q_2$  – stopa dywidendy instrumentu  $K_2$ ,

$r$  – stopa procentowa wolna od ryzyka,

$T$  – termin wygaśnięcia opcji,

$N(d)$  – wartość dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego zmiennej  $d$ .

Model wyceny opcji zamiany instrumentu  $K_1$  na instrument  $K_2$  jest postaci:

$$c_{2/1}(t) = K_2(t)e^{(r-q_2)(T-t)}N(-d_2) - K_1(t)e^{(r-q_1)(T-t)}N(-d_1), \quad (4)$$

gdzie:

$c_{2/1}(t)$  – cena opcji zamiany instrumentu  $K_1$  na instrument  $K_2$  (w chwili  $t$ , gdzie  $t \in [0, T]$ ), pozostałe oznaczenia są takie same jak we wzorze (3).

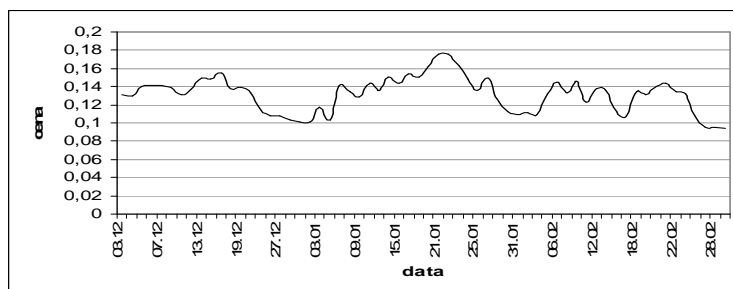
Cena opcji zamiany zależy od ceny instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$ , korelacji między stopami zwrotu z obu instrumentów, zmienności ceny każdego z instrumentów, stopy dywidendy instrumentu  $K_1$  oraz  $K_2$ , czasu wygaśnięcia opcji.

**Przykład 1**

Rozważania dotyczą wyceny opcji zamiany USD (pierwszy instrument) na CAD (drugi instrument) oraz opcji zamiany CAD na USD. Symulacja przeprowadzona jest dla okresu 01.12.2007 – 29.02.2008r. Współczynnik korelacji wynosi 0,6. Termin wygaśnięcia rozpatrywanych opcji zamiany wynosi 1 rok.

Na rys. 1 przedstawiono kształtowanie się ceny opcji zamiany CAD na USD (ozn. op.1/2). Natomiast rys. 2 jest ilustracją kształtowania się ceny opcji zamiany USD na CAD (ozn. op. 2/1).

W analizowanym okresie opcja zamiany CAD na USD w większości przypadków była typu *in-the-money*.<sup>6</sup> W okresie 21.12-04.01, 30.01-05.02, 14.02-15.02, 26.02-29.02 rozpatrywana opcja zamiany była *out-of-the-money*. Wzrost różnicy między cenami instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$  wpływa na wzrost ceny opcji zamiany.

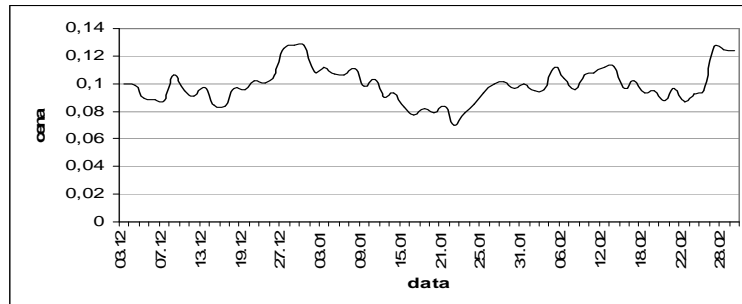


Rys. 1. Kształtowanie się ceny walutowej opcji zamiany CAD na USD w okresie 01.12.2007 – 29.02.2008 r.

Źródło: opracowanie własne.

Największa różnica między cenami instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$  wystąpiła w dniu 22 stycznia i wówczas opcja zamiany osiągnęła największą wartość 0,1756 zł. Jeśli różnica między cenami instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$  maleje, wówczas zmniejsza się wartość ceny opcji zamiany. W dniu 27 lutego wystąpiła najmniejsza różnica między cenami instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$ . W tym dniu wartość opcji zamiany CAD na USD była najmniejsza i wynosiła 0,0949 zł.

<sup>6</sup> Opcja kupna (sprzedaży) jest typu *in-the-money* jeśli posiada wartość wewnętrzną, czyli bieżąca cena instrumentu bazowego jest większa (mniejsza) od ceny wykonania. Opcja kupna (sprzedaży) jest typu *out-of-the-money*, jeśli bieżąca cena instrumentu bazowego jest mniejsza (większa) od ceny wykonania. Opcja jest typu *at-the-money*, jeśli bieżąca cena instrumentu bazowego jest równa cenie wykonania. Por. [2].

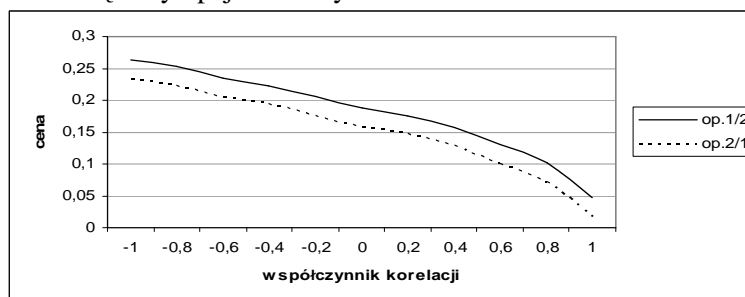


Rys. 2. Kształtowanie się ceny walutowej opcji zamiany USD na CAD w okresie 01.12.2007 – 29.02.2008 r.

Źródło: opracowanie własne.

Z kolei analizowana opcja zamiany USD na CAD w większości przypadków była typu *out-of-the-money*. Najmniejszą wartość 0,0699zł opcja osiągnęła w dniu 22 stycznia. Analizowana opcja była typu *in-the-money* w okresie 21.12-04.01, 30.01-05.02, 14.02-15.02, 26.02 -29.02. Największą wartość rozpatrywana opcja osiągnęła w dniu 27 lutego.

Na rys. 3 przedstawiono wpływ wartości współczynnika korelacji na kształtowanie się ceny opcji zamiany.



Rys. 3. Wpływ wartości współczynnika korelacji na kształtowanie się ceny opcji zamiany.

Źródło: opracowanie własne.

Jeśli różnica między wartością instrumentu  $K_1$  oraz  $K_2$  jest większa, to opcja zamiany jest droższa i wówczas największa wartość opcji zamiany występuje w sytuacji, kiedy współczynnik korelacji wynosi -1. Wzrost wartości współczynnika korelacji wpływa na spadek ceny opcji zamiany. W przypadku kiedy współczynnik korelacji wynosi 1, to przy danej różnicy między wartością instrumentu  $K_1$  oraz  $K_2$  opcja zamiany jest najtańsza.

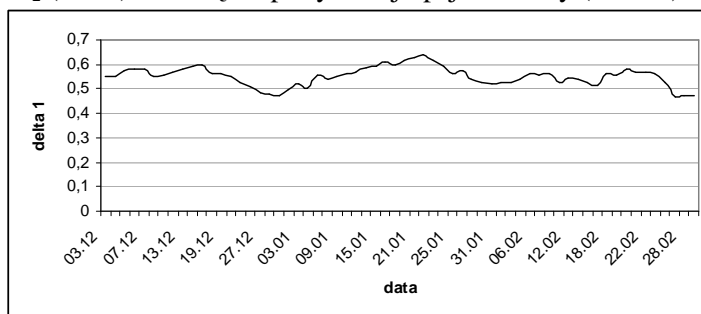
### Analiza wrażliwości modelu wyceny opcji zamiany

Głównymi czynnikami wpływającymi na cenę opcji zamiany są: cena instrumentu  $K_1$  oraz  $K_2$ , korelacja między stopami zwrotu z obu instrumentów, zmienność ceny każdego z instrumentów, czas wygaśnięcia opcji. Jeśli w równaniu 3 lub 4 wyznaczy się pochodną względem każdej ze zmiennych, to otrzyma się informację o wpływie zmiany wartości tej zmiennej na cenę rozpatrywanej opcji zamiany. Pochodne te oznacza się greckimi literami.

Ilustracja empiryczna zawarta w tym rozdziale dotyczy analizy wrażliwości ceny walutowej opcji zamiany CAD na USD (rozpatrywanej w przykładzie 1).

Współczynnik *delta*  $\left[ \Delta = \frac{\partial c}{\partial K} \right]$  określa o ile zmieni się cena opcji, gdy cena instrumentu bazowego zmieni się o jednostkę.

Ponieważ na cenę opcji zamiany wpływa zarówno cena instrumentu  $K_1$  jak i cena instrumentu  $K_2$ , więc dla tego typu opcji wyznacza się dwa współczynniki *delta*. Na rys. 4 przedstawiono kształtowanie się wartości współczynnika *delta* 1 określającego wpływ zmiany ceny pierwszego instrumentu  $K_1$  (USD) na wartość opcji. Z kolei rys. 5 jest ilustracją wpływu zmiany ceny drugiego instrumentu  $K_2$  (CAD) na cenę rozpatrywanej opcji zamiany (*delta* 2).

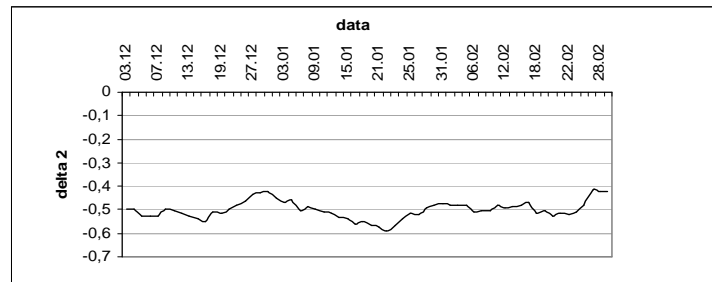


Rys. 4. Kształtowanie się współczynnika *delta* 1 opcji zamiany CAD na USD.

Źródło: opracowanie własne.

Współczynnik *delta* 1 przyjmuje wartości dodatnie. Oznacza to, że wzrost ceny instrumentu  $K_1$  wpływa na wzrost ceny rozpatrywanej opcji zamiany. Natomiast spadek ceny tego instrumentu powoduje spadek ceny opcji. Największe wartości współczynnika *delta* 1 wystąpiły w sytuacji, kiedy rozpatrywana opcja była typu *in-the-money*.



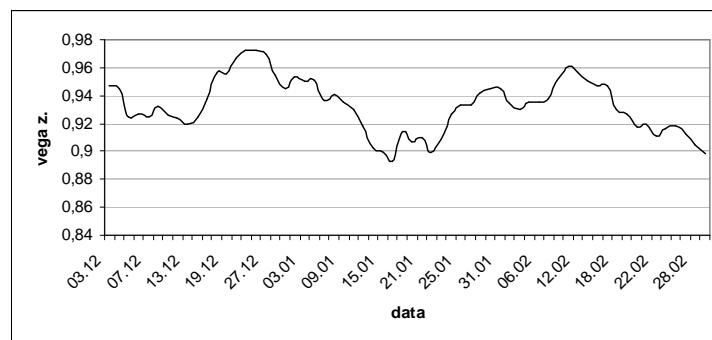


Rys. 5. Kształtowanie się współczynnika delta 2 opcji zamiany CAD na USD.  
 Źródło: opracowanie własne.

Z kolei ujemne wartości współczynnika *delta 2* oznaczają, że wzrost ceny instrumentu  $K_2$  wpływa na spadek ceny rozpatrywanej opcji. Natomiast spadek ceny instrumentu  $K_2$  przyczynia się do wzrostu ceny rozpatrywanej walutowej opcji zamiany CAD na USD.

Współczynnik *vega z*  $\left[ v = \frac{\partial c}{\partial \sigma} \right]$  określa o ile zmieni się cena opcji, gdy odchylenie standardowe zmieni się o jednostkę. W przypadku opcji zamiany rozpatruje się wpływ wahań zmienności każdego z instrumentów oraz zmienności zagregowanej na cenę opcji.

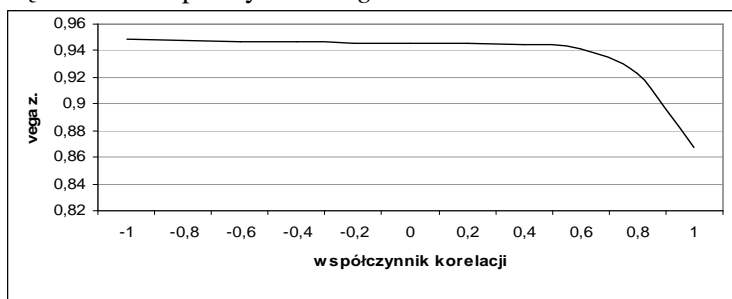
Na rys. 6 przedstawiono kształtowanie się wartości współczynnika *vega z*, określającego wpływ zmienności zagregowanej na kształtowanie się ceny opcji zamiany.



Rys. 6. Kształtowanie się współczynnika *vega z* opcji zamiany CAD na USD.  
 Źródło: opracowanie własne.

Współczynnik *vega z* przyjmuje zawsze wartości dodatnie. Wysoka wartość tego współczynnika świadczy o dużym wpływie wszelkich wahań zmienności zagregowanej na cenę opcji zamiany. Największa wartość współczynnika *vega z* występuje w sytuacji, kiedy opcja jest typu *at-the-money*.

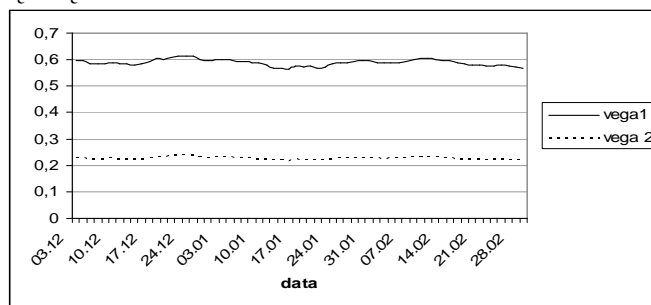
Rys. 7 jest ilustracją wpływu wartości współczynnika korelacji na kształtowanie się wartości współczynnika *vega z*.



Rys. 7. Wpływ współczynnika korelacji na kształtowanie się wartości współczynnika *vega z*.

Źródło: opracowanie własne.

Jeśli wartości współczynnika korelacji zmierzają do 1, to występuje gwałtowny spadek wartości współczynnika *vega z*. Kiedy współczynnik korelacji równy jest 1, to zmienność zagregowana wynosi  $\sigma_z = |\sigma_1 - \sigma_2|$ . Wówczas występuje najmniejsza wartość opcji zamiany. Kiedy współczynnik korelacji równy jest -1, to zagregowana zmienność wynosi  $\sigma_z = \sigma_1 + \sigma_2$  i opcja zamiany osiąga największą wartość.



Rys. 8. Kształtowanie się współczynnika *vega 1* oraz *vega 2* walutowej opcji zamiany CAD na USD.

Źródło: opracowanie własne.

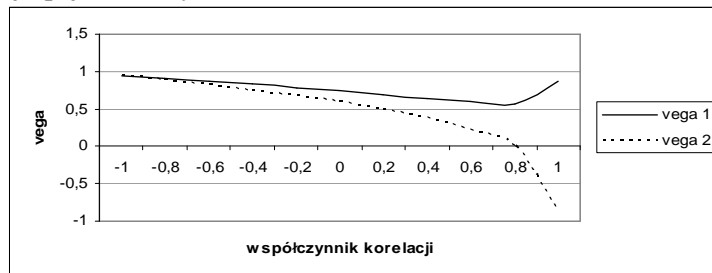
Na rys. 8 przedstawiono kształtowanie się wartości współczynnika *vega 1* (określającego wpływ wahań zmienności ceny instrumentu  $K_1$  (USD) na cenę opcji) oraz współczynnika *vega 2* (wskazującego wpływ wahań zmienności ceny instrumentu  $K_2$  (CAD) na cenę opcji) rozpatrywanej walutowej opcji zamiany CAD na USD.

Dla rozpatrywanej walutowej opcji zamiany obie wartości współczynników *vega 1* oraz *vega 2* są dodatnie. Wartość współczynnika *vega 1* jest więk-

sza od wartości współczynnika *vega* 2. Oznacza to, że dla rozpatrywanej opcji wahania zmienności ceny instrumentu  $K_1$  w większym stopniu wpływają na zmianę wartości opcji. Wartość współczynnika korelacji oraz zmienność cen instrumentów  $K_1$  oraz  $K_2$  w istotny sposób wpływają na kształtowanie się wartości współczynników *vega* 1 oraz *vega* 2. Na rys. 9 przedstawiono wpływ wartości współczynnika korelacji na kształtowanie się współczynników *vega* 1 oraz *vega* 2.

Kiedy współczynnik korelacji jest ujemny, to wartości współczynników *vega* 1 oraz *vega* 2 są zawsze dodatnie. Natomiast w sytuacji nieujemnej korelacji, w zależności od istniejącej relacji między wartościami współczynników zmienności cen instrumentów  $K_1$  i  $K_2$  oraz od wartości współczynnika korelacji, jeden ze współczynników *vega* 1 lub *vega* 2 może być ujemny.

Rys. 10 jest ilustracją kształtowania się wartości współczynnika *theta* rozpatrywanej opcji zamiany CAD na USD.



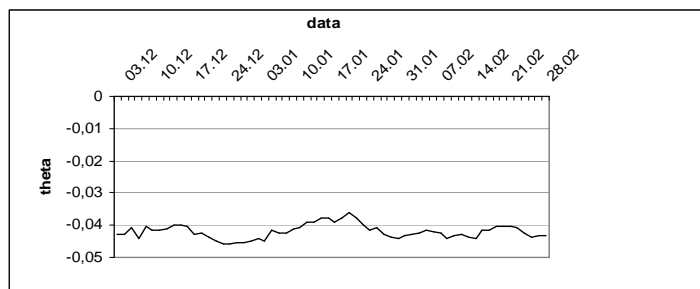
Rys. 9. Wpływ współczynnika korelacji na wartość współczynnika *vega* 1 oraz *vega* 2.  
Źródło: opracowanie własne.

Współczynnik *theta*  $\left(\Theta = \frac{\partial c}{\partial t}\right)$  określa zmianę wartości opcji, gdy długość

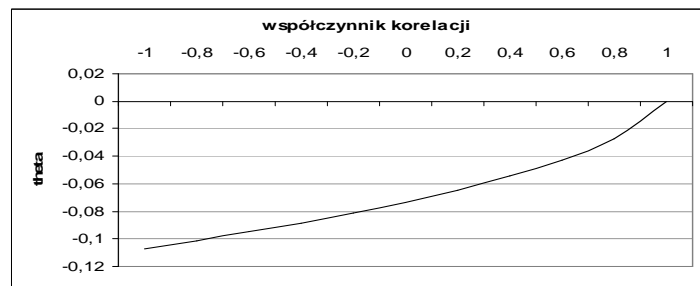
okresu do terminu wygaśnięcia spadnie o jednostkę.

Wartości współczynnika *theta* rozpatrywanej opcji zamiany są ujemne. Najmniejsze wartości współczynnika *theta* wystąpiły w okresie, kiedy opcja była typu *out-of-the-money*.

Najmniejsza wartość współczynnika *theta* występuje w przypadku, kiedy współczynnik korelacji wynosi -1. W tej sytuacji cena opcji zamiany jest najbardziej wrażliwa na zbliżanie się terminu wygaśnięcia. W przypadku wzrostu wartości współczynnika korelacji wartości współczynnika *theta* zmiernają do zera.



Rys. 10. Kształtowanie się wartości współczynnika theta opcji zamiany CAD na USD.  
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 11. Wpływ współczynnika korelacji na kształtowanie się wartości współczynnika theta.

Źródło: opracowanie własne.

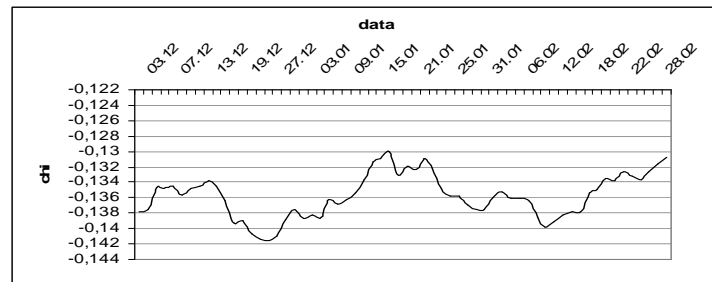
Z przeprowadzonej analizy, wynika, że współczynnik korelacji ma istotny wpływ na kształtowanie się ceny opcji zamiany oraz na wrażliwość tej ceny na zmianę czynników wpływających na wartość opcji.

Współczynnik  $chi$   $\left( \chi = \frac{\partial c}{\partial \rho} \right)$  określa wpływ zmiany współczynnika korelacji

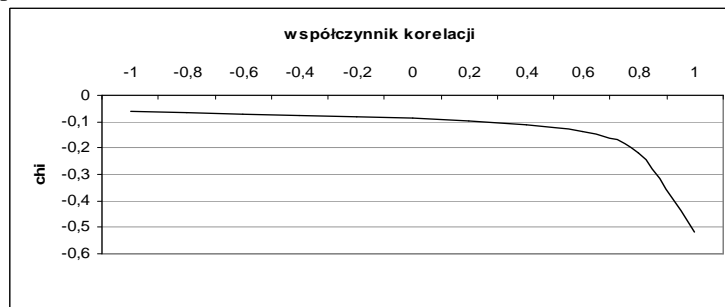
na cenę opcji.

Na rys. 12 przedstawiono kształtowanie się wartości współczynnika  $chi$  rozpatrywanej walutowej opcji zamiany CAD na USD.

Wartości współczynnika  $chi$  są ujemne. Oznacza to, że wzrost wartości współczynnika korelacji wpływa na spadek ceny opcji zamiany. W analizowanym przykładzie najmniejsza wartość współczynnika  $chi$  wystąpiła, kiedy opcja była typu *out-of-the-money*.



Rys. 12. Kształtowanie się współczynnika *chi* opcji zamiany CAD na USD.  
 Źródło: opracowanie własne.



Rys. 13. Wpływ współczynnika korelacji na wartość współczynnika *chi*.  
 Źródło: opracowanie własne.

Znaczny spadek wartości współczynnika *chi* występuje w sytuacji kiedy wartości współczynnika korelacji zmierzają do 1. Wówczas cena opcji zamiany jest najbardziej wrażliwa na wahania wartości współczynnika korelacji.

### Możliwości zastosowań opcji zamiany – przykłady

Koniecznością dla przedsiębiorstw prowadzących działalność gospodarczą na kilku rynkach jest zabezpieczenie się przed ryzykiem walutowym. Eksporterzy i importerzy dóbr i usług mogą opcje zamiany wykorzystać w celu zabezpieczenia się przed niekorzystnymi wahaniami kursów walut. Na przykład, pewne przedsiębiorstwo eksportuje wyprodukowany wyrób do kraju A. W rozliczaniu transakcji uwzględniana jest waluta kraju A (instrument bazowy  $K_1$ ). Z kolei do produkcji wyrobu przedsiębiorstwo importuje surowiec z kraju B. W rozliczeniu tej transakcji uwzględniana jest waluta kraju B (instrument bazowy  $K_2$ ). Przedsiębiorstwo w celu zabezpieczenia się przed ryzykiem niekorzystnej zmiany kursu walutowego może zbudować portfel, którego składnikami będą dwie opcje standardowe: opcja sprzedaży na walutę  $K_1$  oraz opcja kupna na

walutę  $K_2$ . Problemem w tym przypadku jest znalezienie opcji z odpowiadającą przedsiębiorstwu ceną wykonania.

Inną możliwością zabezpieczenia przed ryzykiem kursowym, znacznie korzystniejszą jest zakup opcji zamiany (koszt zakupu jednej opcji zamiany jest mniejszy od zakupu dwóch opcji standardowych). W przypadku, kiedy przedsiębiorstwo realizuje opcję zamiany wymienia określoną ilość waluty  $K_1$  (otrzymaną za eksportowany wyrób) na walutę  $K_2$  (potrzebną do zakupu importowanego surowca). W tej sytuacji zastosowanie opcji zamiany przyczynia się do braku wpływu kształtowania się kursów walut na wyniki ze sprzedaży danego wyrobu.

Opcje zamiany mogą być również wykorzystywane przez przedsiębiorstwa przejmujące inną firmę. Wówczas dla akcjonariuszy firmy przejmowanej można wystawić opcje zamiany posiadanych akcji na akcje firmy przejmującej.

Innym zastosowaniem opcji zamiany jest wprowadzenie jej do konstrukcji systemu wynagrodzeń dla pracowników. Będąc elementem bodźcowego systemu wynagradzania opcja zamiany jest instrumentem, który przyczynia się do osiągnięcia lepszych wyników przez jednostki organizacyjne przedsiębiorstwa, a tym samym wpływa na wzrost pozycji przedsiębiorstwa w konkurencyjnym otoczeniu. Na przykład, menedżer zarządzający funduszem inwestycyjnym może otrzymywać co pewien czas premię postaci:

$$aF \cdot W_{2/1}(T) = aF \cdot \max[K_2(T) - K_1(T); 0],$$

gdzie  $aF$  jest częścią wartości zarządzanego funduszu,

$W_{2/1}(T) = \max[K_2(T) - K_1(T); 0]$  jest funkcją wypłaty otrzymanej opcji zamiany,

$K_2(T)$  – stopa zwrotu z zarządzanego przez menedżera funduszu,  $K_1(T)$  – stopa zwrotu z funduszu konkurencyjnego.

### Podsumowanie

Głównymi czynnikami wpływającymi na wartość opcji zamiany są: cena dwóch instrumentów, wahania zmienności ceny dwóch instrumentów, czas wygaśnięcia opcji oraz współczynnik korelacji między stopami zwrotu z obu instrumentów. Wzrost różnicy między wartością obu instrumentów bazowych, spadek wartości współczynnika korelacji między stopami zwrotu z obu instrumentów, dłuższy czas wygaśnięcia opcji wpływa na wzrost ceny opcji zamiany.

Z przeprowadzonej analizy wrażliwości wynika, że wartości wszystkich rozpatrywanych greckich parametrów ulegają znacznym wahaniom w czasie.

Świadczy to o dużej wrażliwości ceny opcji zamiany na wahania wartości poszczególnych czynników. Dlatego opcje zamiany są szczególnie atrakcyjnym instrumentem dla grupy inwestorów stosujących opcje w transakcjach spekulacyjnych. Istotnym czynnikiem wpływającym na cenę opcji oraz kształtowanie się wartości greckich parametrów jest współczynnik korelacji między stopami zwrotu z obu instrumentów bazowych. Wahania wartości współczynnika korelacji przyczyniają się do znacznych zmian ceny opcji oraz wartości greckich parametrów.

Opcja zamiany z uwagi na zapewnianie charakterystycznej struktury dochodu, jest instrumentem finansowym, który dla eksporterów i importerów dóbr i usług może być wykorzystany w celu zabezpieczenia przed niekorzystnymi wahaniami kursów walut.

### Literatura

1. Briys E., Bellalah M., Mai H. M., Varenne F., *Options, Futures and Exotic Derivatives*, John Wiley&Sons. Chichester 1998.
2. Działwo E., *Modele kontraktów opcyjnych*. Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika. Toruń 2003.
3. Hull C. J., *Options, futures and other derivatives*. Prentice Hall International. Inc. 1989.
4. Jajuga K., Gudaszewski W., Hnatiuk M., *Opcje wieloczynnikowe – wprowadzenie*. Rynek Terminowy. 2/2004.
5. Kuźmierkiewicz M., *Opcje korelacyjne*. Bank i Kredyt. Maj 1999.
6. Pruchnicka-Grabias I., *Opcje korelacyjne – zasady działania i wybrane zastosowania*. [w:] Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. [red.] Tarczyński W. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Szczecin 2007.
7. Rubinstein M., *One for Another*. Risk. Vol. 4. 7. 1991.
8. Tarczyński W., Mojsiewicz M., *Zarządzanie ryzykiem*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne. Warszawa 2001.

### STRESZCZENIE

W artykule opisane zostały opcje zamiany, które należą do klasy opcji egzotycznych-korelacyjnych. Celem artykułu jest prezentacja opcji zamiany: charakterystyka instrumentu, przedstawienie modelu wyceny, analiza wpływu wybranych czynników na kształtowanie się wartości rozpatrywanych opcji. Analiza empiryczna zawarta w artyku-

le została przeprowadzona na podstawie symulacji wyceny walutowej opcji zamiany CAD na USD oraz walutowej opcji zamiany USD na CAD. Analiza wrażliwości ceny opcji zamiany przeprowadzona została na podstawie symulacji wyceny walutowej opcji zamiany CAD na USD.

## **EXCHANGE OPTIONS**

### **SUMMARY**

Exchange options are options which give their holders the right to exchange one asset for another. Exchange options are correlation options. The aim of the article is to analyse the prices of the exchange options and to examine the influence of selected factors on the option price. The article also characterised the Greek coefficients of the exchange option to exchange the second asset for the first asset price sensitivity. Theoretical issues related with the exchange options were exemplified by the exchange option currency price simulations on exchange CAD for USD.

*Translated by E. Dziawgo*

*Dr Ewa Dziawgo*  
Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu  
dziawew@uni.torun.pl





---

STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

IWONA FORYŚ  
EWA PUTEK-SZELAĞ

## INWESTYCJE W GRUNTY ROLNE NA PRZYKŁADZIE WOJEWÓDZTWA ZACHODNIOPOMORSKIEGO

### Wstęp

Inwestowanie w grunty rolne zyskało na znaczeniu wraz z planami przystąpienia Polski do Unii Europejskiej. Zwrócenie się inwestorów w kierunku tego specyficznego segmentu rynku nieruchomości wynikało przede wszystkim z przekonania, iż wzorem innych państw, również w Polsce nastąpi dynamiczny wzrost cen nieruchomości. W tym kontekście grunty rolne zyskiwały dodatkowo z uwagi na ograniczenia wprowadzone ustawą o kształtowaniu ustroju rolnego<sup>1</sup>. Wspomniana regulacja uniemożliwiła przez 12 lat od momentu wejścia Polski do UE, zakup nieruchomości rolnych cudzoziemcom, natomiast stworzyła preferencje dla polskich rolników skłonnych powiększać swoje gospodarstwa rolne. Mechanizm ograniczania dostępu do dobra, dla którego prawdopodobieństwo wzrostu wartości jest wysokie, musiał wywołać na rynku efekt spekulacyjny ze strony przede wszystkim inwestorów nie zainteresowanych bezpośrednim użytkowaniem gruntów rolnych, a oczekujących zwrotu w postaci czynszu dzierżawnego lub wzrostu wartości. Dodatkowym bodźcem stała się perspektywa uzyskiwania dopłat unijnych dla właścicieli (a w przypadku gruntów dzierżawionych dla dzierżawców), nie zapominając o powszechnej już przesłance zakupu nieruchomości rolnych w celu przystąpienia do Kasy Rolniczego

---

<sup>1</sup> Ustawa o kształtowaniu ustroju rolnego z dnia 11 kwietnia 2003 r. (Dz. U. z dnia 15 kwietnia 2003 r.)

Ubezpieczenia Społecznego (KRUS), która gwarantuje uczestnikom niższe składki ubezpieczenia społecznego niż ZUS.

W artykule podjęto problematykę inwestowania na rynku gruntów rolnych w Polsce, ze szczególnym uwzględnieniem okresu poprzedzającego przystąpienie Polski do Unii Europejskiej oraz efekty tej akcesji na rynku gruntów rolnych. W części pierwszej pokazano obrót gruntami rolnymi w Polsce w układzie województw, w podziale na transakcje rynkowe i przetargi organizowane przez Agencję Nieruchomości Rolnych (ANR, wcześniej AWRSP). W części drugiej skoncentrowano się na obrocie gruntami rolnymi na terenie województwa zachodniopomorskiego, aby ostatecznie dokonać oceny opłacalności inwestycji w te nieruchomości w oparciu o prosty wskaźnik rentowności inwestycji. W tym miejscu uwzględniono również wpływ dotacji unijnych na decyzje inwestorów oraz ryzyka, które są nieodłącznym elementem inwestowania.

### **Obrót nieruchomościami rolnymi w województwie zachodniopomorskim na tle Polski**

Jeżeli przyjąć rok 1990 jako pewien punkt zwrotny dla polskiego rynku nieruchomości<sup>2</sup>, to dla obrotu nieruchomościami rolnymi ważnym momentem było powstanie 01.01.1992 roku Agencji Własności Rolnych Skarbu Państwa (AWRSP)<sup>3</sup>. Do tego momentu nieruchomości rolne były Państwowymi Gospodarstw Rolnych zbywane były w procedurze likwidacyjnej, co oznaczało wyprzedaz majątku po niskich cenach. Niska opłacalność produkcji rolnej przy wysokiej inflacji nie zachęcała do inwestowania w nieruchomości rolne. Na rys. 1 pokazano dynamikę liczby transakcji nieruchomościami rolnymi, przyjmując rok 1990=100.

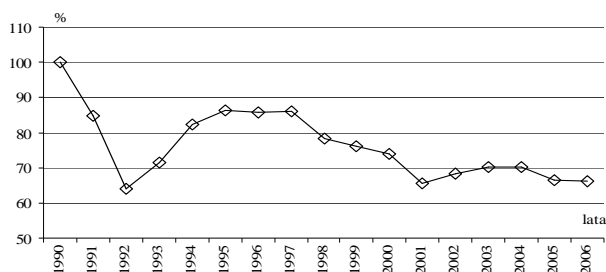
Okres dwóch kolejnych lat to wyraźny spadek liczby transakcji, z odwróceniem tendencji dopiero w latach 1992-1997. Jest to czas prosperity gospodarczej, w tym również zwiększonego zainteresowania nieruchomościami rolnymi w sąsiedztwie dużych aglomeracji miejskich.

Dekoniunktura gospodarcza, której pierwsze sygnały widoczne były w 1997 przyczyniła się do zmniejszenia zainteresowania obrotem nieruchomościami rolnymi. Kolejna fala wzrostowa nastąpiła w 2001 roku i można ją po-

<sup>2</sup> Zobacz Foryś I. (2008)

<sup>3</sup> Na mocy ustawy o gospodarowaniu nieruchomościami rolnymi Skarbu Państwa oraz o zmianie niektórych ustaw z dnia 19 października 1991 (Dz.U. Nr 91/107 poz. 464)

wiązać z akcesją Polski do Unii Europejskiej. Pierwsze rozmowy przedakcesyjne Polski dotyczyły właśnie ochrony gruntów rolnych przed niekontrolowanym wykupem ziemi przez cudzoziemców. Obawy takich reakcji inwestorów uzasadniały dysproporcje w cenach nieruchomości rolnych w Polsce i w krajach Unijnych, które sięgały nawet 400%. Wzrost wartości gruntów w okresie przedakcesyjnym, niechęć rolników do pozbywania się nieruchomości, malejący zasób nieruchomości rolnych Skarbu Państwa spowodowały spadek liczby transakcji w kolejnych latach.

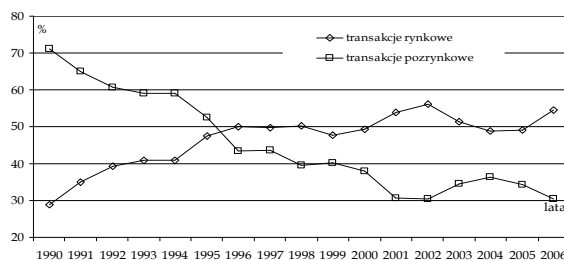


Rys. 1. Dynamika liczby transakcji nieruchomościami rolnymi w Polsce w latach 1990-2006 (1990 = 100).

Źródło: Foryś I. (2008)

Uzupełnieniem rozważań może być analiza struktury transakcji w podziale na transakcje rynkowe oraz sprzedaż przez Skarb Państwa lub gminę. Przewaga transakcji rynkowych zauważalna jest po 1996 roku, przy czym przez kolejne cztery lata nie jest ona tak znacząca jak w latach poprzednich, kiedy od 60-80% transakcji nieruchomościami rolnymi oznaczało sprzedaż realizowana przez Skarb Państwa i gminy. Na rys. 2 widoczny jest również stały spadek udziału transakcji pozarynkowych w transakcjach ogółem począwszy od 1996 roku.

Na tym tle w województwie zachodniopomorskim można zauważyć ciekawą tendencję dotyczącą udziału rynkowego transakcji w obrocie rynkowym i pozarynkowym (zobacz rys. 3). Zależność ta jest odwrotnie proporcjonalna w całym badanym okresie (lata 1990-2006). Transakcje rynkowe stanowią od 60-70% wszystkich transakcji nieruchomościami rolnymi, przy czym największy udział transakcji rynkowych był w 2002 roku, a najniższy w na początku lat dziewięćdziesiątych gdy AWRSP (Agencja Własności Rolnej Skarbu Państwa) rozpoczęła sprzedaż przejętych do zasobu nieruchomości rolnych po byłych Państwowych Gospodarstwach Rolnych (PGR).



Rys. 2. Struktura liczby transakcji nieruchomości rolnymi w obrocie rynkowym i pozarynkowym w Polsce w latach 1990-2006.

Źródło: Forys I. (2008)

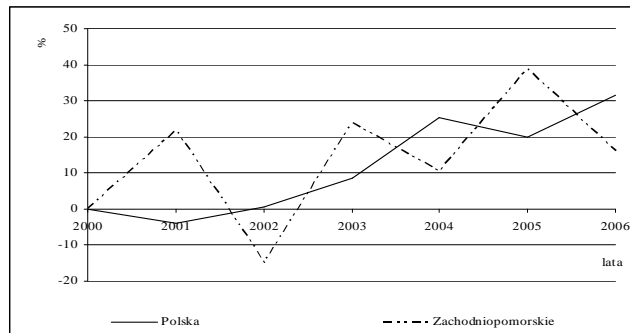


Rys. 3. Struktura liczby transakcji nieruchomości rolnymi w obrocie rynkowym i pozarynkowym w Polsce w latach 1990-2006.

Źródło: Forys I. (2008)

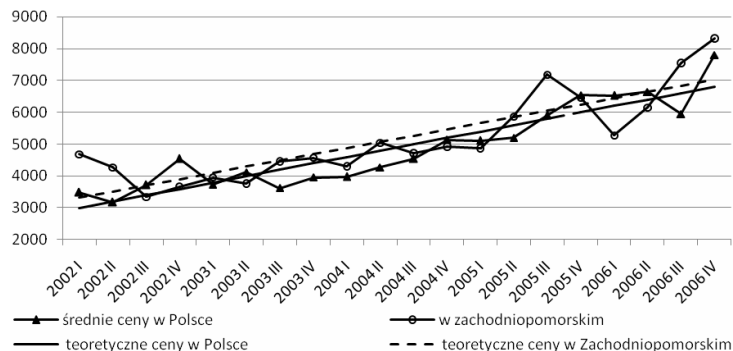
Szczególnym zainteresowaniem inwestorów w omawianym okresie cieszyły się grunty rolne nie obciążone zabudowaniami (budynkami, budowlami itp.). Na rys. 4 i 5 zaprezentowano dynamikę cen gruntów rolnych w województwie zachodniopomorskim na tle Polski w latach 2000-2006.

Tendencja w województwie zachodniopomorskim jest przeciwna w kolejnych latach do tendencji w Polsce, okresy wzrostu cen w zachodniopomorskim oznaczały spadek cen w kraju i na odwrót. W analizowanych latach można zauważyć trend wzrostowy przeciętnych cen gruntów rolnych w kraju i w województwie zachodniopomorskim. Tendencja ta jest wyraźniejsza a rys. 5, który przedstawia zmianę cen gruntów rolnych w ujęciu kwartalnym w latach 2002-2006.



Rys. 4. Dynamika cen gruntów rolnych w Polsce i w województwie zachodniopomorskim, sprzedawanych przez ANR w latach 2000-2006.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ANR.



Rys. 5. Przeciętne ceny 1 ha gruntów rolnych w Polsce i w województwie zachodniopomorskim, sprzedawanych przez ANR w kwartalach lat 2002-2006.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ANR.

$$\hat{Y}_{\text{ter.dla Polski}} = 2791,04 + 200,37 t \quad R^2 = 84,8 \quad Se = 515,7$$

(239,554)      (19,997)

Przeciętnie z kwartału na kwartał w badanym okresie ceny gruntów w Polsce rosły o 200 zł. Trend w 84,8% wyjaśnia kształtowanie się przeciętnej ceny 1 ha gruntu rolnego. W IV kwartale 2006 roku nastąpił znaczny wzrost ceny 1 ha gruntu w stosunku do poprzedniego kwartału o około 31%, dlatego też nie wyznaczono przewidywanych cen na następne kwartały.

$$\hat{Y}_{\text{ter.dla Zachodniopomorskiego}} = 3120,34 + 195,22 t \quad R^2 = 72,5 \quad Se = 731,3$$

(339,700)      (28,358)

W woj. Zachodniopomorskim grunty drożały przeciętnie o podobną kwotę jak w całym kraju, czyli o 195 zł. Trend w 72,5% wyjaśnia kształtowanie się

przeciętnej ceny 1 ha gruntu rolnego. Jednak z powodu zmiany tempa wzrosty w ostatnich od I kwartału 2006 roku również przy wyznaczaniu przewidywanej ceny 1 ha gruntu nie wykorzystano oszacowanego modelu tylko średnioroczne tempo zmian. Zakładając, że przeciętne tempo wzrostu cen 1 ha gruntu rolnego utrzyma się na poziomie z okresu I 2006 – IV 2006 to w I kwartale 2007 roku cena 1 ha gruntu powinna wynosić około 9.700 zł.

### **Opłacalność inwestowania w grunty rolne na przykładzie ANR w Szczecinie**

Inwestowanie na rynku nieruchomości jest jednym z elementów gospodarki rynkowej determinującym jej dynamiczny rozwój. Ponieważ inwestycja jest wyrzeczeniem się bieżącej konsumpcji na rzecz przyszłych korzyści, stąd towarzyszące inwestycji aspekt psychologiczny, czas i ryzyko, występują niezależnie od obszaru inwestowania (Jajuga 1996).

Inwestowanie w grunty rolne traktowane jako zakup gruntów w celu uzyskania korzyści (renty) z ich posiadania (na przykład w postaci czynszu dzierżawnego) lub w wyniku wzrostu wartości nieruchomości, wymaga odpowiednich predyspozycji i zachowań inwestora. Nie każdy jest skłonny odłożyć bieżącą konsumpcję na rzecz przyszłych, niepewnych zysków. Ten element zachowań inwestorów określa się jako skłonność lub awersję do ryzyka. W przypadku inwestowania na rynku nieruchomości rolnych dodatkowym elementem jest często nieznanie obszaru inwestowania, podejmowanie decyzji w oparciu o zasłyszane informacje czy powielanie zachowań innych inwestorów. Nie bez znaczenia dla oczekiwanego efektu inwestycji jest czas, który musi upłynąć aby inwestor osiągnął założony poziom zwrotu. Nieruchomości rolne charakteryzowały się długim okresem zwrotu z inwestycji w latach dziewięćdziesiątych z wyjątkiem gruntów rolnych w sąsiedztwie aglomeracji miejskich, które po odrolnieniu i przeznaczeniu pod zabudowę zyskiwały kilkakrotnie na wartości w ciągu trzech-czterech lat. W latach 2000-2005 zauważyć można natomiast 20-30% przyrost przeciętnej ceny 1 ha gruntów rolnych (zobacz rys. 3).

Ostatnim, ale znaczącym elementem towarzyszącym inwestycji jest ryzyko. Koncepcja ryzyka może być dwojaka: na ryzyko decyzji inwestycyjnej wpływa niepewność natury albo stosunek inwestora do ryzyka (Jajuga 1996). Z drugiej strony ryzyko można rozpatrywać z uwagi na osiągnięte efekty. Wówczas ryzyko jest rozumiane jako możliwość poniesienia straty (szkody) albo ryzyko trakto-

wane jest jako możliwość wystąpienia efektu niezgodnego z oczekiwanym (w sensie negatywnym). Przedstawione koncepcje ryzyka prowadzą do klasyfikacji ryzyk występujących na rynku nieruchomości, w szczególności na rynku nieruchomości rolnych.

Ryzyko na rynku nieruchomości jest dodatkowo powiązane z możliwością poniesienia uszczerbku lub strat majątkowych (Foryś 2004). W wyniku działania czynników fizycznych (słaba konstrukcja budynków, tereny powodziowe, czy nieprzewidziane zdarzenia losowe takie jak powodzie, huragany itp.). W przypadku nieruchomości rolnych zdarzenia takie zwiększają ryzyko w przypadku gdy osiągnięcie zakładanych dochodów jest uwarunkowane np. plonami z uprawianych gruntów (gdy umowa określa czynsz dzierżawny w relacji do plonów uzyskanych z ha gruntów). Traktując jednak inwestycję w nieruchomości rolne w oderwaniu od bezpośrednich dochodów z produkcji rolniczej, można wyróżnić klasyczne ryzyka: ryzyko rynku, ryzyko stóp procentowych, ryzyko siły nabywczej, ryzyko operacyjne, ryzyko finansowe czy ryzyko płynności, bankructwa. Ryzyko rynku wynika z faktu powiązania sytuacji na rynku nieruchomości rolnych z otoczeniem rynkowym (kondycją gospodarki, cyklem koniunkturalnym na rynku nieruchomości). Wzrost cen mieszkań w miastach wywołał wzrost popytu i cen nieruchomości rolnych na obrzeżach miast. Ryzyko stóp procentowych oznacza powiązanie oczekiwanych dochodów i stóp zwrotu na innych alternatywnych rynkach z oczekiwaniami inwestorów na rynku nieruchomości rolnych. Wzrost tych pierwszych oznacza spadek atrakcyjności inwestowania w nieruchomości rolne. Ryzyko siły nabywczej dla rynku tak kapitałochłonnego jak rynek nieruchomości jest jednym z najważniejszych elementów zagrażających inwestycjom na tym rynku, zwłaszcza traktowanych spekulacyjnie i krótkoterminowych. W efekcie braku płynności na wąskim rynku nieruchomości rolnych, finansowym kapitałem obcym pojawia się ryzyko bankructwa.

W przypadku inwestycji w grunty rolne można pokusić się o wyznaczenie wskaźnika rentowności jako przesłanki inwestowania przez inwestorów oczekujących zwrotów ze wzrostu wartości gruntów oraz pożytków z czynszu dzierżawnego. Obliczenia przeprowadzono na przykładzie danych zgromadzonych przez ANR Oddział w Szczecinie, który swoim zasięgiem obejmuje województwo zachodniopomorskie.

Oceniając rentowność inwestycji w nieruchomości rolne w Polsce można przyjąć prostą stopę zwrotu liczoną jako relację średniego rocznego czynszu dzierżawnego gruntów rolnych do ceny 1 ha takich gruntów. Wyniki przedstawiono w tabeli 1. W dłuższej perspektywie rentowność spada z powodu szybszego wzrostu przeciętnej ceny 1 ha, która na przestrzeni lat 1992-2006 wzrosła w zasobach ANR z 500zł/ha do 7374 zł/ha natomiast w obrocie prywatnym z 1190 zł/ha do 9290 zł/ha. W tym samym czasie wysokość czynszu dzierżawnego w ANR wzrosła blisko dwukrotnie.

Tabela 1. Stopa zwrotu z inwestycji w grunty rolne w Polsce i województwie zachodniopomorskim (%).

Obrót	2004		2005		2006	
	prywatny	ANR	prywatny	ANR	prywatny	ANR
Polska	2,5	3,5	3,0	3,0	3,3	2,4
Zachodniopomorskie		3,4	2,7	3,3	3,1	3,0

Źródło: opracowanie własne w oparciu o dane GUS i ANR.

Inwestowanie w grunty rolne jest lokatą długoterminową i dochód kapitałowy wynikający ze wzrostu wartości gruntów rolnych jest głównym czynnikiem wpływającym na opłacalność inwestycji. Natomiast dochody bieżące uzyskiwane z dzierżawy nie wskazują na wysoką opłacalność takiej inwestycji. Dodatkowym bodźcem w inwestowanie w grunty jest uzyskiwanie dotacji unijnych.

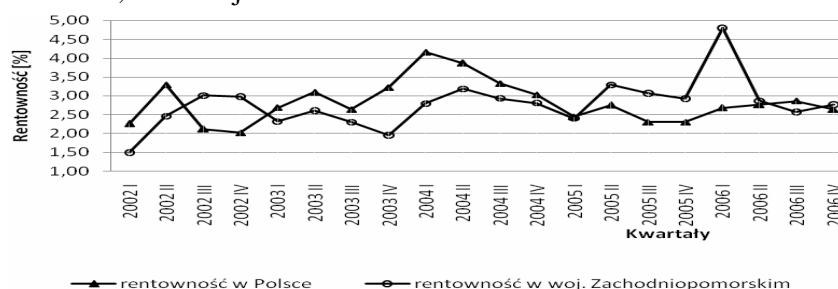
Na rys. 6. przedstawiono przeciętną kwartalną rentowność inwestycji w grunty rolne będące w zasobie Agencji Nieruchomości Rolnych dla Polski oraz województwa zachodniopomorskiego w latach 2002-2007.

Jest to okres obejmujący dwa lata przed wejściem Polski do Unii Europejskiej i dwa lata po akcesji. Pierwszy kwartał 2005 roku zmienił dotychczasową tendencję w rentowności omawianych inwestycji w relacji województwa zachodniopomorskiego do całego kraju.

Pomijając trzy kwartały na przełomie 2002/2003 roku rentowność w województwie zachodniopomorskim była niższa niż w Polsce aż do pierwszego kwartału 2005 roku, gdy ceny nieruchomości rolnych w województwie zachodniopomorskim wyraźnie wzrosły (zobacz rys. 5). Przy zwiększonym zainteresowaniu kupujący, zachodniopomorskie jako jedno z nielicznych województw miało w tym czasie w obrocie duże nieruchomości kilkuset hektarowe. Najwyż-



szą rentowność zauważono w województwie zachodniopomorskim w I kwartale 2006 roku i wynosiła 4,8%, a najniższą w I kwartale 2002 roku i wyniosła 1,49%. W Polsce najwyższą przeciętną rentowność miała miejsce w I kwartale 2004 roku – 4,16% a najniższa w IV kwartale 2002 roku.



Rys. 6. Przeciętna rentowność gruntów rolnych będących w zasobie ANR w Polsce i w województwie zachodniopomorskim w kwartalach 2002-2007 (w %).

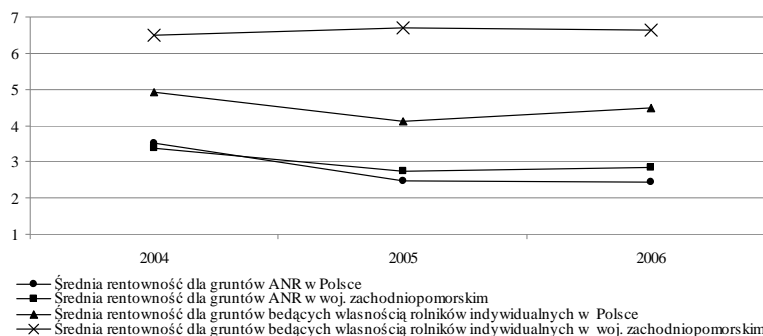
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ANR.

Wyraźne dysproporcje pomiędzy wskaźnikiem rentowności dla Polski ogółem a województwem zachodniopomorskim w latach 2004-2006 widoczne są na rys. 7. Przy czym rentowność inwestycji dla gruntów w obrocie prywatnym jest wyższa niż w obrocie gruntami ANR (zarówno w Polsce jak i w województwie), natomiast w porównaniu Polska, województwo zachodniopomorskie, rentowność w analizowanych latach jest wyższa w obu przypadkach (grunty prywatne, grunty ANR) w województwie zachodniopomorskim.

Można zauważyć spadek wyznaczanego wskaźnika dla gruntów będących w obrocie realizowanym przez ANR o około 1 punkt procentowy i niewielki wzrost o 0,1 punkt procentowy przypadku obrotu prywatnego. Sytuacja ta jest wynikiem wyczerpywania się z zasobu Agencji atrakcyjnych nieruchomości rolnych, która swoje zadania realizuje od ponad siedemnastu lat.

## PODSUMOWANIE

Inwestowanie w nieruchomości rolne, w tym w grunty rolne zyskało na znaczeniu wraz z planami przystąpienia Polski do Unii Europejskiej. Zwrócenie się inwestorów w kierunku tego specyficznego segmentu rynku nieruchomości wynikało przede wszystkim z przekonania, iż wzorem innych państw, również w Polsce nastąpi dynamiczny wzrost cen nieruchomości.



Rys. 7. Przeciętna rentowność gruntów będących własnością zarówno ANR jak i rolników indywidualnych Polsce i w województwie zachodniopomorskim w latach 2004-2007 (w %).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ANR.

Dodatkowym bodźcem stała się perspektywa uzyskiwania dopłat unijnych dla właścicieli (a w przypadku gruntów dzierżawionych dla dzierżawców), nie zapominając o powszechnej już przesłance zakupu nieruchomości rolnych w celu przystąpienia do Kasy Rolniczego Ubezpieczenia Społecznego (KRUS), która gwarantuje uczestnikom niższe składki ubezpieczenia społecznego niż ZUS.

## LITERATURA

1. Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. PWN, Warszawa 1996.
2. Ustawa o kształtowaniu ustroju rolnego z dnia 11 kwietnia 2003 r. (Dz. U. z dnia 15 kwietnia 2003 r.)
3. Foryś I., *Zarządzanie ryzykiem utraty minie, bezpieczeństwa, awarii, odpowiedzialności cywilnoprawnej*. Wprowadzenie do zarządzania nieruchomością (red. M. Bryx). Poltext Warszawa 2004.
4. Foryś I., Putek-Szeląg E., *Metody statystyczne w analizie transakcji gruntami rolnymi w województwie zachodniopomorskim na przykładzie zasobu Agencji Nieruchomości Rolnych*, w: Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki US NR 17, ZN US NR 450, Szczecin 2007.
5. Foryś I., *Społeczno-gospodarcze uwarunkowania rozwoju rynku nieruchomości. Ujęcie statystyczne*. (maszynopis w druku) Szczecin 2008.

6. Foryś I., Putek-Szelağ E., *Przesłanki inwestowania w nieruchomości rolne na przykładzie zasobów AWRSP i ANR w zachodniopomorskim*. Studia i materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości vol. 16 Olsztyn 2008.

### STRESZCZENIE

Rynek nieruchomości jest częścią rynku kapitałowego, z uwagi na fakt, że są to inwestycje długoterminowe, wymagające zaangażowania dużego kapitału. Jednym z segmentów rynku nieruchomości są nieruchomości rolne, które do niedawna postrzegane były przede wszystkim jako środek produkcji, niezbędny dla uzyskania dochodów z produkcji rolniczej. W ostatnich latach, zwłaszcza w okresie poprzedzającym wejście Polski do Unii Europejskiej okazało się, że zakup nieruchomości rolnych w Polsce nie zawsze towarzyszył chęci powiększenia areалу produkcyjnego. Coraz powszechniejszą przesłanką lokowania środków finansowych w nieruchomości rolne jest wzrost wartości rynkowej tych nieruchomości oraz korzyści dodatkowe, związane z dopłatami unijnymi.

W artykule dokonano przeglądu transakcji przeprowadzonych na polskim rynku nieruchomości rolnych w obrocie prywatnym jak również w obrocie realizowanym przez Agencję Nieruchomości Rolnych (ANR), w tym analizy przesłanek inwestowania w nieruchomości rolne po okresie transformacji gospodarczej w Polsce, aż do przystąpienia do Unii Europejskiej. Wyznaczony został wskaźnik rentowności takiej inwestycji dla województwa zachodniopomorskiego oraz Polski ogółem wraz z analizą ryzyk związanych z inwestowaniem w nieruchomości rolne w Polsce. Szczegółowej analizie zostały poddane transakcje ANR w województwie zachodniopomorskim.

### THE FARMLANDS INVESTMENTS ON THE EXAMPLE OF THE ZACHODNIOPOMORSKIE VOIVODESHIPS

#### SUMMARY

Real property market (Real estate market) is a part of a capital market. It includes a long-term investment demanding use large capital. One from the segment of real estate market is the agricultural real property, which has been perceived recently as means of production. They are very essential for obtaining of income from agriculture production. In the last years, especially in the period preceding the entrance of Poland in the European Union, it has been shown, that purchase of agricultural real property has not always accompanied a desire to expansion of productive area. Market value growth of agricultural real property and additional advantage connected with extra charge from

UE is currently more common premise of investing financial means in this type of real property.

In this article the review of transaction carrying out on polish, agricultural real property market in private and ANR turnover has been shown. Emphasis was given on analysis of investing in the agricultural real property in time after the economy transformation in Poland to entrance Poland in the EU. The profitability index/indicator of this type of investment for the Pomeranian Province as well as the whole of Poland was determined.

*Translated by I. Foryś*

*Dr Iwona Foryś*  
Uniwersytet Szczeciński  
forys@uoo.univ.szczecin.pl

*Dr Ewa Putek-Szeląg*  
Uniwersytet Szczeciński  
wicheru@uoo.univ.szczecin.pl



MAGDALENA FRASYNIUK-PIETRZYK

## MOŻLIWOŚĆ WYKORZYSTANIA MIERNIKA JENSENA DO OCENY DZIAŁALNOŚCI INWESTYCYJNEJ FUNDUSZY EMERYTALNYCH W POLSCE

### Wstęp

Potrzeba stworzenia metody pozwalającej na zmniejszenie ryzyka podmiotów funkcjonujących na rynku przyczyniła się do rozwoju grupy metod wywodzących się z istniejącej w teorii rynków finansowych koncepcji ryzyka.

Punktem przełomowym dla tej grupy metod było powstanie tzw. klasycznej teorii portfela, której autorem jest Harry Markowitz. Podejście Markowitza było rozwijane w wielu innych pracach z zakresu teorii portfela. W latach 60-tych powstał model rynku kapitałowego *CAPM*<sup>1</sup> (*Capital Asset Pricing Model*) oparty na teorii portfela.

Niezależnymi twórcami modelu *CAPM* są W. Sharpe, J. Linter, J. Mossin i J. Treynor. Zgodnie z modelem *CAPM* inwestorzy starają się inwestować w portfele efektywne, a więc leżące na linii rynku kapitałowego (*Capital Market Line*). Model ten pozwala na określenie zależności między oczekiwaną stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym dla dowolnego waloru lub portfela inwestycji, przy założeniu, że rynek znajduje się w równowadze. Podstawową zależność wynikającą z modelu *CAPM* przedstawia równanie:

$$r_{it} = r_{ft} + \beta_i (r_{Mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie:

$r_{it}$  – stopa zwrotu z inwestycji  $i$  w okresie  $t$ ,

$r_{ft}$  – stopa zwrotu z instrumentów wolnych od ryzyka w okresie  $t$ ,

<sup>1</sup> Sharpe W. (1964), Mossin J. (1966), Lintner J. (1965)

$\beta_i$  – współczynnik beta portfela w rozpatrywanym okresie,  
 $r_{Mt}$  – stopa zwrotu z portfela rynkowego w okresie  $t$ ,  
 $\varepsilon_{it}$  – składnik losowy.

Równanie przedstawia prostą nazywaną linią rynku papierów wartościowych *SML* (*Security Market Line*). Określa ono zależność stopy zwrotu portfela od jego współczynnika  $\beta$ . Zależność ta ma charakter liniowy.

W ciągu ostatnich lat popularność zyskała grupa miar określana jako *Risk-Adjusted Performance Measures* (*RAPM*), czyli miary efektywności zarządzania portfelem skorygowane o ryzyko. Do grupy tej należą mierniki Sharpe'a, Treynora i Jensena, wywodzące się z modelu rynku kapitałowego *CAPM*. Miary te służą jako podstawa do tworzenia innych miar efektywności.

Miary *RAPM* uwzględniają ryzyko i stopę zwrotu charakterystyczną dla inwestycji i pozwalają na stworzenie rankingu inwestycji, który szereguje je na podstawie efektywności zarządzania.

Typowa struktura *RAPM* jest następująca:

$$RAPM = \text{miara stopy zwrotu} / \text{miara ryzyka}.$$

Istniejące w teorii portfelowej mierniki oceny efektywności są stosowane w praktyce w wielu instytucjach finansowych zarządzających portfelami instrumentów finansowych. Do oceny działalności lokacyjnej funduszy emerytalnych wykorzystuje się głównie miernik Sharpe'a i Treynora. Celem niniejszego opracowania jest analiza możliwości wykorzystania miernika Jensena do oceny efektywności OFE w Polsce.

### Miernik Jensena

Modyfikacja linii charakterystycznej posłużyła Michaelowi C. Jensenowi do stworzenia jednoparametrowego miernika efektywności zarządzania portfelem.

Miernik Jensena, zwany również miernikiem  $\alpha$ -Jensena dany jest wzorem:

$$\alpha_{it} = r_{it} - \left( r_{ft} + \beta_j (r_{Mt} - r_{ft}) \right) \quad (2)$$

gdzie:

$\alpha_{it}$  – wartość miernika  $\alpha$  - Jensena portfela  $i$  w okresie  $t$ ,

$\beta_j$  – współczynnik beta portfela w rozpatrywanym okresie.

Wskaźnik ten określa o ile stopa zwrotu z portfela funduszu jest wyższa od oczekiwanej stopy zwrotu uwzględniającej ryzyko. Gdy wartość wskaźnika

Jensena jest wyższa od zera, portfel znajduje się powyżej linii *SML*. Oznacza to, że portfel jest niedowartościowany, a wartość miernika wskazuje na wysokość tego niedowartościowania. Wartości ujemne świadczą o niskiej efektywności zarządzania portfelem i osiągnięciu wyników gorszych od przeciętnych. Portfel jest przewartościowany, a wartość współczynnika Jensena wskazuje, ile to przewartościowanie wynosi. W zależności od potrzeb, zamiast stopy zwrotu z portfela rynkowego, można przyjąć stopę zwrotu z wybranego benchmarku.

### **Wyniki badań**

Do przeprowadzenia analizy wykorzystano miesięczne logarymiczne stopy zwrotu jednostek rozrachunkowych. Za stopę wolną od ryzyka przyjęto stopę WIBOR. W latach 1999-2000 na stopy miesięczne przeliczony został WIBOR 6M, a od roku 2001 do wyznaczenia stopy wolnej od ryzyka wykorzystano WIBOR 12M. Dane pochodzą od początku działalności funduszy do 30 września 2007 roku.

Na potrzeby niniejszego opracowania stworzony został benchmark<sup>2</sup>, który ma stanowić jak najlepsze odzwierciedlenie portfeli funduszu.

Benchmark jest to pewien portfel wzorcowy, który w swoim składzie powinien odzwierciedlać specyfikę działalności inwestycyjnej instytucji zbiorowego inwestowania jakimi są OFE. Stworzony na potrzeby opracowania benchmark składający się w 70% z indeksu polskich obligacji Merrill Lynch i w 30% z indeksu WIG ma na celu ukazanie możliwości odniesienia wyników OFE do sytuacji rynkowej. Uwzględnia on zarówno strategie inwestycyjne funduszy jak i ograniczenia ustawowe, którym podlegają. Ewentualne skonstruowanie powszechnie obowiązującego benchmarku dla OFE wymagałoby szerokiej dyskusji, aby został zaakceptowany przez uczestników rynku. Taki benchmark mógłby stanowić punkt odniesienia do oceny efektywności inwestycji OFE na rynku polskim.

W kolejnym kroku wyznaczone zostały wartości miernika Jensena dla okresu obejmującego miesięczne logarymiczne stopy zwrotu od października 1999 do września 2007 oraz okresów zgodnych z okresami wyznaczania usta-

---

<sup>2</sup> Benchmark to „inwestowalny portfel, który odpowiada pod względem charakterystyki fundamentalnej, ryzyka i oczekiwanego zwrotu aktywnemu portfelowi fund managera, w sytuacji gdy nie jest on aktywnie zarządzany”; Sukacz D. (2003), s. 27

wowej stopy zwrotu dla 15 funkcjonujących na rynku OFE. Wyniki zawarte zostały w tabeli 1.

Miernik Jensena w okresie 8-letnim przyjmuje wartości dodatnie (jedynie dla funduszu Bankowy OFE wartość ta jest ujemna), co wskazuje na dobre wyniki uzyskane przez fundusze w rozpatrywanym okresie. Można by zatem sformułować tezę, że branża emerytalna osiągała ponadprzeciętne wyniki na tle rynku. Inaczej wygląda sytuacja gdy przeanalizujemy okresy dwu- i trzyletnie. Najwięcej wartości ujemnych przypada na okresy zawierające rok 2001-2002.

Tabela 1. Wartości miernika Jensena

OFE	wrzesień 1999-2007	wrzesień 2004-2007	marzec 2004-2007	wrzesień 2003-2006	marzec 2003-2006	wrzesień 2002-2005	marzec 2002-2005	wrzesień 2001-2004
CU	0,0902	0,0693	0,0556	0,0199	-0,0344	-0,1052	-0,1737	-0,1747
AIG	0,0279	0,0512	0,0648	0,0485	-0,0062	-0,0472	-0,0444	-0,0237
Allianz	0,0796	-0,0012	0,0080	0,0050	-0,0977	-0,1072	-0,0480	0,0328
Bankowy	-0,0500	-0,1488	-0,0397	0,0033	-0,0950	-0,0868	0,0082	0,1845
DOM	0,0681	-0,0619	0,0481	0,1169	0,0733	0,0132	-0,0357	0,0055
AEGON	0,0263	-0,0251	-0,0100	-0,0191	-0,0909	-0,1189	-0,0978	-0,0855
ING-NN	0,1046	-0,0105	-0,0137	-0,0273	-0,0567	-0,0467	-0,0471	0,0010
PEKAO	0,0513	0,0338	0,1788	0,1502	0,0430	-0,0392	-0,0112	-0,0161
Pocztynion	0,0063	0,0065	0,0646	0,0464	-0,0179	-0,1408	-0,1636	-0,1862
POLSAT	0,1969	0,1635	0,2310	0,1479	0,1039	-0,0137	0,0023	0,0498
PZU	0,0899	-0,0461	-0,0030	0,0357	-0,0639	-0,0723	-0,0574	0,0146
Skarbiec	0,0108	-0,0068	0,0417	0,0417	-0,0481	-0,1298	-0,0994	-0,0653
Generali	0,0716	0,0446	0,1161	0,1046	0,0197	-0,0540	-0,0860	-0,0632
Nordea	0,0708	-0,0842	-0,0325	-0,0248	-0,1120	-0,1135	-0,0737	-0,0076
AXA	0,0625	-0,0026	0,0748	0,0665	-0,0024	-0,0520	-0,1038	-0,1184

OFE	marzec 2002-2004	grudzień 2001-2003	wrzesień 2001-2003	czerwiec 001-2003	marzec 2001-2003	grudzień 2000-2002	wrzesień 2000-2002	czerwiec 2000-2002	marzec 2000-2002	grudzień 1999-2001	wrzesień 1999-2001	czerwiec 1999-2001
CU	-0,2627	-0,2454	-0,3234	-0,2383	-0,1258	-0,1032	0,0115	0,0655	0,0531	0,3037	0,4463	0,5528
AIG	-0,0824	-0,0763	-0,1375	-0,0336	-0,0299	-0,3683	-0,3132	-0,3364	-0,3507	-0,1715	-0,0914	0,0022
Allianz	-0,0060	0,0093	-0,0534	0,0494	0,0358	-0,1111	-0,0549	-0,1763	-0,1872	0,2285	0,2117	0,2563
Bankowy	0,0547	0,0518	0,0542	-0,0283	0,1953	-0,1318	-0,0738	-0,1323	-0,1556	0,2999	-0,1248	0,1920
DOM	-0,0912	-0,1567	-0,2259	-0,3863	-0,3762	-0,4961	-0,3058	-0,1584	-0,1247	0,1970	0,4502	0,7731
AEGON	-0,1449	-0,1370	-0,2133	-0,1792	-0,2040	-0,3129	-0,2615	-0,3358	-0,3004	-0,0937	0,0365	0,3471
ING-NN	-0,0376	0,0135	-0,0060	-0,0128	0,0769	0,0110	0,1906	0,1311	0,0869	0,4366	0,4984	0,6833
PEKAO	-0,0981	-0,2090	-0,2506	-0,2177	-0,1233	-0,2995	-0,1419	-0,2364	-0,2381	0,2065	0,2522	0,4779
Pocztynion	-0,2248	-0,2665	-0,3675	-0,4384	-0,3672	-0,4992	-0,3608	-0,3524	-0,3172	0,1375	0,2448	0,4633
POLSAT	0,0611	0,0187	0,0320	-0,0772	-0,0669	-0,2236	-0,1397	-0,1835	-0,0173	0,3005	0,3254	0,4926
PZU	-0,0826	-0,0403	-0,1272	0,0215	0,0960	0,0028	0,0329	-0,0314	0,0359	0,0969	-0,0401	0,0325
Skarbiec	-0,1393	-0,1057	-0,2096	-0,3883	-0,3387	-0,4894	-0,3557	-0,3796	-0,3345	0,1284	0,0499	0,3532
Generali	-0,1348	-0,1402	-0,2518	-0,2257	-0,1573	-0,2332	-0,0507	-0,0231	0,1047	0,3210	0,3328	0,5066
Nordea	-0,0825	-0,0200	-0,0754	-0,0045	0,0703	0,0264	0,1415	0,0837	-0,0051	0,1525	0,0715	0,2576
AXA	-0,2310	-0,2540	-0,3587	-0,2460	-0,1381	-0,2401	-0,1582	-0,1821	-0,1112	0,2495	0,1877	0,3121

Źródło: Obliczenia własne

Aby potwierdzić jakość otrzymanych wyników warto sprawdzić czy oszacowania miernika Jensena są istotne statystycznie. W tym celu przeprowadzone zostały testy istotności. Wartości parametrów rozkładu dla całego okresu funkcjonowania OFE przedstawia tabela 2.

Test istotności na podstawie rozkładu  $t$ -Studenta dla parametru alfa nie pozwolił na odrzucenie hipotezy, że parametr alfa jest równy zero na wszystkich standardowych poziomach istotności ( $p$ -value > 0,1).



W badanym okresie 12 funduszy osiągnęło dodatnie wartości parametru  $\alpha$ . Podobnie jak w przypadku wartości ujemnych parametru  $\alpha$ , są one jednak bliskie 0, dodatkowo obciążone dość dużym błędem. Oszacowania parametru  $\alpha$  nie są istotne statystycznie. Dane zawarte w tabeli potwierdzają dobre dopasowanie modelu, o czym świadczą wysokie wartości statystyki  $F^3$ . Oszacowania parametru  $\beta$  są statystycznie istotne.

Tabela 2. Miernik Jensena za okres 09.1999-09.2007

OFE	CU		AIG		Allianz	
	Beta	Alpha	Beta	Alpha	Beta	Alpha
Parameter	0,8398	0,0008	0,8077	0,0001	0,7056	0,0006
Błąd standardowy	0,0381	0,0009	0,0438	0,0011	0,0476	0,0012
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,8352	0,0093	0,7796	0,0107	0,6959	0,0116
Statystyka F, Liczba stopni swobody	486,616	96,000	339,665	96,000	219,726	96,000
ssreg, ssresid	0,042	0,008	0,039	0,011	0,029	0,013
t-values	22,059	0,825	18,430	0,057	14,823	0,548
OFE	Bankowy		DOM		AEGON	
	Beta	Alpha	Beta	Alpha	Beta	Alpha
Parameter	0,9842	-0,0007	0,8658	0,0005	0,7539	0,0001
Błąd standardowy	0,0753	0,0019	0,0462	0,0011	0,0389	0,0010
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,6404	0,0183	0,7855	0,0112	0,7968	0,0094
Statystyka F, Liczba stopni swobody	170,995	96,000	351,570	96,000	376,338	96,000
ssreg, ssresid	0,057	0,032	0,044	0,012	0,034	0,009
t-values	13,076	-0,379	18,750	0,457	19,399	0,096
OFE	ING-NN		PEKAO		Pocztylion	
	Beta	Alpha	Beta	Alpha	Beta	Alpha
Parameter	0,9173	0,0009	0,8042	0,0003	0,8318	-0,0001
Błąd standardowy	0,0460	0,0011	0,0449	0,0011	0,0454	0,0011
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,8054	0,0112	0,7698	0,0109	0,7778	0,0110
Statystyka F, Liczba stopni swobody	397,298	96,000	321,020	96,000	336,108	96,000
ssreg, ssresid	0,050	0,012	0,038	0,011	0,041	0,012
t-values	19,932	0,790	17,917	0,289	18,333	-0,120
OFE	POLSAT		PZU		Skarbiec	
	Beta	Alpha	Beta	Alpha	Beta	Alpha
Parameter	0,7724	0,0017	0,8015	0,0007	0,7785	-0,0000
Błąd standardowy	0,0457	0,0011	0,0414	0,0010	0,0501	0,0012
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,7485	0,0111	0,7960	0,0101	0,7152	0,0122
Statystyka F, Liczba stopni swobody	285,779	96,000	374,629	96,000	241,087	96,000
ssreg, ssresid	0,035	0,012	0,038	0,010	0,036	0,014
t-values	16,905	1,504	19,355	0,725	15,527	-0,040
OFE	Generali		Nordea		AXA	
	Beta	Alpha	Beta	Alpha	Beta	Alpha
Parameter	0,8754	0,0006	0,7807	0,0006	0,7646	0,0004
Błąd standardowy	0,0350	0,0009	0,0393	0,0010	0,0462	0,0011
R <sup>2</sup> , Błąd standardowy estymacji	0,8668	0,0085	0,8047	0,0095	0,7402	0,0112
Statystyka F, Liczba stopni swobody	624,598	96,000	395,470	96,000	273,491	96,000
ssreg, ssresid	0,045	0,007	0,036	0,009	0,035	0,012
t-values	24,992	0,654	19,886	0,571	16,538	0,316

Źródło: Obliczenia własne

<sup>3</sup> Wartości statystyki testu Fishera-Snedecora [por. Domański Cz. (1990)]

Podobna analiza przeprowadzona została dla okresów dwu i trzyletnich. Analiza okresów zgodnych z okresami wyznaczania ustawowych stóp zwrotu nie wskazuje już tak jednoznacznie na osiągnięcie przez wszystkie OFE ponadprzeciętnych wyników. Dodatkowo wartości miernika Jensena otrzymujemy jedynie w trzech pierwszych okresach wyznaczanie dwuletniej stopy zwrotu. W okresie od czerwca 1999 do czerwca 2001 roku parametr alfa jest dodatni dla wszystkich funduszy, w okresie 09.1999-09.2001 miernik alfa jest ujemny dla trzech funduszy: AIG, Bankowy i PZU, a w kolejnym okresie dwuletnim dla dwóch: AIG oraz Ergo Hestii. W następujących po sobie okresach dwuletnich miara Jensena wskazuje na wyniki gorsze od przeciętnej w przypadku 10-13 OFE w zależności od rozpatrywanego okresu. Podobnie jest w przypadku trzyletnich stóp zwrotu. Dodatnią wartość parametru alfa udaje się uzyskać 1-4 funduszom, w zależności od rozpatrywanego przedziału czasu. Dopiero okres od września 2003 roku do września 2006 określa wyniki inwestycyjne 12 funduszy jako ponadprzeciętne i w kolejnym (marzec 2004-2007) 10. W ostatnim okresie przeprowadzonej analizy (wrzesień 2004-2007), znowu jedynie 6 funduszy może pochwalić się dodatnimi wartościami parametru alfa. Nie można jednak tego faktu potwierdzić statystycznie. Oszacowania parametrów alfa w okresach dwu i trzyletnich w większości nie są jednak istotne statystycznie. Warto jeszcze zwrócić uwagę, że w przypadku parametru alfa, wykorzystanego do oceny OFE, występuje bardzo duża wrażliwość na obserwacje pochodzące z początków działalności OFE. Analiza wartości miernika Jensena dla różnych okresów pokazuje, że uwzględnianie obserwacji od początku funkcjonowania OFE (od czerwca 1999) daje dodatnie wartości miary dla większości OFE.

Oszacowania parametrów  $\alpha$  nie są istotne statystycznie. Należy zatem sprawdzić czy niewielkie różnice między miernikami Jensena uprawniają do wyróżniania funduszy „lepszych” i „gorszych” oraz tworzenia rankingów na podstawie tej miary.

W tym celu porównane zostały linie regresji poszczególnych funduszy, aby zweryfikować hipotezę, że są one identyczne. Służy temu test serii, przedstawiony między innymi w opracowaniu Domańskiego (1979).<sup>4</sup>

Procedura testowa polega na uporządkowaniu stóp zwrotu funduszy w badanym okresie w ciąg ściśle monotoniczny pod względem stóp zwrotu bench-

<sup>4</sup> por. Domański Cz. (1979), s. 176-178.

marku. Następnie oblicza się różnice między wartościami dla porównywanych par funduszy i każdej parze stóp zwrotu przypisuje symbol A, jeżeli stopa zwrotu funduszu pierwszego jest większa od stopy zwrotu funduszu drugiego, lub B, jeżeli stopa zwrotu funduszu pierwszego jest mniejsza od stopy zwrotu funduszu drugiego. Kolejnym krokiem jest wyznaczenie liczby serii oraz liczby elementów określonego rodzaju.

Statystyka testowa służąca do weryfikacji postawionej hipotezy dana jest wzorem:

$$U = \frac{K_1 - E(K_1)}{D(K_1)} \quad (2)$$

gdzie:

$$E(K_1) = E(K_2) = \frac{1}{4}(n+1), \quad D(K_1) = D(K_2) = \frac{1}{16}(n+1).$$

Statystyka ta ma rozkład normalny  $N(0,1)$ .

Przeprowadzone badania dla całego okresu funkcjonowania OFE dowodzą, że brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$  ( $p\text{-values} > 0,8$ ). Może to wskazywać, że wartości miary  $\alpha$ -Jensena są do siebie bardzo zbliżone i trudno na ich podstawie wnioskować o efektywności zarządzania portfelem.

Przeprowadzone badania dla okresów odpowiadających wyznaczaniu ustawowych stóp zwrotu potwierdziły badania przeprowadzone dla całego okresu. We wszystkich badanych okresach, dla wszystkich par funduszy, brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$  ( $p\text{-values} > 0,15$ ).

## Wnioski

Miernik Jensena jest wykorzystywany w ocenie efektywności zarządzania portfelem w wielu instytucjach. Przeprowadzona analiza pokazała, że w przypadku OFE oszacowania parametrów  $\alpha$  Jensena nie są istotne statystycznie i na ich podstawie trudno dokonać porządkowania funduszy pod względem efektywności zarządzania. Głównym powodem takiego stanu może być bardzo zbliżona struktura aktywów poszczególnych OFE i w efekcie podobne wyniki inwestycyjne. Sytuację mogłoby zmienić wprowadzenie podziału na fundusze typu A i B, charakteryzujących się różnym poziomem ryzyka inwestycyjnego. Ukazałoby to w większym stopniu konieczność wprowadzenia do systemu miar efektywności uwzględniających ryzyko i odnoszących uzyskane wyniki do portfeli wzorcowych.

### Literatura

1. Alexander G., Sharpe W., Bailey J., *Fundamentals of Investments*, Prentice-Hall, Upper Saddle River, New Jersey 2001.
2. Charnes A. Cooper W., Rhodes A., *Measuring the efficiency of decision making units*, European Journal of Operational Research, 1978 No. 2, s. 429-444.
3. Domański Cz., *Statystyczne testy nieparametryczne*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1979.
4. Domański Cz., *Testy statystyczne*, Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1990.
5. *Ekonometria. Metody, przykłady, zadania*, red. Dziechciarz J., Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2003.
6. Elton E. J., Gruber M. J., *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa 1998.
7. Reilly F., Brown K., *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001.

### STRESZCZENIE

Rentowność inwestycji OFE będzie miała wpływ na wysokość przyszłych świadczeń emerytalnych. Inwestycje funduszy są przedmiotem licznych sporów, zarówno na gruncie ekonomii, jak i polityki. Ciągłe kontrowersje budzą kategorie dopuszczalnych lokat i wysokość limitów oraz sposób oceny wyników działalności inwestycyjnej.

Spośród klasycznych miar teorii portfelowej do oceny efektywności inwestycyjnej funduszy emerytalnych proponuje się między innymi miernik Sharpe'a, Treynora i Jansena. Celem opracowania jest statystyczna weryfikacja przydatności miernika Jansena do oceny działalności inwestycyjnej OFE.

### RUSING JENSEN'S MEASURE TO ASSESS THE INVESTMENTS ACTIVITY OF OPEN PENSION FUNDS IN POLAND

### SUMMARY

The profitability of open pension funds will have an effect on the level of future pensions. Investments of the funds are a disputable matter, both in terms of economy and policy. Possible investments, their level and the way of assessing the results of their functioning remain a controversial issue.

Among classical methods of measure of modern portfolio theory used to assess investment efficiency one proposes the measure of Sharpe, Treynor and Jensen. The purpose of this article is to statistically verify the use of  $\alpha$ -Jensen measure to evaluate open pension funds investment results.

*Translated by M. Frasyniuk-Pietrzyk*

*Dr Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk*  
Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
magdalena.pietrzyk@ae.wroc.pl



ALICJA GANCZAREK

## WERYFIKACJA MODELI Z GRUPY GARCH NA DOBOWO-GODZINNYCH RYNKACH ENERGII ELEKTRYCZNEJ W POLSCE<sup>1</sup>

### Wprowadzenie

Do rynków energii elektrycznej funkcjonujących na terenie Polski w systemie dobowo-godzinnym można zaliczyć Rynek Dnia Następnego (RDN), Rynek Bilansującego (RB) oraz Rynek Dobowo-Godzinowy Internetowej Platformy Obrotu Energią Elektryczną poee. Wymienione rynki działają odrębnie.

RDN funkcjonuje na parkiecie Towarowej Giełdy Energii S. A. (TGE) od momentu jej postania. Cena 1 MWh energii elektrycznej ustalana jest na RDN odrębnie dla każdej godziny dzień przed realizacją dostawy. Jest to cena równowagi złożonych ofert kupna i sprzedaży. Zaletą giełdy energii jest to, że oferty kupna jak i sprzedaży mogą składać zarówno producenci jak i odbiorcy energii elektrycznej.

Rynek Bilansujący (RB), równoważy popyt i podaż na energię elektryczną w każdej godzinie. Na tym rynku cena energii elektrycznej Cena Rozliczeniowa Odchyleń (CRO), ustalana jest zgodnie z rozliczeniem odchyleń deklarowanego wolumenu. Od 2002 roku RB dyscyplinuje uczestników rynku do precyzyjnego przewidywania swojego przyszłego zapotrzebowania na energię elektryczną Ceną Rozliczeniową Odchyleń sprzedaży (CROs) oraz Ceną Rozliczeniową Odchyleń zakupu (CROz).

Oprócz RDN na TGE oraz RB, na których notowania są ogólnie dostępne, transakcje zakupu i sprzedaży energii elektrycznej dokonywane są na Rynku Dobowo – Godzinowym Energii Konwencjonalnej poee, na którym do publicz-

<sup>1</sup> Praca wykonana w ramach projektu badawczego nr N111 003 32/0262 finansowanego przez Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego.

nej wiadomości podawany jest indeks *poDeeK*, wyznaczany codziennie dla każdej godziny doby dostępnej w kalendarzu ofert jako średnia ważona cen wszystkich kontraktów zawartych w danej godzinie.<sup>2</sup>

W okresie funkcjonowania Kontraktów długoterminowych (KDT) niewielka część handlu energią elektryczną odbywała się poprzez TGE czy poee. Większość uczestników rynku energii elektrycznej miała nadzieję, że likwidacja KDT wyrażanie zmieni tę sytuację. Po części tak się stało. Wielkość obrotów na rynkach dobowo-godzinnych w roku 2007 w stosunku do roku wcześniejszego wyraźnie się zwiększyła. Nadal jednak niewielka część handlu tym towarem realizowana jest na TGE i poee.

Celem tego artykułu jest analiza szeregów czasowych na rynkach dobowo-godzinnych po 1 lipca 2007, kiedy zostały umorzone długi wytwórców energii elektrycznej i rozwiązane KDT. Biorąc pod uwagę cykliczność energii elektrycznej podjęto próbę wyboru odpowiednich modeli do opisanie szeregów czasowych logarytmicznych zmian cen energii elektrycznej na omawianych rynkach.

### Wartość oczekiwana szeregów na rynkach dobowo-godzinnych

Uwzględniając cykliczność obrotu energią elektryczną opisano szeregi czasowe logarytmicznych godzinowych przyrostów za pomocą zintegrowanego sezonowo modelu autoregresji i średniej ruchomej SARIMA (*ang. Seasonal Auto - Regressive Integrated Moving Average*)  $(p,d,q) \times (P, D, Q)$ .<sup>3</sup>

$$p(B)P_s(B^s)\nabla_s^d z_t = q(B)Q_s(B^s)\varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie:

$$p(B) = 1 - \sum_{i=1}^p p_i B^i, \quad P_s(B) = 1 - \sum_{i=1}^P P_{s_i} B^i,$$

$$q(B) = 1 - \sum_{i=1}^q q_i B^i, \quad Q_s(B) = 1 - \sum_{i=1}^Q Q_{s_i} B^i.$$

$s$  – opóźnienie sezonowe,  $d$  – rząd zintegrowania szeregu

$z_t$  – empiryczne wartości szeregu (w pracy logarytmiczne stopy zwrotu)

$B$  – operator przesunięcia  $B^s z_t = z_{t-s}$

$\nabla$  – operator różnicowy  $\nabla^s z_t = z_t - z_{t-s} = (1 - B^s)z_t$ ,

$\varepsilon_t$  – reszty modelu.

<sup>2</sup> Notowania wymienionych rynków są dostępne na stronie <http://www.cire.pl/>

<sup>3</sup> Brockwell P. J., Davis R. A. (1996).

Parametry modeli SARIMA szacowano w oparciu szeregi czasowe logarytmicznych godzinnych stóp zwrotu cen energii elektrycznej w okresie od 1 lipca do 31 grudnia 2007 roku (łącznie 4415 obserwacji):

$$z_t = \ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) \quad (2)$$

gdzie:  $y_t$  – cena energii elektrycznej w godzinie  $t$ .

Rozważono szeregi czasowe z Rynku Bilansującego: *CRO*, *CRO<sub>s</sub>*, *CRO<sub>z</sub>*; szeregi czasowe z RDN: *RDN* oraz szeregi indeksu z Rynku Dobowo-Godzinowego Energii Konwencjonalnej poee: *poDeek*. Wyniki estymacji metodą największej wiarygodności zamieszczono w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki estymacji modeli SARIMA<sup>4</sup>

SARIMA $s=24$	parametry	Oceny parametrów	p
CRO SARIMA (1,0,1)(0,1,1) MS= 0,01191	p(1)	0,5559	0,0000
	q(1)	0,9143	0,0000
	Qs(1)	0,9118	0,0000
CRO <sub>s</sub> SARIMA (2,0,0)(1,1,1) MS=0 ,00154	p(1)	-0,1489	0,0000
	p(2)	-0,2809	0,0000
	Ps(1)	0,2070	0,0000
	Qs(1)	0,9220	0,0000
CRO <sub>z</sub> SARIMA (1,0,0)(1,1,1) MS= 0,00306	p(1)	-0,1565	0,0000
	Ps(1)	0,1487	0,0000
	Qs(1)	0,9533	0,0000
RDN cena SARIMA(1,0,1)(1,1,1) MS= 0,00227	p(1)	0,7480	0,0000
	q(1)	0,9492	0,0000
	Ps(1)	0,1041	0,0000
	Qs(1)	0,8351	0,0000
poDeek cena SARIMA (1,0,0)(1,1,1) MS= 0,00156	p(1)	-0,0851	0,0000
	Ps(1)	0,1326	0,0000
	Qs(1)	0,8018	0,0000

Źródło: opracowanie własne.

Szeregi nie wykazywały istotnego trendu (rząd integracji szeregu  $d = 0$ ). Na podstawie obserwacji funkcji autokorelacji oraz autokorelacji cząstkowej, zróżnicowano szeregi z opóźnieniem sezonowym  $s = 24$ , a następnie dobrano

<sup>4</sup> Estymację MNW przeprowadzono na bazie pakietu *STATISTICA*



rzędów opóźnień części autokorelacji i średniej ruchomej. Z wyjątkiem CROs dla którego rząd opróżnień części autokorelacyjnej  $p = 2$  w pozostałych modelach  $p = 1$ . Dla każdego z szeregów empirycznych uzyskano inne modele SARIMA. Modele te różnią się między sobą zarówno postacią analityczną jak również wielkościami poszczególnych parametrów odpowiadających za część autoregresyjną, średniej ruchomej oraz część zintegrowaną sezonowo. Dla ustalonych rzędów opóźnień wszystkie parametry są statystycznie istotne.

Wartość oczekiwana reszt oszacowanych modeli jest bliska zeru oraz szeregi charakteryzują się brakiem autokorelacji. Jednak analiza kwadratów reszt, wskazuje na hetroskedastyczność wariancji. Ponadto rozkłady reszt różnią się istotnie od rozkładu normalnego. Charakteryzują się wyraźną leptokurtycznością oraz asymetrią (por. Tabela 2). Z wyjątkiem reszt modeli CRO oraz CROs rozkłady te charakteryzują się asymetrią lewostronną. Na uwagę zasługuje silna asymetria prawostronna oraz koncentracja reszt wokół wartości oczekiwanej dla modelu CROs.

Tabela 2. Parametry rozkładów reszt  $\varepsilon_t$  modeli SARIMA

T = 4391	Średnia	Odch.Std.	Skośność	Kurtoza
CRO	-0,0007	0,1086	0,0735	4,6518
CROs	0,0000	0,0391	2,6330	189,3441
CROz	0,0000	0,0550	-0,1020	6,3639
RDN	-0,0001	0,0475	-0,6091	10,5100
poDeek	0,0000	0,0395	-0,0442	8,1233

Źródło: opracowanie własne.

Zwiększenie rzędów opóźnień modeli SARIMA nie poprawiało własności szeregów reszt, a oceny parametrów modeli wyższych rzędów były statystycznie nieistotne na poziomie istotności 0,05. Dlatego w następnej kolejności do analizy heteroskeastycznych reszt modeli SARIMA wykorzystano modele z grupy GARCH.

### Wariancja szeregów na rynkach dobowo-godzinnych

Ze względu na obecny w szeregach reszt efekt ARCH, w kolejnym etapie pracy próbowano opisać szeregi  $\varepsilon_t$  za pomocą rozkładów z warunkową wariancją:<sup>5</sup>

<sup>5</sup> Engle R. F. (1982)

$$\varepsilon_t = \xi_t \sigma_t \quad (3)$$

gdzie:  $\xi_t$  – biały szum (o dowolnym rozkładzie z  $E(\xi_t) = 0$ ,  $E(\xi_t^2) = 1$ )

$\sigma_t$  – odchylenie standardowe reszt modelu (1).

Wśród rozkładów białego szumu rozpatrywano tradycyjnie rozkład normalny (N) oraz rozkład t Studenta (t-St). Ze względu na leptokurtyczność rozkładu reszt rozważono uogólniony rozkład błędu (GED), a ze względu na skośność rozkładów rozkład skośny t-Studenta (sk-t-St).

Do opisanía warunkowej wariancji  $\sigma_t^2$  wykorzystano modele klasy GARCH. Parametry opisujące warunkową część wariancji procesu  $\varepsilon_t$  oznaczono  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ , parametry opisujące bezwarunkową część wariancji procesu  $\varepsilon_t$  oznaczono  $\omega$ .

Wśród modeli z klasy stacjonarnych modeli GARCH brano pod uwagę:

- model GARCH(p,q) (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic*), z warunkową wariancją daną następującym wzorem<sup>6</sup>:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(B)\varepsilon_t^2 + \beta(B)\sigma_t^2 \quad (4)$$

- model uwzględniający efekt dźwigni EGARCH(p,q) (Exponential GARCH) pierwotnie zaproponowany przez Nelsona w 1991 roku<sup>7</sup>, w pracy wykorzystano zmodyfikowaną jego postać<sup>8</sup>:

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(B)]^{-1} [1 + \alpha(B)] g(\xi_{t-1}) \quad (5)$$

gdzie funkcja  $g(\xi_t) \equiv \gamma_1 \xi_t + \gamma_2 [|\xi_t| - E|\xi_t|]$  zależy zarówno od znaku wartości białego szumu (pierwsza składowa) w okresie t oraz wartości odchylenia białego szumu od wartości oczekiwanej w okresie t (druga składowa),

- model uwzględniający znak wartości szeregu  $\varepsilon_t$  GJR(p,q)<sup>9</sup>:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i S_{t-i}^- \varepsilon_{t-i}^2) + \beta(B)\sigma_t^2 \quad (6)$$

gdzie:

$$S_{t-1}^- = \begin{cases} 1 & \text{gdy } \gamma_i < 0 \\ 0 & \text{gdy } \gamma_i > 0 \end{cases}$$

<sup>6</sup> Bollerslev T. i Engle R. F. (1986)

<sup>7</sup> Nelson D (1991)

<sup>8</sup> Bollerslev T. i Mikkelson H. O. (1996)

<sup>9</sup> Glosten, Jagannathan i Runkle (1993)

- model uwzględniający asymetrię szeregu  $\varepsilon_t$  APARCH(p,q)<sup>10</sup>:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma_i \varepsilon_{t-1}) + \beta(B)\sigma_t^\delta, \quad (7)$$

gdzie:  $\delta > 0$ ;  $-1 < \gamma_i < 1$ .

Wśród modeli z klasy niestacjonarnych modeli GARCH:

- zintegrowany proces GARCH, którego bezwarunkowa wariancja nie istnieje ale sam proces jest stacjonarny w szerszym sensie opisany przez model IGARCH(p,q):<sup>11</sup>

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega}{[1 - \beta(B)]} + \{1 - [1 - \alpha(B) - \beta(B)](1 - B)^{-1}(1 - B)[1 - \beta(B)]^{-1}\} \varepsilon_t^2 \quad (8)$$

- model uwzględniający efekt długiej pamięci FIGARCH-BBM(p,d,q)<sup>12</sup>

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - \beta(B)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(B)]^{-1} [1 - \alpha(B) - \beta(B)](1 - B)^d\} \varepsilon_t^2 \quad (9)$$

gdzie:  $0 \leq d \leq 1$

- model uwzględniający efekt długiej pamięci FIGARCH-CHUNG(p,d,q)<sup>13</sup>

$$[1 - \alpha(B) - \beta(B)](1 - B)^d (\varepsilon_t^2 - \sigma^2) = [1 - \beta(B)](\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2) \quad (10)$$

$\sigma^2$  – niezależna wariancja szeregu  $\varepsilon_t$

- model uwzględniający efekt długiej pamięci oraz efekt dźwigni FIEGARCH(p,d,q)<sup>14</sup>

$$\ln \sigma_t^2 = \omega + [1 - \alpha(B) - \beta(B)]^{-1} (1 - B)^{-d} [1 + \alpha(B)] g(\xi_{t-1}) \quad (11)$$

- model uwzględniający efekt długiej pamięci oraz skośność procesu  $\varepsilon_t$  FIAPARCH-BBM(p,d,q)<sup>15</sup>

$$\sigma_t^\delta = \omega + \{1 - [1 - \beta(B)]^{-1} [1 - \alpha(B) - \beta(B)](1 - B)^d\} (|\varepsilon_t| - \gamma \varepsilon_t)^\delta \quad (12)$$

- model uwzględniający efekt długiej pamięci oraz skośność procesu  $\varepsilon_t$  FIAPARCH-CHUNG(p,d,q)<sup>16</sup>

$$[1 - \alpha(B) - \beta(B)](1 - B)^d (|\varepsilon_t| - \sigma)^\delta = [1 - \beta(B)](|\varepsilon_t| - \sigma_t)^\delta \quad (13)$$

<sup>10</sup> Ding, Granger i Enle R.F.(1993)

<sup>11</sup> Bollerslev T. i Engle R. F. (1986)

<sup>12</sup> Baillie R., Bollerslev T. i Mikkelsen H (1996)

<sup>13</sup> Chung C.F. (1999)

<sup>14</sup> Bollerslev T. i Mikkelsen H (1996)

<sup>15</sup> Baillie R., Bollerslev T. i Mikkelsen H (1996)

<sup>16</sup> Chung C.F. (1999)

– uogólniony model FIGARCH, Hyperbolic GARCH - HYGARCH(p,q)<sup>17</sup>

$$\sigma_t^2 = \omega[1 - \beta(B)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(B)]^{-1}[1 - \alpha(B) - \beta(B)]\{1 + \alpha[(1 - B)^d]\}\} \varepsilon_t^2 \quad (14)$$

Do estymacji modeli wykorzystano metodę największej wiarygodności (*ang. Maximum Likelihood Estimation*). W doborze postaci modelu, oraz doborze rzędu opóźnienia modelu kierowano się jednym z kryteriów informacyjnych, kryterium Schwarza<sup>18</sup>:

$$SC = -2 \frac{\ln L}{T} + 2 \frac{\ln k}{T} \quad (15)$$

gdzie: T – długość szeregu, L – wartość funkcji największej wiarygodności, k – liczba szacowanych parametrów modelu

Dla rozważanych pięciu modeli SARIMA (1) próbowano dobrać odpowiedni model wariancji heteroskedastycznych reszt. W tym celu MNW oszacowano parametry wymienionych modeli wariancji warunkowych. Na mocy statystyki t-Studenta, wszystkie parametry oszacowanych modeli były istotne na poziomie 0,05. Zwiększenie rzędu modeli nie poprawiało jakości dopasowania modeli do danych, a parametry rozbudowanych modeli były statystycznie nieistotne na mocy testu t-Studenta.

W tabelach 3-7 zamieszczono wartości funkcji straty modeli z rozkładem reszt, dla którego wartość kryterium SC była najmniejsza.<sup>19</sup> Najniższą wartość funkcji straty wśród podstawowych modeli GARCH zaznaczono pogrubioną czcionką. Wycieniowaną komórką tabeli zaznaczono najlepszy model spośród omawianych dla danego szeregu.

W przypadku najprostszego modelu SARIMA-GARCH(1,1) dla CRO (Tabela 3) najodpowiedniejszy rozkład reszt, to skośny rozkład t-Studenta. W przypadku bardziej zaawansowanych modeli najniższe wartości funkcji straty miały modele z rozkładem reszt GED oraz skośnym t-Studenta.

Wychodząc od podstawowego modelu GARCH można zauważyć, że procesy stochastyczne na dobowo-godzinnych rynkach energii elektrycznej najlepiej opisują niestacjonarne modele GARCH. W przypadku CRO, jest to niestacjonarny proces uwzględniający efekt dźwigni oraz skośny rozkład z grubymi ogonami. Wariancja warunkowa CROs zachowuje się jak proces FIGARCH z grubymi ogonami (Tabela 4), a CROz jak proces HYGARCH z

<sup>17</sup> Davidson J. (2001)

<sup>18</sup> Schwarz G. (1978)

<sup>19</sup> Do estymacji wykorzystano moduł G@RCH programu Ox S. Laurent'a i J.P. Peters'a

z grubymi ogonami (Tabela 4), a CROz jak proces HYGARCH z rozkładem leptokurtycznym (Tabela 5).

Tabela 3. Ocena modeli warunkowej wariancji reszt SARIMA dla CRO

ROZKLAD	MODEL	LnL	k	SC
N	GARCH(1,1)	-6161,89	2	2,8069
t-St	GARCH(1,1)	-5434,86	3	2,4760
GED	GARCH(1,1)	-5435,07	3	2,4761
Skt-St	GARCH(1,1)	-5431,04	4	2,4743
Skt-St	EGARCH (1, 1)	-5279,78	6	2,4056
Skt-St	GJR(1,1)	-5421,77	5	2,4702
Skt-St	APARCH(1,1)	-5402,99	6	2,4618
GED	IGARCH (1, 1)	-5444,44	3	2,4803
GED	FIGARCH-BBM(1,1)	-5314,58	4	2,4213
GED	FIGARCH-CHUNG(1,1)	-5308,00	4	2,4183
Skt-St	FIEGARCH(1,1)	-5264,95	7	2,3989
GED	FIAPARCH-BBM(1,1)	-5292,57	6	2,4115
GED	FIAPARCH-CHUNG(1,1)	-5293,43	6	2,4119
Skt-St	HYGARCH(1,1)	-5277,74	7	2,4047

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Ocena modeli warunkowej wariancji reszt SARIMA dla CROs

ROZKLAD	MODEL	LnL	k	SC
N	GARCH(1,1)	-3627,32	2	1,6525
t-St	GARCH(1,1)	-553,21	3	0,2525
GED	GARCH(1,1)	-382,46	3	0,1747
Skt-St	GARCH(1,1)	-553,19	4	0,2526
t-St	EGARCH (1, 1)	-139,30	5	0,0642
t-St	GJR(1,1)	-439,37	4	0,2008
GED	APARCH(1,1)	-71,89	5	0,0335
GED	IGARCH (1, 1)	-621,07	3	0,2834
t-St	FIGARCH-BBM(1,1)	157,01	4	-0,0709
Skt-St	FIGARCH-CHUNG(1,1)	-186,68	5	0,0858
GED	FIEGARCH(1,1)	-81,61	6	0,0380
GED	FIAPARCH-BBM(1,1)	-124,43	6	0,0575
GED	FIAPARCH-CHUNG(1,1)	-93,55	6	0,0434
GED	HYGARCH(1,1)	67,10	6	-0,0297

Źródło: opracowanie własne.

Poza rynkiem bilansującym, procesy na TGE jak i poee kształtują się podobnie. W przypadku RDN najlepiej do empirycznego szeregu reszt SARIMA dopasowuje się model HYGARCH z rozkładem skośnym t-Studenta. Niewiele wyższą wartość funkcji straty obserwujemy dla modelu FIEGARCH, również ze skośnym rozkładem t-Studenta (Tabela 6).

Tabela 5. Ocena modeli warunkowej wariancji reszt SARIMA dla  $CRO_z$

ROZKŁAD	MODEL	LnL	k	SC
N	GARCH(1,1)	-5939,24	2	2,7055
t-St	GARCH(1,1)	-5092,31	3	2,3199
GED	GARCH(1,1)	-4533,95	3	2,0656
Skt-St	GARCH(1,1)	-5090,14	4	2,3191
GED	EGARCH (1, 1)	-4376,80	5	1,9943
GED	GJR(1,1)	-4527,84	4	2,0630
GED	APARCH(1,1)	-4625,63	5	2,1076
GED	IGARCH (1, 1)	-4581,53	3	2,0873
GED	FIGARCH-BBM(1,1)	-4450,62	4	2,0278
GED	FIGARCH-CHUNG(1,1)	-4478,55	4	2,0405
GED	FIEGARCH(1,1)	-4297,31	6	1,9581
GED	FIAPARCH-BBM(1,1)	-4373,69	6	1,9929
GED	FIAPARCH-CHUNG(1,1)	-4382,13	6	1,9968
GED	HYGARCH(1,1)	-4242,60	6	1,9332

Źródło: opracowanie własne.

Dla *poDeek* modele HYGARCH nie osiągnęły zbieżności. Natomiast najmniejszą wartość funkcji straty dla szeregu *poDeek* osiągnął model FIEGARCH ze skośnym rozkładem t-Studenta (Tabela 7).

Analizując wartości funkcji autokorelacji stwierdzono, że wybrane modele (modele z Tabel 3 – 5) oszacowane dla logarytmicznych godzinnych stóp zwrotu cen z Rynku Bilansującego wyeliminowały autokorelacje wariancji.

Natomiast występuje istotna wartość współczynnika autokorelacji przy 24 opróżnieniu funkcji autokorelacji kwadratów reszt modelu SARIMA-HYGARCH(1,1) (model z Tabeli 6) oraz SARIMA – FIEGARCH(1,1) (model z Tabeli 7) ze skośnym rozkładem t-Studenta dla szeregów z RDN oraz poee.

Co oznacza, że efekt cykliczności widoczny jest zarówno w analizie wartości oczekiwanej jak i wariancji szeregów czasowych energii elektrycznej, czego nie udało się wyeliminować rozważanymi modelami klasy GARCH.

Tabela 6. Ocena modeli warunkowej wariancji reszt SARIMA dla *RDN*

ROZKŁAD	MODEL	Ln L	k	SC
N	GARCH(1,1)	-5881,73	2	2,6793
t-St	GARCH(1,1)	-4947,68	3	2,2541
GED	GARCH(1,1)	-4933,19	3	2,2475
Skt-St	GARCH(1,1)	-4946,58	4	2,2537
Skt-St	EGARCH (1, 1)	-4736,02	6	2,1580
GED	GJR(1,1)	-4925,32	4	2,2440
Skt-St	APARCH(1,1)	-4892,24	6	2,2291
GED	IGARCH (1, 1)	-4946,04	3	2,2533
GED	FIGARCH-BBM(1,1)	-4751,37	4	2,1648
GED	FIGARCH-CHUNG(1,1)	-4762,34	4	2,1698
Skt-St	FIEGARCH(1,1)	-4690,92	7	2,1375
Skt-St	FIAPARCH-BBM(1,1)	-4717,19	7	2,1495
Skt-St	FIAPARCH-CHUNG(1,1)	-4706,13	7	2,1444
Skt-St	HYGARCH(1,1)	-4677,16	7	2,1312

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Ocena modeli warunkowej wariancji reszt SARIMA dla *poDeek*

ROZKŁAD	MODEL	Ln L	k	SC
N	GARCH(1,1)	-5748,18	2	2,6185
t-St	GARCH(1,1)	-5047,57	3	2,2996
GED	GARCH(1,1)	-4998,13	3	2,2770
Skt-St	GARCH(1,1)	-5046,68	4	2,2993
GED	EGARCH (1, 1)	-4792,26	5	2,1835
GED	GJR(1,1)	-4991,29	4	2,2740
GED	APARCH(1,1)	-4976,88	5	2,2676
GED	IGARCH (1, 1)	-5010,60	3	2,2827
GED	FIGARCH-BBM(1,1)	-4792,54	4	2,1835
GED	FIGARCH-CHUNG(1,1)	-4796,55	4	2,1854
GED	FIEGARCH(1,1)	-4720,18	6	2,1508
Skt-St	FIEGARCH(1,1)	-4718,11	7	2,1499
GED	FIAPARCH-BBM(1,1)	-4753,67	6	2,1660
GED	FIAPARCH-CHUNG(1,1)	-4731,69	6	2,1560

Źródło: opracowanie własne.

Porównując procent wyjaśnianej wariancji szeregów (Tabela 8) możemy stwierdzić, że z wyjątkiem *CROs* uwzględnienie wariancji warunkowej poprawiło dopasowanie modeli do szeregów empirycznych, co jest ważne z punktu

widzenia prognozowania wartości oczekiwanej szeregów jak również oceny ryzyka zmiany ceny na dobowo-godzinnych rynkach energii elektrycznej.

Tabela 8. Współczynniki determinacji modeli

Zmienna modelu	SARIMA R <sup>2</sup>	SARIMA-GARCH R <sup>2</sup>
CRO	0,35521	0,55213
CROz	0,27144	0,27608
RDN	0,76215	0,85984
poDeek	0,80925	0,84652

Źródło: opracowanie własne.

Dla wybranych modeli SARIMA-GARCH zbadano dopasowanie empirycznych rozkładów reszt do teoretycznych rozkładów uwzględnionych przy szacowaniu parametrów modeli. Na bazie testu zgodności  $\chi^2$ -kwadrat Pearsona jedynie dla modelu *RDN* brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy, że reszty otrzymanego modelu mają zakładany skośny rozkład t-Studenta. W przypadku pozostałych modeli największe różnice między empirycznymi wartościami a wybraną postacią procesu otrzymano dla CROs.

### Podsumowanie

Na bazie analizowanego okresu badawczego można stwierdzić, że do opisu szeregów czasowych na polskim dobowo-godzinnym rynku energii elektrycznej najlepiej wykorzystać niestacjonarne procesy GARCH a w szczególności, te które uwzględniają efekt dźwigni oraz skośne rozkłady reszt. Jednak ułamkowo zintegrowane modele GARCH nie są w stanie wyeliminować z szeregu autokorelacji będącej skutkiem cykliczności energii elektrycznej. Ponadto na uwagę zasługuje fakt, że pomimo podobnego charakteru funkcjonowania dobowo-godzinowych rynków obrotu energią elektryczną, empiryczne szeregi czasowe logarytmicznych godzinnych zmian cen energii elektrycznej kształtują się inaczej a przede wszystkim w obrębie wartości oczekiwanej.

### Literatura

1. Baillie R., Bollerssev T., Mikkelsen H. O., *Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, 1996, 74,s. 3-30.



2. Bollerslev T., Engle R. F., *Modeling the Persistence of Conditional Variance*, *Econometric Review*, 1986, 5, s. 1-50.
3. Bollerslev T., Mikklelsen H. O., *Modeling and Pricing Long-Memory in Stock Market Volatility*, *Journal of Econometrics*, 1996, 73, 151-184.
4. Brockwell P. J., Davis R. A., *Introduction to Time Series and Forecasting*, Springer – Verlag, New York, 1996.
5. Chung C. F., *Estimating the Fractionally Integrated GARCH Model*, National Taiwan University working paper, 1999.
6. Davidson J., *Moment and Memory Properties of Linear Conditional Heteroscedasticity Models*, Manuscript, Cardiff University, 2001.
7. Ding Z., Granger C.W.J., Engle R. F., *A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model*, *Journal of Empirical Finance*, 1993, 1, 83-106.
8. Engle R. F., *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrica*, 1982, 50, s. 987-1007.
9. Engle R. F., Bollerslev T., *Modeling the Persistence of Conditional Variance*, *Econometric Review*, 1986, 5, s. 1-50.
10. Glosten L. R., Jagannathan R. i Runkle D. E., *On the relation between expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks*, *Journal of Finance*, 1993, 48, s. 1779-1801.
11. Nelson D., *Conditional Heteroskedasticity in Basset Returns: a New Approach*, *Econometrica*, 1991, 59, s. 347-370.
12. Schwarz G., *Estimating the Dimension of a Model*, *The Annals of Statistics*, 1978, nr 6, s. 461-464.

### STRESZCZENIE

Celem artykułu był dobór odpowiednich modeli, do opisu szeregów czasowych na polskich dobowo-godzinnych rynkach energii elektrycznej. W pracy rozważono szeregi czasowe godzinnych logarytmicznych stóp zwrotu cen notowanych na Rynku Bilansującym, Rynku Dnia Następnego oraz Rynku Dobowo-Godzinowego Energii Konwencjonalnej poe w okresie od 1 lipca do 31 grudnia 2007 roku. Szeregi z wyodrębnioną cyklicznością oraz autokorelacją wartości oczekiwanej próbowano opisać za pomocą modeli klasy GARCH. Wśród analizowanych modeli tej grupy, do danych z rynku energii najlepiej dopasowany okazały się niestacjonarne modele FIGARCH, FIEGARCH oraz HYGARCH z rozkładem skośnym t-Studenta.

## **THE GARCH MODELS ON DAY-AHEAD ELECTRIC ENERGY MARKETS IN POLAND**

### **SUMMARY**

The aim of this paper is an appropriate choice of model, which may be applied to describe time series on whole day electric energy market. Time series of hourly logarithmic rates of return quoted on Balance Market, Day Ahead Market and Conventional Energy Spot Market on Internet Electricity Trading Platform from 1-th July to 31-th December 2007 year are considered. The time series without seasonal and autoregression in mean were modelled by GARCH models. The results favor nonstationary models like FIGARCH, FIEGARCH and HYGARCH with skewed Student-t distribution.

*Translated by A. Ganczarek*

*Dr Alicja Ganczarek*  
Akademia Ekonomiczna w Katowicach  
alicjaganczarek@wp.pl



URSZULA GIERAŁTOWSKA

## **MOŻLIWOŚCI WYKORZYSTANIA FUNKCJI DYSKRYMINACYJNEJ NA POLSKIM RYNKU KAPITAŁOWYM**

### **Wprowadzenie**

Jednym z kluczowych elementów każdego systemu gospodarczego jest rynek finansowy. Istotnym warunkiem jego rozwoju jest umiejętność przewidywania kierunków i ilościowych zmian rynku, jak również jego bliższego i dalszego otoczenia, oraz umiejętność podejmowania na tej podstawie prawidłowych decyzji gospodarczych. Gwałtowny rozwój rynku kapitałowego i osiągnięcie przez niego dojrzałości rodzi potrzebę nieustannego tworzenia i doskonalenia metod badawczych, które wspomagają proces podejmowania decyzji. Złożoność problematyki, szeroka dostępność danych o wysokiej częstotliwości, bogactwo metodologii badawczych oraz różnorodność wykorzystywanych instrumentów, jak również wpływ czynników egzogenicznych oraz psychologicznych sprawia jednak, że niemożliwe staje się formułowanie uniwersalnych i ponadczasowych wniosków, które znajdą odzwierciedlenie w praktycznym funkcjonowaniu giełdy.

Podstawą decyzji inwestycyjnych jest jednak posiadane wiarygodnych i rzetelnych informacji. Klasyczna analiza wskaźnikowa generuje olbrzymią liczbę wskaźników, na podstawie których niejednokrotnie nie można jednoznacznie ocenić sytuacji ekonomiczno-finansowej spółki. Wielokrotnie implikuje to błędne decyzje inwestycyjne, które prowadzą do wyboru mało atrakcyjnych pod względem jakości inwestycyjnej aktywów finansowych. Brak jednoznacznych metod naukowych doboru najlepszych czy najskuteczniejszych wskaźników, które pozwolą na maksymalizację zawartości informacyjnej i będą kluczowe z

punktu widzenia podejmowania decyzji, sprawia, że dobór ten może być oceniony jedynie *ex post* pod kątem uzyskanych efektów inwestowania.

Logiczne postępowanie inwestora zmierzające do maksymalizacji satysfakcji sprawia zatem, że w procesie inwestycyjnym najbardziej istotną kwestią jest właściwy dobór walorów do portfela papierów wartościowych. W procesie doboru spółek do portfela nie ma metody doskonałej. Punktem wyjścia stają się metody statystyczno–ekonometryczne, które z jednej strony pozwalają na wycenę walorów, klasyfikację spółek giełdowych, a z drugiej strony pozwalają na ocenę dynamiki zmian rynku kapitałowego. Coraz częściej zauważyć można, że wielu analityków próbuje poszukiwać, adaptować i wdrażać coraz to nowsze narzędzia analityczne, które łącząc tradycyjne teorie ekonomiczne z nowoczesnymi osiągnięciami statystyki i ekonometrii, przy wykorzystaniu rozwiniętych technik komputerowych, ułatwiają podejmowanie decyzji inwestycyjnych. Rozwój techniki komputerowej, a przede wszystkim systemów przetwarzania danych, umożliwił implementację bardzo skomplikowanych metod matematyczno–ekonometrycznych. Ogólna dostępność prezentowanych metod w pakietach statystycznych i programach obliczeniowych nie wymaga od inwestora zaawansowanej wiedzy teoretycznej, a jedynie znajomości podstawowych warunków stosowania metod, identyfikacji założeń oraz interpretacji otrzymanych wyników.

W artykule, który stanowi podsumowanie prowadzonych przez autorkę prac badawczych, podjęto próbę aplikacji liniowej funkcji dyskryminacyjnej do podejmowania decyzji na rynku kapitałowym. Zasadniczym celem niniejszej pracy było zbadanie przydatności liniowej funkcji dyskryminacyjnej do klasyfikacji spółek giełdowych na polskim rynku kapitałowym, ocena stabilności oszacowanych funkcji dyskryminacyjnych, jak również ocena użyteczności funkcji dyskryminacyjnej jako procedury doboru spółek giełdowych do portfela papierów wartościowych. O użyteczności funkcji dyskryminacyjną świadczą jej liczne zastosowania w rozwiązywaniu konkretnych problemów ekonomiczno–społecznych. W polskiej praktyce gospodarczej analiza dyskryminacyjna często utożsamiana jest jedynie z modelem Altmana, którego można uznać za inicjatora wykorzystania wielokryterialnej analizy dyskryminacyjnej we wnioskowaniu o kondycji przedsiębiorstwa<sup>1</sup>. Funkcja dyskryminacyjna bazując na wskaźni-

<sup>1</sup> Por. [1] oraz materiały ze strony <http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman/Zscores.pdf>

kach ekonomiczno–finansowych, pozwala uwzględnić wzajemne powiązania pomiędzy różnymi wskaźnikami, przez co dostarcza wielu cennych informacji, które nie są bezpośrednio widoczne. Model Altmana zyskał duże uznanie wśród teoretyków i praktyków gospodarczych. W miarę upływu czasu i w wyniku zmian gospodarczych doczekał się wielu modyfikacji. Altman znalazł również licznych naśladowców na całym świecie (E. Deakin, R.O. Edmister, G. Springate, J.G. Fulmer czy zespół J. Legaulta, D. Stos i J. Gajdka, A. Hołda, D. Appenzeller). Ocena kondycji przedsiębiorstw jest potrzebna nie tylko samym przedsiębiorstwom, ale również instytucjom zewnętrznym np. bankom przy określaniu zdolności kredytowej (tzw. wiarygodności ekonomicznej). Jednak zawężenie analizy dyskryminacyjnej do modelu Altmana jest zbyt daleko idącym uproszczeniem. Szerokie możliwości aplikacyjne funkcji sprawiły, że technika, która przez lata nie cieszyła się popularnością, w ostatnim czasie przeżywa swoisty renesans i znajduje zastosowanie na gruncie licznych dyscyplin ekonomicznych i pozaekonomicznych.

Istota analizy dyskryminacyjnej polega na poszukiwaniu reguł postępowania, mających na celu przyporządkowanie wielowymiarowych obiektów do jednej z wielu populacji o znanych parametrach przy możliwie minimalnych błędach klasyfikacji.<sup>2</sup> Jej idea polega zatem na skonstruowaniu i oszacowaniu wielowymiarowej liniowej funkcji, na podstawie której dokonać można rozróżnienia obiektów ekonomicznych.

Wybór zmiennej grupującej dokonywany jest w oparciu o analizę merytoryczną uwzględniającą specyfikę przeprowadzanego badania. Jest to jeden z ważniejszych etapów, który jest weryfikowany dopiero poprzez określenie stopnia poprawnej klasyfikacji obiektów. Zbyt mała rozróżnialność obiektów sprawia, że w badaniu należy uwzględnić inne kryterium bądź kryteria badawcze.

Selekcji zmiennych diagnostycznych dokonuje się zazwyczaj dwustopniowo. Zakładając, że każdy obiekt może być potencjalnie opisany przez nieskończenie wiele cech, wykorzystując przesłanki merytoryczne należy określić zestaw zmiennych diagnostycznych, które z punktu widzenia określonego kryterium w istotnym stopniu mogą wpływać na jakość przeprowadzanej klasyfikacji. Tak wyodrębniony zestaw zmiennych diagnostycznych poddaje się redukcji

---

<sup>2</sup> Por. [3].

przy wykorzystaniu metod statystycznych. W literaturze postuluje się, aby w analizie dyskryminacyjnej na jedną zmienną niezależną przypadało od 15 do 20 obserwacji. Należy również ustalić liczbę obserwacji dla każdej grupy – najmniej liczna grupa powinna zawierać więcej obserwacji niż wynosi liczba zmiennych niezależnych. W praktyce sugeruje się, aby w każdej grupie było więcej niż 20 obserwacji, ale jednocześnie nie występowały zbyt duże różnice w liczebności obserwacji między grupami.<sup>3</sup>

W pracy wykorzystano informacje o spółkach giełdowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. W pracy przedstawiono jedynie analizę, którą przeprowadzono za lata 2001–2003 w ujęciu rocznym i kwartalnym. Uzyskane wyniki nie odbiegają znacznie od wyników badań, które przeprowadzono we wcześniejszym okresie. Badanie ograniczono do spółek notowanych w tym okresie w systemie ciągłym i podwójnego *fixingu*, które znajdowały się w obrocie giełdowym przynajmniej przez cały 2001 rok. Wyodrębniono zbiór 162 spółek giełdowych, dla których uzyskano pełen obraz wskaźników niezbędnych do przeprowadzenia dalszych analiz. Z badania wyeliminowano obiekty, dla których zanotowano luki w danych. W pierwszej części badań empirycznych (badanie zgodności klasyfikacji) analizie poddano 149 spółek giełdowych z wyłączeniem banków<sup>4</sup>, w celu zapewnienia względnej porównywalności wskaźników ekonomiczno–finansowych. W pracy wykorzystano materiał empiryczny dostępny dla każdego inwestora, publikowany w prasie oraz prezentowany na stronach internetowych Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie oraz biur maklerskich. Dane dotyczące wskaźników ekonomiczno–finansowych pochodziły z Notoria Serwis.

Na podstawie analizy merytorycznej oraz analizy statystycznej (wykorzystując macierz współczynników korelacji pomiędzy opisanymi zmiennymi) w artykule wykorzystano następujące zmienne:

X <sub>1</sub> – stopa zwrotu,	X <sub>9</sub> – rotacja należności,
X <sub>2</sub> – ryzyko,	X <sub>10</sub> – rotacja aktywów,
X <sub>3</sub> – współczynnik beta,	X <sub>11</sub> – stopa zadłużenia,
X <sub>4</sub> – ROE,	X <sub>12</sub> – zysk/strata na 1 akcję,

<sup>3</sup> Por. [4].

<sup>4</sup> Wyłączenie z analizy banków wynika z faktu, iż zestaw wskaźników ekonomiczno–finansowych dla spółek sektorów niefinansowych nie jest tożsamy z zestawem wskaźników wykorzystywanych w przypadku oceny standingu finansowego banków.

$X_5$  – *ROA*,  $X_{13}$  – wartość księgową na 1 akcję,  
 $X_6$  – współczynnik płynności bieżącej,  $X_{14}$  – współczynnik wypłacalności,  
 $X_7$  – rotacja zobowiązań,  $X_{15}$  – kapitały własne/aktywa ogółem,  
 $X_8$  – rotacja zapasów,  $X_{16}$  – aktywa płynne/aktywa ogółem.

W literaturze szczególną uwagę zwraca się na dwa podstawowe założenia dotyczące charakteru zmiennych diagnostycznych:

- zmienne diagnostyczne reprezentują wielowymiarowy rozkład normalny,
- macierze wariancji i kowariancji dla wyodrębnionych klas są sobie równe.

Z założeniem tym wiąże się problem złego uwarunkowania macierzy, którego wynikiem jest brak możliwości przeprowadzenia analizy dyskryminacyjnej. Zmienne wykorzystywane w analizie dyskryminacyjnej nie mogą być redundantne w stosunku do pozostałych zmiennych, ponieważ powoduje to brak możliwości odwrócenia macierzy wariancji i kowariancji zmiennych w modelu, co jest częścią procesu obliczeniowego. W praktyce spełnienie tych założeń staje się dużym ograniczeniem klasycznych metod dyskryminacji, ponieważ w znacznym stopniu może rzutować na jakość uzyskanych klasyfikacji. Dotychczas prowadzone badania (D.F. Morrison, C.A.B. Smith, E. Krusińska, Cz. Domański, M. Misztal) pozwalają stwierdzić, że funkcja dyskryminacyjna może być dobrym klasyfikatorem mimo niespełnienia omawianych warunków, ponieważ jest odporna na te założenia<sup>5</sup>.

Przeprowadzone badania empiryczne dotyczące klasyfikacji spółek giełdowych pozwoliły na sformułowanie następujących wniosków:

1. Potrzeba klasyfikacji dotyczy wielu aspektów zarówno życia codziennego, jak i życia gospodarczego. Konieczność porządkowania i klasyfikowania spółek wynika przede wszystkim z ogromu informacji, które docierają do inwestora. Proces klasyfikacji wiąże się z wyborem obiektów najlepszych z punktu widzenia przyjętego kryterium badawczego. Przyjęto, że spółki giełdowe mogą być klasyfikowane na podstawie kryteriów jedno- i wieloelementowych. W przypadku kryteriów jednoelementowych przyjęto wykorzystanie wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych oraz rynkowych takich jak: stopa zwrotu, ryzyko mierzone odchyleniem standardowym, zysk/strata netto na 1

---

<sup>5</sup> Por. np. prace [2], [5].

akcję, płynność bieżąca, współczynnik beta. W wielu przypadkach kryteria jednoelementowe nie są wystarczające do przeprowadzania głębszych analiz, ponieważ są tylko jednokierunkowym spojrzeniem na analizowane obiekty. Inwestor na ich podstawie może oceniać wybrane efekty działalności spółki, a nie całokształt funkcjonowania. Istnieje zatem konieczność łączenia poszczególnych kryteriów dyskryminacji. W przypadku kryterium wieloelementowych w pracy zaproponowano wykorzystanie jako kryterium dyskryminacji spółek giełdowych: poziomu zysku hipotetycznego, zagrożenia upadłością spółki, oceny kondycji ekonomiczno-finansowej<sup>6</sup>.

Jednak jak wykazano (por. tabela 1) kryterium dyskryminacji spółek nie rzutuje istotnie na jakość klasyfikacji spółek.

Trafność mierzona procentem poprawnie zaklasyfikowanych obiektów jest zbliżona niezależnie od tego, czy bada się kondycję ekonomiczno-finansową spółek, ich zyskowność czy też dochodowość. Nieznacznie lepsze rezultaty rozpoznawania obiektów uzyskiwano przy bardziej złożonych kryteriach podziału, np. miary syntetyczne. Należy przy tym zauważyć, że wykorzystując do budowy miar syntetycznych system wag oparty na współczynniku zmienności można różnicować wpływ poszczególnych zmiennych diagnostycznych na ogólną kondycję ekonomiczno-finansową spółek giełdowych.

Z przeprowadzonych badań wynika również, że dokładność klasyfikacji obiektów na podstawie wyjściowego (przyjętego arbitralnie) i zredukowanego zbioru zmiennych diagnostycznych jest zbliżona. Wybór krokowej postępującej analizy dyskryminacyjnej pozwala jednak na wyodrębnienie czynników mających najistotniejszy wpływ na klasyfikację według przyjętego kryterium podziału. Należy przy tym zwrócić również uwagę, że oszacowane funkcje dyskryminacyjne, niezależnie od przyjętej procedury szacowania, kryterium dyskryminacji oraz okresu badawczego, dużo lepiej radzą sobie z rozpoznawaniem obiektów spełniających zadane kryterium dyskryminacji.

2. Stosowanie funkcji dyskryminacyjnej powinno być poprzedzone weryfikacją podstawowych założeń dotyczących jej praktycznego wykorzystania. Mimo, iż w praktyce założenia nie są spełnione, to jednak wykazano, że liniowa

<sup>6</sup> W pracy zaproponowano wykorzystanie dwóch przykładowych miar syntetycznych: TMAI i GDM. Taksonomiczną miarę atrakcyjności inwestycji opracował i po raz pierwszy wykorzystał do klasyfikacji spółek W. Tarczyński (por. [6]). Natomiast wykorzystanie uogólnionej miary odległości do klasyfikacji obiektów zostało zaproponowane przez M. Walesiaka i przedstawione w pracy [7].



funkcja dyskryminacyjna jest dobrym klasyfikatorem. Zatem można twierdzić, że funkcja ta jest odporna na założenia metodologiczne.

Tabela 1. Ocena błędnej klasyfikacji spółek giełdowych w latach 2001–2003 dla wybranych kryteriów dyskryminacji

Kryterium	2001		2002		2003	
	FD S	FD K	FD S	FD K	FD S	FD K
K1	30,87	29,53	25,5	26,85	23,49	24,83
K2	23,49	27,52	24,16	24,16	18,12	18,12
K3	18,71	18,12	20,14	19,46	16,78	17,45
K4	21,48	21,48	22,82	23,49	19,46	20,14
K5	33,56	34,23	22,15	20,81	28,86	28,19
K6	21,48	18,12	25,5	23,49	19,46	14,09
K7	37,58	37,58	24,16	23,49	30,2	28,86
K8	21,48	18,12	23,49	23,49	18,79	13,42

*Kryteria:* K1 – stopa zwrotu, K2 – ryzyko, K3 – zysk (strata) netto, K4 – zysk hipoteczny, K5 – ocena kondycji (*TMAI* bez wag), K6 – ocena kondycji (*TMAI* z wagami), K7 – ocena kondycji (*GDM* bez wag), K8 – ocena kondycji (*GDM* z wagami).

*Metody:* FD S – standardowa analiza dyskryminacyjna, FD K – krokowa analiza dyskryminacyjna. Ogólny błąd klasyfikacji wyznaczony według formuły<sup>7</sup>:

$$E = \frac{Z}{n} \cdot 100\%, \quad (1)$$

gdzie:

n – liczba obiektów objętych badaniem,

Z – liczba błędnie zaklasyfikowanych obiektów (pochodzących z klasy  $C_r$ , a zaklasyfikowanych do klasy  $C_s$  i odwrotnie, przy  $r \neq s$ ).

Źródło: obliczenia własne.

Potwierdzają to pośrednio wyniki klasyfikacji spółek giełdowych otrzymane przy wykorzystaniu nieklasycznych metod dyskryminacji (drzewa klasyfikacyjne, sieci neuronowe), które są zbliżone do wyników klasyfikacji przy wykorzystaniu funkcji dyskryminacyjnej (por. tabela 2). Należy jednak zauważyć, że wielokrotnie metody podziału rekurencyjnego pozwalały na nieznacznie trafniejszą dokładność przeprowadzanych klasyfikacji niezależnie od przyjętego kryterium podziału spółek.

3. Sytuacja na polskim rynku kapitałowym w istotnym stopniu wpływa na jakość uzyskiwanej klasyfikacji. Z uwagi na niestabilne w czasie parametry funkcji dyskryminacyjnej istnieje konieczność przeszacowań tychże funkcji.

<sup>7</sup> Por. [8].

Przeszacowania winny być dokonywane w momencie zawirowań na rynku giełdowym, związanych przede wszystkim z odwróceniem tendencji.

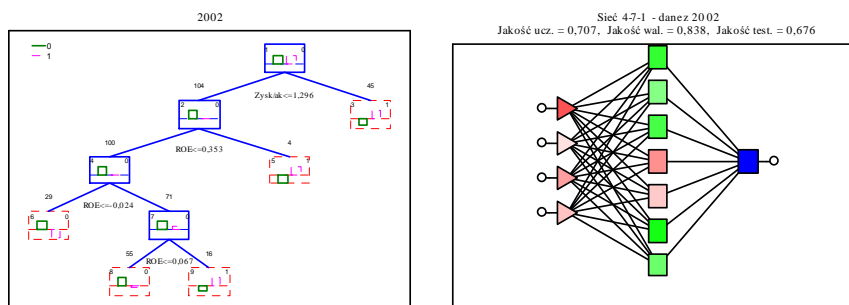
Tabela 2. Ocena błędnej klasyfikacji spółek giełdowych przy wykorzystaniu wybranych metod klasyfikacji

Kryterium	2002					2003				
	FD S	FD K	D1	D2	MPL	FD S	FD K	D1	D2	MPL
K1	25,5	26,85	34,23	26,84	34,9	23,49	24,83	27,52	16,78	20,13
K2	24,16	24,16	19,46	16,11	41,61	18,12	18,12	20,8	17,45	15,44
K3	20,14	19,46	2,68	2,68	8,05	16,78	17,45	12,08	7,38	14,09
K4	22,82	23,49	4,7	1,34	8,72	19,46	20,14	4,03	1,34	8,05
K5	22,15	20,81	16,78	17,45	36,91	28,86	28,19	27,52	26,84	26,84
K6	25,5	23,49	16,11	14,76	26,84	19,46	14,09	16,78	12,75	17,44
K7	24,16	23,49	28,86	22,82	28,19	30,2	28,86	32,89	15,44	29,53
K8	23,49	23,49	14,76	14,09	20,13	18,79	13,42	10,74	12,75	10,74

Kryteria: jak w tabeli 1.

Metody: FD S – standardowa analiza dyskryminacyjna, FD K – krokowa analiza dyskryminacyjna, D1 – dyskryminacyjne podziały jednowymiarowe, D2 – metoda CART, MPL – sieci neuronowe *Multilayer Perceptron*.

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 1. Przykładowe drzewo klasyfikacyjne (D1) oraz struktura sieci MLP dla danych rocznych (2002) – kryterium TMAI z wagami.

Źródło: opracowanie własne.

Z przeprowadzonych badań wynika, że estymacja parametrów powinna być dokonywana nie częściej niż co kwartał (a nawet co pół roku), jednak nie rzadziej niż raz na rok. Wraz z ustabilizowaniem się rynku giełdowego w Polsce oraz przy bardziej stabilnych w czasie wartościach zmiennych ekonomiczno-finansowych należy oczekiwać poprawy jakości przeprowadzanych klasyfikacji.

Jak już wcześniej zauważono, dokładność klasyfikacji spółek pośrednio uzależniona jest od jakości i wiarygodności danych, jakimi dysponuje inwestor. Istnieje konieczność poszukiwania optymalnego zbioru zmiennych diagnostycznych, który pozwoli na zwiększenie precyzji klasyfikacji. Dynamiczne ujęcie zmiennych diagnostycznych (klasyfikacja w oparciu o przyrosty absolutne i względne wskaźników ekonomiczno-finansowych) nie wpływa na poprawę jakości klasyfikacji obiektów (por. tabela 3). Transformacja danych może doprowadzić m.in. do uwypuklenia dynamiki zmian zjawisk, minimalizacji asymetrii danych czy wyeliminowania wahań losowych.

Tabela 3. Porównanie błędów klasyfikacji spółek giełdowych przy użyciu analizy dyskryminacyjnej dla różnych zestawów zmiennych diagnostycznych (dla wybranych kryteriów)

Okres	Pełen zbiór zmiennych diagnostycznych			Zredukowany zbiór zmiennych diagnostycznych			
	Wartości zmiennych	Przyrosty absolutne	Przyrosty względne	Wartości zmiennych	Przyrosty absolutne	Przyrosty względne	
K3	2002	20,14	20,84	22,15	19,46	22,15	21,48
	2003	16,78	34,23	32,22	17,45	32,89	33,53
K5	2002	22,15	28,86	26,85	20,81	28,86	30,2
	2003	28,86	34,23	31,54	28,19	31,54	30,87
K6	2002	25,5	26,18	30,2	23,49	27,52	32,22
	2003	19,46	29,53	33,56	14,09	29,53	32,89
K7	2002	24,16	26,85	26,18	23,49	27,52	26,18
	2003	30,2	32,89	34,23	28,86	32,89	34,9
K8	2002	23,49	26,85	28,19	23,49	27,52	30,2
	2003	18,79	32,22	31,54	13,42	30,87	34,23

Oznaczenia jak we wcześniejszych tabelach.

Źródło: obliczenia własne.

4. Oszacowane funkcje klasyfikacyjne pozwalają na dość dokładną klasyfikację obiektów w sytuacji, kiedy poziom prawdopodobieństwa *a priori* w obu grupach obiektów jest zbliżony. Przyjmuje się, że poziom prawdopodobieństwa jest proporcjonalny do liczebności poszczególnych grup w próbie.

Specyfikacja różnych prawdopodobieństw *a priori* wpływa na trafność klasyfikacji, dlatego powinno się unikać sytuacji, kiedy występują liczebne dysproporcje pomiędzy grupami. Przemawia to za wykorzystaniem jako poziomu normatywnego wartości mediany (a nie wartości przeciętnej, która jest często wykorzystywana w badaniach empirycznych), zwłaszcza, jeżeli mamy do czy-

nienia ze zróżnicowaną zbiorowością obiektów. W takiej sytuacji wykorzystanie w procesie wstępnego podziału obiektów średniej arytmetycznej jest z jednej strony sprzeczne z parametrami stosowania wartości przeciętnej, z drugiej zaś powoduje obniżenie mocy dyskryminacyjnej szacowanej funkcji i dokładności klasyfikacji.

5. Optymalizacja działań inwestycyjnych na giełdzie wynika przede wszystkim z kompleksowej analizy papierów wartościowych. Podstawowym celem analizy jest wyselekcjonowanie grupy walorów najbardziej atrakcyjnych pod względem prowadzonych inwestycji. Wykorzystanie analizy dyskryminacyjnej do wyodrębnienia spółek o najlepszych podstawach fundamentalnych pozwala twierdzić, że wyznaczona funkcja stanowi użyteczną metodę w procesie doboru akcji do portfela. Portfele<sup>8</sup> budowane w oparciu o spółki, wyodrębnione przy wykorzystaniu funkcji dyskryminacyjnych, charakteryzowały się niższym ryzykiem w porównaniu z portfelami, do budowy których nie wykorzystano analizy dyskryminacyjnej. Można zatem twierdzić, że wykorzystanie funkcji dyskryminacyjnej, obok klasycznych czynników takich jak: odpowiednia liczba akcji w portfelu czy brak dominacji jednego sektora, wpływa pośrednio na właściwą dywersyfikację ryzyka.

Ocena *ex post* efektywności skonstruowanych portfeli, polegająca na ocenie faktycznych stóp zwrotu uzyskanych po sprzedaży portfeli pozwoliła zauważyć, że wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego inwestycji wzrasta również faktyczna stopa zwrotu. Parametry portfeli porównawczych (budowanych na podstawie wybranych procedur selekcji spółek), w krótkim okresie trwania inwestycji są nieznacznie lepsze od portfeli tworzonych przy wykorzystaniu metod nieklasycznych, ale wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycyjnego, efektywna stopa tych portfeli jest w większości przypadków niższa niż stopa

---

<sup>8</sup> W badaniach empirycznych przyjęto, że podstawę analiz stanowią będzie 20 podmiotów uznanych za najlepsze z punktu widzenia przyjętego kryterium badawczego. Chcąc zapewnić odpowiednią dywersyfikację sektorową przyjęto, że przy budowie portfela uwzględnionych zostanie 15 spółek sektora niefinansowego oraz 5 sektora bankowego (spółki sektora bankowego mają ponad 40 % udział w kapitalizacji giełdowej, dlatego konieczne było nałożenie ograniczenia w liczbie tych spółek w bazie, ponieważ mogłyby one zdominować w znacznej mierze tworzone portfele). W procesie budowy portfeli inwestycyjnych do rozwiązywania zagadnień optymalizacyjnych (zgodnie z ideą modelu Markowitza) wykorzystano moduł SOLVER w pakiecie obliczeniowym Excel 2000. Zasadniczym celem była budowa zbioru portfeli efektywnych, dla których nie istnieje portfel o tej samej stopie zwrotu i mniejszym ryzyku.

zwrotu portfeli utworzonych przy wykorzystaniu w procesie doboru funkcji dyskryminacyjnej.

Tabela 4. Poziom ryzyka portfeli efektywnych dla zadanych stóp zwrotu w latach 2001–2002

Kryterium	Zadana stopa zwrotu									
	0,0010	0,0020	0,0030	0,0040	0,0050	0,0060	0,0070	0,0080	0,0090	0,0100
2001 – analiza standardowa										
K1_s	0,0116	0,0116	0,0118	0,0122	0,0128	0,0135	0,0146	0,0159	0,0175	0,0195
K1_k	0,0113	0,0117	0,0123	0,0133	0,0148	0,0170	0,0206	0,0272	x	x
K1_p	x	x	0,0230	0,0187	0,0162	0,0151	0,0150	0,0155	0,0166	0,0181
K3_s	0,0145	0,0137	0,0133	0,0132	0,0135	0,0140	0,0148	0,0159	0,0173	0,0193
K3_k	0,0139	0,0131	0,0128	0,0129	0,0132	0,0138	0,0147	0,0159	0,0173	0,0193
K3_p	0,0141	0,0141	0,0142	0,0146	0,0152	0,0159	0,0168	0,0179	0,0191	0,0206
K5_s	0,0142	0,0143	0,0146	0,0150	0,0156	0,0163	0,0173	0,0184	0,0197	0,0212
K5_k	0,0123	0,0125	0,0129	0,0134	0,0140	0,0147	0,0158	0,0171	0,0186	0,0204
K5_p	0,0183	0,0188	0,0194	0,0202	0,0211	0,0221	0,0232	0,0244	0,0256	0,0270
K6_s	0,0150	0,0148	0,0149	0,0152	0,0158	0,0166	0,0176	0,0187	0,0200	0,0215
K6_k	0,0146	0,0147	0,0149	0,0153	0,0158	0,0164	0,0172	0,0181	0,0193	0,0206
K6_p	0,0193	0,0195	0,0199	0,0204	0,0214	0,0231	0,0256	0,0291	x	x
K7_s	0,0180	0,0182	0,0185	0,0190	0,0195	0,0202	0,0211	0,0222	0,0235	0,0249
K7_k	0,0164	0,0164	0,0166	0,0168	0,0173	0,0179	0,0188	0,0200	0,0213	0,0229
K7_p	0,0210	0,0223	0,0242	0,0273	0,0327	0,0400	x	x	x	x
K8_s	0,0180	0,0182	0,0185	0,0190	0,0195	0,0202	0,0211	0,0222	0,0235	0,0249
K8_k	0,0164	0,0164	0,0166	0,0168	0,0173	0,0179	0,0188	0,0200	0,0213	0,0229
K8_p	0,0234	0,0243	0,0258	0,0278	0,0303	0,0338	0,0390	0,0555	x	x

Oznaczenia kryteriów jak we wcześniejszych tabelach:

- literka „s” oznacza wykorzystanie metody standardowej do szacowania funkcji dyskryminacyjnej,
- literka „k” oznacza wykorzystanie metody krokowej do szacowania funkcji dyskryminacyjnej,
- literka „p” oznacza portfel porównawczy.

x – nie była możliwa budowa portfela przy założonej stopie zwrotu.

Źródło: obliczenia własne.

Wyznaczone portfele mają lepsze parametry niż parametry portfeli rynkowych (naśladujących *WIG* oraz *WIG20*). Grupa portfeli budowanych przy wykorzystaniu liniowej funkcji dyskryminacyjnej znajduje się w obszarze portfeli niezdominowanych, czyli takich, które pozostają w sferze zainteresowań inwestorów z uwagi na wyższą stopę zwrotu niż przeciętna oraz ryzyko niższe od

przeciętnego. Obserwując wydłużający się horyzont inwestycji można również zauważyć, że portfele te coraz bardziej oddalają się od portfeli rynkowych. Potwierdza to przewagę tych portfeli nad portfelami utworzonymi bez wykorzystania metod statystyczno–ekonometrycznych.

Tabela 4 (cd). Poziom ryzyka portfeli efektywnych dla zadanych stóp zwrotu w latach 2001–2002

2002 – analiza standardowa										
K1_s	0,0139	0,0124	0,0114	0,0108	0,0105	0,0106	0,0111	0,0119	0,0130	0,0143
K1_k	0,0139	0,0124	0,0114	0,0108	0,0105	0,0106	0,0111	0,0119	0,0130	0,0143
K1_p	x	x	x	x	0,0326	0,0277	0,0240	0,0209	0,0185	0,0166
K3_s	0,0133	0,0122	0,0114	0,0109	0,0107	0,0107	0,0110	0,0117	0,0125	0,0136
K3_k	0,0133	0,0122	0,0114	0,0110	0,0107	0,0107	0,0111	0,0117	0,0126	0,0136
K3_p	0,0136	0,0122	0,0112	0,0107	0,0105	0,0106	0,0111	0,0119	0,0130	0,0143
K5_s	0,0141	0,0129	0,0120	0,0116	0,0115	0,0117	0,0120	0,0125	0,0133	0,0142
K5_k	0,0144	0,0131	0,0122	0,0118	0,0116	0,0116	0,0119	0,0124	0,0132	0,0142
K5_p	0,0139	0,0135	0,0132	0,0131	0,0133	0,0137	0,0142	0,0150	0,0160	0,0171
K6_s	0,0143	0,0138	0,0136	0,0135	0,0135	0,0138	0,0141	0,0147	0,0154	0,0163
K6_k	0,0134	0,0133	0,0133	0,0135	0,0138	0,0143	0,0150	0,0158	0,0167	0,0178
K6_p	0,0135	0,0135	0,0138	0,0143	0,0151	0,0164	0,0184	0,0214	0,0257	x
K7_s	0,0149	0,0135	0,0125	0,0119	0,0117	0,0117	0,0120	0,0124	0,0132	0,0142
K7_k	0,0203	0,0156	0,0129	0,0118	0,0113	0,0112	0,0114	0,0119	0,0126	0,0136
K7_p	0,0139	0,0135	0,0132	0,0131	0,0133	0,0137	0,0142	0,0150	0,0160	0,0171
K8_s	0,0142	0,0128	0,0119	0,0113	0,0110	0,0111	0,0114	0,0120	0,0129	0,0141
K8_k	0,0136	0,0125	0,0117	0,0112	0,0109	0,0110	0,0114	0,0120	0,0129	0,0141
K8_p	0,0129	0,0128	0,0130	0,0135	0,0143	0,0157	0,0176	0,0209	0,0256	x

Oznaczenia j.w.

6. Dokonując oceny poszczególnych kryteriów nie można ocenić w sposób jednoznaczny, które kryterium powinien stosować inwestor, aby pozwoliło mu to na osiągnięcie maksymalnych korzyści.

Można mieć wrażenie, że z zaprezentowanych portfeli nieco lepsze od pozostałych są portfele oparte na spółkach o najlepszych podstawach fundamentalnych, najlepszej kondycji ekonomiczno–finansowej mierzonej poziomem miar syntetycznych. Funkcja dyskryminacyjna oprócz tego, że może stanowić użyteczną procedurę doboru spółek do portfela, to może jednocześnie stanowić narzędzie weryfikujące dobór spółek przy wykorzystaniu innych metod statystyczno–ekonometrycznych.

7. Stosowanie funkcji dyskryminacyjnej do podejmowania racjonalnych decyzji wydaje się być zasadne, zwłaszcza z uwagi na prostotę budowy, łatwość interpretacji oraz ogólną dostępność procedury w pakietach statystycznych. Jak wynika z przeprowadzonych eksperymentów empirycznych, funkcja dyskryminacyjna stanowi użyteczne narzędzie w rękach inwestora.

Przeprowadzone rozważania teoretyczne oraz badania empiryczne pozwoliły na pozytywną weryfikację postawionych wcześniej celów. Potwierdzono możliwość wykorzystania analizy dyskryminacyjnej w procesie klasyfikacji spółek giełdowych, która jest punktem wyjścia do podejmowania trafnych i optymalnych decyzji z punktu widzenia inwestora. Rozległość tematyczna oraz specyfika przeprowadzonych i zaprezentowanych badań zachęcają do dalszych prac badawczych nad poszukiwaniem metod wspomagających proces podejmowanie decyzji inwestycyjnych.

## Literatura

1. Altman E.I., *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*, Journal of Finance, vol. XXIII No. 4/1968.
2. Domański Cz., Misztal M., *Zastosowanie wybranych metod dyskryminacji do wspomaganie diagnozy i określania ryzyka operacyjnego pacjentów z chorobą wieńcową*, w: Trzaskalik T. (red), *Modelowanie preferencji a ryzyko '98*, Katowice 1998.
3. Jajuga K., *Statystyczna teoria rozpoznawania obrazów*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1990.
4. Jajuga K., Walesiak M., *Uwagi o badaniach niewyczerpujących przy zastosowaniu metod statystycznej analizy wielowymiarowej*, w: *Statystyka regionalna: sondaż i integracja baz danych*, pod red. J. Paradysza, Poznań 1997.
5. Morrison D.F., *Wielowymiarowa analiza statystyczna*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1990. Tłumaczenie z: *Multivariate statistical methods*.
6. Tarczyński W., *Taksonomiczna miara atrakcyjności inwestycji w papiery wartościowe*, Przegląd Statystyczny, R. XLI zeszyt 3, Warszawa 1994.
7. Walesiak M., *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2002.
8. Witkowska D., *Sztuczne sieci neuronowe i metody statystyczne. Wybrane zagadnienia finansowe*, Studia ekonomiczne, Wydawnictwo C.H.Beck, Warszawa 2002.

### STRESZCZENIE

Celem pracy była próba oceny przydatności liniowej funkcji dyskryminacyjnej do klasyfikacji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wykorzystano wskaźniki ekonomiczno-finansowe oraz rynkowe za lata 2001-2003 w ujęciu rocznym i kwartalnym. W pracy zaprezentowano ocenę mocy dyskryminacyjnej i jakości klasyfikacji w zależności od przyjętego kryterium dyskryminacji spółek. Wykorzystano kryteria jednoelementowe (stopa zwrotu, ryzyko, zysk) oraz złożone (ocena kondycji).

Podjęto również próbę oceny stabilności oszacowanych funkcji dyskryminacyjnych budowanych przy wykorzystaniu standardowej i krokowej formuły szacowania parametrów. Oprócz oryginalnych wartości wskaźników w pracy zaproponowano wykorzystanie przyrostów absolutnych i względnych poszczególnych miar w celu uwypuklenia dynamiki zmian.

Dokonano porównania dokładności klasyfikacji i zdolności predykcyjnych klasycznych i nieklasycznych metod dyskryminacji (drzewa klasyfikacyjne, sztuczne sieci neuronowe). Ponadto podjęto próbę oceny użyteczności funkcji dyskryminacyjnej jako procedury doboru spółek giełdowych do portfela papierów wartościowych.

Dokonano budowy zbioru efektywnych portfeli papierów wartościowych na podstawie bazy spółek wyodrębnionej dzięki wykorzystaniu liniowej funkcji dyskryminacyjnej. Porównano efektywność tak utworzonych portfeli z portfelami porównawczymi.

### THE CHANGE OF USING DISCRIMINANT FUNCTION IN THE POLISH CAPITAL MARKET

#### SUMMARY

The aim of the work was the test of estimation of applicability of linear discriminant function to classification of companies quoted on Warsaw Stock Exchange. The companies were classified annually and quarterly on the basis of economic and financial ratios in years 2001-2003. The discriminant power and quality of classification in work was presented in dependence with criterion of discrimination of companies. The criteria of discrimination were simple with one – element criteria (rate of return , risk, profit) and complex criterions (financial standing).



The test of stability of estimate was undertaken for the estimated discriminant functions built with standard and stepwise estimation of the parameters. The utilization of absolute and relative increases emphasising the dynamics was proposed. The results of this evaluation and analysis were compared with the results of nonclassical methods (Tree Clustering, *Neural Networks*).

In the work the author used of discrimination function to portfolio selection. The building of set of effective portfolios were carried out on the basis of the best companies. In long-term horizon the effectiveness of portfolios were compared with comparative portfolios.

*Translated by U. Gieraltowska*

*Dr Urszula Gieraltowska*  
Uniwersytet Szczeciński  
ulala@wneiz.pl



ELŻBIETA GRUSZCZYŃSKA-BROŹBAR

## PRZYCZYNY ZMIAN CEN GIEŁDOWYCH AKCJI NA GPW W WARSZAWIE W LATACH 2003-2007

### Wprowadzenie

2003 rok długo pozostanie w pamięci wielu inwestorów alokujących kapitały pieniężne za pośrednictwem GPW w Warszawie. Odnotowano wówczas pierwsze wzrosty cen akcji, które stanowiły przesłankę hossy giełdowej trwającej do początku 2007 roku. Wszelkie uwagi o przewartościowaniu rynku akcji, sygnalizowane w kolejnych latach wzrostów, dyskutowane były kolejnymi zwyczajami notowań, obrotów, czy też kapitalizacji rynku akcji. Nawet pierwsze informacje dochodzące z USA o możliwości schłodzenia tamtejszej gospodarki nie studziły zapału inwestorów i większości analityków giełdowych.<sup>1</sup> W przebiegu hossy giełdowej odnotowano kilka korekt i aż do marcowej przeceny z 2007 roku, wynikającej z zawirowań na giełdzie w Szanghaju nie wpływały one w dłuższym okresie na zmianę optymizmu inwestorów. Od chińskiego tapnięcia, poprzedzanego coraz częstszymi groźbami wystąpienia recesji w USA, znajdującej częściowe uzasadnienie w pogarszających się wskaźnikach ekonomicznych i sytuacji na rynku kredytów hipotecznych tego państwa, GPW coraz częściej znajdowała się na minusach. Fakty te nie przeszkadzały w kreacji wizji kolejnych wzrostów kursów. Wieści takie upubliczniali niektórzy z polskich analityków giełdowych i przedstawiciele Zarządu GPW. Wizje te nie znajdowały odzwierciedlenia na sesjach giełdowych, deprecjonujących od czerwca 2007

---

<sup>1</sup> Allan Grenspan w raporcie dla Banku Światowego opublikowanym pod koniec 2005 roku po raz pierwszy użył określenia możliwej recesji w USA. Podobne stwierdzenia zawarł na konferencji w Pradze jesienią 2005 roku J. E. Stiglitz. Zwrócił on uwagę na nierównowagę w światowym systemie gospodarczym, która prowadzi do utworzenia „spekulacyjnej bańki”.

roku wartość indeksów. Stąd celem artykułu jest przybliżenie wyznaczników konstytuujących jednokierunkowe zmiany notowań akcji. Determinanty te poddano analizom w latach 2003-2007, biorąc pod uwagę fakt występowania w tym okresie wzmiankowanej jednokierunkowości zmian kursów walorów.

Hipotezę opracowania stanowi stwierdzenie, że podstawowe uwarunkowania zmian notowań giełdowych z lat 2003-2007 wynikały z wyznaczników ekonomiczno-instytucjonalnych, rozpatrywanych przez pryzmat stanu rozwoju GPW oraz koniunktury gospodarczej i sytuacji giełdowej na wiodących rynkach kapitałowych. Pod pojęciem – podstawowe uwarunkowania – należy rozumieć wielorakość czynników oddziałujących na notowania akcji. W praktyce przyjęło się powiedzenie, że „giełda dyskontuje wszystko”. Istotność tej uwagi należy docenić dla przeprowadzania analiz krótkoterminowych bądź pojedynczych spółek. Analiza przebiegu trendu długookresowego wymaga w pierwszej kolejności zwrócenia uwagi na uwarunkowania osadzone w determinantach ekonomicznych.

Hipotezę opracowania poddano weryfikacji badawczej, przybliżając w pierwszej kolejności teoretyczne wyznaczniki giełdowych zmian notowań akcji. W następnym etapie analizy, opisano empirycznie uwarunkowania ekonomiczno-instytucjonalne mające, jak się wydaje, wpływ na kształtowanie się kursów polskich akcji w badanym okresie. W końcowej części artykułu zwrócono uwagę na przeanalizowane przyczyny zmian notowań giełdowych rozpatrywane w świetle stanu rozwoju GPW.

### **Determinanty zmian notowań giełdowych**

Inwestor może podjąć subiektywną decyzję alokacyjną na podstawie wyznaczników racjonalnych, jak i nieracjonalnych. Przyjmując, że posiłkuje się on w ramach dokonywanych inwestycji analizą fundamentalną, należy zauważyć, że zobligowany jest wówczas do pięcioetapowego wnioskowania. Pierwszą fazą analizy fundamentalnej jest analiza makroekonomiczna. Po niej następuje analiza: branżowa, sytuacyjna spółki, wskaźnikowa. Pozytywne odpowiedzi uzyskane w poszczególnych etapach dają prawo do określenia wartości wewnętrznej akcji wybranej spółki.

Należy zaznaczyć, że konstrukcja wartości wewnętrznej ma sens analityczny wówczas, gdy przyjmuje się, że rynek papierów wartościowych jest dobrze wyregulowanym urządzeniem, bardzo szybko reagującym na dobre i złe

wiadomości.<sup>2</sup> Praktyka wskazuje jednak, że rynek nie jest doskonały, stąd wartość wewnętrzna różni się od kursu akcji.

Literatura przedmiotu określa, że cykl zachodzący pomiędzy cenami rynkowymi akcji a nastrojami nie funkcjonuje w izolacji. Nastroje panujące na rynkach finansowych w dużym stopniu zależą od ogólnego klimatu w otoczeniu gospodarczym, społecznym i politycznym.<sup>3</sup> Można posilkować się ogólnie przyjętym stwierdzeniem, że „giełda dyskontuje wszystko”. Należy jednak zaznaczyć, że istnieją określone wyznaczniki, które stanowią impuls dla długoterminowych zmian kursów walorów na rozwiniętych rynkach kapitałowych. Zalicza się do nich przede wszystkim czynniki makroekonomiczne. Z czasem po ich zainicjowaniu, w przypadku trendu wzrostowego (spadkowego), przewagę osiąga psychologia rynków. Wytlumaczenie kontynuacji takiej tendencji wymaga przyjęcia upraszczającego założenia, stwierdzającego, że rozwój rynków finansowych jest procesem ewolucyjnym, a nie tylko cyklicznym i ich zachowanie w każdym cyklu odzwierciedla, oprócz aktualnych warunków finansowych, zakumulowane doświadczenie z poprzednich cykli.<sup>4</sup> Z tego powodu hipoteza opisująca racjonalne zachowania podmiotów gospodarujących nie pozwala na dokładną analizę okresów rozkwitu bądź załamania gospodarki, czy też spekulacyjnych zachowań na rynkach giełdowych.<sup>5</sup> Zasygnalizowana niepewność kreuje, w drugim etapie jednokierunkowego kształtowania się cen akcji, presję oraz siłę zbiorowości „byków” i „niedźwiedzi”. Rozstrzygnięcie konfliktu pomiędzy tymi dwiema zbiorowościami inwestorów, jak wskazuje praktyka, wymaga czasu.<sup>6</sup>

Wyznaczniki zmian cen notowań akcji, wynikające z analizy fundamentalnej, rozpatrywane są przez pryzmat źródeł ryzyka alokacyjnego. Takowe wpływają bezpośrednio bądź pośrednio na ceny akcji, podobnie jak globalizacja rynków finansowych. Spowodowała ona, że na zachowanie rynków w dowolnej

<sup>2</sup>J. C. Francis, *Inwestycje. Analiza i zarządzanie*, WIG PRESS, Warszawa 2000, s. 594.

<sup>3</sup>Ch. Vintcent, *Spekulacja i inwestowanie długoterminowe*, LIBER, Warszawa 2000, s. 200.

<sup>4</sup>T. Lee, *Ekonomia dla inwestorów giełdowych*, WIG PRESS, Warszawa 2000, s. 39.

<sup>5</sup>B. T. Diba H. I. Grossman, *The theory of rational bubbles in stock prices*, *The Economic Journal*, September 1988, s. 134-137.

<sup>6</sup>T. Plummer, *Psychologia rynków finansowych*, WIG PRESS, Warszawa 1995, s.11.

gospodarce otwartej często wpływa nie tylko krajowy cykl płynności, ale także sytuacja finansowa na innych rynkach światowych.<sup>7</sup>

Kategoria ryzyka makroekonomicznego dotyczy wszystkich spółek giełdowych. Jednocześnie wyznaczniki tego ryzyka, mają decydujące znaczenie dla jednokierunkowego, długotrwałego trendu zmian cen notowań instrumentów giełdowych. Tabela 1, przedstawia czynniki makroekonomiczne mogące wpływać na fluktuacje giełdowych cen akcji.

Tabela 1. Makroekonomiczne determinanty zmian giełdowych notowań akcji

Czynniki oddziaływujące pozytywnie	Czynniki oddziaływujące negatywnie
Wzrost dochodu narodowego	Spadek dochodu narodowego
Wzrost produkcji przemysłowej	Spadek produkcji przemysłowej
Dodatni bilans handlu zagranicznego	Ujemny bilans handlu zagranicznego
Wzrost eksportu	Spadek eksportu
Spadek wysokości deficytu budżetowego	Wzrost wysokości deficytu budżetowego
Spadek inflacji	Wzrost inflacji
Spadek bezrobocia	Wzrost bezrobocia
Obniżki stóp procentowych	Podwyżki stóp procentowych
Stabilna sytuacja polityczno-gospodarcza kraju	Niestabilna sytuacja polityczno-gospodarcza w kraju
Obniżanie podatków	Podnoszenie podatków
Możliwość transferu zysków kapitałowych za granicę	Brak możliwości transferu zysków kapitałowych za granicę

Źródło: Opracowanie własne na podst. W. Tarczyński, M. Mojsiewicz; *Zarządzanie ryzykiem*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001, s. 61-63.

Czynniki te rozumiane są przede wszystkim w aspekcie kształtowania się koniunktury gospodarczej i jej stabilności. Zarówno praktycy, jak i teoretycy rynku kapitałowego przypisują istotne znaczenie diagnostyczne w analizach makroekonomicznych aktualnym i perspektywicznym wskaźnikom dotyczącym, dochodu narodowego, tempa inwestycji, zmiany stopy procentowej, poziomu inflacji, deficytu sektora publicznego.<sup>8</sup> Postanowiono przybliżyć tylko najistotniejsze determinanty przyszłej sytuacji alokacyjnej, rozpatrywanej w świetle zmian wielkości makroekonomicznych. Pierwszym z tych wyznaczniki-

<sup>7</sup> B. J. Millard, Pokonać rynek. Skuteczne inwestowanie na rynku akcji, LIBER, Warszawa 1999, s. 22.

<sup>8</sup> Patrz: T. Lee, *Ekonomia dla inwestorów giełdowych*, WIG PRESS, Warszawa 2000 r.

ków jest dochód narodowy.<sup>9</sup> Predykcja jego wzrostu oddziałuje aprecjonująco na kursy akcji i odwrotnie. Wyznacznikami dochodu narodowego w przypadku gospodarki bez powiązań z zagranicą, obejmując syntetycznie materię przedmiotu, są oszczędności i konsumpcja. Ich wielkości mają wpływ na poziom produkcji i inwestycji. Wzrost dochodu w gospodarce otwartej mogą spowodować następujące wydarzenia: zwiększenie konsumowanej części dochodu, podniesienie poziomu eksportu przy niezmienionej wartości importu, podwyższenie wydatków inwestycyjnych<sup>10</sup>.

Istotnym źródłem ryzyka inwestycyjnego jest ryzyko stopy procentowej. Zmiany jej wpływają na wysokość wymaganej stopy dochodu przez inwestorów. Ta z kolei zmienia wartość instrumentów finansowych, co na efektywnym rynku powinno wpływać na fluktuację kursów. Ogólnie stwierdza się, że deprecjacja stopy procentowej zwiększa popyt na rynku akcji, a jej aprecjacja skutkuje większym zainteresowaniem instrumentami o charakterze odsetkowym.

Kolejne źródło ryzyka związane jest ze zmianą kursów walut. Wzrost wartości waluty narodowej skutkuje pozytywnie dla eksporterów. Z kolei produkty sprowadzane z zewnątrz tanieją dla krajowych konsumentów.

Do makroekonomicznych źródeł ryzyka zaliczane jest także ryzyko inflacji, występujące wówczas, gdy siła nabywcza dochodu z inwestycji zmienia się wskutek zmian wskaźnika inflacji.

Szeroki wachlarz źródeł ryzyka mikroekonomicznego daje prawo do przybliżenia tych najistotniejszych, rozpatrywanych w świetle podejmowania decyzji alokacyjnej. Pierwszym z nich jest całkowite ryzyko spółki, na które składają się dwa składniki, tj. ryzyko firmy i ryzyko finansowe.<sup>11</sup> Ryzyko firmy związane jest z niepewnością dochodów spółki. Natomiast ryzyko finansowe wynika z efektu dźwigni finansowej.

Istotnym rodzajem ryzyka wewnętrznego jest ryzyko bankructwa, powiązane zarówno z ryzykiem finansowym, jak i z ryzykiem niedotrzymania warunków.

<sup>9</sup> Szczególną rangę analityczną w gospodarkach rozwiniętych nadaje się produktowi krajowemu brutto (PKB). Wskaźnik ten jest najszerzym z dostępnych barometrów ogólnej sytuacji gospodarczej kraju. Patrz: R. Yamarone, *Wskaźniki ekonomiczne*, Helion, Gliwice 2006, s.27.

<sup>10</sup> W odwrotnym biegu wydarzeń do zaprezentowanego, następuje spadek dochodu.

<sup>11</sup> F. K. Reilly, K. C. Brown, *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, PWE, Warszawa 2001, s. 544.

Ryzyko związane z możliwością wystąpienia nieoczekiwanych wydarzeń wpływających na sytuację pojedynczej akcji a nie rynku, nosi miano ryzyka wydarzeń. Ostatnim z istotniejszych źródeł ryzyka alokacyjnego jest ryzyko polityczne. Wpływa ono zarówno na ryzyko makro, jak i mikroekonomiczne.

Rozważania dotyczące zmian cen giełdowych akcji usystematyzowano w podziale na determinanty ekonomiczne, instytucjonalne i pozostałe.

### Uwarunkowania zmian notowań akcji na GPW w Warszawie

W opisywanym okresie badawczym odnotowano stały wzrost indeksów giełdowych na GPW w Warszawie S.A. Szczególnie wysoka aprecjacja tych wskaźników miała miejsce do 2006 roku. Natomiast bardzo dobry początek 2007 roku został zniweczony przez spadki drugiego półrocza. Wartości indeksów giełdowych wskazano w tabeli 2.

Tabela 2. Stopy zwrotu z indeksów giełdowych w latach 2003-2007

Indeks	Stopy zwrotu z indeksów giełdowych (%)				
	2003	2004	2005	2006	2007
WIG20	33,89	24,56	35,42	23,7	5,19
MIDWIG	33,58	36,30	27,61	69,1	7,90
WIG	44,92	27,94	33,66	41,6	10,39
TechWIG	60,60	16,51	26,74	42,3	12,43
WIRR	100,69	72,90	15,46	131,7	25,17
WIG-PL	44,95	27,44	32,92	42,4	9,23

Źródło: opracowanie własne na podstawie: [www.gpw.pl](http://www.gpw.pl)

Niezbędny warunek rozwoju rynku kapitałowego osadzony jest w polityce makroekonomicznej zmierzającej do zrównoważonego wzrostu gospodarczego przy niskiej inflacji, stopie procentowej oraz stabilnym pieniądzu. Podstawowe wskaźniki dla badanego okresu przedstawia tabela 3.

Pierwszy z nich, tj. średnioroczna inflacja osiągnęła w 2003 roku najniższy poziom w całym okresie polskiej transformacji ustrojowej i ukształtowała się na bardzo niskim poziomie, rzędu 0,8%.<sup>12</sup> Wskaźnik ten wzrósł w 2004 roku do 3,5% na co wpływ miały przede wszystkim rosnące ceny artykułów żywnościowych.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> *Biuletyn Informacyjny NBP* 2003, nr 12, NBP, Warszawa 2003, s. 23.

<sup>13</sup> Wskaźniki CPI oraz inflacji bazowej po wyłączeniu cen kontrolowanych, Warszawa 2005, [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).

Inflacja kształtowała się do kwietnia 2005 roku na wyższym poziomie w stosunku do analogicznego okresu 2004 roku, co wynikało, jak się wydaje, z szoku cenowego związanego z przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej. Począwszy od maja tendencja ta uległa odwróceniu i inflacja spadła do 0,7% w grudniu. Także w 2006 roku wartość opisywanego wskaźnika mieściła się w granicach celu inflacyjnego przyjętego na ten rok. Perturbacje rozpoczęły się z końcem 2006 roku. Ziściły się przewidywania wzrostu inflacji, która na koniec 2007 roku osiągnęła wartość 4%.

Tabela 3. Wybrane wskaźniki i wielkości makroekonomiczne w latach 2003-2007

Wskaźniki ekonomiczne	Lata				
	2003	2004	2005	2006	2007
Inflacja (poprzedni rok = 100)	0,8%	3,5%	0,7%	1,4%	4,0%
Stopa referencyjna NBP ( na koniec roku)	5,25%	6,5%	4,5%	4,0%	5,0%
Wartość eksportu na koniec roku (mld euro)	47,5	59,7	71,4	71,9	82,1
Produkt Krajowy Brutto	3,8%	5,3%	3,2%	6,2%	6,5%

Źródło: Polska Agencja Informacji i Inwestycji Zagranicznych, <http://www.paiz.gov.pl>; Polska 2005. Raport o stanie gospodarki, Ministerstwo Gospodarki i Pracy, Warszawa 2005, s. 37; Gospodarka 2006 i 2007, <http://www.mg.gov.pl/>.

W nawiązaniu do wartości wskaźnika inflacji należy rozpatrywać ekspansywną politykę pieniężną prowadzoną w Polsce w latach 2001-2003. Ukierunkowano ją na wspieranie rozwoju gospodarczego, co w efekcie doprowadziło do 20 obniżek stóp procentowych. Referencyjna stopa NBP zmalała z 19% w 2001 roku do 5,25% w 2003 roku.<sup>14</sup> Ten czynnik stanowił, jak się wydaje, wskazany wcześniej impuls dla wzrostów notowań akcji na GPW w Warszawie. W 2004 roku zmieniło się nastawienie w polityce pieniężnej z neutralnego na restrykcyjne. Stąd trzykrotnie podnoszono wysokość stóp procentowych. Ostatecznie w sierpniu 2004 roku wyznaczono ją na poziomie 6,5%.<sup>15</sup> Kolejne lata przyniosły obniżki opisywanych stóp do 4% w 2006 roku. Sytuacja zmieniła się

<sup>14</sup> *Biuletyn Informacyjny NBP* 2003, nr 12, op.cit., s. 26.

<sup>15</sup> Informacje o posiedzeniach Rady Polityki Pieniężnej, NBP, Warszawa 2004, [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).



w 2007 roku, kiedy to przewidywania dotyczące wzrostu inflacji stanowiły przyczynę podwyższenia stopy referencyjnej na koniec roku do 5%.

Należy zauważyć, że wysoki kurs euro w 2003 roku oraz obniżenie stóp procentowych umożliwiły korzystne plasowanie się naszych produktów na rynkach UE.<sup>16</sup> Tendencja ta utrzymała się w kolejnych latach. Eksport nadal pozostawał jednym z głównych czynników wzrostu koniunktury gospodarczej oraz dobrej sytuacji giełdowej.

Kolejnym, a jednym z najistotniejszych wyznaczników zmian notowań giełdowych są przewidywania dotyczące PKB. Obserwacja historycznych danych pozwala stwierdzić, że już od II półrocza 2002 roku gospodarka wskazywała oznaki ożywienia gospodarczego. Konsekwencją tego był realny wzrost PKB w 2003 roku do 3,8%. Wartość produktu krajowego brutto w 2004 aprecjonowała do 5,3%, aby osłabnąć w 2005 roku do 3,2%. Wiodącym czynnikiem, który przyczynił się do osłabienia wzrostu gospodarczego w analizowanym roku, było zmniejszenie konsumpcji indywidualnej. Lata 2006-2007 wykazały rekordowy wzrost polskiej gospodarki, ponieważ wskaźnik PKB w 2006 roku wyniósł 6,2%, a w 2007 roku 6,5%.

Podstawowym czynnikiem mikroekonomicznym wzrostów kursów akcji w 2003 roku było ożywienie aktywności przedsiębiorstw przemysłowych, co w konsekwencji przełożyło się na dobre wyniki finansowe spółek giełdowych. Wynikały one z szybko rozwijającego się eksportu oraz wzrastających możliwości zbytu na rynku krajowym. Zwiększyła się liczba podmiotów wykazujących się wzrostem wskaźnika rentowności.<sup>17</sup>

Istotny wyznacznik wzrostów giełdowych z lat 2003–2007 stanowiły uwarunkowania instytucjonalne rozwoju rynku kapitałowego.

Obniżanie przez NBP stóp procentowych przyczyniło się do spadku stóp zwrotu z polskich skarbowych papierów wartościowych, które wahały się na *benchmarkach* w granicach 2,3%–3%. Spadek rentowności wzmiankowanych walorów spowodował wzrost środków napływających do funduszy inwestycyjnych, które to z kolei reinwestowały je na rynku akcji. Fundusze inwestujące w akcje były nie tylko beneficjentami dobrej koniunktury giełdowej, ale to właśnie one, jak się wydaje, stanowiły jeden z najważniejszych filarów kapitałowych trwającej od 2003 roku hossy giełdowej.

---

<sup>16</sup> <http://www.money.pl/gospodarka/wskaźniki/handel>.

<sup>17</sup> <http://www.egospodarka.pl/>.

Wartość aktywów funduszy inwestycyjnych była w roku 2003 blisko o 50% wyższa w stosunku do 2002 roku. Ogólnie jednostki uczestnictwa 19 funduszy inwestujących na polskim rynku osiągnęły średnią wartość 37,7 mld zł.<sup>18</sup> W następnych latach, tj. od 2004 roku do 2007 roku wartość aktywów netto wskazanych instytucji utrzymała się na wysokim poziomie i przyjęła następujące noty: 37,73 mld zł (2004 rok), 61,2 mld zł (2005 rok), 98,8 mld zł (2006 rok), 133,5 mld zł (2007 rok).<sup>19</sup>

Mobilizacja kapitałów pieniężnych nastąpiła także ze strony otwartych funduszy emerytalnych (OFE). Częściowo wynikało to z posunięć państwa z tytułu przejęcia przez niego zobowiązań ZUS-u, wynikających z braku przelewu do OFE składek w okresie od 1 IV 1999 do 31 XII 2002 roku. OFE miały na przestrzeni 4 lat otrzymać prawie 10 mld zł. Część wzmiankowanej kwoty, jak i środki pochodzące ze składek w wysokości około 45 mld zł, stanowiły bazę kapitałową, z której ponad 14 mld zł ulokowały na giełdzie.<sup>20</sup>

Kolejne lata stanowiły kontynuację procesu zaobserwowanego w 2003 roku. Wielkość aktywów netto OFE kształtowała się w latach 2004-2007 w następujących wartościach: 62,6 mld zł (2004 rok), 89,42 mld zł (2005 rok), 116 mld zł (2006 rok), 140 mld zł (2007 rok).<sup>21</sup>

Do wzrostów giełdowych cen akcji przyczyniły się także międzynarodowe fundusze inwestycyjne, które zmieniały w analizowanym okresie swoje portfele, biorąc pod uwagę podatność konkretnych gospodarek na efekty przyhamowania koniunktury w USA. Fundusze te lokowały swoje środki w Europie Środkowo-Wschodniej. Przyptyw kapitałów spekulacyjnych tej grupy inwestorów wynikał ze stopnia instytucjonalnego rozwoju warszawskiej giełdy. Wysokie zmiany kursów charakteryzujące tzw. rynki wschodzące, dodatkowo występujące w trendzie wzrostowym, przyciągnęły zwolenników szybkich zysków.

Najistotniejszą determinantą zewnętrzną sytuacji na GPW w Warszawie była poprawa koniunktury na giełdach światowych. Rok 2002, poprzedzający polską hossę, zakończył się spadkami światowych indeksów. *NASDAQ* stracił 31%, *FTSE* zniżył o 25%, a niemiecki *DAX* obniżył swoją wartość prawie o 44%.<sup>22</sup> Oznaki ożywienia gospodarczego w 2002 roku pozwoliły analitykom

<sup>18</sup> T. Miziołek, *Fundusze motorem hossy*, Nasz Rynek Kapitałowy, 2003, nr 10, s. 102.

<sup>19</sup> <http://www.izfa.pl/dane>.

<sup>20</sup> T. Miziołek, *Fundusze motorem...*, op.cit., s. 102.

<sup>21</sup> <http://www.egospodarka.pl/>.

<sup>22</sup> <http://www.nasdaq.com/newsrom/stats/historical>.

giełdowym prognozować odwrócenie się spadkowego trendu w 2003 roku.<sup>23</sup> *NASDAQ*, w którego skład wchodzi spółki nowych technologii zyskał w 2003 roku 50%, kończąc go ponad ważną psychologiczną granicą 2000 punktów.<sup>24</sup> Niemiecki *DAX* zyskał 37%, tokijski *Nikkei225* aprecjonował do 25%, tak samo jak nowojorski *Dow Jones Industrial Average*.

Wzrosty, chociaż mniej znaczne w stosunku do 2003 roku, miały miejsce także w 2004 roku. Indeksy europejskich giełd zwyżkowały w stosunku do indeksów amerykańskich, osiągając w przypadku wybranych instytucji następujące noty: *CAC 40* – 25,5%, *DAX* – 27,1%, *FTSE 100* – 16,7%<sup>25</sup>. Tymczasem *Dow Jones* osiągnął wartość 0,6%, *NASDAQ* – 1,4%, a *S&P* – 3,0%. Przyczyną takiego stanu rzeczy były, jak się wydaje, dobre wyniki finansowe spółek europejskich, które pomimo słabych fundamentów gospodarki strefy euro, obniżyły koszty swojej działalności. Kolejne lata były także czasem wzrostów, z tym, że gdyby nie dobry początek 2007 roku, to amerykańskie indeksy mogłyby zakończyć wzmiankowany rok na minusach. Na koniec 2007 roku osiągnęły one następujące wartości: *Dow Jones* – 6,3%, *S&P* – 2,8%, *NASDAQ* – 7,8%

Do czynników wewnętrznych aprecjacji kursów akcji należy na pierwszym miejscu zaliczyć pozytywny wynik referendum w sprawie wejścia Polski do UE oraz uaktywnienie (mobilizacja kapitałów pieniężnych) inwestorów indywidualnych na warszawskim parkiecie.

### Zakończenie

Trend wzrostowy notowań akcji na GPW w Warszawie, obserwowany od 2003 do początku 2007 roku, tłumaczony był najczęściej przez analityków giełdowych dobrą kondycją gospodarki oraz wybranych spółek giełdowych. Za taką tezę przemawiały między innymi przewidywania oraz realia dotyczące: wzrostu eksportu, niskich wskaźników inflacji, obniżki stopy referencyjnej NBP, imponujących wskaźników PKB.

Na kanwie wnikliwszych obserwacji można przyjąć, że podstawowym wyznacznikiem wzrostów giełdowych, kontynuowanych w 2006 roku i na początku 2007 roku były uwarunkowania instytucjonalne, którym sprzyjała dobra

---

<sup>23</sup> Gospodarka USA w III kwartale 2003 roku rozwijała się najszybciej od 20 lat, a w IV kwartale gospodarka Japonii osiągnęła najwyższy wzrost od dekady.

<sup>24</sup> <http://www.nasdaq.com/newsrom/stats/historical>.

<sup>25</sup> *Przegląd Rynku Finansowego 2005*, [http://pieniadze.korba.pl/abc\\_gieldy/33222](http://pieniadze.korba.pl/abc_gieldy/33222).

„koniunktura” giełdowa na wiodących giełdach światowych. Szczególną uwagę analityczną należy skoncentrować na znacznym wzroście aktywów netto TFI i OFE i ich wpływie na historyczne stopy zwrotu z indeksów giełdowych.

Problemem polityki alokacyjnej wzmiankowanych instytucji są ściśle uregulowania prawne dotyczące składu ich portfela. Przyjęto dla celów niniejszej analizy, że portfel opisywanych podmiotów składa się jedynie w trzydziestu procentach z lokat regulowanego rynku giełdowego. Wzrost wartości aktywów netto wskazanych instytucji tylko między 2004 a 2005 rokiem wyniósł około 68,1 mld zł. Podmioty te mogły, zgodnie z przyjętym założeniem, zainwestować około 20,5 mld zł w akcje. Tymczasem w 2004 roku kapitalizacja nowych ofert wyniosła około 13 mld zł, a w 2005 roku 6,98 mld zł. Wynika z tego, że gdyby TFI i OFE inwestowały tylko w nowe spółki giełdowe, przyjmując hipotetyczne, a jednocześnie nierealne założenie, to i tak wystąpiłaby przewaga popytu nad podażą. Stąd długoterminowy trend, wydawał się być niezagrożony.

Opisane zjawisko należy połączyć ze stanem rozwoju warszawskiej giełdy. Dopiero od 2004 roku debiutuje na parkiecie GPW większa ilość spółek. Największa z nich PKO BP S.A, której pierwsze notowania miały miejsce w 2004 roku, wniosła 8 mld zł kapitalizacji, a pozostałych 35 spółek około 5 mld zł. Z kolei w 2005 roku weszło na giełdę 35 spółek o łącznej kapitalizacji 6,98 mld zł.<sup>26</sup> W kolejnych latach duża ilość debiutów nie przekładała się na wartości kapitalizacji. Kontynuacja debiutów giełdowych oraz wprowadzanie na parkiet zagranicznych spółek stanowi podstawę dla zmniejszania nierównowagi podaży-popytowej, wynikającej z uwarunkowań instytucjonalnych. Wzmiankowana nierównowaga połączona z małą głębokością rynku pozwalała obserwować w przypadku trendu wzrostowego typowo spekulacyjne, a wręcz manipulacyjne kształtowanie się kursów wybranych spółek. Stąd istotne wydają się zagadnienia dotyczące zwiększenia znaczenia GPW w Warszawie wśród giełd europejskich.

Spadki, które dotknęły polską giełdę w 2007 roku nie znajdowały uzasadnienia w sytuacji gospodarczej kraju. Przy dużych staraniach można było wnioskować, że obniżające się indeksy giełdowe mogły wynikać z: przewidywań dotyczących wzrostu inflacji, podnoszenia stóp procentowych przez RPP ( 26 VI 2008 roku stopę tę podniesiono do 6%), importu rosnącego w szybszym

<sup>26</sup> *Rocznik Giełdowy 2006*, GPW w Warszawie S.A, Warszawa 2006, s. 15.

tempie od eksportu. Jednak wszystkie z wymienionych wskaźników, oprócz inflacji, osiągnęły mniej imponujące wartości w 2004 roku, w stosunku do tych z 2007 roku (tabela 3) i mimo tego GPW w Warszawie była przed najwyższymi wzrostami.

Przyczynę spadków należy upatrywać w niekorzystnej sytuacji rynkowej w USA oraz na innych wiodących parkietach giełdowych. Współczesne rynki finansowe działają w dobie globalizacji i impuls dla spadków wywodzący się z giełdy wiodącej daje „podmuch” na pozostałe rynki światowe. Szczególnie doświadcza on te, będące w okresie dojrzewania, reagujące większymi zniżkami od rozwiniętych rynków kapitałowych. Mechanizm taki wynika nie tylko z psychologii rynku, ale także z przewidywań dotyczących pogorszenia się koniunktury gospodarczej w ujęciu globalnym. Hossa giełdowa nie może trwać w nieskończoność. Wystąpienie wyraźnie negatywnego impulsu ekonomicznego w gospodarkach światowych doprowadza, jak wskazuje praktyka, do opuszczania rynków wschodzących nie tylko przez inwestorów zagranicznych.

Historia gospodarcza upewnia, że kryzysy wybuchają nagle. Zazwyczaj poprzedzają je sygnały ostrzegawcze, trudne do odczytania dla większości uczestników rynku. Należy mieć jednak nadzieję, że sytuacja na rynkach światowych nie będzie miała dramatycznego przebiegu, a oddziaływanie państwa oraz nowoczesnych instrumentów inżynierii finansowej złagodzą skutki ewentualnej recesji.

## Literatura

1. Biuletyn Informacyjny NBP 2003, nr 12, [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).
2. Diba B., Grossman H., *The theory of rational bubbles in stock prices*, The Economic Journal, September 1988.
3. Francis J. C., *Inwestycje. Analiza i zarządzanie*, WIG PRESS, Warszawa 2000.
4. Informacje o posiedzeniach Rady Polityki Pieniężnej, NBP, Warszawa, 2004, [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).
5. Lee T., *Ekonomia dla inwestorów giełdowych*, WIG PRESS, Warszawa 2000.
6. Millard B., *Pokonać rynek. Skuteczne inwestowanie na rynku akcji*, LIBER, Warszawa 1999.
7. Miziołek T., *Fundusze motorem hossy*, Nasz Rynek Kapitałowy, 2003, nr 10.
8. Plummer T., *Psychologia rynków finansowych*, WIG PRESS, Warszawa, 1995.

9. Polska Agencja Informacji i Inwestycji Zagranicznych, <http://www.paiz.gov.pl/index>.
10. *Polska 2005. Raport o stanie gospodarki*, Ministerstwo Gospodarki i Pracy, Warszawa,
11. 2005; *Gospodarka 2006 i 2007*, <http://www.mg.gov.pl/>.
12. Przegląd Rynku Finansowego 2005, [http://pieniadze.korba.pl/abc\\_gieldy/33222](http://pieniadze.korba.pl/abc_gieldy/33222).
13. Reilly K. F., Brown K. C., *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, PWE, Warszawa 2001.
14. *Rocznik Giełdowy 2006*, GPW w Warszawie S.A, Warszawa 2006.
15. Tarczyński W., Mojsiewicz M.; *Zarządzanie ryzykiem*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001.
16. Vincent Ch., *Spekulacja i inwestowanie długoterminowe*, LIBER, Warszawa 2000.
17. Yamarone R., *Wskaźniki ekonomiczne*, Helion, Gliwice 2006.
18. <http://www.egospodarka.pl/>.
19. [www.gpw.pl](http://www.gpw.pl)
20. <http://www.izfa.pl/dane>.
21. <http://www.money.pl/gospodarka/wskaźniki/handel>.
22. <http://www.nasdaq.com/newsrom/stats/historical>.
23. [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).

### STRESZCZENIE

Przewidywanie zmian kierunku notowań kursów akcji jest jedną z najbardziej pożądaną umiejętności przez inwestorów giełdowych. Umiejętność ta jest trudna, ponieważ giełda „dyskontuje wszystko”. Stąd wyczekiwanym momentem jest ogólny wzrost cen wszystkich walorów, zwany hossą. Ryzyko poniesienia straty finansowej jest wówczas znacznie mniejsze aniżeli w trendzie niżkowym bądź bocznym.

Autorka artykułu podjęła w nim zagadnienie dotyczące przyczyn zmian cen giełdowych akcji w latach 2003-2007. W opracowaniu przyjęto hipotezę, że wyznaczniki kursów akcji w badanym okresie wynikały przede wszystkim z determinant ekonomicznych i instytucjonalnych polskiego rynku oraz sytuacji rynkowej na giełdach wiodących.

Hipotezę opracowania poddano weryfikacji badawczej, przybliżając w pierwszej kolejności teoretyczne wyznaczniki giełdowych zmian notowań akcji. W następnym etapie analizy opisano empirycznie uwarunkowania ekonomiczne, instytucjonalne i

pozostałe mające, jak się wydaje, wpływ na kształtowanie się kursów polskich akcji w latach 2003-2007.

## **REASONS OF STOCK MARKET PRICES SHARES CHANGES ON WARSAW STOCK EXCHANGE IN 2003-2007 YEARS**

### **SUMMARY**

Prediction changes of direction ratings share prices in one of the most desired skills by exchange investors. This skill is difficult because a stock exchange “discount all”. That is way, the waiting moment is total price increase all securities, called boom. The risk of suffering a financial loss is then considerably smaller rather than in discounting or siding trend.

Author of the article included reasons of stock exchange prices shares changes in 2003-2007 years. In a study put forward hypothesis that indications of appreciation in share prices in researching period resulted from, first and foremost with economic and institutional polish market factors and market situations on device stock exchanges.

Author was put forward this hypothesis for research verification. It was moved nearer, first of all, theoretical exchange indications changes shares. At a next stage analysis described empirical conditioning: economic, institutional and others, how it seems, having influence on shaping polish shares ratings in 2003-2007 years.

*Translated by E. Gruszczyńska-Brożbar*

*Dr Elżbieta Gruszczyńska-Brożbar*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.  
elzbieta.brozbar@ae.poznan.pl



MARCIN JĘDRZEJCZYK

## WYCENA BILANSOWA LOKAT KAPITAŁOWYCH W ASPEKTCIE TRUE AND FAIR VIEW

### Wprowadzenie

Praktyka gospodarcza oraz badania naukowe wskazują, że nie można podejmować trafnych, racjonalnych, optymalnych decyzji, z punktu widzenia efektywności funkcjonowania podmiotów gospodarczych, bez rozpatrywania kontekstu retrospektywnego i prospektywnego ich działania. Podejście historyczne opiera się przede wszystkim na rejestracji operacji gospodarczych, gromadzeniu danych empirycznych, które stanowią podstawę analizy predyktywnej. Podjęte rozważania w artykule dotyczą doskonalenia procesu rejestracji wartości sprawozdawczych w bilansie jednostki gospodarczej. Propozycja wykorzystania metody filtracji danych (modelu wyrównywania wykładniczego) stanowi przyczynek do wyceny bilansowej lokat kapitałowych w aspekcie true and fair view.

Wartości sprawozdawcze w bilansie jednostki gospodarczej wykazywane są w historycznym koszcie nabycia, stanowiącym jedną z najważniejszych zasad rachunkowości. Użyteczność informacji sprawozdawczej dla jej odbiorców jest zdecydowanie wyższa w przypadku bieżącej wartości aktywów czy zobowiązań, czego przykładem może być ujawnianie informacji w wartości godziwej. W przypadku długoterminowych lokat akcyjnych, notowanych na giełdzie papierów wartościowych, konieczne jest okresowe dostosowanie wartości akcji w księgach do bieżących notowań giełdowych. Wydaje się, że metoda wygładzania wykładniczego w przypadku lokat kapitałowych byłaby właściwa dla spełnienia postulatu zewnętrznych odbiorców informacji, jak i dla służb księgowych podmiotu rejestrującego lokaty. Wspomniana propozycja z jednej strony urealnia bowiem wartość sprawozdawczą do poziomu wartości rynkowej



ny urealniamy bowiem wartość sprawozdawczą do poziomu wartości rynkowej akcji, z drugiej jednak strony uniezależniamy od konieczności częstych przeszacowań związanych z wahaniami kursów akcji, których wartość jest determinowana przez szereg czynników, niekoniecznie związanych z wartością inwestycji w długoterminowe papiery wartościowe.

### **Dylematy wyceny lokat akcyjnych według MSSF**

Zasady wyceny lokat akcyjnych zawarte są w Międzynarodowych Standardach Sprawozdawczości Finansowej w standardzie MSR 39<sup>1</sup>. Stosownie do zapisów standardu wycenę lokat należy rozpatrywać dwójako: w momencie nabycia aktywów finansowych oraz w terminie późniejszym. Zasady wyceny początkowej precyzują, że składnik aktywów finansowych wycenia się w wartości godziwej, którą należy powiększyć o koszty transakcji, które mogą być bezpośrednio przypisane do nabycia tego składnika finansowego<sup>2</sup>. Przez wartość godziwą w niniejszym opracowaniu rozumie się kwotę, za jaką dany składnik aktywów mógłby zostać wymieniony, a zobowiązanie uregulowane w kwotach wymagających zapłaty w trakcie trwania normalnego cyklu działalności gospodarczej na warunkach transakcji rynkowej pomiędzy racjonalnymi, zainteresowanymi i dobrze poinformowanymi, nie powiązanimi ze sobą stronami<sup>3</sup>.

Wycena aktywów, stanowiących lokaty kapitałowe, powinna odbywać się nie rzadziej niż na dzień bilansowy według ceny nabycia, pomniejszonej o odpisy z tytułu trwałej utraty wartości lub według wartości godziwej, przy czym wartość w cenie nabycia można przeliczać do wartości w cenie rynkowej, a różnicę z przeliczenia rozliczyć. Przez cenę nabycia rozumieć należy cenę zakupu składnika aktywów, obejmującą kwotę należną sprzedającemu, bez podlegających odliczeniu podatku od towarów i usług oraz podatku akcyzowego, a w przypadku importu powiększona o obciążenia o charakterze publiczno-prawnym oraz powiększona o koszty bezpośrednio związane z zakupem

---

<sup>1</sup> Epstein B.J., Mirza A.A., *Wiley IFRS 2006. Interpretation and Application of International Financial Reporting Standards*. John Wiley and Sons Inc., New Jersey 2006.

<sup>2</sup> *Międzynarodowe Standardy Sprawozdawczości Finansowej*. Stowarzyszenie Księgowych w Polsce, Warszawa 2007.

<sup>3</sup> Jędrzejczyk M., *Wartość godziwa miarą wartości przedsiębiorstwa*. Materiały Międzynarodowej Konferencji Zarządzanie Finansami mierzenie wyników i wycena przedsiębiorstw Tom I (red. nauk. Zarzecki D.) Uniwersytet Szczeciński Szczecin 2003.

i przystosowaniem składnika aktywów do stanu zdatnego do używania lub wprowadzenia do obrotu, łącznie z kosztami transportu, jak też załadunku, wyładunku, składowania lub wprowadzenia do obrotu, a obniżona o rabaty, opusty, inne podobne zmniejszenia i odzyski. Jeżeli nie jest możliwe ustalenie ceny nabycia składnika aktywów, a w szczególności przyjętego nieodpłatnie, w tym w drodze darowizny – jego wyceny dokonuje się według ceny sprzedaży takiego samego lub podobnego przedmiotu.

Skutki przeszacowania inwestycji zaliczonych do aktywów trwałych, powodujące wzrost ich wartości do poziomu cen rynkowych, zwiększają kapitał (fundusz) z aktualizacji wyceny. Obniżenie wartości inwestycji uprzednio przeszacowanej do wysokości kwoty, o którą podwyższono z tego tytułu kapitał (fundusz) z aktualizacji wyceny, jeżeli kwota różnicy z przeszacowania nie była do dnia wyceny rozliczona, zmniejsza ten kapitał (fundusz). W pozostałych przypadkach skutki obniżenia wartości inwestycji zalicza się do kosztów finansowych. Wzrost wartości danej inwestycji bezpośrednio wiążący się z uprzednim obniżeniem jej wartości, zaliczonym do kosztów finansowych, ujmuje się do wysokości tych kosztów jako przychody finansowe.

Bezpośrednią implikacją zapisów standardu MSR 39 jest zatem konieczność dostosowywania, nie rzadziej niż na dzień bilansowy, wartości lokat kapitałowych do ich cen rynkowych. W przypadku lokat akcyjnych notowanych na giełdzie papierów wartościowych należy dostosować wartość akcji w księgach do bieżących notowań giełdowych, zgodnie z wcześniej omówioną procedurą. Ponieważ wartości sprawozdawcze w bilansie ewidencjonowane są zgodnie z zasadą kosztu historycznego, warto bliżej przedstawić koncepcję historycznej wartości wymiennej oraz konsekwencjom jej stosowania w praktyce sprawozdawczości finansowej przedsiębiorstwa.

### **Koncepcja HEV (Historical Exchange Value)**

Historyczna wartość wymienna (*Historical Exchange Value*, HEV) jest miarą wartości. Jest to miara powiązana z księgową koncepcją kosztu historycznego i stanowi jego uogólnienie. Zasada kosztu historycznego w rachun-

kowości wymusza bowiem rejestrowanie w księgach wartości aktywów zgodnie z historyczną wartością wymienną w dniu nabycia tych aktywów<sup>4</sup>.

Zasada kosztu historycznego budzi jednak w praktyce rachunkowości wiele wątpliwości. Użytkownicy informacji finansowej woleliby bowiem otrzymać informacje o bieżącej wartości aktywów. Prowadzenie takiego rejestru według wartości godziwej jest jednak niezwykle kłopotliwe oraz kosztowne. Co więcej księgowi podkreślają, że w ewidencji operacji gospodarczych najważniejszym kryterium jest obiektywność wartości i właśnie z tego punktu widzenia koszt historyczny jest miarą najlepszą.

Istnieją jednak sytuacje lub specyficzne grupy aktywów, dla których metoda kosztu historycznego powinna być zastąpiona inną miarą wartości, co ma miejsce w przypadku aktywów o dużej zmianie wskaźnika cen. Do takich aktywów należą omawiane w niniejszym opracowaniu lokaty akcyjne. Dostosowaniem miary historycznej wartości wymiennej do zmiennego poziomu cen akcji może być metoda filtracji danych, zwana inaczej metodą wygładzania wykładniczego. Zakładając, że  $y$  stanowi ciąg cen akcji, a  $x$  to ciąg cen nabycia akcji, to formuła opisująca zależność między tymi ciągami przyjmuje postać:

$$y_i = \alpha y_{i-1} + (1 - \alpha)x_i,$$

gdzie:

$y_i$  – cena akcji w  $i$ -tym momencie,

$y_{i-1}$  – cena akcji w momencie  $(i - 1)$ ,

$\alpha$  – współczynnik wygładzania,  $0 \leq \alpha \leq 1$ ,

$x_i$  – cena nabycia akcji w  $i$ -tym momencie.

Do ceny akcji w  $i$ -tym momencie zostaje przeceniony zapas akcji. Po tej cenie zostaje zatem przyjęta nowa transza zakupionych papierów wartościowych. Zgodnie z zasadą kosztu historycznego cena zapasu aktywów w  $i$ -tym momencie jest funkcją rzeczywistych cen z przeszłości, co można przedstawić w postaci rekurencyjnej:

$$y_i = (1 - \alpha) \sum_{k=0}^{i-1} x_k \alpha^{i-k}.$$

Zgodnie z przeprowadzonymi przez K. Otensa i L. Enochsona rozważaniami, wariancja ciągu  $\{y_i\}$  może być kontrolowana<sup>5</sup>. Zakładając bowiem, że

<sup>4</sup> Dobija M. red. nauk, *Teoria Rachunkowości w zarysie*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2005.

<sup>5</sup> Otens K., Enochson L., *Analiza numeryczna szeregów czasowych*. WNT, Warszawa 1978

ciąg  $\{x_i\}$  jest nieskorelowany, wariancja ciągu  $\{y_i\}$  może być określona za pomocą wzoru:

$$\sigma_y^2 = \frac{1-\alpha}{1+\alpha} \sigma_x^2$$

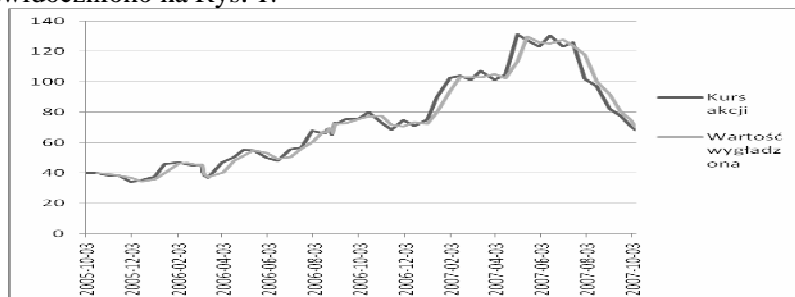
### Zastosowanie koncepcji HEV do wyceny akcji Budimeksu

Koncepcję historycznej wartości wymiennej zastosować można do wyceny akcji długoterminowych, stanowiących składnik aktywów trwałych. Za przykład posłużą notowania akcji firmy Budimex S.A. Dla celów niniejszego opracowania zgromadzono notowania za okres dwóch lat począwszy od października 2005 roku w odstępach dwutygodniowych.

Wartość współczynnika wygładzania przyjmować może wartości od zera do jedności. W przypadku gdy wartość parametru będzie zbliżona do jedności, istnieje duży wpływ bieżących notowań na ceny ewidencyjne. Wartość współczynnika przyjmuje się w tym przypadku arbitralnie. Obserwacje empiryczne wskazują, że przyjąć można wartość współczynnika na poziomie 0,67. Sformalizowanie wyznaczenia współczynnika wygładzania byłoby jednak w przypadku lokat akcyjnych wskazane i stanowi asumpt przyszłych badań. Przyjmując zatem, że współczynnik wygładzania  $\alpha$  będzie wynosić 0,67 otrzymujemy:

$$y_i = 0,67y_{i-1} + (1 - 0,67)x_i$$

W rezultacie uzyskano wygładzoną wartość akcji jako lokat kapitałowych, co uwidoczniono na Rys. 1.



Rys. 1. Kurs akcji Budimex S.A. porównany z wartością wygładzoną.

Źródło: opracowanie własne.

Wygładzenie trendu powoduje urealnienie historycznej wartości wymiennej kapitału (co jest tożsame z traktowaniem kapitału jako zdolności do wykonywania pracy). Co więcej, przy zastosowaniu wygładzania notowań giełdowych, w przypadku znacznych wahań cen akcji, następuje korekta ceny ewi-

dencyjnej. Metodę tą można zilustrować na przykładzie przedsiębiorstwa posiadającego akcje spółki Budimex S.A., jako składowej długoterminowych aktywów finansowych. Dane dotyczące stanu początkowego, oraz transakcji zawieranych przez omawiany podmiot zawarto w tabeli 1.

Tabela 1. Operacje gospodarcze

Data	Operacja	Ilość akcji	Koszt (w jednostkach) pieniężnych	Wartość (w jednostkach) pieniężnych
3.10.2005	Saldo początkowe	1000	40,00	40 000
4.10.2005	Sprzedaż	1		
2.01.2006	Zakup	1	37,60	37,60
3.01.2006	Sprzedaż	1		
2.01.2007	Zakup	1	75,00	75,00

Źródło: Opracowanie własne

Warto zauważyć, że przy dynamicznych zmianach cen na giełdzie papierów wartościowych każdy kolejny zakup pakietu akcji będzie odbywał się po innej cenie.

Korzystając ze współczynnika  $\alpha$  wyliczonego do wygładzania notowań akcji spółki Budimex S.A. dokonano odpowiednich księgowania, które zestawiono w tabeli 2. Wycena akcji zaprezentowana w tabeli 2 stanowi egzemplifikację zastosowania metody wygładzania wykładniczego do ustalania wartości sprawozdawczej ujawnianej w pozycji „długoterminowe aktywa finansowe”. Propozycja metody filtracji danych skutkuje w każdym przypadku nabycia lub sprzedaży akcji przeszacowaniem wartości bilansowej, co dostosowuje w wartość akcji do istoty zasady „true and fair view”.

### Podsumowanie

Ze względu na fakt, że cena akcji, stanowiących element lokat kapitałowych, rejestrowanych w kategorii długoterminowych aktywów finansowych, charakteryzuje się dużą zmiennością cen, należy zmodyfikować w tym przypadku metodę kosztu historycznego. Propozycja ewidencji i wyceny uwzględniająca metodę filtracji danych (wygładzania wykładniczego) ogranicza w znacznym stopniu wpływ wahań rynkowych cen akcji na wartości sprawozdawcze ujawniane w bilansie i stanowi dostosowanie miary historycznej wartości wymiennej (HEV) do warunków dużej zmienności cen. Metoda ta mogłaby być

również stosowana do wyceny oraz ewidencji pozostałych aktywów rzeczowych, jak i materiałów oraz wyrobów gotowych.

Tabela 2. Dekretacja operacji gospodarczych z uwzględnieniem współczynnika  $\alpha$

	Operacja	Ilość akcji	Kwota	Konto Dt	Konto Ct
3.10.2005	Sp	1000	40 000,00	DAF	
4.10.2005	Sprzedaż	1	40,00	Kasa	DAF
2.01.2006	Sk	999	39 960,00		
	Zakup	1 x 37,60 =	37,60		
Koszt ewidencyjny = $40,00 \times 0,67 + 37,60 \times (1 - 0,67) = 39,21$					
2.01.2006	Przecena	999 x 0,79	789,21	Koszty	Odpisy DAF
	Zakup	1	39,21	DAF	Kasa
3.01.2006	Różnica	1 x 1,61 =	1,61	DAF	Kapitał
	Sprzedaż	1	39,21	Kasa	DAF
2.01.2007	Zakup	1 x 75,00 =	75,00		
Koszt ewidencyjny = $39,21 \times 0,67 + 75,00 \times (1 - 0,67) = 51,02$					
2.01.2007	Przecena	999 x 11,81 =	11 798,19	DAF	Kapitał z
	Zakup	1	51,02	DAF	Kasa
	Sk	1000	51 020,00		

Źródło: Opracowanie własne

Pozwala to na zachowanie nadrzędnej zasady rachunkowości „*true and fair view*” w raportowaniu podmiotów gospodarczych oraz jest zgodna z integralną zasadą ostrożnej wyceny, uniezależniając wartości wykazywane w aktywach od kosztu historycznego oraz dynamicznie zmieniającej się wartości rynkowej akcji.

### Literatura

1. Epstein B.J., Mirza A.A., *Wiley IFRS 2006. Interpretation and Application of International Financial Reporting Standards*. John Wiley and Sons Inc., New Jersey 2006.
2. Dobija M., red. nauk, *Teoria Rachunkowości w zarysie*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2005.

3. Dobija M., *Rachunkowość zarządcza i controlling*. PWN, Warszawa 2005.
4. Jędrzejczyk M., *Wartość godziwa miarą wartości przedsiębiorstwa*. Materiały Międzynarodowej Konferencji Zarządzanie Finansami mierzenie wyników i wycena przedsiębiorstw Tom I (red. nauk. Zarzecki D.) Uniwersytet Szczeciński Szczecin 2003.
5. Międzynarodowe Standardy Sprawozdawczości Finansowej. Stowarzyszenie Księgowych w Polsce, Warszawa 2007.
6. Otens K., Enochson L., *Analiza numeryczna szeregów czasowych*. WNT, Warszawa 1978.

#### STRESZCZENIE

Artykuł prezentuje zastosowanie metody wygładzania wykładniczego do wyceny długoterminowych lokat kapitałowych w podmiocie gospodarczym prowadzącym pełną księgowość. W przypadku zmiany cen akcji metoda filtracji danych ogranicza znacząco wpływ wahań cen na wartości sprawozdawcze i umożliwia raportowanie zgodnie z nadrzędną zasadą rachunkowości „*true and fair view*”.

#### VALUATION OF LONG TERM FINANCIAL INSTRUMENTS IN THE ASPECT OF “TRUE AND FAIR VIEW”

#### SUMMARY

This paper presents the use of the exponential smoothing model to the valuation of the long term financial instruments such as long term shares in the company that is obliged to full accounting. In case of share prices fluctuation the model enables to limit the influence of the price changes on the reporting values. This means the presented approach is consistent with the “true and fair view” as the most important rule in accounting model.

*Translated by M. Jędrzejczyk*

*Dr Marcin Jędrzejczyk*  
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie  
jedrzejm@rigel.pl



RAFAŁ JÓZWICKI

## FUNDUSZE INWESTYCYJNE NIERUCHOMOŚCI NA POLSKIM RYNKU KAPITAŁOWYM

### Wstęp

Fundusze inwestycyjne od kilku lat cieszą się w Polsce stosunkowo dużym zainteresowaniem inwestorów. Chęć pomnażania posiadanych środków za pośrednictwem instytucji zbiorowego inwestowania wzmacniana była dodatkowo hossą, która na polskim rynku kapitałowym trwała od roku 2003 do połowy roku 2007. Jak pamiętamy, w maju 2004 roku Polska dołączyła do wspólnego unijnego rynku produktów finansowych. Otwarcie tegoż rynku zaowocowało zwiększeniem możliwości inwestowania oszczędności przez Polaków, dzięki m.in. bardzo bogatej ofercie instytucji zagranicznych. Na rynku pojawiły się fundusze specjalizujące się w inwestycjach w akcje spółek z określonych sektorów np. ochrony zdrowia, nowoczesnych technologii, surowców i innych. Przystąpienie Polski do UE zbiegło się również z radykalnym wzrostem popytu na rynku nieruchomości, co przełożyło się na wzrost cen gruntów, domów, mieszkań i materiałów budowlanych. Zjawisko to spowodowało zainteresowanie inwestorów nieruchomościami, jako przedmiotem, w który można dokonać lokaty posiadanych środków. Możliwość ta oznacza indywidualne inwestowanie, bądź też skorzystanie z usług funduszy nieruchomości. Celem niniejszego artykułu jest analiza obecnego stanu funduszy nieruchomości w Polsce.

### Nieruchomość jako obiekt inwestycji

Inwestowanie w nieruchomości jest jednym w wielu możliwych sposobów lokowania kapitału. Inwestycje takie są dobrym wyborem dla osób cierpliwych, którym „nie spieszy” się z realizacją zysków i takich, dla których płynność in-



westycji ma drugorzędne znaczenie wobec możliwości do uzyskania stopy zwrotu. Inwestycje w nieruchomości odznaczają się kilkoma istotnymi zaletami, którymi jest m.in.:

- dobra ochrona przed inflacją, co dotyczy w szczególności obiektów o małym zużyciu technicznym,
- możliwość osiągnięcia stałego dochodu, oznaczająca uzyskiwanie cyklicznego przychodu z tytułu czynszów, opłata parkingowych, za reklamy itp.,
- szansa na odmrożenie zainwestowanego kapitału, co oznacza możliwość zaciągnięcia kredytu pod zastaw posiadanych obiektów,
- wykorzystywanie nieruchomości do dywersyfikacji portfela aktywów<sup>1</sup>.

Inwestowanie w nieruchomości ma też swoje wady, spośród których najistotniejszymi wydaje się być konieczność dysponowania bardzo wysokim kapitałem i mała płynność inwestycji. Wysoka kapitałochłonność rynku nieruchomości powoduje, że jest on zdominowany przez inwestorów instytucjonalnych – podmioty te mają szczególnie duże znaczenie, jeśli chodzi o sektor obiektów przemysłowych i komercyjnych. Inwestorzy indywidualni natomiast interesują się głównie nieruchomościami rolnymi i mieszkaniowymi<sup>2</sup>.

Nieruchomości posiadają cechy szczególne, decydujące o ich specyfice, wyróżniające ich spośród innych dóbr ekonomicznych, co zaprezentowano w tabeli 1.

Decydując się na inwestycje w nieruchomości, należy mieć na uwadze fakt istotnego wpływu cyklu koniunkturalnego na wartość tychże aktywów. Liczne badania prowadzone w krajach zachodnich wykazały, iż rynki nieruchomości podlegają silnym ruchom falowym i są nieregularne. Badania amerykańskie wskazują na fluktuacje występujące co 3-7 lat, brytyjskie co 4-5 lat, natomiast holenderskie, co 8-10 lub nawet co 9-11 lat. Istnienie cyklu koniunkturalnego dostrzegalne jest w tym segmencie zarówno na rynku lokat, jak i rynku najmu. Zauważono również, że ruchy falowe na rynku lokat są silniejsze, niż na rynku najmu i wyprzedzają je. Badania upatrują przyczyn występowania cyklicznych zmian w zmiennej koniunkturze całej gospodarki, cechach strukturalnych budynków i budowli oraz w zachowaniach ludzkich. Istotne jest również to, iż

<sup>1</sup> Kucharska-Stasiak E., *Nieruchomość w gospodarce rynkowej*, Wydawnictwo PWN, Warszawa 2005, s. 192-193.

<sup>2</sup> Kucharska-Stasiak E., *Nieruchomości a rynek*, Wyd. PWN, Warszawa 2005, s. 23.

przebieg cyklu na rynku nieruchomości może odbiegać od cyklu makroekonomicznego. Najbardziej odróżniającą się tu jest faza ożywienia. Charakteryzuje się ona bowiem dużą kapitałochłonnością oraz długim cyklem inwestycyjnym, dlatego właśnie podaż nowych obiektów jest nieco opóźniona w stosunku do bieżących sygnałów docierających z rynku<sup>3</sup>.

Tabela 1. Najważniejsze cechy rynku nieruchomości

Cecha	Przejaw występowania	Skutek
Złożoność fizyczna	Wielość elementów składowych (grunt, budynki, zasadzenia itp.)	Utrudnienia na etapie analiz rynku z uwagi na odmienność cech poszczególnych składowych
Nieruchomość	Trwałość w miejscu	Brak możliwości zmiany lokalizacji, łatwość obciążenia podatkiem, lokalny charakter rynku
Trwałość w czasie	Niezniszczalność gruntu, długi okres żywotności budowli	Dobra lokata kapitału
Różnorodność	Brak dwóch takich samych budowli	Problemy z wyceną
Niepodzielność	Brak możliwości oddzielenia budowli od gruntu	Błąd w lokalizacji skutkuje na zawsze, zmienność wykorzystania budynków
Deficytowość	Zbyt mała ilość w stosunku do zapotrzebowania	Fluktuacja wartości, konieczność modernizacji celem zaspokajania zapotrzebowania
Współzależność	Interakcje z innymi obiektami	Sposób użytkowania może mieć drugorzędny wpływ na wartość
Wysoka chłonność kapitału	Wysokie nakłady na zakup oraz wybudowanie obiektu	Konieczność wykorzystania obcych źródeł, długi okres zwrotu, długa żywotność ekonomiczna, konieczność ponoszenia nakładów na modernizacje
Mała płynność	Utrudniona zamiana na gotówkę	Trudność w odzyskaniu kapitału
Specyfika prawna	Sektor nieruchomości posiada swoiste regulacje prawne, zasady ewidencji, przenoszenia praw itp.	Traktowana jest jako składnik majątku, może podlegać interwencjonizmowi
Stowarzyszenia i organizacje	Nieruchomości są przedmiotem zainteresowania wielu instytucji, związków, stowarzyszeń itp.	Nieruchomość jest obiektem analiz, badań itp.

Źródło: Na podstawie: Kucharska-Stasiak E., *Nieruchomości a rynek*, Wyd. PWN, Warszawa 2005, s. 20-21.

<sup>3</sup> Ibidem, s. 86-87.

Na rynku nieruchomości działa kilka grup podmiotów. Jedną z nich są oczywiście inwestorzy. Grupa ta nie jest jednolita – wśród nich wyróżnić można:

- inwestorów użytkowników, którzy sami użytkują nieruchomości,
- inwestorów właścicieli, którzy posiadają nieruchomości i czerpią korzyści z tytułu najmu,
- inwestorów spekulantów liczących na szybki wzrost wartości nieruchomości,
- inwestorów akcjonariuszy lokujących kapitał w instytucjach inwestujących na rynku nieruchomości<sup>4</sup>.

### **Fundusze inwestycyjne rynku nieruchomości w Polsce**

Na europejskich rynkach rozwiniętych fundusze inwestujące w nieruchomości istnieją od dawna. Jako pierwsze uregulowały powstawanie takich funduszy: Niemcy ustawą o spółkach lokat kapitałowych z 1957 roku oraz Szwajcaria ustawą o funduszach inwestycyjnych z 1966 roku.

Wraz z upływem czasu i rosnącą popularnością instytucji zbiorowego inwestowania wzrastała liczba krajów, których ustawodawstwa dopuszczały tworzenie nie tylko instytucji zainteresowanych lokowaniem powierzonych im przez inwestorów środków w papiery wartościowe, ale także w nieruchomości.

Na polskim rynku kapitałowym fundusze nieruchomości to stosunkowo nowa forma inwestowania. W lipcu 2004 roku weszła w życie ustawa o funduszach inwestycyjnych<sup>5</sup>, która reguluje tworzenie i funkcjonowanie funduszy inwestycyjnych. Ustawa ta zastąpiła ustawę z roku 1997 roku<sup>6</sup>. Nowy akt prawny dostosował polskie prawo do regulacji prawa wspólnotowego w odniesieniu do instytucji zbiorowego inwestowania. Na grunt prawa polskiego wprowadzono nowe instytucje dotyczące tworzenia i funkcjonowania funduszy inwestycyjnych, a także dokonano pewnych zmian w dotychczas obowiązujących regulacjach. Modyfikacji uległy także regulacje dotyczące zasad tworzenia i funkcjonowania funduszy inwestycyjnych, których przedmiotem są lokaty w nieruchomości.

<sup>4</sup> Ibidem, s. 72.

<sup>5</sup> Ustawa z dnia 27.05.2004 r. o funduszach inwestycyjnych (Dz. U. nr 146 z 2004 r., poz. 1546).

<sup>6</sup> Ustawa z dnia 28.08.1997 r. o funduszach inwestycyjnych (Dz. U. nr 139 z 1997 r., poz. 933).

W Polsce pierwsze fundusze inwestujące na rynku nieruchomości powstały dopiero w roku 2004. Początkowo działały one jedynie w formie funduszy zamkniętych, a ich certyfikaty inwestycyjne można kupić w momencie subskrypcji, lub później na rynku giełdowym w Warszawie.

Pierwszymi na polskim rynku funduszami nieruchomości były fundusze typu zamkniętego: Arka BZ WBK Rynku Nieruchomości oraz Skarbiec Rynku Nieruchomości. Rok kolejny zaowocował pojawieniem się kolejnych trzech podmiotów tego typu: BPH Sektora Nieruchomości, Skarbiec Rynku Mieszkaniowego<sup>7</sup> oraz KBC Index Nieruchomości. Następne dwa lata, czyli rok 2006 i 2007 były pod względem ilości pojawiających się funduszy nieco lepsze – w tym okresie powstało łącznie 10 nowych funduszy nieruchomości. Na wynik taki wpłynęła możliwość tworzenia w Polsce funduszy otwartych, których w samym roku 2006 przybyły cztery. W przeciwieństwie do funduszy zamkniętych, fundusze nieruchomości otwarte są oparte o jednostki udziałowe, które można nabyć i sprzedać w każdym momencie inwestycji. Pierwszy fundusz tego typu powstał w roku 2005, a był to ING Sub-Fundusz Budownictwa i Nieruchomości Plus, jako drugi wprowadził do oferty Skarbiec TFI (Skarbiec Sektora Nieruchomości). Otwarte fundusze nieruchomości funkcjonują na tych samych zasadach, co inne otwarte fundusze inwestycyjne, czyli inwestują w takie instrumenty, jak: obligacje, bony skarbowe, akcje. Podstawowa różnica dotyczy jednak tego, że omawiane fundusze inwestują w akcje spółek związanych z sektorem nieruchomości, a więc firm budowlanych, deweloperskich, producentów materiałów budowlanych i inne. W przeciwieństwie do funduszy zamkniętych, podstawową korzyścią inwestycji za pośrednictwem funduszy otwartych jest ich wysoka płynność.

Według stanu na koniec roku 2007, na polskim rynku funkcjonowały następujące fundusze inwestujące na rynku nieruchomości:

1. Fundusze nieruchomości zamknięte:

- Arka BZ WBK Fundusz Rynku Nieruchomości FIZ
- BPH FIZ Sektora Nieruchomości
- Citi Living Polska FIZ Aktywów Niepublicznych (Skarbiec)
- SKARBIEC-Rynku Mieszkaniowego FIZ
- SKARBIEC-Rynku Nieruchomości FIZ

---

<sup>7</sup> Pierwsza wycena aktywów tego funduszu miała miejsce w roku 2006.

- FIZ Sektora Nieruchomości 2 (Copernicus Capital TFI)
- ALFA Real Estate FIZ (Copernicus Capital TFI)
- KBC Index Światowych Nieruchomości,
- KBC Index Nieruchomości,
- KBC Index Nieruchomości II.

## 2. Fundusze nieruchomości otwarte:

- Allianz FIO Subfundusz Allianz Budownictwo 2012
- BPH FIO Nieruchomości Europy Wschodzącej
- ING Subfundusz Budownictwa i Nieruchomości Plus
- UniFundusze FIO subfundusz UniSektor Nieruchomości: Nowa Europa
- Skarbiec Sektora Nieruchomości Fundusz Inwestycyjny Otwarty

Pamiętać również należy o tym, że nie każdy fundusz, który ma w swej nazwie słowo "nieruchomość" ma taką samą strategię inwestycyjną. Tabela 2 przedstawia w sposób syntetyczny strategię inwestycyjne funduszy nieruchomości działających na polskim rynku. Analiza tejże tabeli pozwala zauważyć, iż generalnie pomimo pewnych różnic pomiędzy poszczególnymi funduszami ich politykę lokacyjną można podzielić na osiem obszarów. Największym zainteresowaniem funduszy cieszy się strategia inwestowania w jednostki innych funduszy nieruchomości – taki kierunek działania deklaruje pięć funduszy: KBC Index Nieruchomości, KBC Index Nieruchomości II, KBC Index Światowych Nieruchomości, ING Subfundusz Budownictwa i Nieruchomości Plus oraz Skarbiec Sektora Nieruchomości. Niewiele mniej populara jest strategia inwestowania w instrumenty finansowe spółek, których działalność obejmuje inwestowanie oraz obrót na polskim rynku nieruchomości, głównie w segmencie budownictwa mieszkaniowego. Strategia taka obejmuje cztery fundusze: SKARBIEC-Rynku Mieszkaniowego FIZ, SKARBIEC-Rynku Nieruchomości FIZ, ING Subfundusz (Copernicus Capital TFI) Plus oraz Skarbiec Sektora Nieruchomości FIO. Na uwagę zasługuje również fakt, że nie wszystkie towarzystwa tworzące fundusze inwestują w publicznie dostępne dla szerokiego grona inwestorów instrumenty. Przykładem tego jest TFI Copernicus Capital lokujący głównie w papiery wartościowe nie dopuszczone do publicznego obrotu na rynku regulowanym oraz nie będące przedmiotem publicznej oferty, emitowane przez podmioty, których podstawowym składnikiem majątku są nieruchomości.

Tabela 2. Strategie funduszy inwestujących w nieruchomości

Fundusz	Obszar inwestycji
Arka BZ WBK Fundusz Rynku Nieruchomości FIZ; BPH FIZ Sektora Nieruchomości	Nieruchomości komercyjne (biurowe, handlowe i magazynowe)
Arka BZ WBK Fundusz Rynku Nieruchomości FIZ; Citi Living Polska FIZ Aktywów Niepublicznych (Skarbiec)	Nieruchomości mieszkaniowe
Citi Living Polska FIZ Aktywów Niepublicznych (Skarbiec) SKARBIEC-Rynku Mieszkaniowego FIZ SKARBIEC-Rynku Nieruchomości FIZ	Udziały i instrumenty finansowe emitowane przez spółki celowe inwestujące na rynku nieruchomości
SKARBIEC-Rynku Mieszkaniowego FIZ SKARBIEC-Rynku Nieruchomości FIZ ING Subfundusz Budownictwa i Nieruchomości Plus Skarbiec Sektora Nieruchomości FIO	Udziały i instrumenty finansowe spółek, których działalność obejmuje inwestowanie oraz obrót na polskim rynku nieruchomości, głównie w segmencie budownictwa mieszkaniowego
FIZ Sektora Nieruchomości 2 (Copernicus Capital TFI) ALFA Real Estate FIZ (Copernicus Capital TFI)	Instrumenty finansowe nie dopuszczone do publicznego obrotu na rynku regulowanym oraz nie będące przedmiotem publicznej oferty, emitowane przez podmioty, których podstawowym składnikiem majątku są nieruchomości
KBC Index Światowych Nieruchomości, KBC Index Nieruchomości; KBC Index Nieruchomości II; ING Subfundusz Budownictwa i Nieruchomości Plus Skarbiec Sektora Nieruchomości FIO	Jednostki inwestycyjne innych funduszy nieruchomości
Allianz FIO Subfundusz Allianz Budownictwo 2012	Akcje spółek świadczących usługi budowlane, produkujących materiały budowlane oraz inwestujących w nieruchomości lub zarządzających nieruchomościami, a także spółek, których działalność może być związana z organizacją przez Polskę i Ukrainę finałów piłkarskich mistrzostw Europy w 2012 roku
BPH FIO Nieruchomości Europy Wschodzącej; UniFundusze FIO subfundusz Uni-Sektor Nieruchomości: Nowa Europa Skarbiec Sektora Nieruchomości FIO	Instrumenty udziałowe emitowane przez spółki, które prowadzą działalność budowlaną, deweloperską, hotelarską na terenie państw Europy Środkowej i Wschodniej

Źródło: Opracowanie własne na podstawie prospektów emisyjnych funduszy.

Ciekawostką jest również istnienie FIO Allianz ukierunkowanego na inwestycje związane z organizacją przez Polskę i Ukrainę finałów piłkarskich mistrzostw Europy w 2012 roku oraz trzech funduszy nastawionych na inwestycje na terenie państw Europy środkowej i wschodniej.

Dodatkowo fundusze deklarują w swej polityce inwestycyjnej angażowanie czasowo wolnych środków w instrumenty dłużne, lokaty itp., szczególnie w początkowej fazie funkcjonowania, przed dokonaniem inwestycji określonych w swej strategii.

Analizując rynek funduszy nieruchomości warto przyjrzeć się ich aktywom netto. W tabeli 3 dokonano zestawienia tejsze wartości w okresie od grudnia 2006 roku do lutego 2008 roku.

Tabela 3. Wartości aktywów netto funduszy nieruchomości

	2006	2007				2008	
	XII	III	VI	IX	XII	I	II
Akcyjne	21 150	28 405	44 040	45 515	42 243	30 133	30 644
Mieszane	30 383	33 555	38 434	36 594	42 953	33 538	33 066
Stabilnego wzrostu	22 497	26 658	28 192	28 129	25 985	21 286	20 935
Dłużne	10 909	9 539	8 594	8 274	8 893	9 492	9 194
Pieniężne i gotówkowe	7 574	9 342	7 689	8 693	8 372	11 920	11 178
Nieruchomości	1 159	1 265	1 287	1 429	1 559	1 610	1 610
Sekurytyzacyjne	524	549	578	578	562	680	670
Inne	4 964	8 010	10 179	10 175	4 221	3 931	3 812
RAZEM	99 160	117 327	138 996	139 390	134 788	112 590	111 109
Udział funduszy nieruchomości w aktywach	1,17%	1,08%	0,93%	1,03%	1,16%	1,43%	1,45%

Źródło: Na podstawie raportów miesięcznych Izby Zarządzających Aktywami i Funduszami za okres I.2006 – II.2008 r.

W tabeli zaprezentowano aktywa netto nie tylko funduszy nieruchomości, ale również innych oferowanych inwestorom przez towarzystwa funduszy inwestycyjnych. Jak widać, udział funduszy nieruchomości w aktywach netto funduszy ogółem w badanym okresie jest niewielki i kształtuje się na stosunkowo niskim poziomie zbliżonym do wartości jednego procenta. Udział ten wskazuje jednoznacznie, iż pomimo hossy trwającej na rynku nieruchomości i

w branży budowlanej zainteresowanie inwestorów tym obszarem rynku jest w Polsce niewielki.

Z kolei w tabeli 4 dokonano zestawienia wartości certyfikatów inwestycyjnych i jednostek udziałowych dla funduszy nieruchomości na koniec lat 2004 – 2007.

Tabela 4. Wartości certyfikatów inwestycyjnych i jednostek uczestnictwa funduszy nieruchomości na koniec roku

Fundusze nieruchomości zamknięte:	2004	2005	2006	2007
Arka BZ WBK Fundusz Rynku Nieruchomości FIZ	99,51	102,07	120,94	161,17
BPH FIZ Sektora Nieruchomości	-	98,61	100,24	121,36
Citi Living Polska FIZ Aktywów Niepublicznych (Skarbiec)	-	-	1,35	1,78
SKARBIEC-Rynku Mieszkaniowego FIZ	-	-	240 663,06	278 323,00
SKARBIEC-Rynku Nieruchomości FIZ	1 005,18	1 032,23	1 120,05	1 446,54
FIZ Sektora Nieruchomości 2 (Copernicus Capital TFI)	-	-	318 389,81	1 044 827,41
ALFA Real Estate FIZ (Copernicus Capital TFI)	-	-	276 260,31	1,71
KBC Index Nieruchomości	-	100,00	132,60	108,09
KBC Index Nieruchomości II.	-	-	-	89,72
KBC Index Światowych Nieruchomości,		-	101,06	98,39
Fundusze nieruchomości otwarte:				
Allianz FIO Subfundusz Allianz Budownictwo 2012	-	-	-	111,93
BPH FIO Nieruchomości Europy Wschodzącej	-	-	-	3,73
ING Subfundusz Budownictwa i Nieruchomości Plus	-	-	103,95	97,42
UniFundusze FIO subfundusz UniSektor Nieruchomości: Nowa Europa	-	-	-	98,66
Skarbiec Sektora Nieruchomości Fundusz Inwestycyjny Otwarty	-	-	-	84,84

Źródło: Na podstawie raportów okresowych funduszy oraz <http://fundusze.onet.pl>.

W przypadku tak krótkiego okresu, co jest szczególnie istotne w przypadku inwestycji w nieruchomości i faktu, iż w Polsce rynek tychże funduszy dopiero się rozwija pokuszono się jedynie o obliczenie stopy zwrotu dla czterech funduszy. I tak:

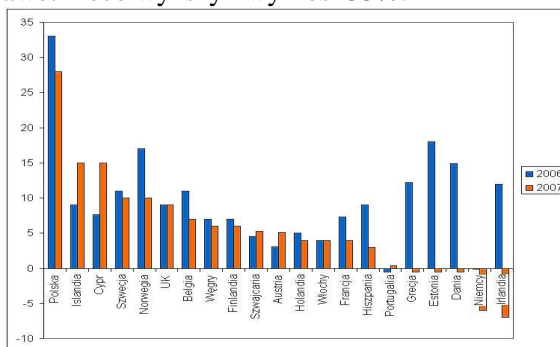


- certyfikaty funduszu Arka BZ WBK Rynku Nieruchomości FIZ zmieniły swą wartość z poziomu 99,51 w roku 2004 PLN do 161,17 PLN na koniec roku 2007, co oznacza wzrost wartości o 61,96%,
- certyfikaty FIZ BPH Sektora Nieruchomości zdrożały z poziomu 98,61 PLN w roku 2005 do 121,36 PLN na koniec 2007 roku, co daje wzrost wartości o 23,07%,
- certyfikaty FIZ Skarbiec Rynku Nieruchomości zdrożały z poziomu 1005,18 PLN w roku 2004 do 1446,54 PLN na koniec roku 2007, co oznacza wzrost ich wartości o 43,91%,
- i wreszcie certyfikaty KBC Index Nieruchomości zwiększyły swą wartość z poziomu 100 PLN w roku 2005 do poziomu 108,09 PLN na koniec roku 2007, co jest wzrostem o 8,09%.

### Wnioski

Rynek funduszy nieruchomości rozwija się w Polsce bardzo słabo. Świadczyć o tym może choćby znikomy ich udział (wartość zbliżona do jednego procenta) w ogólnej wartości aktywów netto wszystkich funduszy inwestycyjnych w naszym kraju. Wartość taka pomimo hossy trwającej na rynku nieruchomości i w branży budowlanej świadczy o fakcie, iż zainteresowanie inwestorów tym obszarem rynku jest w Polsce niewielkie.

Paradoksalnie może wydawać się, iż rozwojowi funduszy nieruchomości mógł zaszkodzić bardzo dynamiczny wzrost cen na tymże rynku (rys. 1). Średni wzrost cen nieruchomości w Polsce w roku 2007 wyniósł 28%, natomiast w roku 2006 był nawet nieco wyższy i wyniósł 33%.



Rys. 1. Zmiana wartości nieruchomości w latach 2006-2007 w Europie  
 Źródło: Dane Royal Institution of Chartered Surveyors (RICS).

Na koniec roku 2007, czyli trzy lata po pojawieniu się w Polsce pierwszego funduszu nieruchomości na naszym rynku mieliśmy jedynie 15 tego typu podmiotów. Biorąc pod uwagę ogólną liczbę funduszy w Polsce jest to wielkość znikoma, również świadcząca o słabym rozwoju tego segmentu inwestycji w Polsce.

### **Literatura**

1. Dane Royal Institution of Chartered Surveyors (RICS).
2. Kucharska-Stasiak E., *Nieruchomość w gospodarce rynkowej*, Wyd. PWN, Warszawa 2005.
3. Kucharska-Stasiak E., *Nieruchomości a rynek*, Wyd. PWN, Warszawa 2005.
4. Raporty miesięczne Izby Zarządzających Aktywami i Funduszami za okres I.2006 – II.2008 r.
5. Ustawa z dnia 27.05.2004 r. o funduszach inwestycyjnych (Dz.U. nr 146 z 2004 r., poz. 1546).
6. <http://fundusze.onet.pl>.

### **STRESZCZENIE**

Fundusze inwestycyjne od kilku lat cieszą się w Polsce stosunkowo dużym zainteresowaniem inwestorów. Wejście Polski do Unii Europejskiej zbiegło się z radykalnym wzrostem popytu na rynku nieruchomości, co przełożyło się na wzrost cen gruntów, domów, mieszkań i materiałów budowlanych. Zjawisko to spowodowało zainteresowanie inwestorów nieruchomościami, jako przedmiotem, w który można dokonać lokaty posiadanych środków. Możliwość ta oznacza indywidualne inwestowanie, bądź też skorzystanie z usług funduszy nieruchomości. W opracowaniu niniejszym Autor analizuje dotychczasowy stan funduszy nieruchomości w Polsce. Wnioski wynikające z tejże analizy wskazują, że pomimo wzrostu cen na rynku nieruchomości zainteresowanie funduszami inwestującymi w tego rodzaju aktywa jest niewielkie, natomiast polski rynek znajduje się dopiero w fazie rozwoju.

**REAL ESTATE INVESTMENT FUNDS ON THE POLISH CAPITAL  
MARKET****SUMMARY**

From a few years investors in Poland are interested at investing their money in investment funds. Access of our country to the EU was accompanied with price growth on the real estate market. Houses, ground and construction materials gain their worth rapidly. Investor noticed that they can earn money in emerging real estate investment funds. In this paper the author examine some aspects of this kind of institutions. As the conclusion we can notice that polish real estate investment funds market is still on the low level of development and net assets of real estate investment funds are at the level about one percent of all investment funds in Poland.

*Translated by R. Józwicki*

*Dr Rafał Józwicki*

Spółeczna Wyższa Szkoła Przedsiębiorczości Zarządzania w Łodzi  
rjozwicki@swspiz.pl

MARCIN KALINOWSKI

## **GMMA JAKO NARZĘDZIE WSPOMAGAJĄCE ANALIZĘ TRENDU NA PRZYKŁADZIE INDEKSU WIG20**

### **Wstęp**

Analiza techniczna jest narzędziem coraz częściej stosowanym przez inwestorów na całym świecie. Dzięki temu staje się ona swego rodzaju samospełniającą się przepowiednią i rośnie skuteczność jej stosowania na rynkach kapitałowych. Podstawowym założeniem przy stosowaniu analizy technicznej jest zagadnienie trendu. Prosta linia trendu określa prawdopodobny przyszły kierunek ruchu cen na rynku i jest podstawą podejmowanych decyzji inwestycyjnych.

W teorii analizy technicznej pojawia się wiele wskaźników wspomagających decyzje inwestorów. W niniejszym artykule chcę zwrócić uwagę na nowy, a przez to rzadko stosowany wskaźnik analizy technicznej, a mianowicie Guppy Multiple Moving Average (GMMA).

Celem artykułu jest określenie skuteczności, a przez to przydatności GMMA w podejmowaniu decyzji inwestycyjnych na polskim rynku kapitałowym. Analizie podlegał będzie indeks WIG20 i jego zachowanie w latach 2006-2008.

### **Analiza trendu jako narzędzie podejmowania decyzji inwestycyjnych**

Podstawowym założeniem analizy technicznej jest istnienie trendu na rynku. Charles Dow, uważany za twórcę analizy technicznej w swoich rozważaniach szczególną wagę przywiązywał do pojęcia trendu, które było podstawą do wielu wniosków i rozwiązań stosowanych do dnia dzisiejszego. Jak można zdefiniować pojęcie trendu? Charles Dow zdefiniował trend wzrostowy jako sytu-

ację, w której kolejne szczyty i dołki kształtują się na coraz wyższym poziomie.<sup>1</sup> Teoretycznie znając rodzaj trendu, jaki panuje na rynku podejmowanie decyzji inwestycyjnych jest rzeczą łatwą. Dlaczego zatem analiza techniczna wciąż się rozwija, a inwestorzy wciąż szukają idealnego narzędzia pomocnego przy dokonywaniu inwestycji finansowych?

W swojej książce *The New Science of Technical Analysis* Thomas DeMark trafnie zauważył, że wytyczanie linii trendu jest procesem wielce arbitralnym. Na tym samym wykresie różni analitycy mogą wyznaczyć różne linie trendu.<sup>2</sup>



Rys. 1. Linie trendu na wykresie WIG20 w latach 2006-2008

Źródło: opracowanie własne

Na powyższym wykresie indeksu WIG20 zaznaczone zostały linie trendu. Jak widać jest ich bardzo wiele. Przyczyną takiego stanu rzeczy jest fakt, że linie trendu często są naruszane lub przełamywane przez wykres, co nie zmienia kierunku trendu, ale jest powodem powstanie nowej linii trendu na wykresie. Faktem jest, że na przestrzeni przedstawionego okresu wciąż mamy do czynienia z długoterminowym trendem wzrostowym. Podjęcie decyzji inwestycyjnej w tej sytuacji obarczone jest dużym ryzykiem niepowodzenia.

Zasadniczym problemem jest fakt, że trudno jest określić precyzyjnie moment przełamania linii trendu. Wynika to z faktu, iż linia trendu ułożona jest ukośnie względem osi wykresu. Wraz z upływem czasu zmienia się punkt przełamania linii trendu. Dodatkowym problemem jest dokładność wyznaczenia linii trendu i wybór techniki wyznaczenia jej. W ujęciu klasycznym linia trendu

<sup>1</sup> John J. Murphy, *Analiza techniczna rynków finansowych*, Wydawnictwo Finansowe WIG-PRESS, Warszawa 1999, s. 23

<sup>2</sup> Jack D. Schwager, *Analiza techniczna rynków terminowych*, WIG-Press, Warszawa 2002, s. 34

powinna łączyć lokalne minima lub maksima (w zależności od rodzaju trendu), ale zdarza się, że linie trendu są wyznaczone przez ceny otwarcia lub zamknięcia.

Ze względu na przedstawiony brak dokładności w wyznaczaniu linii trendu inwestorzy często stosują filtry mające ich uchronić przed błędnymi decyzjami inwestycyjnymi. Opóźniają one moment wejścia na rynek, ale nie gwarantują trafności decyzji inwestycyjnej. Z całą pewnością można jednak powiedzieć, że każdy filtr zmniejsza zyskowność inwestycji. Uważam, że stosowanie filtrów nie jest właściwym rozwiązaniem dla zwiększenia skuteczności inwestowania.

Zwróćmy uwagę na fakt, że linia trendu, która jest podstawą analizy technicznej nie mówi nam praktycznie nic o charakterze samego trendu. Narzędziem pomocnym przy ocenie trendu może być wskaźnik będący tematem niniejszego opracowania, a mianowicie Guppy Multiple Moving Average (GMMA). W polskiej literaturze brak jest kompleksowego opracowania zawierającego opis GMMA, dlatego pozwałam sobie na krótkie wprowadzenie dotyczące samego instrumentu.

### **Guppy Multiple Moving Average (GMMA) jako narzędzie wspomagające analizę trendu.**

Guppy Multiple Moving Average (GMMA) jako instrument analizy technicznej został zaprezentowany przez Daryla Guppy w roku 1997 w książce "Trading Tactics". Oczywiście od tego czasu wciąż modyfikowane są taktyki inwestycyjne związane z zastosowaniem GMMA. Podstawowe założenia jednak pozostają niezmiennie.

Wskaźnik GMMA składa się z dwóch grup średnich kroczących. Pierwsza grupa to średnie kroczące krótkoterminowe. W jej skład wchodzi średnie: 3, 5, 8, 10, 12, i 15 dniowe. Grupa ta przedstawia zachowanie inwestorów krótkoterminowych, zwanych spekulantami. Druga grupa średnich GMMA to średnie długoterminowe. Grupę tę tworzą średnie kroczące 30, 35, 40, 45, 50 i 60 dniowe. Reprezentują one grupę inwestorów długoterminowych, zwanych inwestorami sensu stricto.<sup>3</sup>

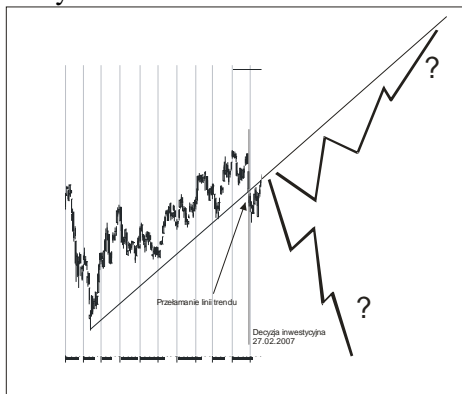
Współzależność tych dwóch grup średnich pomaga graczom określić, która z grup inwestorów jest odpowiedzialna za zachowanie rynku i w jakim stopniu.

---

<sup>3</sup> <http://www.guppytraders.com/>

Obserwacja obu grup średnich GMMA względem siebie pomaga określić prawdopodobne zachowanie rynku w przyszłości. Jednak najważniejszą cechą GMMA jako narzędzia wspomagającego analizę trendu jest moim zdaniem możliwość określenia momentu wyjścia z inwestycji po przełamaniu linii trendu. Zastosowanie samej linii trendu nie pozwala na precyzyjne wyznaczenie takiego punktu, co utrudnia skuteczne stosowanie takiej strategii inwestycyjnej.

Dla każdego gracza przełamanie linii trendu jest jasnym sygnałem zmiany pozycji na rynku. Nie gwarantuje to jednak udanej inwestycji. Po przełamaniu linii trendu nie zawsze mamy do czynienia ze zmianą trendu. Po wejściu na rynek (po przełamaniu linii trendu, lub po ruchu powrotnym do przełamanej linii trendu) posługując się jedynie linią trendu nie kontrolujemy sytuacji, a może się ona rozwinąć w sposób przedstawiony na rys. 2. Oczywiście zawsze możemy wyznaczyć maksymalny poziom straty i w sytuacji dla nas niekorzystnej opuścimy rynek po osiągnięciu założonego poziomu straty. Rozwiązanie to jest często stosowane przez inwestorów, choć przypomina zastosowaniem wspomniane już filtry.



Rys. 2. Indeks WIG20 (V 2006 – II 2007)

Źródło: opracowanie własne.

GMMA jest narzędziem, które powinno pomóc w ocenie sytuacji na rynku. Przekięcie od góry grupy średnich długoterminowych przez krótkoterminowe sygnalizuje zmianę trendu wzrostowego na spadkowy. W przypadku zmiany trendu na wzrostowy mamy do czynienia z sytuacją odwrotną. Obserwując wykres GMMA możemy uznać zatem, że z prawidłowo kształtującym się trendem mamy do czynienia, gdy średnie ułożone są na wykresie kolejno od tych o naj-

krótszym terminie do tych o najdłuższym terminie lub odwrotnie (kierunek zależy od trendu panującego na rynku).

Rys. 3 przedstawia indeks WIG20 i linie GMMA. Miejsce zaznaczone na wykresie to moment przełamania linii trendu z poprzedniego wykresu. Widać wyraźnie, że przełamanie linii trendu na indeksie WIG20, które nastąpiło 27.02.2007 r. nie doprowadziło do trwałej zmiany trendu na rynku. Przełamanie linii trendu w tym momencie zostało dodatkowo uwiarygodnione poprzez ustanowienie nowego lokalnego dna na wykresie. GMMA podobnie jak wykres cenowy sygnalizuje zmianę trendu na spadkowy, jednak zastosowanie GMMA pozwala na podejmowanie dalszych decyzji po przełamaniu linii trendu. GMMA jest zatem narzędziem pozwalającym na bieżąco oceniać sytuację na rynku przez pryzmat zachowania dwóch grup inwestorów.



Rys. 3. Indeks WIG20 i linie GMMA

Źródło: opracowanie własne

Czy zaproponowany przez Guppyego zestaw średnich faktycznie może być pomocny przy analizie trendu, a przez to wspomagać proces podejmowania decyzji inwestycyjnych na rynku polskim?

### Zastosowanie GMMA na indeksie WIG20

Skoro GMMA jest dobrym narzędziem do analizy kierunku przyszłych ruchów cen na rynku to wobec tego może okazać się dobrym systemem transakcyjnym generującym sygnały kupna i sprzedaży automatycznie. Badanie skuteczności decyzji inwestycyjnych podjętych w oparciu o GMMA zostało przeprowadzone na wykresie indeksu WIG20 z okresu od 4 maja 2006r. do 30 kwietnia 2008r. Cały zestaw średnich GMMA pojawia się na wykresie pod koniec lipca 2006 i od tego momentu będą analizowane sygnały transakcyjne.



W związku z tym, że nie można dokonać transakcji w oparciu o sam indeks, w domyśle będzie chodziło o inwestycje w instrumenty oparte na nim.

Przyjmijmy założenie, że w testowanym systemie otwarcie pozycji na rynku następuje wówczas, gdy wszystkie średnie kroczące wchodzące w skład GMMA ułożą się w kolejności od obejmującej najkrótszy termin do obejmującej najdłuższy termin. Transakcja jest zawierana na koniec dnia w którym ów warunek zostaje spełniony. Zamknięcie pozycji następuje na koniec dnia, w którym przetną się średnie z grupy długoterminowych. Wyniki zawartych transakcji zostały przedstawione w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki systemu transakcyjnego opartego na GMMA na indeksie WIG20.

Data	Zajęta pozycja	Poziom wejścia	Zysk/strata
28.09.2006	K	2949,13	- 141,73
10.10.2006	Z	3090,86	
11.10.2006	D	3103,11	+ 100,25
06.03.2007	Z	3203,36	
23.03.2007	D	3511,82	+ 113,88
08.08.2007	Z	3625,70	
21.08.2007	K	3362,35	- 412,89
21.09.2007	Z	3375,24	
02.10.2007	D	3742,18	- 245,84
15.11.2007	Z	3496,34	
26.11.2007	K	3505,00	+ 582,41
30.04.2008	-	2922,59	
Wynik			- 3,92

K – pozycja krótka, D – pozycja długa, Z – zamknięcie pozycji

Źródło: opracowanie własne.

Na przestrzeni dwóch lat objętych badaniem pozycję na rynku zajęto sześć razy. Do dnia 30 kwietnia 2008 r. połowa zawartych transakcji przyniosła zysk, a połowa stratę. Wyniki transakcji bilansują się niemalże do zera. Strata 3,92 punktu stanowi bowiem 0,1% wartości indeksu. Nie można zatem stwierdzić, że zastosowanie GMMA do generowania automatycznych sygnałów transakcyjnych na indeksie WIG20 przynosi jakiegokolwiek znaczące rezultaty. Sprawdźmy, czy GMMA można zastosować w inny sposób do określania trendu na rynku.

Jak wynika z wcześniejszych rozważań GMMA w niektórych sytuacjach pomaga przy analizie trendu na rynku. Przyjrzyjmy się zatem dokładniej zachowaniu indeksu WIG20 i liniom GMMA w okresie od listopada 2007 do kwietnia 2008 r. (rys. 4).

Z lokalnego szczytu, który pojawia się na wykresie w grudniu 2007 roku w styczniu 2008 r. można poprowadzić linię trendu spadkowego. 1 lutego 2008 r. wyznaczona linia trendu zostaje przełamana przez wykres. W następstwie tego ruchu pojawia się lokalny szczyt 4 lutego i linia trendu została wyznaczona na nowo. Nowa linia trendu zostaje przełamana przez wykres 12 lutego, a na podstawie nowego szczytu wyznaczyć można nową linię trendu spadkowego. Nowa linia trendu utrzymuje się do 20 marca. Następnie 25 marca linia trendu zostaje ponownie przebita przez wykres. Kolejne lokalne szczyty z 7 i 21 kwietnia pozwalają wyznaczyć kolejną linię trendu spadkowego, która do momentu kończenia tej pracy tj do końca kwietnia nie została przełamana.

Na uwagę zasługuje fakt, że przełamanie żadnej z wyznaczonych linii trendu spadkowego na indeksie WIG20 nie doprowadziło do zmiany trendu na wzrostowy. Sygnały płynące z samej analizy linii trendu były zatem w tym przypadku błędne.

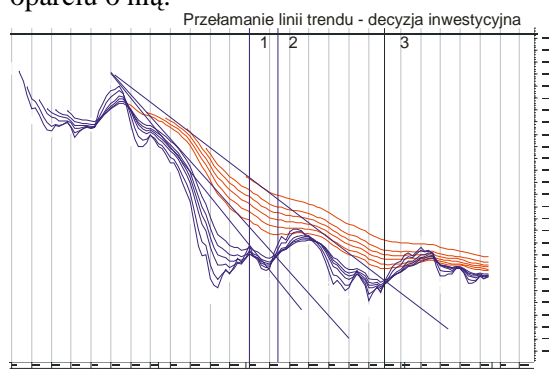
Następnym krokiem mającym pomóc w odpowiedzi na pytanie czy GMMA jest narzędziem wspomagającym analizę trendu jest wyznaczenie linii wchodzących w skład GMMA. Na rys. 5 zostały przedstawione średnie kroczące wchodzące w skład GMMA wyznaczone z rys. 4. Na wykres zostały również naniesione wyznaczone poprzednio linie trendu i miejsca ich przełamania.



Rys. 4. WIG20 i linie GMMA w okresie od listopada 2007 do kwietnia 2008 r  
Źródło: opracowanie własne

Jak widać GMMA nie potwierdza zmiany trendu na rynku w żadnym z badanych przypadków. Średnie krótkoterminowe w badanym okresie nie zdołały

przebieg średnich długoterminowych. Można zatem powiedzieć, że obserwując przebieg GMMA można uniknąć błędów wynikających z prostego przełamania linii trendu. Zestaw średnich GMMA wspomaga zatem analizę trendu i decyzje podejmowane w oparciu o nią.



Rys. 5. Średnie kroczące wchodzące w skład GMMA wyznaczone z rys. 4.

Źródło: opracowanie własne

## Podsumowanie

Jak wynika z badań przeprowadzonych na wykresie WIG20 narzędzie to może wspomagać analizę trendu na polskim rynku. Nie jest to jednak narzędzie, które samo w sobie może być systemem transakcyjnym. Przeprowadzona na potrzeby tej pracy próba wykorzystania GMMA do generowania sygnałów transakcyjnych nie powiodła się. Na przestrzeni badanych dwóch lat system przyniósł minimalne straty. Przeprowadzone w dalszej części analizy przełamania linii trendu na wykresie WIG20 wykazały dużą przydatność GMMA przy analizie trendu i jako takie narzędzie może być skutecznie stosowane na rynku polskim.

## Literatura

1. Murphy J.J., *Analiza techniczna rynków finansowych*, Wydawnictwo Finansowe WIG-PRESS, Warszawa 1999.
2. Schwager J.D., *Analiza techniczna rynków terminowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.
3. <http://www.guppytraders.com/>

### **STRESZCZENIE**

W analizie technicznej pojawia się coraz więcej narzędzi mających wspomóc proces podejmowania decyzji inwestycyjnych. W roku 1997 pojawiło się nowe narzędzie analizy technicznej – Guppy Multiple Moving Average (GMMA), czyli zestaw średnich kroczących krótko i długoterminowych. Wyniki badań przeprowadzonych na indeksie WIG20 dowodzą, że GMMA nie jest narzędziem generującym automatyczne sygnały transakcyjne. Późniejsze rozważania prowadzą do wniosku, że GMMA to dobre narzędzie wspomagające analizę trendu, które może zostać z powodzeniem zastosowane na polskim rynku kapitałowym.

### **GMMA AS A TREND ANALYSIS TOOL ON WIG20 INDEX**

#### **SUMMARY**

The Guppy Multiple Moving Average (GMMA) indicator was first mentioned in Trading Tactics in 1997. These are two groups of exponential moving averages. The relationship within each of these groups tells us when there is agreement on value - when they are close together - and when there is disagreement on value - when they are well spaced apart. The relationship between the two groups tells the trader about the strength of the market action. A change in price direction that is well supported by both short and long term investors signals a strong trading opportunity. GMMA and WIG20 index research results leads conclusions that GMMA is not a forceful, automatic trading system. Other tests show that GMMA is an instrument which can help in capital market trend analysis.

*Translated by M. Kalinowski*

*Dr Marcin Kalinowski*  
Wyższa Szkoła Bankowa w Gdańsku  
mkalinowski@wsb.gda.pl



---

STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

ANDRZEJ KARPIO

DOROTA ŻEBROWSKA – SUCHODOLSKA

## **RYZIKO SYSTEMATYCZNE FIO AKCJI PRZY ZMIANIE KONIUNKTURY GIEŁDOWEJ<sup>1</sup>**

### **WSTĘP**

Ogromne zainteresowanie funduszami inwestycyjnymi między innymi spowodowane było kilkuletnią hossą panująca na giełdzie warszawskiej. Dodatkowo niskie stopy oprocentowania depozytów, czy kilkuprocentowe kupony odsetkowe obligacji zmusiły rzesze oszczędzających do poszukiwania bardziej dochodowych form lokowania nadwyżek finansowych. Zarządzający funduszami starali się za wszelką cenę pozyskiwać nowych klientów, kusząc ich potencjalnymi zyskami, równocześnie zapominając o ryzyku, czy raczej nie informując o nim. Kiedy nastąpiła zmiana koniunktury giełdowej, jednostki uczestnictwa zaczęły tracić na wartości, co w przypadku funduszy akcyjnych tłumaczono krótkim stwierdzeniem, że skoro rynek akcji niżkuje, to musi nastąpić przecena udziałów w funduszach akcyjnych. Równocześnie przestrzegano przed zbyt pochopnym umarzaniem jednostek uczestnictwa, sugerując, będąc trochę złośliwym, że należy przyglądać się jak topnieją nasze oszczędności. A co ze znaną zasadą obowiązującą w inwestycjach kapitałowych: maksymalizuj zyski minimalizuj straty? Na ten temat fundusze dyskretnie milczą.

Niniejsza praca stara się odpowiedzieć na pytania dotyczące zachowania się ryzyka systematycznego funduszy akcyjnych przy zmianie koniunktury giełdowej. Badaniom poddano okres wzrostu indeksu giełdowego, poprzedzają-

---

<sup>1</sup> Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2007 - 2009 jako projekt badawczy Nr N111 014 32/1227

cy późniejszy spadek, oraz okres spadku. Ten ostatni wciąż trwa, dlatego ilość danych w obu okresach nie jest jednakowa, z drugiej strony badania dotyczą fazy tworzenia się średniookresowego trendu spadkowego, co może być ciekawe samo w sobie. Szczególnie wówczas, gdy porówna się uzyskane teraz wyniki z późniejszymi, gdy wykształci się pełna faza spadkowa. Nie można bowiem wykluczyć zupełnie innego zachowania się ryzyka w fazie tworzenia się koniunktury spadkowej i w okresie w pełni wykształconej bessy, oczywiście, jeśli takowa nastąpi. Należy dodatkowo zwrócić uwagę na fakt, iż w przypadku dobrej koniunktury giełdowej napływające środki zmuszają zarządzających do zwiększonych zakupów. Natomiast przy tendencji spadkowej, pojawia się konieczność sprzedaży części posiadanych aktywów w celu dokonania wypłat klientom umarzającym jednostki uczestnictwa. Oba czynniki mogą mieć istotny wpływ na zachowania się jednostek uczestnictwa, a zatem i ryzyka. Jednak zagadnienia te wykraczają poza ramy niniejszej pracy.

#### **ZAŁOŻENIA METODOLOGICZNE**

Punktem wyjścia dalszych rozważań będzie model jednowskaźnikowy, w którym zmiennymi objaśnianymi są dzienne procentowe zmiany jednostek uczestnictwa funduszy, a czynnikiem rynkowym – zmiany indeksu WIG20. Estymacji parametrów strukturalnych dokonano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów po czym przeprowadzono weryfikację modelu standardowymi testami. Istotność estymatorów parametrów strukturalnych badano statystyką *t*-Studenta, normalność reszt testem Jarque – Bera<sup>2</sup>, homoskedastyczność testem White'a<sup>3</sup>, natomiast brak autokorelacji statystyką Durbina – Watsona<sup>4</sup>. Wszędzie gdzie było to potrzebne poziom istotności ustalono na 0,05.

Jako miarę ryzyka rynkowego przyjęto współczynnik beta w modelu jednowskaźnikowy. Należy w tym miejscu dodać, że spośród dwóch możliwych indeksów mierzących koniunkturę na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie zdecydowano się na WIG20, który obejmuje dwadzieścia najbardziej płynnych spółek. Przebieg indeksu WIG wykazuje duże podobieństwo do WIG20, jednak ten drugi wskaźnik wydaje się bardziej odpowiedni do pomiaru ryzyka rynkowego, chociażby z powodu dywersyfikacji składu indeksu pomie-

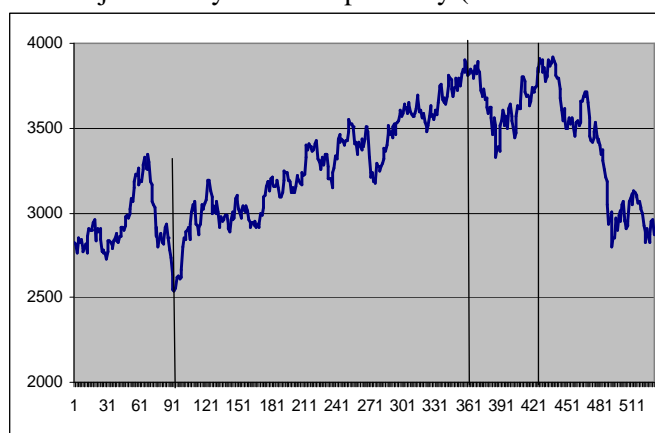
<sup>2</sup> Gruszczyński M., Podgórska M., *Ekonometria*, SGH, Warszawa 2000, s. 54

<sup>3</sup> *ibidem*, s. 78-79

<sup>4</sup> *ibidem*, s. 60

dzy różne branże. Rys. 1. obejmuje notowania WIG20 na zamknięcie sesji w okresie od lutego 2006 roku do połowy marca 2008 roku.

Na osi pionowej zaznaczono wartości indeksu w punktach, a na osi poziomej – numery sesji. Pierwsza kreska pionowa odpowiada sesji z dnia 13 czerwca 2006r., druga z 6 lipca 2007r., a trzecia z 15 października 2007 roku, ostatnie uwzględnione w obliczeniach notowanie odbyło się 13 marca 2008 roku. Pierwszy okres potraktowano jako wyraźnie wzrostowy (13.03.2006 – 6.07.2007), a trzeci jako zdecydowanie spadkowy (15.10.2007 – 13.03.2008).



Rys. 1. Przebieg indeksu WIG20 w okresie od 1 lutego 2006r. do 13 marca 2008r.

Źródło: opracowanie własne

W dalszych badaniach notowania z nieco ponad trzech miesięcy, pomiędzy lipcem i październikiem 2007 roku, albo nie były brane pod uwagę, albo, w zależności od potrzeb, wliczono je do okresu wzrostowego lub spadkowego.

W badaniu uwzględniono te FIO akcji, które funkcjonowały w całym badanym okresie, zatem były to 23 fundusze: AIG Akcji, Alianz Akcji, Arka BZ WBK Akcji, BPH Akcji, BPH Akcji Dynamicznych Spółek (BPH Akcji DS), CU Polskich Akcji, DWS Akcji, DWS Akcji Plus, DWS Top 25, Fortis FIO, Idea Akcji, ING Akcji, ING Akcji Średnich i Małych Spółek (ING Akcji ŚMS), Legg Mason Akcji, Millennium Akcji, Pioneer Akcji Polskich, Pioneer Małych i Średnich Spółek Rynku Polskiego (Pioneer MŚSRP), PKO/CS Akcji, PKO/CS Akcji Małych i Średnich Spółek (PKO/CS Akcji MŚS), PZU Akcji Krakowiak, SEB 3, Skarbiec Akcja, UniKorona Akcje.

**MODEL JEDNOWSKAŹNIKOWY W OKRESACH BESSY I HOSSY**

Tabele 1-2 przedstawiają wyniki estymacji parametrów modelu jednowskaźnikowego w okresie wzrostu i spadku rynku akcji uszeregowane według malejącego współczynnika beta.

Tabela 1. Wyniki estymacji współczynników beta FIO akcyjnych w okresie wzrostu rynku akcji (13.06.2006 – 6.07.2007)

Fundusz	wsp. beta	wsp. determinacji (%)	normalność	homoskedastyczność	brak autokorelacji
ING Akcji	0,724	91,08	nie	tak	tak
BPH Akcji	0,709	91,57	nie	nie	tak
Pioneer Akcji Polskich	0,709	89,51	nie	nie	tak
CU Polskich Akcji	0,705	88,31	nie	nie	tak
Legg Mason Akcji	0,674	85,94	tak	tak	tak
Arka BZ WBK Akcji	0,664	80,90	nie	tak	tak
PZU Akcji Krakowiak	0,602	87,35	nie	tak	tak
AIG Akcji	0,592	78,70	tak	nie	tak
Millennium Akcji	0,588	79,97	nie	nie	tak
DWS Akcji	0,513	31,45	nie	tak	tak
Idea Akcji	0,467	61,75	tak	nie	nie
ING Akcji ŚMS	0,461	52,26	nie	nie	tak
DWS Akcji Plus	0,456	30,43	nie	tak	tak
Alianz Akcji	0,444	83,98	nie	nie	tak
UniKorona Akcje	0,435	29,26	nie	tak	tak
Pioneer MŚSRP	0,422	43,38	nie	nie	tak
SEB 3	0,401	29,12	nie	tak	tak
PKO/CS Akcji	0,393	29,08	nie	tak	tak
Skarbiec Akcja	0,393	28,30	nie	tak	tak
Fortis FIO	0,292	14,51	nie	tak	tak
DWS Top 25	0,268	14,69	nie	tak	tak
BPH Akcji DS	0,263	12,92	nie	nie	tak
PKO/CS Akcji MŚS	0,227	9,47	nie	tak	tak

Źródło: opracowanie własne.



Cechą charakterystyczną polskiego rynku funduszy inwestycyjnych są stosunkowo małe współczynniki beta, zarówno podczas wzrostowej jak i spadkowej koniunktury giełdowej, wskazywały na to również wcześniejsze badania.

Tabela 2. Wyniki estymacji współczynników beta FIO akcyjnych w okresie spadku rynku akcji (15 10 2007 – 13 03 2008)

Fundusz	wsp. beta	wsp. determinacji (%)	normalność	homoskedastyczność	brak autokorelacji
Arka BZ WBK Akcji	0,824	86,56	nie	tak	tak
AIG Akcji	0,813	87,50	nie	tak	nie
CU Polskich Akcji	0,803	91,96	nie	tak	nie
BPH Akcji	0,799	92,87	nie	tak	nie
Pioneer Akcji Polskich	0,790	87,12	tak	tak	nie
ING Akcji	0,775	88,20	nie	tak	tak
PZU Akcji Krakowiak	0,750	90,12	nie	tak	nie
Legg Mason Akcji	0,728	86,62	tak	tak	nie
Millennium Akcji	0,724	86,13	nie	tak	nie
ING Akcji ŚMS	0,692	65,69	nie	tak	nie
Pioneer MŚSRP	0,686	55,52	nie	tak	nie
Alianz Akcji	0,667	89,74	tak	nie	nie
BPH Akcji DS	0,643	55,28	nie	tak	nie
DWS Akcji	0,444	24,50	nie	tak	tak
DWS Akcji Plus	0,417	20,04	nie	tak	tak
DWS Top 25	0,400	13,85	nie	tak	tak
PKO/CS Akcji	0,397	18,54	nie	tak	tak
UniKorona Akcje	0,394	19,99	nie	tak	tak
SEB 3	0,371	19,05	nie	tak	tak
Idea Akcji	0,355	30,05	nie	nie	tak
Fortis FIO	0,328	8,25	tak	tak	tak
PKO/CS Akcji MŚS	0,297	9,45	nie	tak	tak
Skarbiec Akcja	0,235	10,11	nie	tak	tak

Źródło: opracowanie własne

Średni współczynnik beta w pierwszym okresie (wzrostowym) wynosił  $\bar{\beta}_I = 0,496$ , a w drugim (spadkowym)  $\bar{\beta}_{II} = 0,580$ . Można zatem stwierdzić, że korelacja z rynkiem w okresie wzrostu jest stosunkowo niewielka, zatem zarzą-

dzający w bardzo małym stopniu wykorzystują tendencję wzrostową panującą na rynku akcji. Natomiast podczas spadków na giełdzie średni współczynnik beta wzrasta, a powinien maleć, co świadczyłoby o aktywnym zarządzaniu pieniędzmi klientów.

Jak widać z powyższych tabel współczynniki determinacji zmieniają się w bardzo dużym zakresie od ponad dziewięćdziesięciu do zaledwie kilku procent. Poza kilkoma przypadkami tendencja jest następująca: wraz ze spadkiem współczynnika beta spada współczynnik determinacji, zatem rośnie ryzyko pozarynkowe. W przypadku dobrej koniunktury rynkowej ponownie można to interpretować na niekorzyść zarządzających funduszami.

Warto w tym miejscu zauważyć, że w obu badanych okresach reszty w modelu jednowskaźnikowy nie spełniały założenia o normalności. Nie wpływa to na nieobciążoność, zgodność i efektywność estymatorów, ale ma wpływ na interpretację wyników niektórych testów, w tym *t*-Studenta i *F* Snedecora<sup>5</sup>. W okresie wzrostowym, poza jednym przypadkiem, zaobserwowano brak autokorelacji reszt, sytuacja ta nieco popsuła się w okresie spadku koniunktury giełdowej. W tym drugim przypadku zastanawiający jest fakt, iż autokorelacja charakteryzowała przede wszystkim fundusze o dużych współczynnikach beta. Badanie homoskedastyczności doprowadziło do odwrócenia tego, co zaobserwowano przy autokorelacji – w okresie wzrostów na rynku akcji większość FIO o dużych współczynnikach beta nie spełniała założenia o homoskedastyczności reszt, natomiast przy spadkach na tym rynku, wszystkie fundusze, poza jednym, charakteryzowały się homoskedastycznością.

W podsumowaniu można stwierdzić, że model jednowskaźnikowy, w przypadku badanych funduszy, nie do końca sprawdza się. Nie jest to sytuacja niezwykła, najczęściej tego typu modele, oparte na linii regresji i KMNK, budowane dla procesów i zjawisk zachodzących na rynkach finansowych nie wytrzymują weryfikacji<sup>6</sup>. Również badania efektywności inwestycyjnych funduszy zbiorowego inwestowania zdają się potwierdzać takie wnioski<sup>7</sup>. Jednak zbud-

<sup>5</sup> Borkowski B., Dudek H., Szczesny W. *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.

<sup>6</sup> Brzeszczański J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.

<sup>7</sup> Karpio A., M. Koc, *Zastosowanie modelu jednowskaźnikowego do oceny efektywności inwestycyjnej OFI akcji*, [w:] Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, red. W. Tarczyński, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2004.

wanie poprawnego modelu jednowskaźnikowego, na przykład poprzez dobór metod estymowania parametrów prowadzących do usunięcia heteroskedastyczności i autokorelacji wykraczają poza ramy niniejszej pracy.

Pomijając wspomniane przed chwilą problemy, postanowiono odpowiedzieć na pytanie: Czy ryzyko systematyczne FIO akcyjnych istotnie różni się w okresie dobrej i złej koniunktury giełdowej? W celu odpowiedzi na tak postawiony problem skorzystano z testu Chowa<sup>8</sup>. Badany okres podzielono na dwa podokresy. Pierwszy z nich obejmował dane od 13 czerwca 2006 roku do 6 lipca 2007 roku, drugi – od 9 lipca 2007 roku do 14 marca 2008 roku. Hipoteza zerowa testu zakłada równość parametrów beta w dwóch branżach pod uwagę podokresach.

Statystykę testu wyznaczono według wzoru:

$$F = \frac{\frac{RSK_4}{k+1}}{\frac{RSK_3}{n-2(k+1)}} \quad (1)$$

gdzie:  $RSK$  – suma kwadratów reszt modelu szacowanego w okresie od 13 czerwca 2006 roku do 14 marca 2008 roku,  $RSK_1$  – suma kwadratów reszt modelu szacowanego w pierwszym podokresie,  $RSK_2$  – suma kwadratów reszt modelu szacowanego w drugim podokresie,  $RSK_3 = RSK_1 + RSK_2$ ,  $RSK_4 = RSK - RSK_3$ ,  $k$  – ilość zmiennych objaśniających w modelu.

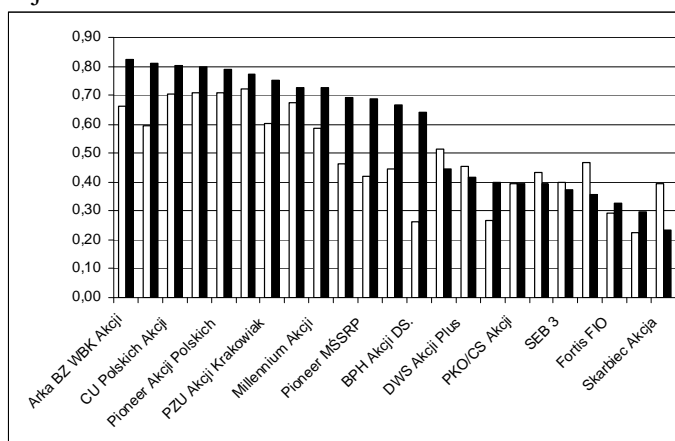
Jeśli  $F > F_{r_1, r_2, \alpha}$ , gdzie  $F_{r_1, r_2, \alpha}$  jest wartością krytyczną dla  $r_1 = k + 1$  i  $r_2 = n - 2(k + 1)$  stopni swobody oraz poziomu istotności  $\alpha = 0,05$ , to hipotezę zerową odrzucamy. W przeciwnym przypadku wnioskujemy o stabilności parametrów modelu.

Korzystając ze wzoru (1) wykonano również test Chowa przy następującym podziale: I podokres – dane od 13 czerwca 2006 roku do 12 października 2007 roku, II podokres – od 15 października 2007 roku do 14 marca 2008 roku.

W konsekwencji, wyniki można podsumować stwierdzając, że poza dwoma funduszami: DWS Akcji i DWS Akcji Plus, wszystkie pozostałe charakteryzowały się współczynnikami beta istotnie różniącymi się w okresie hossy i bessy na rynku akcji. Poniższy wykres pokazuje zależności pomiędzy ryzykiem systematycznym funduszy w obu badanych okresach.

<sup>8</sup> Chow G., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1995.

Ze względów poglądowych na osi poziomej zaznaczono co drugi fundusz, ich pełna lista, uszeregowana według malejących współczynników beta podczas bessy, jest następująca: Arka BZ WBK Akcji, AIG Akcji, CU Polskich Akcji, BPH Akcji, Pioneer Akcji Polskich, ING Akcji, PZU Akcji Krakowiak, Legg Mason Akcji, Millennium Akcji, ING Akcji ŚMS, Pioneer MŚSRP, Alianz Akcji, BPH Akcji DS, DWS Akcji, DWS Akcji Plus, DWS Top 25, PKO/CS Akcji, UniKorona Akcje, SEB 3, Idea Akcji, Fortis FIO, PKO/CS Akcji MŚS, Skarbiec Akcja.



Rys. 2. Współczynniki beta FIO akcyjnych w okresie hossy i bessy na rynku akcji.  
Źródło: opracowanie własne.

Czarne słupki odpowiadają współczynnikom beta podczas spadku koniunktury, a białe podczas wzrostu. W wielu przypadkach ryzyko systematyczne jest znacznie większe podczas bessy niż podczas hossy, jakby zarządzający pogodzili się ze spadkiem koniunktury i w niewielkim stopniu starali się zmniejszyć straty klientów spowodowane przeceną na rynku akcji. Wykres ponownie potwierdza postawioną wcześniej tezę o mało aktywnym zarządzaniu powierzonymi funduszom pieniędzmi.

## UWAGI KOŃCOWE

Zaprezentowana praca przedstawia fragment bardziej systematycznych badań dotyczących polskiego rynku funduszy inwestycyjnych realizowanych w ramach projektu badawczego. Fundusze inwestycyjne odgrywają niezmiernie ważną rolę na rynku kapitałowym, dając ogromnym rzeszom ludzi możliwość lokowania ich oszczędności. Jednak rola zarządzających portfelem inwestycyj-

nym nie powinna ograniczać się do zarabiania na prowizjach i opłatach za zarządzanie, bez względu na koniunkturę panującą na rynku kapitałowym. Powinni oni starać się tak inwestować, aby pokazać swój profesjonalizm, który w okresie hossy polega na zarabianiu więcej, niż umożliwia to indeks giełdowy, a przy bessie na ewentualnych stratach mniejszych, niż bierne poddawanie się spadkowi indeksu. Niestety, zaprezentowane wyżej wyniki, jak i inne, uzyskane przez autorów, nie napawają zbytnim optymizmem. Opłaty pobierane przez polskie fundusze są znacznie większe, niż opłaty występujące na rozwiniętych rynkach, ale niestety to co klient dostaje w zamian nie do końca je uzasadnia. Pozostaje wyrazić nadzieję, że relacje pomiędzy kosztami i wynikami ulegną zamianie, z pożytkiem dla wszystkich uczestników rynku funduszy inwestycyjnych.

### Literatura

1. Brzeszczański J., Kelm R., *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.
2. Borkowski B., Dudek H., Szczesny W., *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.
3. Chow G., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1995.
4. Gruszczyński M., Podgórska M., *Ekonometria*, SGH, Warszawa 2000.
5. Karpio A., M. Koc, *Zastosowanie modelu jednowskaźnikowego do oceny efektywności inwestycyjnej OFI akcji*, [w:] Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie, red. W. Tarczyński, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2004.

### STRESZCZENIE

Prezentowana praca dotyczy stabilności ryzyka systematycznego FIO akcji funkcjonujących na polskim rynku kapitałowym. Autorzy wyznaczyli współczynniki beta dla dziennych procentowych zmian jednostek uczestnictwa zarówno dla rynku wzrostowego i spadkowego mierzonych indeksem WIG20. Do wyznaczenia estymatorów parametrów strukturalnych w modelu jednowskaźnikowym zastosowano klasyczną metodę najmniejszych kwadratów. Następnie przeprowadzono test Chow'a w celu weryfikacji hipotezy o równości współczynników beta dla rynku wzrostowego i spadkowego. Okazuje się, że dla prawie wszystkich badanych funduszy ryzyko systematyczne

było istotnie większe podczas spadków na giełdzie w porównaniu z ryzykiem podczas wzrostów. Niestety nie jest to dobra wiadomość dla klientów FIO akcji.

### **THE SYSTEMATIC RISK OF STOCK MARKET MUTUAL FUNDS DURING CHANGES OF TRENDS ON STOCK EXCHANGE**

#### **SUMMARY**

The presented work concern the stability of systematic risk for stock market mutual funds operating on polish capital market. Authors calculated beta coefficients for percentage changes of daily funds shares for both raising and falling market measured by WIG20 index. The classical square mean method was performed to find estimators of structural parameters for the single index model. Then the Chow test was done to verify the hypothesis about equality of beta coefficients for raising and falling market. It occurs that for almost all investigated mutual funds the systematic risk is substantially greater during falling market compare with risk during raising market. Unfortunately, it is not good news for stock market mutual funds clients.

*Translated by A. Karpio*

*Dr Andrzej Karpio*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
andrzej\_karpio@sggw.pl

*Mgr Dorota Żebrowska-Suchodolska*

Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Białymstoku  
zdorota@o2.pl

PAWEŁ KOBUS

## UOGÓLNIONE ROZKŁADY HIPERBOLICZNE W MODELOWANIU STÓP ZWROTU INDEKSU WIG20

### Wstęp

Wyróżnia się dwa rodzaje stóp zwrotu dla szeregów finansowych: proste stopy zwrotu oraz logarytmiczne stopy zwrotu. W obydwu przypadkach najczęściej przyjmuje się, że podlegają one rozkładowi normalnemu [Tsay 2005].

Pomijając możliwe niezgodności empiryczne należy zauważyć, że proste stopy zwrotu nie mogą podlegać jednocześnie rozkładowi normalnemu dla dwóch różnych długości momentów czasowych np. dziennych i tygodniowych. Wynika to z faktu, że zmienna losowa będąca iloczynem zmiennych o rozkładach normalnych nie ma rozkładu normalnego.

W przypadku logarytmicznych stóp zwrotu nie istnieje wspomniany powyżej problem, ponieważ łączna stopa zwrotu dla dwóch momentów czasowych jest sumą stóp zwrotu dla poszczególnych momentów. Jednak również w przypadku logarytmicznych stóp zwrotu, tak samo jak w przypadku prostych stóp zwrotu założenie o rozkładzie normalnym jest niezgodne z wieloma badaniami, które wskazują na leptokurtyczny charakter i możliwą asymetrię rozkładów empirycznych stóp zwrotu.

W literaturze najczęściej wymieniane są dwie rodziny rozkładów umożliwiające uwzględnienie leptokurtycznych własności rozkładu stóp zwrotu. Są to rodzina rozkładów  $\alpha$  - stabilnych oraz rodzina uogólnionych rozkładów hiperbolicznych.

Poniższa praca jest poświęcona analizie możliwości modelowania rozkładu logarytmicznych stóp zwrotu z indeksu WIG20 przy pomocy uogólnionych

rozkładów hiperbolicznych, ze szczególnym uwzględnieniem precyzji oszacowań wartości zagrożonej VaR i CVaR.

### Uogólnione rozkłady hiperboliczne

Rodzina uogólnionych rozkładów hiperbolicznych została zaproponowana w 1977 przez Ole Barndorff-Nielsen [Barndorff-Nielsen 1977]. Jest to bardzo szeroka klasa rozkładów obejmująca jako szczególne przypadki np. rozkłady: Studenta, Laplace, hiperboliczny, normalny odwrotny gausowski, wariacji gamma.

Uogólniony rozkład hiperboliczny jest rozkładem ciągłym zdefiniowanym jako mieszanina rozkładów normalnych, przy czym jako rozkład mieszający użyty jest uogólniony odwrotny rozkład.

Funkcja gęstości uogólnionego rozkładu hiperbolicznego GH została przedstawiona poniżej, jest to jedna z kilku możliwych parametryzacji.

$$f_x(x) = \frac{(\alpha^2 - \beta^2)^{\lambda/2} K_{\lambda-1/2}(\alpha \sqrt{\delta^2 + (x-\mu)^2}) \exp(\beta(x-\mu))}{\sqrt{2\pi} \alpha^{\lambda-1/2} \delta^\lambda K_\lambda(\delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2}) (\sqrt{\delta^2 - (x-\mu)^2})^{1/2-\lambda}}$$

gdzie  $K_\lambda$  oznacza zmodyfikowaną funkcję Bessela trzeciego rodzaju rzędu  $\lambda$  oraz

$$\delta \geq 0, |\beta| < \alpha \quad \text{if } \lambda > 0$$

$$\delta > 0, |\beta| < \alpha \quad \text{if } \lambda = 0$$

$$\delta > 0, |\beta| \leq \alpha \quad \text{if } \lambda < 0.$$

Wartość oczekiwana i wariancja zmiennej  $X$  podlegającej rozkładowi GH wynoszą [Bandorf-Nielsen i Stelzer 2004]:

$$E(X) = \mu + \frac{\beta \delta}{\gamma} \frac{K_{\lambda+1}(\delta \gamma)}{K_\lambda(\delta \gamma)}$$

$$\text{Var}(X) = \delta^2 \left( \frac{K_{\lambda+1}(\delta \gamma)}{\delta \gamma K_\lambda(\delta \gamma)} + \frac{\beta^2}{\gamma^2} \left( \frac{K_{\lambda+2}(\delta \gamma)}{K_\lambda(\delta \gamma)} - \left( \frac{K_{\lambda+1}(\delta \gamma)}{K_\lambda(\delta \gamma)} \right)^2 \right) \right).$$

Jak już wspomniano rodzina rozkładów GH jest bardzo pojemna i tak np. ustalając  $\lambda = -\frac{1}{2}$  uzyskujemy normalny odwrotny rozkład gausowski NIG z funkcją gęstości [Andersson 2001]:



$$f_x(x) = \frac{\delta \alpha \exp(\delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2}) K_1\left(\alpha \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2}\right) \exp(\beta(x - \mu))}{\pi \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2}},$$

gdzie  $\delta > 0$  i  $0 < |\beta| < \alpha$ .

Co ciekawe jako rozkłady graniczne można uzyskać również rozkłady z poza rodziny GH np. dla  $\lambda = -\frac{1}{2}$ ,  $\beta = 0$  i  $\alpha \rightarrow 0$  uzyskujemy rozkład Cauchego, zaś dla  $\beta = 0$ ,  $\alpha \rightarrow \infty$  i  $\sigma^2 = \frac{\delta}{2}$  rozkład NIG zbiega do rozkładu normalnego o parametrach  $\mu$  i  $\sigma^2$ .

### Badanie rozkładu logarytmicznych stóp zwrotu indeksu WIG20

Stopy zwrotu zostały obliczone na podstawie kursów zamknięcia: dla indeksu WIG20 z dni od 1994-04-14 do 2008-02-26, co w sumie dało 3436 obserwacji logarytmicznych stóp zwrotu

$$r_t = \ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right).$$

Dla tak uzyskanego zbioru danych zostały obliczone podstawowe statystyki opisowe:

- średnia 0.000322
- mediana 0.000120
- wariancja 0.000404
- kurtoza 4.686765
- wsp. skośności -0.133102

Obliczona kurtoza o 1.69 przekracza kurtozę rozkładu normalnego. Świadczy to wyraźnie o leptokurtycznym charakterze rozkładu stóp zwrotu.

W tabeli 1 przedstawiono dopasowanie najważniejszych rozkładów z rodziny GH.

Zgodnie z wartością funkcji wiarygodności ( $llf$ ) najlepsze dopasowanie wykazują rozkłady NIG przy czym dopasowanie rozkładu asymetrycznego ( $\gamma \neq 0$ ) jest w niewielkim stopniu lepsze od dopasowania symetrycznego NIG. Jednak biorąc pod uwagę kryterium Akaike ( $AIC$ ) najlepszym rozkładem jest symetryczny rozkład NIG.

Dodatkowo do sprawdzenia istotności asymetrii rozkładu można posłużyć się testem bazującym na ilorazie funkcji wiarygodności LRT (Likelihood Ratio Test)

$$LRT = 2(LLF_1 - LLF_0)$$

W przypadku, gdy hipoteza jest prawdziwa LRT ma asymptotycznie rozkład  $\chi^2_{(p_1-p_0)}$ , gdzie  $p_1$  i  $p_0$  oznaczają liczby parametrów odpowiednich modeli.

Zastosowanie tego testu do porównania dwóch modeli, z których jeden zawiera parametr odpowiedzialny za modelowanie efektu dźwigni, zaś drugi<sup>1</sup> nie, powinno dać odpowiedź co do występowania asymetrii.

Tabela 1. Wyniki dopasowania dla analizowanych modeli

model	AIC	llh	$\hat{\lambda}$	$\alpha$	$\mu$	$\delta$	$\gamma$
NIG	-17602.46	8804.23	-0.50000	0.72815	0.000236	0.02005	0.000000
NIG	-17600.64	8804.32	-0.50000	0.72866	0.000055	0.02005	0.000266
ghyp	-17600.56	8804.28	-0.66184	0.71305	0.000244	0.02008	0.000000
ghyp	-17598.72	8804.36	-0.64117	0.71483	0.000074	0.02008	0.000248
t	-17594.71	8800.35	-1.79928	0.00000	0.000292	0.02091	0.000000
t	-17592.73	8800.37	-1.80014	0.00000	0.000234	0.02090	0.000086
hyp	-17589.84	8797.92	1.00000	0.40082	0.000215	0.01969	0.000000
hyp	-17588.19	8798.09	1.00000	0.40036	-0.000049	0.01969	0.000371
VG	-17582.96	8794.48	1.24385	0.00000	0.000209	0.01969	0.000000
VG	-17581.33	8794.67	1.24028	0.00000	-0.000026	0.01970	0.000349

Zródło: opracowania własne.

Jeżeli porównamy model NIG z parametrem asymetrii  $\gamma \neq 0$  z modelem NIG, który nie zawiera parametru  $\gamma$  ( $\gamma = 0$ ), to uzyskamy wartość statystyki testowej 0.188, podczas gdy wartość krytyczna na poziomie istotności 0,05 wynosi 3,84. Świadczy to o braku efektu asymetrii w rozkładzie logarytmicznych stóp zwrotu WIG20.

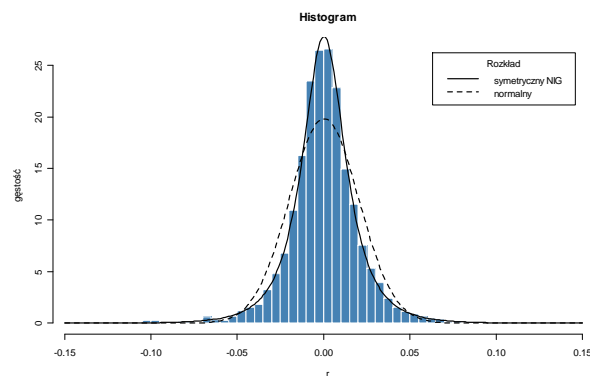
### Ocena jakości dopasowania rozkładu NIG

Ocena jakości dopasowania w przypadku rozkładów z rodziny GH jest z konieczności przeprowadzana przy użyciu metod graficznych. Typowe testy stosowane do badania zgodności z rozkładem nie posiadają wersji umożliwiają-

<sup>1</sup> Porównywany model 0 powinien zawierać się w modelu 1.

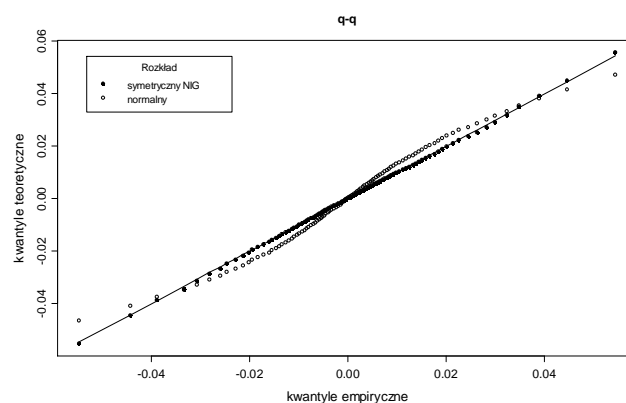
cych ich stosowanie w przypadku gdy hipotetycznym rozkładem jest rozkład z rodziny GH.

Na rys. 1 przedstawiono dopasowanie funkcji gęstości symetrycznego rozkładu NIG (linia ciągła) oraz dla porównania dopasowanie funkcji gęstości rozkładu normalnego (linia przerywana). Rysunek wskazuje na lepsze dopasowanie rozkładu NIG co jest szczególnie wyraźne w środkowej części wykresu. Aby dokładniej przyjrzeć się dopasowaniu w skrajnych częściach wykonany został wykres Q-Q. Przy czym zarówno kwantyle empiryczne jak i teoretyczne, z uwagi na bardzo dużą liczbę obserwacji, są kwantylami rzędów: 0.01, 0.02, ..., 0.99.



Rys. 1. Histogram z funkcją gęstości oszacowanego rozkładu NIG.

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 2. Wykres Q-Q dla oszacowanego rozkładu NIG.

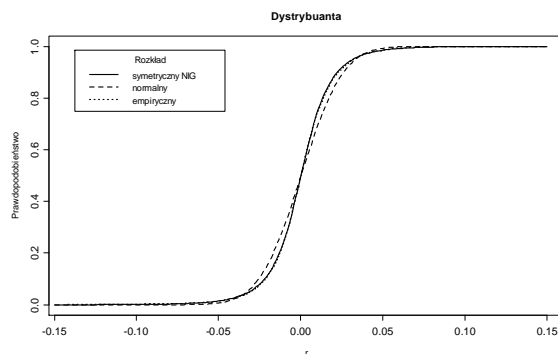
Źródło: opracowanie własne.

W przypadku idealnego dopasowania punkty powinny ułożyć się dokładnie wzdłuż prostej  $y = x$ , jednak oczywiście w praktyce jest to nieosiągalne. Niemniej jednak sporządzony wykres pozwala zauważyć zdecydowanie lepsze dopasowanie rozkładu NIG również w przypadku skrajnych kwantyli. Zgodność kwantyli empirycznych i teoretycznych jest szczególnie ważna dla precyzji oszacowań VaR i CvaR. Z punktu widzenia statystyki VaR jest przecież specyficznie zinterpretowanym kwantylem a CVaR warunkową wartością oczekiwaną.

Przedstawiono na rys. 3 i 4 dopasowanie dystrybuanty do danych empirycznych wskazuje, że analizowany symetryczny rozkład NIG wykazuje bardzo dobre dopasowanie i jego stosowanie jest uzasadnione.

### Wpływ rozkładu prawdopodobieństwa na ocenę VaR i CVaR

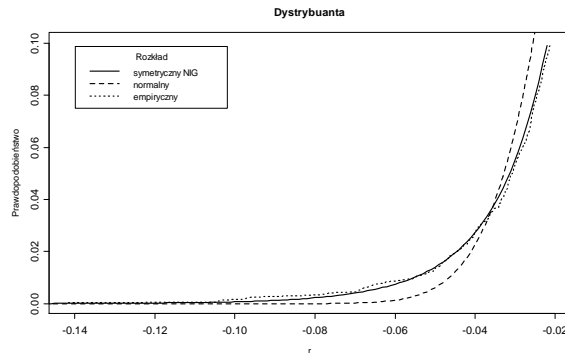
Wybór rozkładu prawdopodobieństwa dla modelowania zachowania logarytmicznych stóp zwrotu ma bardzo praktyczne znaczenie dla oszacowania wartości takich miar ryzyka jak VaR i CVaR. Błędny wybór modelu może prowadzić do bardzo dużych różnic w wartościach tych miar. Dla zilustrowania skali tych różnic w tabeli 2 zostały przedstawione wartości VaR i CVaR dla indeksu WIG20.



Rys. 3. Wykres całek dystrybuanty dla oszacowanego rozkładu NIG.

Źródło: opracowanie własne.

Wartości empiryczne VaR i obliczone na podstawie dopasowanego rozkładu symetrycznego NIG są bardzo podobne, natomiast wartości VaR uzyskane na podstawie rozkładu normalnego są dla niskich wartości prawdopodobieństwa zaniżane a dla wyższych począwszy od około 0.05 zawyżane. Tylko dla prawdopodobieństwa równego około 0.05 są zgodne z danymi empirycznymi.



Rys. 4. Wykres lewej (1/10) części dystrybuanty dla oszacowanego rozkładu NIG.  
Źródło: opracowanie własne.

W przypadku CVaR obserwujemy podobną prawidłowość. Jednak w tym przypadku krytyczne prawdopodobieństwo jest równe około 0.1.

## Wnioski

Rozpatrywana rodzina uogólnionych rozkładów hiperbolicznych może być stosowana do modelowania rozkładu logarytmicznych stóp zwrotu indeksu WIG20 ze znacznie lepszymi wynikami niż rozkład normalny.

Tabela 2. Wartości VaR i CVaR dla indeksu WIG20

p	empiryczne		Symetryczny NIG		Normalny	
	VaR	CVaR	VaR	CVaR	VaR	CVaR
0.001	-0.1035	-0.1135	-0.0945	-0.1130	-0.0618	-0.0672
0.005	-0.0688	-0.0904	-0.0666	-0.0840	-0.0515	-0.0573
0.010	-0.0546	-0.0768	-0.0554	-0.0722	-0.0465	-0.0529
0.020	-0.0443	-0.0629	-0.0446	-0.0608	-0.0410	-0.0482
0.050	-0.0306	-0.0469	-0.0313	-0.0464	-0.0328	-0.0413
0.100	-0.0212	-0.0362	-0.0219	-0.0362	-0.0255	-0.0351
0.200	-0.0126	-0.0263	-0.0129	-0.0265	-0.0166	-0.0280

Źródło: opracowania własne.

Spośród rozpatrywanych modeli najlepszym dopasowaniem wykazał się asymetryczny normalny odwrotny rozkład gaussowski NIG. Jednak ocena parametru  $\gamma$  odpowiedzialnego za asymetrię nie okazała się istotnie różna od zera, wskazuje to, że w przypadku indeksu WIG20 efekt asymetrii można pominąć podczas modelowania.

Graficzna analiza jakości dopasowania symetrycznego rozkładu NIG wskazuje na wysoką zgodność kwantyli teoretycznych i empirycznych. Jest to szczególnie istotna własność w przypadku wykorzystania oszacowanego rozkładu do określania wartości zagrożonej VaR lub warunkowej wartości oczekiwanej straty CVaR w przypadku przekroczenia wartości progowej.

### Literatura

1. Andersson J., *On the normal inverse Gaussian stochastic volatility model*. Journal of Business and Economic Statistics, 19:44–54, 2001.
2. Barndorff-Nielsen O., *Hyperbolic Distribution and Distribution on Hyperbolae*. Scand. J. Statist. 5: 151-157, 1977
3. Barndorff-Nielsen O. E., Stelzer R., *Absolute moments of generalized hyperbolic distributions and approximate scaling of normal inverse gaussian Lévy processes*. Scandinavian Journal of Statistics, vol. 32, issue 4, pages 617-637, 2005.
4. Tsay R. S., *Analysis of financial time series*. John Wiley & Sons, New Jersey 2005.

### STRESZCZENIE

Praca jest poświęcona analizie możliwości modelowania logarytmicznych stóp zwrotu indeksu WIG20 notowanego na warszawskiej GPW przy pomocy rozkładów z rodziny uogólnionych rozkładów hiperbolicznych. Wśród rozpatrywanych rozkładów najlepszym dopasowaniem wykazał się asymetryczny normalny odwrotny rozkład gaussowski NIG. Jednak z powodu nieistotności efektu asymetrii do graficznej analizy jakości dopasowania wybrano symetryczny rozkład NIG. W pracy stwierdzono, że rozkład NIG wykazuje się zdecydowanie lepszym dopasowaniem do danych empirycznych niż rozkład normalny. Fakt ten pozwala na precyzyjniejszą ocenę wartości takich miar ryzyka jak VaR i CVaR.

### MODELLING WIG20 RETURNS WITH GENERALISED HYPERBOLIC DISTRIBUTION

### SUMMARY

The paper is dedicated to analysis of generalised hyperbolic distribution usefulness for modelling WIG20 logarithmic returns. Among examined distributions the best fit was achieved by asymmetric NIG. However, due to asymmetry lack of significance, for thorough graphical analysis and comparison with normal distribution symmetrical NIG

was chosen. The paper gives evidence that normal-inverse Gaussian distribution is much better choice for describing behaviour of WIG20 logarithmic returns than normal distribution. Hence estimation of VaR and CVaR is more accurate.

*Translated by P. Kobus*

*Dr Paweł Kobus*  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
pawel.kobus@statystyka.info



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

KRZYSZTOF KOMPA  
ALEKSANDRA MATUSZEWSKA-JANICA

**CHARAKTERYSTYKI OPISOWE I EFEKTYWNOŚĆ  
INFORMACYJNA WYBRANYCH INSTRUMENTÓW  
NOTOWANYCH NA GPW\***

**Wstęp**

Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie jest kluczową instytucją polskiego rynku kapitałowego. W swej obecnej postaci funkcjonuje od roku 1991 wspierając – po ponad 50-letniej przerwie w działaniu – przemianę polskiej gospodarki. Zarazem jednak transformacja systemu gospodarczego implikuje istotne zmiany w obrębie samej giełdy i rynku kapitałowego. W tym okresie, do marca 2008 r., liczba spółek notowanych na GPW wzrosła 42-krotnie, kapitalizacja – 7300 razy, a obroty – ponad 28 000 razy. Mimo tak znacznego rozwoju i cech charakterystycznych dla rynku dojrzałego rynek kapitałowy w Polsce, działający we współczesnej formie od ponad siedemnastu lat, nadal uważany jest za rynek wschodzący.

Poziom dojrzałości rynku rozpatruje się zwykle w aspekcie jego informacyjnej efektywności, weryfikując hipotezę o efektywności rynku *EMH* (*Efficient Market Hypothesis* [Fama 1970, Fama 1991]). Uwzględnia się przy tym zakres dyskontowania w cenach informacji historycznych i bieżących, dotyczących rynku i jego instrumentów. W konsekwencji wyróżnia się trzy formy efektywności informacyjnej [Campbell i in. 1995, s. 22]: silną, półsilną i słabą. W szczególności – hipoteza słabej informacyjnej efektywności rynku zakłada, że

---

\* Praca została wykonana w ramach projektu badawczego MNiSW nr N113-01932/1848 „Analiza polskiego rynku kapitałowego w latach 2002-2006”



bieżące ceny instrumentów finansowych dyskontują wszystkie informacje zawarte w ich notowaniach historycznych.

Występowanie słabej formy efektywności informacyjnej uważa się za charakterystyczną cechę dojrzałych rynków finansowych. Jeśli hipoteza ta jest spełniona, to na podstawie dostępnych informacji z przeszłości nie można skutecznie przewidywać cen, tj. układać strategii inwestycyjnych o stopach zwrotu wyższych niż przeciętne z rynku, a analiza techniczna i fundamentalna stają się nieprzydatne jako techniki budowy portfela. Oznacza to, że badane szeregi notowań cen instrumentów finansowych, w tym indeksów, albo szeregi notowań stóp zwrotu z inwestycji w instrument finansowy (np. indeksy) są realizacją procesu błędzenia przypadkowego *RW* (*Random Walk*) ([Lo, MacKinlay 2002], [Chaudhuri, Wu 2003], [Malkiel 2003], [Singal 2004]).

W literaturze przedmiotu wyróżnia się trzy rodzaje procesów błędzenia losowego. Proces jest *RW1* – błędzeniem losowym pierwszego rodzaju – jeśli jego przyrosty są niezależne i mają identyczne rozkłady normalne o zerowej wartości oczekiwanej i tej samej wariancji (są *IID(0,σ<sup>2</sup>)* - *independently and identically distributed*). W przypadku procesów o przyrostach niezależnych lecz o różnych rozkładach (*INID* - *independent but not identically distributed*) mówi się o procesie *RW2* – drugiego rodzaju. O błędzeniu losowym trzeciego rodzaju *RW3* (najbardziej ogólnym przypadku błędzenia losowego, obejmującym dwa poprzednie) mówi się wtedy, gdy przyrosty procesu nie są skorelowane.

Badania empirycznie dotyczące analizy słabej formy efektywności informacyjnej dla polskiego rynku kapitałowego zostały przedstawione między innymi w pracach: [Buczek 2005], [Czekaj i in. 2001], [Jajuga 2000], [Papla 2001], [Szyszka 2003], [Witkowska i in. 2008]. Ze względu na możliwą rangę implikacji *EMH* dla praktyki inwestowania oraz dynamikę liczebności i kapitalizacji spółek na GPW zasadne wydaje się stałe monitorowanie polskiego rynku kapitałowego w aspekcie jego efektywności informacyjnej.

Celem prezentowanego badania jest weryfikacja hipotezy o słabej efektywności informacyjnej dla niektórych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 03-01-2000r. do 29-12-2006r. W badaniu wykorzystano najbardziej popularne testy statystyczne stosowane do weryfikacji *EMH* – testy serii oraz test ilorazów wariancji ([Lo, MacKinlay 2002], [Karemera i in. 1999], [Smith,

Ryoo 2003], [Buguk, Brorsen 2003]). Badane były także podstawowe<sup>1</sup> charakterystyki statystyczne – uwzględniono: średnie, wariancje i odchylenia standardowe stóp zwrotu, miernik asymetrii rozkładu, kurtozę oraz typ rozkładu prawdopodobieństwa.

### Opis danych

W trakcie sesji na parkiecie Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie dane o przebiegu notowań są dostępne i publikowane on-line. Oficjalne dane sesyjne takie jak: ceny otwarcia, zamknięcia, maksymalne, minimalne i średnie, wolumeny obrotów (w liczbach akcji) oraz obroty (podwójnie liczone) są publikowane po zamknięciu sesji w cedule giełdowej.

W prezentowanych badaniach pod uwagę wzięto szeregi czasowe notowań wybranych akcji oraz indeksów:

- WIG, WIG20 oraz MIDWIG – w kompozycji sprzed 19.03.2007r. oraz
- ceny zamknięcia wybranych złotych spółek, wchodzących w skład kompozycji indeksu WIG20 w marcu 2007r.

Wybór indeksu WIG do badania efektywności informacyjnej GPW podyktowany był jego znaczeniem dla opisu aktywności i dynamiki polskiego rynku kapitałowego - obejmuje wszystkie spółki notowane na GPW, spełniające bazowe kryteria uczestnictwa w indeksach. Jest indeksem dochodowym: przy jego obliczaniu uwzględnia się zarówno ceny zawartych w nim akcji, jak i dochody z dywidend i praw poboru.

Indeks WIG20 jest obliczany na podstawie wartości portfela akcji dwudziestu tzw. złotych spółek. Szczególne znaczenie tego indeksu wynika z dwóch powodów. Po pierwsze, dotyczy największych i najbardziej płynnych spółek notowanych na GPW, generujących największe obroty handlowe parkietu. Po drugie, indeks WIG20 jest instrumentem bazowym dla instrumentów pochodnych, cieszących się coraz większym zainteresowaniem inwestorów.

W obrębie indeksu WIG20 do badania wybrano spółki, których udział w indeksie przekraczał 5% w pierwszym kwartale po zamknięciu okresu badania, a które ponadto były notowane na GPW nie krócej niż od początku stycznia 2000r. Warunki te spełniły: PEKAO, TPSA, BPH, KGHM oraz ORLEN. Do

<sup>1</sup> W badaniach poznawczych analiza podstawowych charakterystyk szeregów czasowych finansowych, w tym - szeregów stóp zwrotu z indeksów giełdowych, stanowi zwykle pierwszy etap analizy danych ([Witkowska i in. 2008]).

badania włączono także notowania indeksu MIDWIG opisującego rynek spółek średnich GPW.

Analizie poddano szeregi finansowe cen zamknięcia przekształcone do postaci logarytmicznych dziennych stóp zwrotu, obejmujące okres od początku roku 2000 do końca roku 2006 w całości oraz w podziale na podpróby: okres bessy (rynek niedźwiedzia) 03.01.2000–08.10.2001, stagnację (09.10.2001–03.07.2003) i okres hossy (rynek byka) 04.07.2003–29.12.2006.

### Metodyka i organizacja badania

Badanie podzielono na kilka etapów: (a) przygotowanie danych w postaci dziennych logarytmicznych stóp zwrotu i wyznaczenie ich statystyk opisowych, (b) weryfikacja hipotez o występowaniu w badanych szeregach stóp zwrotu tzw. „efektów kalendarzowych”, (c) weryfikacja hipotezy o występowaniu słabej efektywności informacyjnej na podstawie testu serii oraz (d) testu ilorazów wariancji.

W pierwszym etapie badania (a) przekształcono ceny zamknięcia spółek i wartości zamknięcia indeksów ( $Y_t$ ) do postaci szeregów dziennych logarytmicznych stóp zwrotu ( $y_t$ ) oraz obliczono statystyki opisowe dla tych szeregów. Wykorzystano miary: średnia arytmetyczna  $y_{sr}$ , wariancja  $S^2$  i odchylenie standardowe  $S$ , współczynniki skośności  $A$  i standaryzowany współczynnik skośności  $SA$  oraz współczynniki kurtozy  $K$  i standaryzowany współczynnik kurtozy  $SK$  ([Dobosz 2004],[Tarczyński 1997]).

W drugim etapie (b) weryfikowano hipotezę ([Aczel 1989])  $H_0 : E(y) = 0$  badając, czy dla zdefiniowanych szeregów stóp zwrotu oczekiwane średnie stopy zwrotu różnią się istotnie od zera. Badano także istotność różnic pomiędzy oczekiwanymi wartościami średnimi w kolejnych okresach - hipoteza o równości dwóch średnich  $H_0 : E(y_1) = E(y_2)$  (np. [Osińska 2006], s. 39-43). Weryfikowano ponadto hipotezę o równości dwóch wariancji  $H_0 : D^2(y_1) = D^2(y_2)$ . Wykrycie statystycznie istotnych różnic w średnich i/lub wariancjach mogłoby świadczyć o występowaniu tzw. „efektów kalendarzowych”<sup>2</sup>.

Kolejnym etapem prac (c) było badanie losowości zmian wybranych instrumentów finansowych. Wykorzystano w tym celu test serii ([Jajuga (red.) 2000], [Papla 2001], [Osińska 2006], [Witkowska i in. 2008]), przyjmując hypo-

<sup>2</sup> Zastosowane testy zostały opisane między innymi w: [Greń 1984], [Witkowska 2001].

tezę zerową  $H_0$  o losowości zmian stóp zwrotu z wybranych do badania akcji i indeksów oraz statystykę testową postaci:

$$U = \frac{K - E(\tilde{K})}{S(\tilde{K})} \quad (1)$$

gdzie:  $K$  – empiryczna liczba serii,  $E(\tilde{K})$  – wartość oczekiwana liczb serii dwu-elementowych wyznaczona jako:

$$E(\tilde{K}) = \frac{2n_1 n_2 + n}{n} \quad (2)$$

przy oznaczeniach:  $n$  – liczba elementów w badanym szeregu,  $n_1$  – liczba nieujemnych stóp zwrotu,  $n_2$  – liczba ujemnych stóp zwrotu lub serii trój-elementowych:

$$E(\tilde{K}) = n + 1 - \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2}{n} \quad (3)$$

przy oznaczeniach:  $n$  – jw. (2),  $n_1$  – liczba dodatnich stóp zwrotu,  $n_2$  – liczba stóp zerowych,  $n_3$  – liczba ujemnych stóp zwrotu.

$S(\tilde{K})$  – odchylenie standardowe liczby serii wyznaczone z wariancji dla serii dwu-elementowych jako:

$$S^2(\tilde{K}) = \frac{2n_1 n_2 (2n_1 n_2 - n)}{(n-1)n^2} \quad (4)$$

i dla serii trój-elementowych jako:

$$S^2(\tilde{K}) = \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2 \left( \sum_{j=1}^3 n_j^2 + n + n^2 \right) - 2n \sum_{j=1}^3 n_j^3 - n^3}{n(n^2 - 1)} \quad (5)$$

oznaczenia jak w (2) i (3)

Gdy wartość statystyki  $U$  (1) przekroczy wartość krytyczną standaryzowanego rozkładu normalnego ( $\sim N(0,1)$ ), to hipoteza zerowa zostaje odrzucona. W konsekwencji stwierdza się, że zmiany stóp zwrotu z badanych instrumentów finansowych nie mają charakteru losowego, co świadczy o braku efektywności rynku w badanym zakresie.

Wnioskowanie o efektywności rynku na podstawie testu serii (c) uzupełniono o badanie ilorazów wariancji (d). Test ilorazów wariancji zaproponowany przez Lo i McKinlay (1988)<sup>3</sup> jest obecnie najczęściej stosowanym testem wy-

<sup>3</sup> Modyfikacje test ilorazów wariancji oraz zastosowania zaprezentowano m.in. w pracach [Wright 2000], [Belair-Franch, Opong 2005].

stępowania efektywności informacyjnej w formie słabej. Test wykorzystuje właściwość błędzenia losowego polegającą na liniowym wzroście wariancji w funkcji czasu. Oznacza to, że wariancja  $S^2(y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-k+1})$  szeregu sum  $k$  sąsiednich obserwacji<sup>4</sup>  $y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-k+1}$ , będzie  $k$  razy większa od wariancji  $S^2(y_t)$  szeregu  $y_t$ , a proces błędzenia losowego rozpoznany być może przez porównanie sum wariancji w sąsiednich okresach czasu. Przyjmuje się zatem hipotezę zerową postaci:

$$H_0 : VR(k) = 1; VR(k) = \frac{S^2(y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-k+1})}{k \cdot S^2(y_t)} \quad (6)$$

gdzie:  $S^2(y_t)$  – wariancja szeregu  $y_t$ ;  $S^2(y_t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{\mu})^2$ , przy czym  $\bar{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$ ;  $S^2(y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-k+1})$  – wariancja szeregu, w którym obserwacje są sumami  $k$  kolejnych stóp zwrotu:  $y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-k+1}$ , przy czym  $S^2(y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-k+1}) = \frac{1}{T} \sum_{t=k}^T (y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-k+1} - k \cdot \bar{\mu})$ ;  $T$  – długość próby oraz  $\bar{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$

Weryfikacja hipotezy zerowej przy założeniu, że badany proces jest błędzeniem losowym pierwszego rodzaju (*RW1*) odbywa się przy wykorzystaniu statystyki:

$$M_1(k) = \frac{VR(k) - 1}{\sqrt{\phi(k)}} \quad (7)$$

gdzie:

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3Tk} \quad (8)$$

Jeśli weryfikowana jest hipoteza zerowa o błędzeniu losowym trzeciego rodzaju (*RW3*), to statystyka testowa ma postać:

$$M_2(k) = \frac{VR(k) - 1}{\sqrt{\phi^*(k)}} \quad (9)$$

gdzie:

<sup>4</sup>  $y_t$  - są to przyrosty badanego procesu, którymi mogą być np. logarytmiczne stopy zwrotu.

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1} \left[ \frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \frac{\sum_{t=j+1}^T (y_t - \bar{y})^2 (y_{t-j} - \bar{y})^2}{\left[ \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 \right]^2}. \quad (10)$$

Obie statystyki testowe,  $M_1(k)$  oraz  $M_2(k)$  mają standaryzowany rozkład normalny ( $\sim N(0,1)$ ). Odrzucenie hipotezy zerowej skutkuje przyjęciem tezy o nielosowym charakterze zmian stóp zwrotu z badanych akcji lub indeksów. Innymi słowy, badany szereg nie jest realizacją procesu błędzenia losowego i w konsekwencji rynek badanego instrumentu finansowego nie jest efektywny informacyjnie w formie słabej.

## Wyniki

Analizie poddano 8 szeregów finansowych obejmujących obserwacje dziennych cen (bądź dziennych wartości) zamknięcia następujących instrumentów finansowych notowanych na GPW: WIG, WIG20, MIDWIG, PEKAO, TPSA, BANKBPH, KGHM oraz PKNORLEN. Badaniami objęto okres:

- P1: 03.01.2000r. - 29.12.2006r. podzielony na trzy podokresy: P2, P3 i P4,
- P2: 03.01.2000r. - 08.10.2001r. (spadki indeksu WIG – *rynek niedźwiedzia*),
- P3: 09.10.2001r. - 03.07.2003r. (okres stagnacji indeksu WIG z korektami),
- P4: 04.07.2003r. - 29.12.2006r. (wzrosty indeksu WIG – *rynek byka*).

Wyniki pierwszej części badania, obejmującej średnie, wariancje, skośności i kurtozy, zestawiono w tabeli 1. W wierszach oznaczonych jako SVT, symbole: P2, P3 oraz P4 oznaczają, że wariancje szacowane dla okresów P1, P2, P3 lub P4 (z główki kolumn) różnią się istotnie od wariancji z okresów wymienionych w wierszu SVT. Analizując wyniki zamieszczone w tabeli 1. można zauważyć, że w okresie rynku byka P4 (tj. we wzrostowym okresie indeksu WIG) średnie logarytmiczne stopy zwrotu są istotnie większe od zera dla wszystkich badanych indeksów oraz dla dwóch spółek: KGHM i BPH.

Tabela 1. Miary opisowe dla wybranych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 2000r. do 2006r. i w podokresach

WIG				Okres	WIG20			
P1	P2	P3	P4		P1	P2	P3	P4
1756	443	431	880	T	1756	443	431	880
0,0006	-0,0011	0,0007	0,0013	$y_{\text{sr}}$	0,0003	-	0,0004	0,0011
0,0681	0,1518	0,2336	0,0007	p-value	0,3830	0,1395	0,5659	0,0173
			*	*				*
	P3; P4	P2	P4	SVT		P3; P4	P2, P4	P2; P3
-0,2397	-0,3070	0,5128	-0,3030	A	-13	-90	5971	-2014
-4,10	-2,64	4,35	-3,67	SA	-0,02	-0,08	5,06	-2,44
0	0,0083	0	0,0002	p-value	0,9823	0,9383	0	0,0147
*	*	*	*	*			*	*
2,35	1,95	1,16	1,57	K	1,36	0,62	1,25	1,28
20,07	8,37	4,91	9,51	SK	11,63	2,64	5,31	7,74
0	0	0	0	p-value	0	0,0082	0	0
*	*	*	*	*	*	*	*	*
MIDWIG				Okres	BPH			
P1	P2	P3	P4		P1	P2	P3	P4
1756	443	431	880	T	1755	443	431	879
0,0007	-0,0006	0,0003	0,0015	$y_{\text{sr}}$	0,0009	-	0,0012	0,0013
0,0028	0,2600	0,3524	0	p-value	0,0779	0,6088	0,2413	0,0395
*			*	*				*
	P3; P4	P2, P4	P2, P3	SVT		P4	P4	P2; P3
-0,5214	-0,3374	0,0307	-0,6925	A	-0,1167	0,3486	0,1569	0,1456
-8,92	-2,90	0,26	-8,34	SA	-2,00	-3,00	1,33	-1,76
0	0,0037	0,7946	0	p-value	0,0459	0,0027	0,1835	0,0780
*	*		*	*	*	*		
4,54	4,55	0,86	3,49	K	2,15	1,44	1,20	3,31
38,86	19,54	3,65	21,12	SK	18,41	6,19	5,09	20,01
0	0	0,0003	0	p-value	0	0	0	0
*	*	*	*	*	*	*	*	*

Źródło: Opracowanie własne. Uwaga: SVT oznacza test równości wariancji. \* oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

Tabela 1. (cd) Miary opisowe dla wybranych instrumentów notowanych na GPW

KGHM					PEKAO			
P1	P2	P3	P4	Okres	P1	P2	P3	P4
1755	443	431	879	T	1756	443	431	880
0,0007	-0,0022	0,0006	0,0021	$y_{\text{sr}}$	0,0008	0,0003	0,0011	0,0009
0,2524	0,0962	0,5986	0,0119	p-value	0,0969	0,7884	0,2527	0,1956
			*	*				
	P3; P4	P2	P2	SVT				
-0,1399	0,0499	0,2485	-0,3988	A	0,2031	0,0590	0,1115	0,3350
-2,39	0,43	2,11	-4,83	SA	3,47	0,51	0,95	4,06
0,0167	0,6679	0,0352	0	p-value	0,0005	0,6119	0,3445	0
*		*	*	*	*			*
2,57	3,97	1,39	2,12	K	1,62	1,66	0,67	2,02
22,00	17,07	5,90	12,85	SK	13,84	7,15	2,85	12,25
0	0	0	0	p-value	0	0	0,0044	0
*	*	*	*	*	*	*	*	*
ORLEN					TPSA			
P1	P2	P3	P4	Okres	P1	P2	P3	P4
1756	443	431	880	T	1756	443	431	880
0,0003	-0,0012	0,0004	0,0010	$y_{\text{sr}}$	-0,0001	-0,0019	0,0001	0,0007
0,4664	0,1897	0,6384	0,1266	p-value	0,9121	0,1704	0,9034	0,2593
				*				
	P3	P2; P4	P3	SVT		P3; P4	P2; P4	P2, P3
0,0887	0,0730	0,5086	-0,0773	A	0,1649	0,2108	0,3559	-0,0588
1,52	0,63	4,31	-0,94	SA	2,82	1,81	3,02	-0,71
0,1290	0,5302	0	0,3490	p-value	0,0048	0,0701	0,0026	0,4764
		*		*	*		*	
1,12	0,33	2,38	1,12	K	1,09	-0,06	1,29	0,62
9,57	1,42	10,07	6,76	SK	9,31	-0,26	5,49	3,80
0	0,1542	0	0	p-value	0	0,7928	0	0,0002
*		*	*	*	*		*	*

Źródło: Opracowanie własne. Uwaga: SVT oznacza test równości wariancji. \* oznacza odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

Analizując wyniki zamieszczone w tabeli 1. można zauważyć, że w okresie rynku byka P4 (tj. we wzrostowym okresie indeksu WIG) średnie logarytmiczne stopy zwrotu są istotnie większe od zera dla wszystkich badanych indeksów oraz dla dwóch spółek: KGHM i BPH.



Dla wszystkich instrumentów (z wyjątkiem akcji PEKAO) wariancje, oszacowane w podokresach są istotnie różne. W większości przypadków rozkłady prawdopodobieństwa stóp zwrotu są asymetryczne i kurtoza istotnie różni się od smukłości rozkładu normalnego. To uzasadnia zastosowanie testu ilorazów wariancji w odmianie właściwej dla weryfikacji hipotezy o występowaniu procesu błędzenia losowego trzeciego rodzaju ( $RW3$ ).

Wyniki zastosowania testu serii do weryfikacji hipotezy o losowości zmian stóp zwrotu z wybranych do badania instrumentów finansowych zestawiono w tabeli 2. W teście wykorzystującym dwie serie danych jedna z nich zawiera nieujemne, a druga – pozostałe, stopy zwrotu. Gdy wykorzystywane są trzy serie danych to jedna z nich zawiera dodatnie, druga – zerowe, a trzecia – ujemne, stopy zwrotu z badanych instrumentów finansowych.

Analiza wyników zamieszczonych w tabeli 2. pozwala stwierdzić losowy charakter zmian stóp zwrotu z indeksów WIG i WIG20 potwierdzony przez oba testy. Test dwóch serii wskazuje na nielosowy charakter zmian w szeregach indeksu MIDWIG i spółki TPSA.

Wykorzystanie testu trzech serii nie potwierdza losowości zmian dla żadnego badanego, poza głównymi indeksami, instrumentu finansowego.

Wyniki testu ilorazów wariancji wraz z wartościami  $VR(k)$  i statystykami testowymi:  $M_1(k)$ ,  $M_2(k)$  zestawiono w tabeli 3.

Zauważyć można, że hipoteza o losowości zmian w szeregach stóp zwrotu dla całego okresu badania (P1) została odrzucona jedynie dla indeksu MIDWIG oraz akcji spółki PEKAO. Zmiany stóp zwrotu z indeksu MIDWIG nie są realizacją procesu błędzenia losowego także w okresie trendu horyzontalnego (podokres P3) i w okresie rynku wzrostowego (podokres P4). W konsekwencji wnioskujemy, że rynek małych i średnich spółek nie jest informacyjnie efektywny w formie słabej. W przypadku indeksów WIG i WIG20, indeksu MIDWIG w okresie bessy oraz spółek BPH, KGHM, ORLEN i TPSA nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o występowaniu błędzenia losowego w szeregach ich stóp zwrotu. Interesujące wydaje się natomiast spostrzeżenie dotyczące zachowania głównego indeksu giełdy w Warszawie w okresie P4 – w okresie hossy stopy zwrotu z indeksu WIG, informacyjnie efektywnego w pozostałych okresach, nie są procesem błędzenia losowego.

Tabela 2. Wyniki testu serii dla wybranych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 2000r. do 2006r. i w podokresach

Instrument	Okres badania	Test losowości 2 Serie			Test losowości 3 Serie		
		U	p-value		U	p-value	
WIG	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-0,2468	0,8051		1,1058	0,2688	
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-0,9957	0,3194		-0,6541	0,513	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	1,075	0,2824		0,4783	0,6324	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	-0,0422	0,9664		1,7548	0,0793	
WIG20	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-0,1832	0,8547		0,2383	0,8117	
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-1,2093	0,2266		-0,8312	0,4059	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,4533	0,6503		-0,3145	0,7532	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,6988	0,4847		1,2124	0,2253	
MIDWIG	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-4,134	0	*	1,7767	0,0756	
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-1,3652	0,1722		-0,7375	0,4608	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,244	0,8073		0,0658	0,9475	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	-4,2866	0	*	3,2733	0,0011	*
BPH	P1: 03.01.'00-29.12.'06	-0,6222	0,5338		-3,3571	0,0008	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	1,4649	0,143		-3,1347	0,0017	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	-0,4989	0,6178		-2,1909	0,0285	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	-1,3608	0,1736		-1,0096	0,3127	
KGHM	P1: 03.01.'00-29.12.'06	0,4568	0,6478		-2,5308	0,0114	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	0,1827	0,8551		-2,8294	0,0047	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	1,3891	0,1648		-2,3485	0,0189	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,1395	0,8891		0,2017	0,8402	
PEKAO	P1: 03.01.'00-29.12.'06	0,7944	0,427		-4,0319	0,0001	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	0,4251	0,6708		-1,9185	0,0551	
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,5057	0,6131		-1,851	0,0642	
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,4775	0,633		-3,1309	0,0017	*
ORLEN	P1: 03.01.'00-29.12.'06	0,4527	0,6508		-3,8351	0,0001	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	-1,0238	0,3059		-2,7663	0,0057	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	1,4703	0,1415		-2,5501	0,0108	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	0,6085	0,5428		-1,7001	0,0891	
TPSA	P1: 03.01.'00-29.12.'06	2,1342	0,0328	*	-5,6114	0	*
	P2: 03.01.'00-08.10.'01	1,0361	0,3002		-2,8232	0,0048	*
	P3: 09.10.'01-03.07.'03	0,7988	0,4244		-3,1795	0,0015	*
	P4: 04.07.'03-29.12.'06	1,8419	0,0655		-3,6796	0,0002	*

Źródło: Opracowanie własne. Symbolem \* oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

Tabela 3. Wyniki testu ilorazów wariancji dla wybranych instrumentów notowanych na GPW w okresie od 2000r. do 2006r. i w podokresach

	K	okres P1 cała próba			podokres P2 bessa			podokres P3 stagnacja			podokres P4 hossa		
		VR	M1	M2	VR	M1	M2	VR	M1	M2	VR	M1	M2
WIG	2	1,04	1,79	1,47	0,99	-0,26	-0,21	0,99	-0,21	-0,20	1,09	2,60*	2,51*
	5	1,09	1,69	1,40	0,92	-0,79	-0,66	1,03	0,32	0,31	1,18	2,44*	2,26*
	10	1,11	1,42	1,18	0,79	-1,30	-1,11	1,08	0,51	0,48	1,24	2,10*	1,89
	30	1,17	1,15	0,97	0,73	-0,93	-0,83	1,07	0,24	0,23	1,03	0,13	0,11
WIG20	2	1,03	1,39	1,17	0,99	-0,22	-0,19	1,00	0,08	0,08	1,06	1,91	1,85
	5	1,08	1,49	1,29	0,98	-0,21	-0,19	1,01	0,09	0,09	1,11	1,45	1,36
	10	1,08	1,04	0,90	0,87	-0,81	-0,75	1,01	0,08	0,07	1,13	1,12	1,02
	30	1,08	0,57	0,50	0,88	-0,42	-0,4	0,91	-0,29	-0,28	0,86	-0,66	-0,59
MIDWIG	2	1,13	5,61*	4,03*	1,04	0,85	0,59	1,11	2,35*	2,18*	1,20	5,78*	4,74*
	5	1,33	6,36*	4,72*	1,07	0,63	0,47	1,35	3,28*	3,04*	1,47	6,38*	5,11*
	10	1,43	5,35*	4,06*	0,83	-1,05	-0,82	1,61	3,75*	3,41*	1,68	5,96*	4,85*
	30	1,9	6,14*	4,87*	0,72	-0,95	-0,77	2,19	4,02*	3,84*	2,08	5,19*	4,44*
BPH	2	1,00	-0,20	-0,15	0,97	-0,58	-0,55	1,03	0,62	0,52	0,97	-0,84	-0,53
	5	0,96	-0,72	-0,59	0,87	-1,27	-1,19	1,03	0,3	0,27	0,94	-0,81	-0,60
	10	0,92	-1,05	-0,89	0,73	-1,67	-1,6	1,11	0,65	0,59	0,85	-1,32	-1,02
	30	0,82	-1,21	-1,11	0,63	-1,25	-1,24	1,21	0,71	0,68	0,58	-2,00*	-1,73

Źródło: Opracowanie własne. Symbolem \* oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

### Podsumowanie

Wstępne wyniki analiz szeregów stóp zwrotu z wybranych indeksów WIG, WIG20 oraz MIDWIG i akcji „złotych spółek”: BPH, KGHM, PEKAO, ORLEN oraz TPSA pokazują celowość kontynuacji badań w zakresie identyfikacji procesów błędzenia losowego *RW1* i *RW3* na GPW w Warszawie.

W badanym okresie P1: styczeń 2000 – grudzień 2006 stwierdza się brak podstaw do odrzucenia hipotezy słabej formy efektywności informacyjnej w zakresie indeksów: WIG i WIG20, a także w zakresie najbardziej znaczących na rynku spółek parkietu, o udziale w indeksie WIG20 większym niż 5%: TPSA

(sektor telekomunikacyjny), ORLEN (sektor paliwowo-energetyczny) oraz KGHM (metalurgia), BPH (finanse).

Tabela 3. (cd) Wyniki testu ilorazów wariancji (cd)

		okres P1 cała próba			podokres P2 bessa			podokres P3 stagnacja			podokres P4 hossa		
K		VR	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	VR	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	VR	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>	VR	M <sub>1</sub>	M <sub>2</sub>
KGHM	2	1,04	1,81	1,43	1,06	1,33	0,96	1,02	0,51	0,49	1,02	0,68	0,56
	5	1,08	1,60	1,35	1,07	0,66	0,54	1,02	0,19	0,18	1,08	1,08	0,92
	10	1,15	1,84	1,58	1,06	0,37	0,33	1,02	0,13	0,12	1,16	1,44	1,21
	30	1,09	0,64	0,56	0,59	-1,4	-1,33	0,86	-0,48	-0,45	1,09	0,42	0,36
PEKAO	2	0,99	-0,55	-0,45	0,99	-0,16	-0,13	0,95	-1,00	-0,86	0,99	-0,33	-0,26
	5	0,94	-1,19	-1,03	0,85	-1,47	-1,22	1,00	-0,01	-0,01	0,94	-0,88	-0,77
	10	0,88	-1,51	-1,37	0,63	-2,32*	-2,08*	0,97	-0,17	-0,15	0,93	-0,63	-0,58
	30	0,64	-2,42*	-2,29*	0,43	-1,96*	-1,87	0,94	-0,21	-0,20	0,54	-2,21*	-2,11*
ORLEN	2	1,02	0,96	0,89	1,02	0,51	0,46	0,00	0,00	0,00	1,04	1,21	1,18
	5	0,97	-0,58	-0,54	1,00	0,03	0,03	0,00	0,00	0,00	0,98	-0,32	-0,31
	10	0,92	-1,01	-0,95	0,89	-0,67	-0,65	0,00	0,00	0,00	0,90	-0,85	-0,81
	30	0,87	-0,87	-0,83	0,68	-1,09	-1,09	0,00	0,00	0,00	0,82	-0,85	-0,81
TPSA	2	1,01	0,41	0,34	0,98	-0,51	-0,46	1,04	0,82	0,76	0,98	-0,55	-0,52
	5	0,98	-0,41	-0,34	0,82	-1,68	-1,56	1,06	0,57	0,54	0,96	-0,51	-0,46
	10	0,95	-0,65	-0,55	0,77	-1,45	-1,36	0,96	-0,25	-0,24	0,98	-0,15	-0,14
	30	0,84	-1,11	-0,96	0,63	-1,28	-1,24	0,72	-0,95	-0,90	0,73	-1,29	-1,22

Źródło: Opracowanie własne. Symbolem \* oznaczono odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

Analiza uwzględniająca podział próby na podokresy: P2– rynek niedźwiedzia, P3 – rynek neutralny (stagnacja na GPW) oraz P4 – rynek byka także pokazuje że oba główne indeksy mogą być traktowane jako procesy błędzenia losowego z wyłączeniem zmian WIG-u w okresie hossy P4.

Notowania indeksu średnich spółek MIDWIG nie wydają się być błędzeniem losowym ani w całym badanym okresie P1, ani w podpróbach: P3 czy P4. Oznacza to brak występowania na tym rynku efektywności informacyjnej w formie słabej i wskazuje na możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych zysków z inwestycji w jego instrumenty.

## Literatura

1. Aczel A.D., *Complete Business Statistics*, Irwin Burr Ridge, Homewood, Boston 1989.
2. Belaire-Franch J., Opong K.K., *Some Evidence of Random Walk Behavior of Euro Exchange Rates Using Ranks and Signs*. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 29, p. 1631–1643, 2005.
3. Buczek S., *Efektywność Informacyjna Rynków Akcji Teoria a Rzeczywistość*, Wydawnictwo SGH, Warszawa 2005.
4. Buguk C., Brorsen B.W., *Testing weak-form market efficiency, Evidence from the Istanbul Stock Exchange*, *International Review of Financial Analysis*, 12, p. 579–590, 2003.
5. Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C., *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1995.
6. Chaudhuri K., Wu Y., *Random walk versus breaking trend in stock prices, Evidence from emerging markets*, *Journal of Banking & Finance* 27, 2003.
7. Czekał J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność Giełdowego Rynku Akcji w Polsce*. PWN, Warszawa 2001.
8. Dobosz M., *Wspomagana Komputerowo Statystyczna Analiza Wyników Badań*. Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa 2004.
9. Fama E.F., *Efficient Capital Markets, A Review of Theory and Empirical Work*. *The Journal of Finance*, Vol. 25, p. 383-417, 1970.
10. Fama E.F., *Efficient Capital Markets II*. *The Journal of Finance*, Vol. 46, 1991.
11. Jajuga K. (red.), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2000.
12. Karemera D., Ojah K., Cole J.A., *Random Walks and Market Efficiency Tests, Evidence from Emerging Equity Markets*, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 13, p. 171-188, 1999.
13. Lo A.W., MacKinlay A.C., *Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks, Evidence From a Simple Specification Test*. *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, p. 41–66, 1988.
14. Lo A.W., MacKinlay A.C., *A Non-Random Walk Down Wall Street*, Princeton University Press, Princeton and Oxford, 2002.
15. Malkiel B.G., *A Random Walk Down Wall Street*, W.W. Norton & Company, New York, 2003.

16. Osińska M., *Ekonometria Finansowa*. PWE, Warszawa 2006
17. Papla D., *Changes of the week-form efficiency for the Warsaw Stock Exchange in 1999-2000*. Dynamics Econometrics Models, Wydawnictwo UMK, Toruń 2001.
18. Singal V., *Beyond the Random Walk: A Guide to Stock Market Anomalies and Low-Risk Investing*, Oxford University Press, Oxford, New York, 2004.
19. Smith G., Ryoo H.-J., *Variance ratio test of the random walk hypothesis for European emerging stock markets*, The European Journal of finance, 9, 2003.
20. Szyszka A., *Efektywność giełdy papierów wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2003.
21. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, Placet, Warszawa 1997.
22. Witkowska D., Matuszewska A., Kompa K., *Wprowadzenie do Ekonometrii Dynamicznej i Finansowej*. Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2008.
23. Wright, J.H., *Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs*. Journal of Business and Economic Statistics, 18, p. 1-9, 2000.

#### STRESZCZENIE

Rynek kapitałowy w Polsce, działający we współczesnej formie od ponad siedemnastu lat, nadal uważany jest za rynek w fazie wzrostowej. Poziom dojrzałości rynku rozpatruje się zwykle w aspekcie jego informacyjnej efektywności. Uwzględnia się przy tym zakres dyskontowania w cenach informacji historycznych i bieżących, dotyczących rynku i jego instrumentów. Celem prezentowanego badania była weryfikacja hipotezy o słabej efektywności informacyjnej dla niektórych instrumentów notowanych na GPW z wykorzystaniem wybranych testów statystycznych. W badaniach wykorzystano szeregi finansowe cen zamknięcia, przekształcone na szeregi logarytmicznych dziennych stóp zwrotu, obejmujące okres od 2000 do 2006 w podziale na rynek niedźwiedzia, stagnację i rynek byka.

#### DESCRIPTIVE CHARACTERISTICS AND INFORMATION EFFECTIVENESS OF SELECTED INSTRUMENTS QUOTED AT THE WSE

#### SUMMARY

The Warsaw Stock Exchange (WSE) has been operating in present form for 17 years. However WSE is still regarded as an emerging market. The level of the market development is often analyzed with reference to the information efficiency of the mar-

ket. We can say that the capital market is efficient if the prices at the market fully reflect all available information. The aim of the research is to analyze current situation at the Warsaw Stock Exchange. Particularly we investigate the week form of efficiency using selected statistical tests. The research is based on actual data concerning daily observations of shares at the Warsaw Stock Exchange transformed to the logarithmic rates of return, considering the period 2000 – 2006 and subperiods: the bear market, stagnation and the bull markets.

*Translated by K. Kompa*

*Dr inż. Krzysztof Kompa*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
krzysztof\_kompa@sggw.pl

*Dr Aleksandra Matuszewska-Janica*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
ola.matuszewska@gmail.com

PATRYCJA KOWALCZYK

## **RYZYSKO ZWIĄZANE Z INWESTOWANIEM W NIERUCHOMOŚCI**

### **Wprowadzenie**

W ostatnich latach rynek nieruchomości w Polsce bardzo się rozwija. Najbardziej widoczny jest rozwój rynku nieruchomości mieszkaniowych, a także nieruchomości komercyjnych. Dotyczy to głównie dużych aglomeracji oraz miejscowości położonych w pobliżu dużych miast. Od niedawna obserwuje się także rozwój rynku mieszkaniowego w mniejszych aglomeracjach. Rozwijający się rynek nieruchomości stał się atrakcyjnym obszarem dla inwestorów. Cały czas obserwuje się niemalejącą aktywność inwestycyjną. Jednak z inwestowaniem na rynku nieruchomości związane są pewne ryzyka, których inwestorzy muszą być świadomi. Ponadto z uwagi na rentowność inwestycji w nieruchomości, sama nieruchomość stała się alternatywną formą alokacji kapitału, choć zdecydowanie mniej płynną niż inwestycje w instrumenty finansowe.

Celem artykułu jest identyfikacja ryzyk związanych z inwestowaniem na rynku nieruchomości, jak również próba pokazania możliwości ograniczania lub zabezpieczania się przed rozpoznanym przez inwestora ryzykiem. Należy podkreślić, iż uwaga zostanie skupiona na bezpośrednim inwestowaniu na rynku nieruchomości.<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Pośrednie inwestycje na rynku nieruchomości dotyczą głównie inwestowania w spółki z branży budowlanej, bądź zakupu certyfikatów inwestycyjnych emitowanych przez fundusze inwestycyjne rynku nieruchomości. Z inwestycjami pośrednimi związane są głównie ryzyka finansowe. W niniejszym opracowaniu pośrednie inwestycje w nieruchomości nie stanowią przedmiotu zainteresowania.



### **Fazy cyklu inwestycyjnego w procesie inwestowania w nieruchomości**

Proces inwestowania w nieruchomości charakteryzuje się złożonością, dynamicznym charakterem, kapitałochłonnością oraz czasochłonnością. Jest on dość specyficzny, a specyfika ta wynika z uwarunkowań jego realizacji, charakteru obiektów (które są efektem procesu inwestycyjnego) oraz lokalizacji, które często determinują stosowane technologie i sposoby realizacji. Podejmowane zadania w procesie inwestycyjnym wymagają synchronizacji oraz koordynacji i stanowią pewien złożony system powiązań pomiędzy uczestnikami wspólnego przedsięwzięcia inwestycyjnego<sup>2</sup>.

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele definicji procesu inwestycyjnego. Według jednej z nich<sup>3</sup> – w odniesieniu do inwestycji w nieruchomości – proces inwestycyjny to skomplikowana ścieżka postępowania, której celem jest doprowadzenie do stworzenia budynków lub budowli o określonych cechach, w założonym czasie i po zaplanowanych kosztach. Osiągnięcie celu procesu inwestycyjnego wymaga od inwestora jednoznacznych określeń dotyczących przedmiotu i zakresu inwestycji, środków do wykonania projektu, miejsca realizacji projektu oraz terminów. Należy pamiętać, iż przebieg procesu inwestycyjnego ukształtowany jest również przepisami prawnymi, które często narzucają pewne rozwiązania.

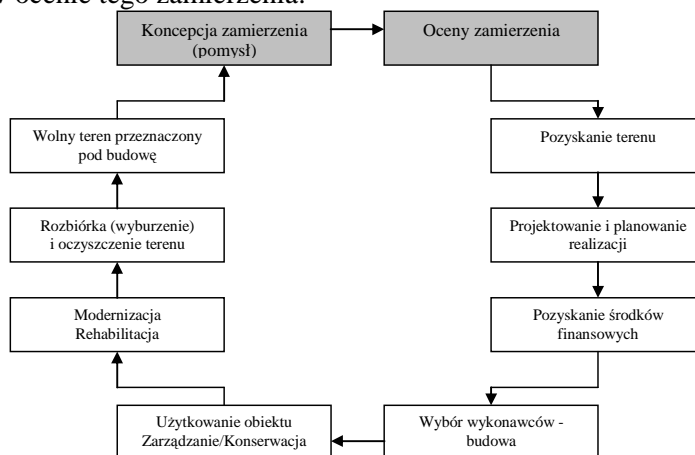
Cykl inwestycyjny w nieruchomości przedstawiony na poniższym schemacie, składa się z wielu faz, a każda z nich wymaga odpowiedniego nakładu pracy. Na niektórych etapach inwestycji w nieruchomości potrzebne jest dokonanie stosownych analiz. Szczególnie dotyczy to fazy koncepcji zamierzenia (pomyślu na inwestycje) oraz fazy oceny zamierzenia. Mogą być one skrócone jeśli inwestor np. posiada własny grunt, który ma określone przeznaczenie w miejscowym planie zagospodarowania. Jeśli nie ma gruntu pod inwestycję, wówczas w fazie koncepcji zamierzenia, inwestor powinien dokonać analizy lokalizacji biorąc pod uwagę wielkość terenu, możliwość dojazdu, połączenie z drogami i dostępność środków komunikacji publicznej, sposób wykorzystania obiektów znajdujących się w sąsiedztwie, dostępność mediów oraz uciążliwość

---

<sup>2</sup> Henzel H. (red.), *Inwestycje na rynku nieruchomości*, Prace naukowe AE w Katowicach, Wydawnictwo AE Katowice, Katowice 2004, str. 117

<sup>3</sup> Bryx M., Matkowski R., *Inwestycje w nieruchomości*, Wydawnictwo Poltext, Warszawa 2001, str. 111

otoczenia<sup>4</sup>. W zależności od pomysłu na inwestycję wybór odpowiedniej lokalizacji będzie dodatkowo jeszcze zależny od wielu innych czynników. Ważne jest aby inwestor, który planuje inwestycję w nieruchomości intensywnie współpracował z innymi uczestnikami rynku, którzy pomogą jemu w stworzeniu pełnej koncepcji i w ocenie tego zamierzenia.



Rys. 1. Cykl inwestycyjny w nieruchomości

Źródło: H. Hajduk, *Zarządzanie przedsięwzięciem budowlanym*. „Problemy Rozwoju Budownictwa” 1993, nr 2.

Do tej grupy należą m.in.: inni inwestorzy/deweloperzy, pośrednicy w obrocie nieruchomościami, rzeczoznawcy, analitycy rynku, instytucje finansujące, prawnicy, zakłady ubezpieczeń, przedstawiciele samorządów terytorialnych. W fazie koncepcji zamierzenia inwestor może już dokonać wstępnej analizy opłacalności inwestycji. Natomiast pełna analiza powinna mieć miejsce w fazie oceny zamierzenia (chyba, że obie pierwsze fazy inwestor połączy w jedną). Analiza ta powinna sprawdzić możliwości realizacji inwestycji na podstawie szczegółowych danych i prognoz oraz jej uzasadnienie wobec innych instytucji uczestniczących w procesie inwestycyjnym, w szczególności wobec potencjalnych instytucji finansujących, użytkowników i inwestorów. Analiza ta, nazywana analizą wykonalności, składa się z: analizy rynku, analizy lokalizacji, analizy wymagań użytkowych, analizy konkurencji, analizy ryzyka oraz analizy

<sup>4</sup> Szerzej: Dąbrowski M., Kirejczyk K., *Inwestycje deweloperskie*, Wydawnictwo Twigger, Warszawa 2001 str. 30

opłacalności (efektywności finansowej). Każda z tych analiz składa się z kolejnych. I tak<sup>5</sup>:

- analiza rynku to: analiza założeń ramowych, analiza popytu na powierzchnię, prognoza podaży powierzchni, prognoza absorpcji powierzchni,
- analiza lokalizacji: analiza makrolokalizacji (analiza obszaru, dla którego inwestycja ma znaczenie), analiza mikrolokalizacji (analiza bezpośrednio dostępnego otoczenia inwestycji), analiza konkurencji (określenie względnej pozycji rynkowej istniejącej koncepcji,
- analiza wykorzystania: analiza potrzeb użytkowników (w zależności od rodzaju nieruchomości zainteresowanie powinno dotyczyć: średniej wielkości powierzchni, na którą jest popyt, powierzchni do dyspozycji jednego pracownika, preferowanej koncepcji przestrzennej, niezbędnych urządzeń technicznych, oczekiwanych i dodatkowo opłacanych usług, przeciętnej liczby wymaganych miejsc parkingowych, wymogów co do standardów budynku i wykończenia, preferencjami dotyczącymi charakteru architektury), analiza ewentualnych, przyszłych zmian tych potrzeb,
- analiza ryzyka: rozwoju, czasu, kosztów, finansowania, gruntu budowlanego, związanego z uzyskaniem pozwoleń,
- analiza opłacalności i rentowności inwestycji<sup>6</sup>.

Po dwóch pierwszych fazach kolejne fazy związane są z realizacją już samej inwestycji. Obowiązują w nich ustalenia i plany dokonane w fazach wcześniejszych, chyba że uwarunkowania rynkowe wymagają nagłych zmian. Na szczególną uwagę zasługuje faza związana z finansowaniem inwestycji. W zależności od źródła finansowania faza ta będzie miała inny przebieg. Źródłami finansowania inwestycji w nieruchomości mogą być: środki własne inwestora i wypracowane zyski z jego działalności, kredyty bankowe, pożyczki, przedpłaty przyszłych nabywców, sprzedaż udziałów lub emisja akcji przez inwestora.

<sup>5</sup> *Ibidem*, str.37

<sup>6</sup> Szerzej: Gawron H., *Opłacalność inwestowania na rynku nieruchomości*, Wydawnictwo AE Poznań, Poznań 2006.

### **Źródła ryzyka związanego z inwestowaniem w nieruchomości**

Ryzyko jest nieodłączną cechą inwestycji w nieruchomości. Związane jest ono z całym procesem inwestycyjnym, jak również z fazami przygotowawczymi do inwestycji czy też momentami, w których podejmuje się decyzję co do realizacji pomysłu. Jednak niezależnie od przyjętych założeń w fazach początkowych inwestycji, często w trakcie już realizacji projektu inwestycyjnego pojawiają się pewne zmiany (zarówno pozytywne jak i negatywne), które zakłócają realizację projektu i generują ryzyko. Do czynników ryzyka powodzenia inwestycji w nieruchomości zaliczyć można<sup>7</sup>:

- czynniki rynkowe (m.in. błędny szacunek, zmienność popytu i stawek dzierżaw powierzchni, nowi konkurenci),
- czynniki polityczne (np. zmiany polityki podatkowej oraz polityki społeczno-gospodarczej),
- czynniki techniczne (m.in. zawodność prototypowych rozwiązań w obiekcie, trudności w opanowaniu nowoczesnych technologii w budowie i eksploatacji obiektu),
- czynniki losowe (np. długotrwałe zmiany klimatyczne, inne zjawiska przyrodnicze).

Ponadto ogół czynników, które wpływają na poziom niepewności w procesie inwestowania w nieruchomości można podzielić na<sup>8</sup>:

- czynniki egzogeniczne w stosunku do inwestora – nie ma on na nie wpływu, ale musi je uwzględnić dokonując oceny efektywności inwestycji,
- czynniki endogeniczne, które kształtuje inwestor, zatem ma na nie wpływ, i które powinien dostosować do oczekiwań i potrzeb poprzez aktywną działalność na rynku nieruchomości.

Dodatkowo jeszcze czynniki, które generują ryzyko mogą być stałe lub zmienne. Stałe czynniki to z reguły te, które ciągle występują w gospodarce i na rynku nieruchomości, natomiast zmienne czynniki to takie, które na przykład występują okresowo.

---

<sup>7</sup> *Ibidem*, str.160

<sup>8</sup> Henzel H. (red.), *Inwestycje na rynku nieruchomości*, op.cit.str.77

### Rodzaje ryzyka związanego z inwestowaniem w nieruchomości

Wraz z rozwojem rynku nieruchomości, z rozwojem metod finansowania tego rynku oraz zwiększającą się liczbą uczestników tego rynku, wachlarz ryzyk związanych z inwestowaniem na rynku nieruchomości powiększa się. W zależności od rodzaju nieruchomości ryzyka te mogą się nieco różnić.

Wśród ryzyk związanych z inwestowaniem w nieruchomości znajdują się<sup>9</sup>:

- ryzyko trafności koncepcji,
- ryzyko związane z czasem przygotowania projektu,
- ryzyko wydłużenia okresu uzgodnień i zezwoleń,
- ryzyko koncepcji finansowania inwestycji,
- ryzyko związane z gruntem budowlanym,
- ryzyko przekroczenia kosztów budowy.

Ryzyko trafności koncepcji, nazywane także ryzykiem deweloperskim<sup>10</sup> można podzielić na trzy kolejne ryzyka:

- ryzyko trudności z wynajmem lub sprzedażą, które jest spowodowane nieodpowiadającą wymogom rynku koncepcji inwestycji, spowodowanej najczęściej niewystarczająco atrakcyjną lokalizacją i koncepcją użytkowania,
- ryzyko prognozy, które wiąże się z niebezpieczeństwem tego, że prognozowane warunki ramowe założone w różnych analizach, na podstawie których została podjęta decyzja odnośnie rozpoczęcia realizacji inwestycji, w rzeczywistości nie pojawią się,
- ryzyko planowania, które pojawia się w sytuacji gdy analizy, plany i projekty sporządzone w fazie koncepcji inwestycji dadzą wynik negatywny i inwestycja nie będzie mogła być zrealizowana ze względów ekonomicznych, technicznych lub wynikających z planu miejscowego. Oznacza to wówczas, iż wykonane uprzednio liczne prace przygotowawcze staną się nieprzydatne, a poniesione koszty ich wykonania będzie trzeba pokryć z innych źródeł.

Do najistotniejszych czynników ryzyka w toku procesu inwestycyjnego w budownictwie zalicza się czas. Oznacza to, iż ryzyko związane z czasem przygotowania projektu ma bardzo duże znaczenie dla inwestorów. Z uwagi na wy-

<sup>9</sup> Gawron H., *Opłacalność...*, op.cit.str.163

<sup>10</sup> Dąbrowski M., Kirejczyk K., *Inwestycje...*, op.cit.str.58

soki udział kapitałów obcych w większości inwestycjach, przekroczenie planowanych okresów realizacji i/lub ekspozycji rynkowej wiąże się z dodatkowym obciążeniem z tytułu obsługi kredytu, co może pochłonąć zakładany zysk inwestora. Na zrealizowanie się ryzyka czasu mogą mieć wpływ zarówno czynniki zewnętrzne (niezależne od inwestora) jak np. zbyt długi czas oczekiwania na uzyskanie pozwoleń, jak również czynniki wewnętrzne (zależne od inwestora) jak np. zła organizacja pracy zespołu deweloperskiego. Oznacza to, że kolejne ryzyko, jakim jest ryzyko wydłużenia okresu uzgodnień i zezwoleń jest silnie związane z ryzykiem czasu.

Następnym bardzo ważnym ryzykiem jest ryzyko związane z koncepcją finansowania projektu, które jest związane z wyborem źródła finansowania projektu. W zależności od podejścia i wyboru źródła finansowania inwestycji można tutaj wyróżnić następujące rodzaje tego ryzyka:

- ryzyko zmiany cen, które jest związane z nieprzewidywalnymi zmianami cen materiałów i usług firm (osób) zatrudnionych przy realizacji inwestycji,
- ryzyko braku środków finansowych, które realizuje się w sytuacji, gdy inwestor opiera swą działalność na wpłatach klientów, co w przypadku opóźniania wpłacania rat należności za realizowane etapy lub zerwania umowy przez klienta może doprowadzić do opóźnienia realizacji inwestycji oraz spowoduje utratę płynności finansowej inwestora,
- ryzyko zmiany stóp procentowych, które zagraża inwestorowi w przypadku wysokiego udziału kapitałów obcych w łącznych kosztach inwestycji,
- ryzyko inflacyjne, które powoduje niepewność zwrotu z inwestycji oraz występuje w krajach o zmiennej, dość wysokiej inflacji,
- ryzyko kursowe, które występuje, gdy część płatności dokonywana jest w walucie krajowej na podstawie umów zakładających ceny stałe, natomiast inna część płatności waloryzowana jest proporcjonalnie do zmian kursowych innej waluty. Może się ono zrealizować także w sytuacji gdy inwestor finansuje inwestycje kredytem walutowym lub zawarł umowy sprzedaży lub wynajmu oparte na walucie obcej, podczas gdy koszty inwestycji rozlicza w walucie krajowej.

Następnym rodzajem ryzyka jest ryzyko związane z gruntem budowlanym. Wynika ono z pewnych właściwości gruntu, które mogą być rozpoznane tylko

przez odpowiednie badania. Znaleźiska archeologiczne, niewypały, zanieczyszczenia gruntu mogą spowodować ograniczenia obszaru możliwego do wykorzystania lub przesunięcia terminu budowy. Nietypowe warunki hydrologiczne z reguły narzucają konieczność wykonania szczególnych zabezpieczeń przed wodą, a to generuje dodatkowe koszty.

Ostatnim wymienionym powyżej ryzykiem jest ryzyko związane z przekroczeniem kosztów budowy, które wynika przede wszystkim z długiego okresu realizacji inwestycji, co utrudnia sporządzenie wystarczająco dokładnej prognozy kosztów we wczesnym stadium procesu inwestycyjnego.

Poza powyższymi ryzykami, które często są wymieniane w fachowej literaturze, istnieją jeszcze inne ryzyka, o których warto wspomnieć. Jednym z nich jest ryzyko związane z organizacją wewnętrzną przedsiębiorstwa, które jest inwestorem. Ryzyko to może urzeczywistniać się w postaci:

- ryzyka braku doświadczenia głównych uczestników procesu inwestycyjnego – ze względu na to, iż każdy nowopowstający obiekt budowlany ma w znacznej mierze cechy prototypu (inna architektura, zastosowane materiały itp.), każdy inwestor, projektant czy kierownik budowy mimo ogólnego doświadczenia, może okazać się debiutantem,
- ryzyka różnorodności realizatorów – udział wielu, często zmieniających się, firm w procesie inwestycyjnym wymaga skoordynowania, aby ich działalność była najbardziej efektywna,
- ryzyka selekcji wykonawstwa, które wynika z konieczności doboru odpowiednich realizatorów procesu inwestycyjnego.

Innym istotnym ryzykiem, pojawiającym się w sytuacji gdy końcowym efektem projektu ma być wynajem nieruchomości (zarówno mieszkaniowych, jak i komercyjnych), jest ryzyko związane z najemcami. To ryzyko może realizować się poprzez:

- ryzyko nie pozyskania najemców, które odzwierciedla zagrożenie nie pozyskania, lub pozyskania w stopniu niższym od zakładanego, najemców na nieruchomości będące efektem zakończonego projektu inwestycyjnego. Niższy od zakładanego stopień wykorzystania powierzchni przeznaczonej do wynajmu skutkuje niższymi od zakładanych przychodami, co wpłynąć może na sytuację finansową i efektywność finansową inwestora;

- ryzyko nie wywiązania się najemców z zawartych umów najmu, które odzwierciedla prawdopodobieństwo nie wywiązania się przez znaczącą część najemców z zawartych, głównie średnio i długoterminowych, umów najmu;
- ryzyko utraty wartości nieruchomości wskutek niewłaściwego użytkowania, bowiem intensywne użytkowanie nie w pełni zgodne z funkcjonalnym przeznaczeniem obiektu może wpłynąć na spadek wartości rynkowej nieruchomości w wyniku ponadnormatywnego zużycia technicznego;
- ryzyko zmian rynkowych stawek najmu, które częściowo wiąże się z sytuacją makroekonomiczną kraju, jak również wynika z uwarunkowań lokalnego rynku nieruchomości.

Ponadto istnieją jeszcze inne ryzyka, które szczególne znaczenie mogą mieć np. przy chęci inwestora do rewitalizacji nieruchomości. Do takich ryzyk należą:

- ryzyko wad prawnych nieruchomości, które oznacza, że nieruchomość, jako przedmiot obrotu gospodarczego, może być obciążona wadami prawnymi, jak np. roszczenia reprivatyzacyjne, wadliwy tytuł prawny do nieruchomości, wadliwa podstawa nabycia nieruchomości, niewłaściwy standard zawartych umów najmu. Ujawnienie wad prawnych po zawarciu transakcji zakupu nieruchomości może skutkować istotnym spadkiem wartości nieruchomości, a w skrajnym przypadku może prowadzić do utraty własności takiej nieruchomości;
- ryzyko transakcyjne, które związane jest z koniecznością zawarcia umowy sprzedaży umożliwiającej skuteczne i płynne przejęcie nieruchomości. Wystąpienie błędu w zawartej umowie lub niedopełnienie wymogów formalnych (np. wpis do księgi wieczystej, wymogi związane z prawem pierwokupu przez gminę, uzyskanie zezwoleń właściwych organów) może skutkować, w skrajnym przypadku, nieważnością zawartej transakcji.

Ostatnim tutaj ryzykiem, na które warto zwrócić uwagę jest ryzyko wywłaszczenia nieruchomości na cele publiczne. Należy pamiętać, iż nieruchomość jako przedmiot inwestycji nierozzerwalnie związany z konkretną lokalizacją, może być przedmiotem wywłaszczenia na rzecz Skarbu Państwa albo jednostek samorządu terytorialnego z przeznaczeniem na cele publiczne. Wy-



właszczenie takie wiąże się z wypłatą odszkodowania na rzecz właściciela wywłaszczonej nieruchomości. Nie można jednak wykluczyć, że wysokość uzyskanego odszkodowania będzie odbiegać od wartości rynkowej nieruchomości możliwej do uzyskania w przyszłości.

Zapewne wraz z rozwojem rynku nieruchomości będą pojawiały się kolejne ryzyka związane z inwestowaniem na tym rynku. Dodatkowo, wraz z doświadczeniem inwestorów, inne ryzyka będą przez nich minimalizowane.

### **Możliwości ograniczania poszczególnych ryzyk**

Inwestor, chcąc nie narażać się na zrealizowanie się ryzyk inwestycyjnych powinien starać się je ograniczać poprzez podejmowanie odpowiednich środków. Zatem w przypadku ryzyka deweloperskiego inwestor powinien:

- starannie oszacować własne umiejętności,
- oszacować środki pieniężne,
- dokonać wyboru wyspecjalizowanych i doświadczonych partnerów,
- przeprowadzić systematyczne analizy dotyczące rynku, lokalizacji, konkurencji, użytkowania i rentowności,
- rozłożyć ryzyko na różnych współpartnerów.

Chcąc zminimalizować ryzyko związane z czasem przygotowania projektu inwestor powinien podjąć następujące kroki:

- regularnie komunikować się ze wszystkimi uczestnikami projektu inwestycyjnego,
- profesjonalnie zorganizować inwestycję (poprawnie przygotować harmonogram realizacji inwestycji i systematycznie kontrolować zgodność realizacji inwestycji z harmonogramem),
- dokonać wyboru wyspecjalizowanych i doświadczonych partnerów,
- wybrać właściwy moment rozpoczęcia ekspozycji rynkowej inwestycji.

W celu zredukowania ryzyka związanego z uzyskaniem pozwoleń i procesem uzgodnień inwestor powinien:

- odpowiednio wcześnie skontaktować się z odpowiednimi władzami udzielającymi pozwoleń oraz zidentyfikować wszystkie konieczne uzgodnienia,
- uwzględnić interesy publiczne w fazie koncepcji inwestycji,
- dokonać odpowiedniej koordynacji prac projektowych z procesem niezbędnych uzgodnień,

- zbudować pozytywny wizerunek publiczny.

Aby ograniczyć ryzyko finansowania wskazane byłoby, aby inwestor:

- unikał zbyt wczesnego zaangażowania kapitału własnego przed podjęciem ostatecznej decyzji co do realizacji projektu,
- podpisywał jak najszybciej umowy przedwstępne w sprawie wynajmu lub sprzedaży lokali w budowanym obiekcie,
- rozkładał ryzyko finansowania poprzez zastosowanie różnych metod finansowania inwestycji.

Przy redukcji ryzyka związanego z gruntem budowlanym inwestor powinien wykonać kompleksowe badania terenu przeznaczonego pod budowę oraz odpowiednio formułować umowy dotyczące nabycia gruntu. Natomiast w celu obniżenia ryzyka związanego z kosztami powinien on kompleksowo planować koszty oraz prowadzić ich stały monitoring, ponadto odpowiednio formułować umowy z projektantami i wykonawcami projektu.

Z kolei w przypadku ryzyka inflacyjnego warto, aby inwestor zapewnił sobie możliwość indeksowania kosztów i przychodów tym samym wskaźnikiem inflacji. Natomiast w przypadku ryzyka utraty wartości nieruchomości ważne jest, aby sposób wykorzystania wynajmowanej powierzchni był każdorazowo określony w umowie najmu, a ewentualne odchylenia od norm były monitorowane przez firmę zarządzającą daną nieruchomością.

### **Podsumowanie**

Z przedstawionych powyżej rozważań dotyczących ryzyka związanego z inwestowaniem w nieruchomości wynika, że proces ten narażony jest na bardzo wiele ryzyk, które mogą się zrealizować zarówno z winy samego inwestora, jak i czynników od niego niezależnych. Zatem niepowodzenie procesu inwestycyjnego w nieruchomości jest obarczone pewnym prawdopodobieństwem. Zapewne wraz z rozwojem rynku nieruchomości inwestorzy będą coraz lepiej radzili sobie z ryzykami, które się pojawiają zarówno w fazie przedinwestycyjnej, w fazie realizacji inwestycji, jak również w fazie eksploatacji. Ważne jest, aby inwestorzy byli świadomi ryzyk, które mogą się zrealizować w każdej z tych faz oraz aby potrafili je ograniczać, a nawet nimi zarządzać.

## Literatura

1. Bryx M., Matkowski R., *Inwestycje w nieruchomości*, Wydawnictwo Poltext, Warszawa 2001.
2. Dąbrowski M., Kirejczyk K., *Inwestycje deweloperskie*, Wydawnictwo Twigger, Warszawa 2001.
3. Gawron H., *Oplacalność inwestowania na rynku nieruchomości*, Wydawnictwo AE Poznań, Poznań 2006.
4. Henzel H. (red.), *Inwestycje na rynku nieruchomości*, Prace naukowe AE w Katowicach, Wydawnictwo AE Katowice, Katowice 2004.
5. H. Hajduk: *Zarządzanie przedsięwzięciem budowlanym*. Problemy Rozwoju Budownictwa. 1993, nr 2.

## STRESZCZENIE

Wraz z rozwojem rynku nieruchomości i z rosnącą liczbą realizowanych inwestycji wzrasta także ilość ryzyk, na które narażeni są poszczególni inwestorzy. Ważne jest, aby potrafili oni odpowiednio zarządzać. Celem artykułu jest identyfikacja ryzyk związanych z inwestowaniem na rynku nieruchomości, jak również próba pokazania możliwości ograniczania lub zabezpieczania się przed rozpoznanym przez inwestora ryzykiem.

## RISK CONNECTED WITH INVESTING IN REAL ESTATE

### SUMMARY

Market of the real estate in Poland is developing. A number of investments carried out is increasing. Also a number of risks to which investors are exposed is increasing. It is important so that investors are able to manage them. An identification of risks connected with investing in fixed properties is a aim of the article. Moreover ways of curbing individual risks were shown.

*Translated by P. Kowalczyk*

*Dr Patrycja Kowalczyk*  
Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
patrycja.kowalczyk@ae.wroc.pl

HENRYK KOWGIER

## O SPOSOBIE ZNAJDOWANIA ZBIORU PORTFELI EFEKTYWNYCH

### Wprowadzenie

Celem tego artykułu jest pokazanie na wybranych przykładach sposobu znajdowania zbioru portfeli efektywnych. Autor dokonuje również porównania tych portfeli pod kątem ponoszonego ryzyka i oczekiwanej stopy zwrotu.

### Wiadomości wstępne

W oparciu o rozpatrywaną populację akcji można utworzyć różnego rodzaju portfele akcji: Zbiór wszystkich takich portfeli nazywamy zbiorem możliwości inwestycyjnych. Nie wszystkie jednak z tych portfeli są równie atrakcyjne. Przykładowo dla danego poziomu ryzyka reprezentowanego odchyleniem standardowym preferuje się portfele o jak najwyższej stopie zwrotu. Podobnie dla danego poziomu oczekiwanej stopy zwrotu preferuje się portfele charakteryzujące się jak najniższym ryzykiem<sup>1</sup>.

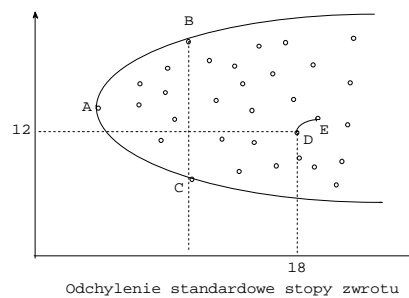
Przedstawione na powyższym rysunku punkty obrazują umiejscowienie poszczególnych akcji. I tak stopa zwrotu oraz odchylenie standardowe np. akcji oznaczonej literą D wynoszą odpowiednio:  $E(R) = 12\%$  oraz  $S(R) = 18\%$ . Krzywą ograniczającą zbiór punktów na rys. 1 nazywamy zbiorem minimalnego ryzyka. Można wykazać, że zbiór minimalnego ryzyka w układzie: odchylenie standardowe stopy zwrotu – oczekiwana stopa zwrotu jest hiperbolą<sup>2</sup>. Każdy z portfeli należący do zbioru minimalnego ryzyka posiada najniższe możliwe do osiągnięcia odchylenie standardowe (lub wariancję) dla danego poziomu ocze-

---

<sup>1</sup> Patrz rys.1 i [2].

<sup>2</sup> Patrz [2].

kiwanej stopy zwrotu. Ponadto każdy portfel ze zbioru minimalnego ryzyka reprezentuje portfel utworzony na podstawie wszystkich akcji należących do rozpatrywanej populacji<sup>3</sup>. Krzywą minimalnego ryzyka można podzielić na dwie połowy tzn. górną i dolną. Na powyższym rysunku połowy te oddziela od siebie punkt A. Reprezentuje on globalny portfel minimalnego ryzyka. Jak nie trudno zauważyć z rys. 1 portfel ten charakteryzuje najniższe (przy danym składzie populacji akcji) odchylenie standardowe oczekiwanej stopy zwrotu. Dla inwestorów zdecydowanie bardziej interesująco przedstawia się górna część zbioru minimalnego ryzyka (zbiór efektywny), ponieważ portfele efektywne leżące na tej części krzywej posiadają najwyższą możliwą do osiągnięcia dla danego poziomu ryzyka oczekiwaną stopę zwrotu.



Rys. 1. Zbiór minimalnego ryzyka.

Źródło: Opracowanie własne.

Porównując portfele B i C na rys. 1 widać, że oba one znajdują się w zbiorze minimalnego ryzyka jednak tylko portfel B jest efektywny, gdyż posiada najwyższą stopę zwrotu przy danym odchyleniu standardowym. Z istniejących akcji można tworzyć różne portfele inwestycyjne. Inwestując np. w akcje D i E otrzymamy portfel znajdujący się w dowolnym punkcie ich linii kombinacji (linia przerywana).

Załóżmy, że posiadamy portfel składający się z  $N$  akcji. Powstaje pytanie jak zmierzyć oczekiwaną stopę zwrotu tego portfela. Aby to uczynić możemy posłużyć się następującym wzorem<sup>4</sup>:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N x_i E(R_i), \quad (1)$$

<sup>3</sup> Ibidem.

<sup>4</sup> Ibidem.

gdzie :

$$\sum_{i=1}^N x_i = 1, \text{ dla } x_i \geq 0,$$

$E(R_i)$  – oczekiwana stopa zwrotu  $i$  – tej akcji,

$x_i$  – udział ceny zakupu  $i$  – tej akcji spółki w cenie zakupu portfela.

W szczególności oczekiwana stopa zwrotu  $i$  – tej akcji przyjmuje postać<sup>5</sup>:

$$E(R_i) = \frac{\sum_{i=1}^M R_i}{M} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \frac{P_{t_i} - P_{t_{i-1}} + D_{t_i}}{P_{t_{i-1}}}, \text{ dla } 1 \leq i \leq N \quad (2)$$

gdzie:

$$R_i = \frac{P_{t_i} - P_{t_{i-1}} + D_{t_i}}{P_{t_{i-1}}} \quad (3)$$

$R_i$  – stopa zwrotu  $i$ -tej akcji ( $i = 1, 2, \dots, N$ ),

$P_{t_i}$  – cena  $i$ -tej akcji w okresie  $t$ ,

$P_{t_{i-1}}$  – cena  $i$ -tej akcji w okresie  $t-1$ ,

$D_{t_i}$  – dywidenda  $i$ -tej akcji wypłacana w  $t$  – tym okresie,

$M$  – liczba wszystkich analizowanych stóp zwrotu.

Wobec powyższego równanie (1) możemy napisać w następującej postaci:

$$E(R_p) = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^N x_i \sum_{i=1}^M \frac{P_{t_i} - P_{t_{i-1}} + D_{t_i}}{P_{t_{i-1}}} \quad (4)$$

przy dodatkowym założeniu, że liczba analizowanych stóp zwrotu dla każdej akcji wchodzącej w skład portfela wynosi  $M$ .

Podobnie wartości odchylenia standardowego  $S_i$   $i$ -tej akcji, współczynniki korelacji  $r_{ij}$  między  $i$  – tą i  $j$  – tą akcją obliczamy według wzorów odpowiednio<sup>6</sup>:

$$S_i = \sqrt{\frac{1}{M-1} \sum_{k=1}^M \{R_{i_k} - E(R_i)\}^2} \quad (5)$$

$$r_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^M \{R_{i_k} - E(R_i)\} \{R_{j_k} - E(R_j)\}}{(M-1)S_i S_j} \quad (6)$$

gdzie:

$R_{i_k}$  – możliwe stopy zwrotu  $i$ -tej akcji ( $k = 1, 2, \dots, M$ ),

<sup>5</sup> Patrz [3].

<sup>6</sup> Ibidem.



$$\frac{\partial F(R_p)}{\partial x_N} = 2x_1 S_N S_1 r_{N1} + 2x_2 S_N S_2 r_{N2} + 2x_3 S_N S_3 r_{N3} + \dots + 2S_N^2 x_N + \lambda = 0$$

$$\frac{\partial F(R_p)}{\partial \lambda} = x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_N - 1 = 0$$

Układ równań (11) jest układem  $N + 1$  równań o  $N + 1$  niewiadomych. Można go zapisać również w postaci macierzowej:

$$AX = Y \quad (12)$$

Rozwiązując ostatnie równanie otrzymujemy:

$$X = A^{-1}Y \quad (13)$$

gdzie:

$$A = \begin{bmatrix} 2S_1^2 & 2S_1 S_2 r_{12} & \dots & 2S_1 S_N r_{1N} & 1 \\ 2S_2 S_1 r_{21} & 2S_2^2 & \dots & 2S_2 S_N r_{2N} & 1 \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ 2S_N S_1 r_{N1} & 2S_N S_2 r_{N2} & \dots & 2S_N^2 & 1 \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \cdot \\ x_N \\ \lambda \end{bmatrix}, \quad Y = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

$A^{-1}$  – macierz odwrotna do macierzy  $A$ ,

$X$  – wektor udziałów poszczególnych spółek w portfelu  $N$  składnikowym,

$Y$  – wektor wyrazów wolnych.

Przypuścmy, że inwestorowi zależy na tym, aby zwiększyć przeciętną stopę zwrotu swojego portfela, jednak chciałby przy tym ponieść jak najmniejsze ryzyko mierzone odchyleniem standardowym. W przypadku, gdy mamy do czynienia ogólnie z  $N$  spółkami należy rozpatrzyć funkcję Lagrange'a<sup>10</sup>  $N+2$  zmiennych daną następującym wzorem:

$$F(R_p) = \sum_{i=1}^N x_i S_i^2 + \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N x_i x_j S_i S_j r_{ij} + \lambda_1 (\sum_{i=1}^N x_i - 1) + \lambda_2 \{ \sum_{i=1}^N x_i E(R_i) - E(R_p) \} \quad (15)$$

Warunki konieczne na minimum funkcji (15) można napisać w postaci układu  $N + 2$  równań o  $N + 2$  niewiadomych. Przy czym układ ten jest równoważny równaniu macierzowemu postaci:

$$\begin{bmatrix} 2S_1^2 & 2S_1 S_2 r_{12} & \dots & 2S_1 S_N r_{1N} & 1 & E(R_1) \\ 2S_2 S_1 r_{21} & 2S_2^2 & \dots & 2S_2 S_N r_{2N} & 1 & E(R_2) \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot & \cdot \\ 2S_N S_1 r_{N1} & 2S_N S_2 r_{N2} & \dots & 2S_N^2 & 1 & E(R_N) \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ E(R_1) & E(R_2) & \dots & E(R_N) & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \cdot \\ x_N \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ 1 \\ E(R_p) \end{bmatrix} \quad (16)$$

<sup>10</sup> Patrz [1].



gdzie:

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} \mathcal{S}_1^2 & \mathcal{S}_1 \mathcal{S}_2 r_{12} & \dots & \mathcal{S}_1 \mathcal{S}_N r_{1N} & 1 & E(R_1) \\ \mathcal{S}_2 \mathcal{S}_1 r_{21} & \mathcal{S}_2^2 & \dots & \mathcal{S}_2 \mathcal{S}_N r_{2N} & 1 & E(R_2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathcal{S}_N \mathcal{S}_1 r_{N1} & \mathcal{S}_N \mathcal{S}_2 r_{N2} & \dots & \mathcal{S}_N^2 & 1 & E(R_N) \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ E(R_1) & E(R_2) & \dots & E(R_N) & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \bar{X} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \dots \\ x_N \\ \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix}, \quad \bar{Y} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \\ 1 \\ E(R_p) \end{bmatrix} \quad (17)$$

Rozwiązanie równania macierzowego (16) podobnie jak (12) przyjmuje postać:

$$\bar{X} = \bar{A}^{-1} \cdot \bar{Y}. \quad (18)$$

### Przykład empiryczny

Porównajmy obecnie zbiory efektywne dla portfeli czteroskładnikowych w skład których wchodzi akcje spółek: Elektrim, BRE, Uniwersal, Efekt (w pierwszym przypadku) oraz Elektrim, BRE, Uniwersal, Irena (w drugim przypadku). Do tego celu wykorzystamy tygodniowe dane z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie za okres od stycznia 1994 do stycznia 1996. Stosując wzory (2), (3), (5), (6) przeciętne stopy zwrotu, odchylenia standardowe, współczynniki korelacji wynoszą dla tych spółek odpowiednio:

$$E(R_1) = 0,005; E(R_2) = 0,005; E(R_3) = 0,002; E(R_4) = 0,001;$$

$$S_1 = 0,104; S_2 = 0,081; S_3 = 0,1528; S_4 = 0,15;$$

$$r_{12} = r_{21} = 0,69; r_{13} = r_{31} = 0,62; r_{23} = r_{32} = 0,46; r_{14} = r_{41} = 0,62$$

$$r_{24} = r_{42} = 0,57; r_{34} = r_{43} = 0,75 \text{ (w pierwszym przypadku)}$$

oraz

$$E(R_1) = 0,005; E(R_2) = 0,005; E(R_3) = 0,002; E(R_4) = 0,008;$$

$$S_1 = 0,104; S_2 = 0,081; S_3 = 0,1528; S_4 = 0,127;$$

$$r_{12} = r_{21} = 0,69; r_{13} = r_{31} = 0,62; r_{23} = r_{32} = 0,46; r_{14} = r_{41} = 0,61$$

$$r_{24} = r_{42} = 0,52; r_{34} = r_{43} = 0,82 \text{ (w drugim przypadku)}$$

Stosując metodę mnożników nieoznaczonych Lagrange'a i rozwiązując za pomocą programu Mathcad 2001 Profesjonal równania macierzowe najpierw typu (12) a następnie (18) uzyskujemy następujące dane opisujące zbiór portfeli efektywnych dla: Elektrim, BRE, Uniwersal, Irena oraz Elektrim, BRE, Uniwersal, Efekt.

Jak widać z tabel (1–2) minimalne ryzyko mierzone odchyleniem standardowym dla portfela: Elektrim, BRE, Uniwersal, Irena wynosi 7,98% przy ocze-

kiwanej stopie zwrotu 0,55%, (co odpowiada na rys.1 punktowi A) zaś dla portfela Elektrim, BRE, Uniwersal, Efekt 7,95% przy oczekiwanej stopie zwrotu 0,52%. Nietrudno zauważyć, że struktura zbioru portfeli efektywnych dla spółek (1) Elektrim, BRE, Uniwersal, Efekt jest nieco inna niż dla spółek (2) Elektrim, BRE, Uniwersal, Irena. W pierwszym przypadku wagi Elektrimu i BRE nieustannie rosną przy jednoczesnym zmniejszaniu się wartości wag Uniwersalu i Efektu. Natomiast w drugim przypadku wartości wag Elektrimu i Ireny nieustannie rosną przy jednoczesnym zmniejszaniu się wartości wag BRE i Uniwersalu. Na uwagę zasługuje tutaj fakt, że stopień ryzyka mierzony np. odchyleniem standardowym stopy zwrotu jest znacznie wyższy w przypadku portfela Elektrim, BRE, Uniwersal, Efekt. Przykładowo dla przeciętnej stopy zwrotu wynoszącej 1% odchylenie standardowe wymienionego portfela jest już o ponad 50% większe niż portfela Elektrim, BRE, Uniwersal, Irena.

Tabela 1. Przykładowe portfele efektywne dla spółek Elektrim, BRE, Uniwersal, Irena

Elektrim, BRE, Uniwersal, Irena							
L.p	$E(R_p)$	$\sigma^2_{\text{MIN}}(R_p)$	$S_{\text{MIN}}(R_p)$	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$
1.	0,00556	0,006378	0,07986	0,10420	0,82756	-0,059778	0,128014
2.	0,006	0,006416	0,0801	0,11121	0,804943	-0,124744	0,208589
3.	0,0065	0,006546	0,08091	0,11923	0,779042	-0,19914	0,30086
4.	0,007	0,006771	0,08229	0,12726	0,753142	-0,273536	0,39313
5.	0,0075	0,007089	0,084196	0,13529	0,727241	-0,347932	0,485401
6.	0,008	0,007502	0,086614	0,14332	0,701341	-0,422328	0,577672
7.	0,0085	0,008012	0,08951	0,15134	0,67544	-0,496724	0,669942
8.	0,009	0,008615	0,092817	0,15937	0,64954	-0,57112	0,762213
9.	0,0095	0,009312	0,096499	0,16739	0,623639	-0,645516	0,854484
10.	0,01	0,010104	0,100519	0,17542	0,597738	-0,719912	0,946754

Źródło: Opracowanie własne.

Inną dodatkową trudnością jaką napotka inwestor zakupując akcje portfela (1) jest dokonywanie krótkiej sprzedaży akcji nie jednej, ale dwóch spółek (Uniwersal i Efekt) począwszy od przeciętnej stopy zwrotu wynoszącej 0,75%. W przypadku portfela (2)<sup>11</sup> należy krótko sprzedać jedynie akcje Uniwersalu.

<sup>11</sup> Zob. tab. 1.

Zatem inwestowanie w portfel (1) jest bardziej ryzykowne niż w portfel (2) i wymaga dodatkowo bardziej wzmoczonej krótkiej sprzedaży.

Tabela 2. Przykładowe portfele efektywne dla spółek Elektrim, BRE, Uniwersal, Efekt

Elektrim, BRE, Uniwersal, Efekt							
Lp.	$E(R_p)$	$\sigma^2_{\text{MIN}}(R_p)$	$S_{\text{MIN}}(R_p)$	$x_1$	$x_2$	$x_3$	$x_4$
1.	0,00521	0,00633	0,079561	0,13027	0,902225	0,079829	-0,112324
2.	0,006	0,007015	0,083756	0,264104	0,97464	0,045107	-0,28383
3.	0,0065	0,007696	0,087727	0,348788	1,021428	0,023136	-0,392352
4.	0,007	0,008916	0,094425	0,433473	1,066236	0,001166	-0,500874
5.	0,0075	0,010547	0,102699	0,518157	1,112044	-0,020805	-0,609396
6.	0,008	0,012578	0,112152	0,602842	1,157852	-0,042776	-0,717918
7.	0,0085	0,01501	0,122515	0,687526	1,20366	-0,064747	-0,82644
8.	0,009	0,017841	0,13357	0,772211	1,249468	-0,086717	-0,934962
9.	0,0095	0,021071	0,145159	0,856895	1,295277	-0,108688	-1,043484
10.	0,01	0,024701	0,157166	0,94158	1,341085	-0,130659	-1,152006

Źródło: Opracowanie własne.

## Wnioski

Użycie powyższej metody do wyznaczenia zbioru portfeli efektywnych daje dość dobre możliwości analizowania udziału poszczególnych spółek w portfelach efektywnych. Pozwala to też na porównywanie różnych portfeli efektywnych i przyjęcie właściwej strategii inwestowania.

## Literatura

1. Fichtenholz G., M., *Rachunek różniczkowy i całkowy*, PWN, Warszawa 1985.
2. Haugen R., *Teoria nowoczesnego inwestowania*, WIG – Press Warszawa 1996.
3. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe*, Agencja wydawnicza „PLACET”, Warszawa 1997.

## STRESZCZENIE

W pracy przedstawiony jest sposób znajdowania zbioru portfeli efektywnych na wybranych przykładach.

**METHOD OF FINDING EFFICIENT PORTFOLIOS SET****SUMMARY**

In the paper, a method is presented for finding efficient portfolios set on select examples.

*Translated by H. Kowgier*

*Dr Henryk Kowgier*  
Uniwersytet Szczeciński  
kowhen@onet.eu



---

STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

MONIKA KRAWIEC  
JOANNA LANDMESSER

**ZASTOSOWANIE MODELU AUTOREGRESYJNEGO  
WARUNKOWEGO CZASU TRWANIA DO ANALIZY DANYCH  
TRANSAKCYJNYCH WYSOKIEJ CZĘSTOTLIWOŚCI NA GPW  
W WARSZAWIE\***

**Wstęp**

Dane transakcyjne wysokiej częstotliwości (tzw. dane tikowe) są obserwacjami zbieranymi w pewnych bardzo niewielkich odstępach czasu. W ostatnich latach przyciągają one coraz większą uwagę, zarówno praktyków rynku finansowego, jak i naukowców. Ich dostępność zwiększyła się niewątpliwie dzięki postępowi w technikach gromadzenia i przetwarzania informacji. Na rynku akcji, dane wysokiej częstotliwości, to dane typu „*transaction-by-transaction*” lub „*trade-by-trade*”, a więc obserwowane transakcja po transakcji, w przypadku których czas mierzony jest w sekundach.

Finansowe dane wysokiej częstotliwości są niezwykle istotne w badaniach empirycznych związanych z procesem handlu i mikrostrukturą rynku. Można je wykorzystywać np. w analizach porównawczych różnych systemów transakcyjnych, w badaniach dynamiki kwotowań *bid-ask* (ofert sprzedaży i kupna) dla poszczególnych akcji oraz spreadów pomiędzy nimi lub do modelowania czasów trwania dla transakcji. Niestety dane wysokiej częstotliwości odznaczają się pewnymi własnościami, które nie występują w przypadku danych o mniejszej częstotliwości, dlatego analiza takich danych stanowi pewnego rodzaju wyzwanie.

---

\* Praca wykonana w ramach grantów wewnętrznych SGGW nr 504-08270019 i 504-08270017.

Dynamika czasów trwania dostarcza użytecznych informacji o aktywności rynku w ciągu dnia transakcyjnego. Stosując koncepcję podobną do modeli ARCH, w 1998 roku Engle i Russel zaproponowali autoregresyjny model warunkowego czasu trwania (*autoregressive conditional duration model* – ACD), pozwalający na opis zmian czasów trwania dla akcji. Praca Engle’a i Russela wzbudziła ogromne zainteresowanie i znalazła wiele praktycznych zastosowań w dziedzinie finansów, choć Tsay (2005) wskazuje na możliwość wykorzystania tych metod także w innych obszarach, np. telekomunikacji. Pojawiło się również wiele innych modeli, stanowiących modyfikacje propozycji Engle’a i Russela i obecnie można już mówić o rodzinie modeli ACD (zob. Fernandes, Grammig 2006). Jednak w większości publikowanych prac przedstawia się zastosowania modeli ACD dla danych pochodzących z giełdy New York Stock Exchange (NYSE).

W Polsce badania w tym zakresie nie są jeszcze rozpowszechnione, stąd celem niniejszej pracy jest wykorzystanie wybranych modeli ACD do analizy czasu trwania transakcji zawieranych dla akcji PEKAO na Giełdzie Papierów Wartościowych (GPW) w Warszawie w okresie od 3 lipca do 29 grudnia 2006. W odróżnieniu od metodologii stosowanej w pracach Bień (2004, 2006), w celu eliminacji efektu deterministycznego, wynikającego z dziennej sezonowości transakcji, wykorzystano metodę estymatora jądrowego z funkcją jądra Epanechnikova oraz metodę wygładzania wielomianem trzeciego rzędu.

### Charakterystyka modeli ACD

Niech  $x_i = t_i - t_{i-1}$  oznacza czas trwania pomiędzy zdarzeniami procesu transakcyjnego (np. zawarcie transakcji), mającymi miejsce w chwilach  $t_i$  oraz  $t_{i-1}$ . Zbiór informacji do chwili  $t_{i-1}$  włącznie oznaczamy jako  $F_{i-1}$ .

W modelu ACD czas trwania pomiędzy zdarzeniami wyraża się jako iloczyn jego warunkowej wartości oczekiwanej  $\Psi_i$  oraz dodatniego składnika losowego  $\varepsilon_i$ :

$$x_i = \Psi_i \varepsilon_i, \quad (1)$$

gdzie  $\varepsilon_i \sim \text{iid}$ ,  $E(\varepsilon_i) = 1$ ,  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2$ .

Warunkową wartość oczekiwaną czasu trwania parametryzuje się ze względu na opóźnione wartości  $x_i$ :

$$\Psi_i = E(x_i | F_{i-1}) = \Psi(x_i | x_{i-1}, x_{i-2}, \dots, x_1; \theta). \quad (2)$$

Specyfikacja równania dla warunkowej wartości oczekiwanej czasu trwania przedstawiona przez Engle'a i Russella (1998) jest następująca:

$$\Psi_i = \omega + \sum_{j=1}^p \alpha_j x_{i-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Psi_{i-j}, \quad (3)$$

gdzie  $\omega > 0, \forall j = 1, 2, \dots, \max(p, q), \alpha_j \geq 0, \beta_j \geq 0$  oraz  $\sum_{j=1}^p \alpha_j + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ .

Określony równaniami (1) i (3) model jest modelem ACD( $p, q$ ). Warunki nałożone na parametry modelu zapewniają nieujemność warunkowych czasów trwania oraz stacjonarność procesu.

Ze względu na podobną konstrukcję, model ACD dla czasów trwania, może być traktowany jak odpowiednik modelu GARCH dla zmienności. Przesłanki dla budowy obu modeli wynikają z potrzeby opisu zjawiska skupiania się napływu informacji i zdarzeń na rynkach finansowych. W modelu ACD odzwierciedlenie znajduje sklejanie się czasów między transakcjami, tzn. za krótkimi (długimi) odstępami czasu, podążają również krótkie (długie) odstępy, w podobny sposób, jak to ma miejsce w wypadku grupowania się wariancji w modelu GARCH. Engle i Russell (1998) wnioskują, że oceny parametrów wykładniczego modelu EACD(1,1) można uzyskać wykorzystując oprogramowanie stosowane do estymacji modeli GARCH, przyjmując za zmienną zależną w równaniu na wariancję warunkową  $\sqrt{x_i}$  oraz za stałą, w równaniu średniej, zero.

Proces zawierania transakcji na rynku finansowym może być opisany za pomocą pojęć z dziedziny analizy przeżycia. Niech  $X$  będzie nieujemną ciągłą zmienną losową stanowiącą czas trwania pomiędzy zdarzeniami procesu transakcyjnego. Funkcję rozkładu dla zmiennej  $X$  definiujemy następująco:  $F(t) = \Pr[X \leq t]$ , natomiast  $f(t) = dF(t)/dt$  stanowi funkcję gęstości. Z funkcją rozkładu koresponduje funkcja przeżycia  $\bar{F}(t)$ , która wyraża prawdopodobieństwo przeżycia chwili czasu  $t$ :  $\bar{F}(t) = \Pr[X > t] = 1 - F(t)$ .

Rozkład czasów trwania często przedstawia się również za pomocą funkcji hazardu  $h(t)$ . Funkcja hazardu  $h(t) = f(t) / \bar{F}(t)$  szacuje bezpośrednio ryzyko tego, że wydarzenie nastąpi w przedziale czasowym pomiędzy  $t$  i  $t+dt$ , pod warunkiem, że do danego momentu  $t$  zajście jego nie nastąpiło. Funkcję tę uważa się za wskaźnik intensywności, z jaką następują zdarzenia.

Warunkowa funkcja gęstości czasu oczekiwania dla modelu ACD ma ogólną postać:

$$f(x_i | F_{i-1}) = f(x_i | \Psi_i; \theta) = \frac{1}{\Psi_i} f_\varepsilon\left(\frac{x_i}{\Psi_i}\right), \quad (4)$$

gdzie  $f_\varepsilon(\cdot)$  oznacza funkcję gęstości zmiennej  $\varepsilon_i$ .

Modele ACD szacowane są za pomocą metody największej wiarygodności przy założonym rozkładzie składnika losowego. Mając na uwadze równanie (4), funkcję wiarygodności można przedstawić jako:

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[ \ln f_\varepsilon\left(\frac{x_i}{\Psi_i}\right) - \ln(\Psi_i) \right]. \quad (5)$$

Z uwagi na to, że dziedzinę funkcji gęstości  $f_\varepsilon(\cdot)$  stanowią tylko dodatnie liczby rzeczywiste, nie jest możliwe wykorzystanie w modelach ACD rozkładów symetrycznych, powszechnie stosowanych w modelowaniu GARCH. Przyjęty specjalny rozkład składnika losowego determinuje typ modelu ACD. Przykładowo zakładając, że zmienna losowa  $\varepsilon_i$  ma rozkład wykładniczy, otrzymujemy tzw. wykładniczy model ACD (*exponential ACD* – EACD). W takim wypadku funkcja gęstości dla  $\varepsilon_i$  ma postać:

$$f_\varepsilon(\varepsilon_i) = \exp(-\varepsilon_i), \quad (6)$$

natomiast warunkowa funkcja gęstości dla czasu trwania oraz warunkowa funkcja hazardu dane są wzorami:

$$f(x_i | \Psi_i; \theta) = \frac{1}{\Psi_i} \exp\left(-\frac{x_i}{\Psi_i}\right), \quad h(x_i | \Psi_i; \theta) = \frac{1}{\Psi_i}. \quad (7)$$

Maksymalizowany logarytm funkcji wiarygodności modelu EACD wyraża się wzorem:

$$\ln L(\theta) = -\sum_{i=1}^n \left[ \ln \Psi_i + \frac{x_i}{\Psi_i} \right]. \quad (8)$$

Pomimo dobrych własności estymatorów parametrów modelu EACD, stosowanie rozkładu wykładniczego jest zbyt restrykcyjne. Założenie stałego hazardu często nie znajduje potwierdzenia w praktyce, ponieważ hazard dla czasów trwania pomiędzy transakcjami jest w miarę upływu czasu albo malejący, albo niemonotoniczny.

Malejący przebieg warunkowej funkcji hazardu może być odzwierciedlony w ramach modelu WACD, wykorzystującego do opisu rozkładu zmiennej  $\varepsilon_i$  rozkład Weibulla. Funkcja gęstości dla tej zmiennej ma w tym wypadku postać:



$$f_{\varepsilon}(\varepsilon_i) = p\varepsilon_i^{p-1} \exp(-\varepsilon_i^p), \quad p > 0. \quad (9)$$

Przy wyznaczaniu funkcji warunkowej gęstości konieczna jest reparametryzacja z wykorzystaniem funkcji gamma tak, aby  $E(\varepsilon_i) = 1$ . Wtedy:

$$f(x_i | \Psi_i; \theta) = p \left[ \frac{\Gamma(1+1/p)}{\Psi_i} \right]^p x_i^{p-1} \exp \left\{ - \left[ \frac{\Gamma(1+1/p)}{\Psi_i} x_i \right]^p \right\}. \quad (10)$$

Z tego wyniku postać logarytmicznej funkcji wiarygodności modelu WACD:

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[ \ln \left( \frac{p}{x_i} \right) + p \ln \left( \frac{\Gamma(1+1/p)}{\Psi_i} x_i \right) - \left( \frac{\Gamma(1+1/p)}{\Psi_i} x_i \right)^p \right]. \quad (11)$$

Z kolei warunkowa funkcja hazardu dana jest wzorem:

$$h(x_i | \Psi_i; \theta) = \left[ p \frac{\Gamma(1+1/p)}{\Psi_i} \right]^p x_i^{p-1}. \quad (12)$$

Dla  $0 < p < 1$  jej przebieg jest malejący, dla  $p=1$  otrzymujemy rozkład wykładniczy ze stałym hazardem, a dla  $p > 1$  hazard jest rosnący.

W literaturze spotykane są także inne specyfikacje modeli ACD dokonywane w oparciu o uogólniony rozkład gamma (modele GACD), rozkład loglogistyczny lub rozkład Burra.

### Wyniki badań empirycznych

Oszacowań wybranych modeli ACD dokonano na podstawie szeregu czasowego dotyczącego momentów, w których realizowano transakcje na akcjach spółki PEKAO na GPW w Warszawie. Zakres czasowy analiz dotyczy sześciu miesięcy: od 3 lipca do 29 grudnia 2006. W badaniu uwzględniono transakcje zawarte w systemie notowań ciągłych od godz. 9:30 do 16:10. Na podstawie uzyskanych z GPW danych obliczono mierzone w sekundach czasy trwania pomiędzy transakcjami  $x_i$ . Podstawowe statystyki dla tego szeregu przedstawia tabela 1. Wysokie wartości statystyk testu Boxa-Pierce'a świadczą o silnej autokorelacji czasów trwania pomiędzy transakcjami.

Wysoka autokorelacja w szeregu  $x_i$  wynika częściowo ze zjawiska wewnątrzdziennej sezonowości procesu transakcyjnego. Postępując podobnie jak Engle i Russell (1998), Bauwens i Giot (1998) czy Veredas i in. (2001), oczyszciliśmy czasy trwania z deterministycznego efektu sezonowego zgodnie z formułą:

$$\tilde{x}_i = \frac{x_i}{S(t_i)}, \quad (13)$$

gdzie  $\tilde{x}_i$  oznacza oczyszczony szereg, natomiast  $S(t_i)$  jest składnikiem wewnątrzdziennej sezonowości. Czynniki sezonowy jest wyznaczany za pomocą: metody nieparametrycznej regresji czasów trwania względem czasu (*kernel smooth*) oraz wygładzania wielomianem trzeciego rzędu (*cubic spline*).

Tabela 1. Podstawowe statystyki dla szeregu czasów trwania przed i po wygładzeniu.

	Przed wygładzeniem	Po wygładzeniu	
	$x_i$	kernel smooth $\tilde{x}_i$	cubic spline $\tilde{x}_i$
liczba obserwacji	37119	37119	37119
średnia	81,237	0,99403	0,99647
odchylenie std.	136,02	1,6124	1,6155
wsp. skośności	3,9632	3,9815	3,9796
eksces	24,345	26,175	26,177
wartość min.	1	0,0071056	0,0071373
wartość max.	2379	30,283	30,702
Box-Pierce Q(5)	4364,10	3420,14	3428,64
Box-Pierce Q(10)	6136,01	4755,17	4776,18
Box-Pierce Q(20)	8542,2	6457,68	6477,65

Źródło: obliczenia własne.

Nieparametryczny estymator Nadarayi-Watsona dla  $x_i$  zadany jest wzorem:

$$S(t) = \left( \sum_{i=1}^n K\left(\frac{t-t_i}{h}\right) \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^n K\left(\frac{t-t_i}{h}\right) x_i \right), \quad (14)$$

gdzie funkcja  $K(\cdot)$  – zwana jądrem – spełnia warunek  $\int_{-\infty}^{\infty} K(x) dx = 1$ , a  $h$  jest tzw. szerokością okna. Jako funkcję  $K(\cdot)$  zastosowano jądro Epanechnikova:

$$K(u) = \begin{cases} 0,75(1-u^2), & |u| \leq 1 \\ 0, & |u| > 1 \end{cases} \quad (15)$$

Wyboru szerokości okna dokonano za pomocą minimalizacji GCV (*generalized cross validation*):

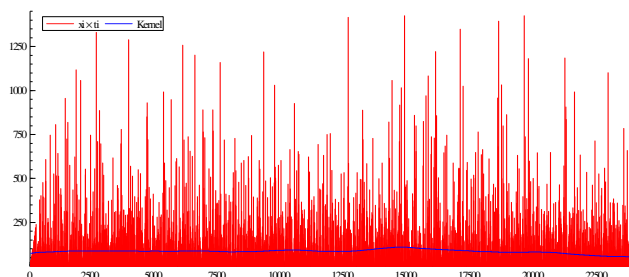
$$GCV(h) = n \left( \frac{RSS}{n - 1,25k_e + 0,5} \right), \quad \text{gdzie } k_e = \frac{3}{4} \left[ \frac{n-1}{12} \right]^{1/2} n^{-0,2} \quad (16)$$

W metodzie wygładzania wielomianem trzeciego rzędu (wielomian ten oznaczamy jako  $g(t_i)$ ) ma miejsce minimalizacja sumy kwadratów odległości  $x_i$  od funkcji  $g$ , z uwzględnieniem kary:

$$\min \sum_{i=1}^n [x_i - g(t_i)]^2 + h \int_a^b [g''(t)]^2 dt. \quad (17)$$

Oba sposoby wygładzania szeregu  $x_i$  zastosowano najpierw dla wszystkich 37119 obserwacji. Na rys. 1 przedstawiono składnik wewnątrzdziennej sezonowości  $S(t_i)$  uzyskany za pomocą estymatora jądrowego na tle rzeczywistych czasów trwania  $x_i$ . Natomiast rys. 2 sugeruje, że odwzorowania wewnątrzdziennej sezonowości, uzyskane obiema opisanymi metodami, niewiele się różnią.

Dla dalszych analiz zdecydowano się jednak wygładzać szereg  $x_i$  osobno dla każdego dnia tygodnia, aby uchwycić ewentualną sezonowość również w okresie tygodniowym. Na rys. 3 przedstawiono składniki sezonowe  $S(t_i)$  uzyskane metodą estymatora jądrowego dla pięciu dni tygodnia. Każdego dnia najwyższa częstotliwość zawierania transakcji ma miejsce po otwarciu sesji oraz przed zakończeniem sesji, podczas gdy środek dnia cechuje niska aktywność rynku.



Rys. 1. Czasy trwania pomiędzy transakcjami i ich wewnątrzdzienne sezonowość uzyskana za pomocą estymatora jądrowego.

Źródło: opracowanie własne.

Statystyki umieszczone w tabeli 1 wskazują na dalsze występowanie autokorelacji w wygładzonym szeregu czasów trwania, aczkolwiek słabszej. Celem jej usunięcia szacowano następnie modele EACD i WACD.

Estymacji modeli ACD dokonano posługując się oprogramowaniem Pc-Give (moduł GARCH wykorzystano do oszacowania modeli EACD(1,1)) oraz MatLab (estymacja EACD(1,2), WACD(1,1) i WACD(1,2)).

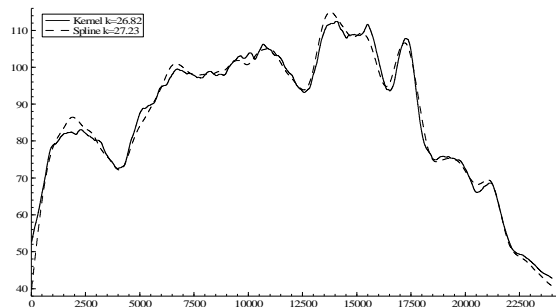
W tabeli 2 zamieszczono oszacowania modeli EACD(1,1). Parametry modeli okazały się statystycznie istotne i niewiele się różnią, pomimo zastosowanych odmiennych metod wygładzania wyjściowego szeregu.

Warunki nałożone na parametry równania (3) modelu ACD są spełnione. Niestety wysoka wartość statystyk testu Boxa-Pierce'a świadczy o dalszej autokorelacji w szeregu czasów trwania. Konieczna zatem jest próba oszacowania modeli ACD wyższych rzędów.

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli EACD(1,1).

	EACD(1,1)					
	kernel smooth			cubic spline		
	Coeff.	Std.Err.	T	Coeff.	Std.Err.	t
$\omega$	0,040675	0,0036	11,39	0,040841	0,0036	11,48
$\alpha_1$	0,138278	0,0064	21,78	0,139193	0,0063	21,97
$\beta_1$	0,826363	0,0085	96,92	0,825475	0,0085	97,40
$\alpha_1 + \beta_1$	0,96444			0,96447		
l. obserwacji	37119			37119		
lnL	-50678,397			-50715,772		
Box-Pierce dla reszt Q(5)	248,338			245,655		
Box-Pierce dla reszt Q(10)	332,993			328,868		
Box-Pierce dla reszt Q(20)	347,474			343,397		

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 2. Wewnętrzna sezonowość dla czasów trwania uzyskana za pomocą estymatora jądrowego oraz wygładzania wielomianowego.

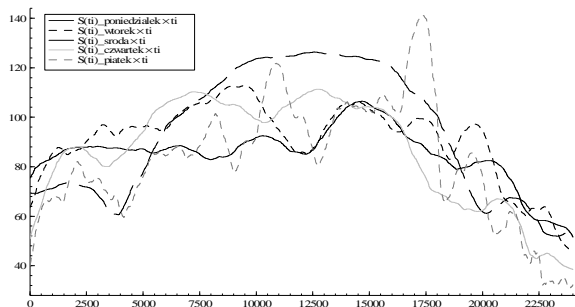
Źródło: opracowanie własne.

Rys. 4 funkcji gęstości dla standaryzowanych reszt modelowych potwierdza skośność rozkładu czasów trwania, wynikającą z obliczonych statystyk opisowych. Zasadne było zatem założenie innego rozkładu składnika losowego niż normalny.

Wyniki dalszych oszacowań modeli EACD(1,2) oraz WACD(1,1) i WACD(1,2) wskazują na lepszą jakość tych ostatnich ze względu na wyższą wartość logarytmu funkcji wiarygodności (tabela 3).

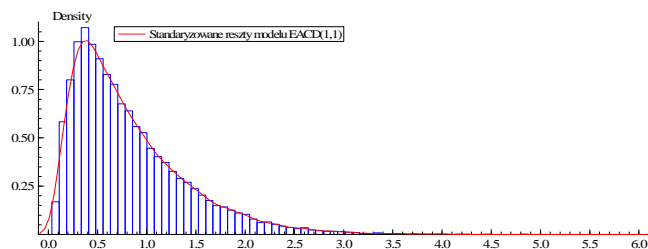
Wartość parametru  $p$ ,  $p < 1$ , w wypadku modeli z rozkładem Weibulla sugeruje malejący przebieg funkcji hazardu dla czasów trwania. Jest to sprzeczne z

założeniem o wykładniczym rozkładzie czasów trwania, w wypadku którego hazard jest stały w czasie. Wydaje się więc, że szacowane modele EACD są gorszej jakości niż uzyskane modele WACD.



Rys. 3. Wewnątrzdziennej sezonowość czasów trwania pomiędzy transakcjami w pięciu dniach tygodnia.

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 4. Funkcja gęstości dla standaryzowanych reszt modelu EACD(1,1).

Źródło: opracowanie własne.

### Zakończenie

Celem niniejszej pracy było zastosowanie wybranych modeli ACD do analizy czasów trwania transakcji zawieranych dla akcji PEKAO na GPW w Warszawie. Do analizy czasów trwania procesu transakcyjnego można podejść w dwojaki sposób. Przedziały czasowe mogą oznaczać odstępy pomiędzy kolejnymi transakcjami dokonywanymi na akcjach danej spółki (tę koncepcję zastosowano w niniejszej pracy) lub też odstępy czasu, w których następuje zmiana ceny analizowanego waloru. W tym pierwszym przypadku dłuższe czasy trwania oznaczają brak lub małą aktywność transakcyjną, a co za tym idzie – brak nowych informacji. Drugie podejście powoduje znaczne zmniejszenie liczby obserwacji, ponieważ nie wszystkie transakcje skutkują zmianą ceny. Niemniej, modelowanie procesu czasów trwania, w odniesieniu do cen, znajdu-

je zastosowanie np. w wycenie opcji i zarządzaniu ryzykiem w ciągu dnia transakcyjnego (zob. Prigent i in. 2001, Giot 2000).

Tabela 3. Wyniki estymacji modeli EACD oraz WACD.

Typ wygładzania	Parametr	EACD	WACD	
		EACD(1,2)	WACD(1,1)	WACD(1,2)
kernel smooth	$\omega$	0,04756	0,05322	0,05766
	$\alpha_1$	0,17138	0,16436	0,19336
	$\beta_1$	0,50602	0,78654	0,49347
	$\beta_2$	0,28178		0,26023
	$p$		0,75787	0,75866
	$\ln L$	-43097,3479	-40202,5986	-40167,9481
cubic spline	$\omega$	0,04760	0,05311	0,05764
	$\alpha_1$	0,17226	0,16506	0,19336
	$\beta_1$	0,50616	0,78619	0,49347
	$\beta_2$	0,28094		0,26023
	$p$		0,75798	0,75866
	$\ln L$	-43171,3597	-40280,4987	-40167,9481

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki oszacowań modeli ACD, przedstawione w niniejszej pracy, potwierdzają przydatność tych narzędzi do analizy czasu trwania transakcji na GPW w Warszawie, przy czym w badanym okresie dla czasów trwania transakcji, dokonywanych na akcjach PEKAO, lepszym dopasowaniem charakteryzowały się modele WACD. Ponadto, mniejsza od jedności wartość parametru  $p$  w modelach z rozkładem Weibulla wskazuje na malejący przebieg funkcji hazardu dla analizowanych czasów trwania. Kolejnym krokiem w prowadzonych badaniach mogłoby być wprowadzenie do szacowanych modeli dodatkowych zmiennych objaśniających, odnoszących się np. do poziomów cen, wielkości wolumenów transakcyjnych lub stóp zwrotu. Jednak nie zawsze wprowadzanie dodatkowych zmiennych objaśniających lub kolejnych opóźnień poprawia jakość modelu, co potwierdzają wyniki prezentowane w pracy Bień (2006).

## Literatura

1. Bauwens L., Giot P., Asymmetric ACD models: introducing price information in ACD models with two state transition model. CORE DP 9844, Université Catholique de Louvain, Louvain-La-Neuve 1998.

2. Bień K., Wykorzystanie modeli autoregresyjnego warunkowego czasu trwania do analizy intensywności transakcyjnej na GPW w Warszawie, [w:] Orłowski A. [red.], *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych – IV*. Wyd. SGGW, Warszawa 2004.
3. Bień K., *Model ACD - podstawowa specyfikacja i przykład zastosowania*. Przegląd statystyczny – Statistical Review, Tom 53, 3, Komitet Statystyki PAN, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa 2006.
4. Engle R. F., Russel J. R., Autoregressive conditional duration: A new model for irregularity spaced transaction data. *Econometrica*, 1998, N° 66.
5. Fernandes M., Grammig J., *A family of autoregressive conditional duration models*. *Journal of Econometrics*, 2006, N° 130.
6. Giot P., Time transformations, intraday data and volatility models. *Journal of Computational Finance*, 2000, N° 4.
7. Prigent J. L., Renault O., Scaillet O., *An autoregressive conditional binomial option pricing model*. Selected Papers from the First World Congress of Bachelier Finance Society, Springer, Heidelberg 2001.
8. Tsay R. S., *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley&Sons Inc., New Jersey 2005.
9. Veredas D., Rodriguez-Poo J., Espasa A., *On the (intradaily) seasonality of a financial point process*. WP 01-33 Statistics and Econometrics Series, University Carlos III de Madrid, Madryt 2001.

### STRESZCZENIE

Model ACD (*autoregressive conditional duration model*) to interesujące narzędzie stosowane w analizie danych transakcyjnych wysokiej częstotliwości. Po raz pierwszy zaproponowali go w 1998 roku Engle i Russel i od tamtej pory stał się popularny w modelowaniu szeregów czasowych dla czasów trwania. Pojawiły się również rozmaite modyfikacje modeli ACD. Jednakże liczne praktyczne zastosowania, prezentowane w literaturze, na ogół odnoszą się do danych pochodzących z NYSE. W Polsce badania w tym zakresie nie są jeszcze rozpowszechnione, stąd celem niniejszej pracy jest zastosowanie modeli ACD do analizy danych pochodzących z GPW w Warszawie. Szacujemy różne postacie modeli ACD w odniesieniu do czasów trwania transakcji dokonywanych na akcjach PEKAO od początku czerwca do końca grudnia 2006. Uzyskane wyniki potwierdzają przydatność tych modeli w badaniach rynku kapitałowego w Polsce.

**APPLICATION OF THE AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL  
DURATION MODEL FOR ANALYSIS OF HIGH-FREQUENCY  
TRANSACTION DATA AT THE WARSAW STOCK EXCHANGE**

**SUMMARY**

The autoregressive conditional duration model (ACD model) is an interesting tool for analysis of high-frequency transaction data. In 1998 it was proposed by Engle and Russel and since that time has become very popular in modeling time series of duration data. Following Engle and Russel numerous other models with features of ACD have been proposed. However, many empirical applications presented in the literature are based on data on price and trade durations coming from the NYSE. In Poland researches in this area are not common, yet. Thus, the aim of the paper is an application of ACD models in order to analyze data obtained from the Warsaw Stock Exchange. We estimate different ACD specifications using PEKAO trade durations at the Exchange from June through December 2006. The results obtained confirm usefulness of these models in studies on the capital market in Poland.

*Translated by M. Krawiec*

*Dr Monika Krawiec*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
krawiec.monika@gmail.com

*Dr Joanna Landmesser*

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego  
jmlg@poczta.onet.pl



ADAM KUCHARSKI

## **KRÓTKOOKRESOWE PROGNOZY NOTOWAŃ – IMPLEMENTACJA ŚREDNIEJ RUCHOMEJ ZE ZMIENNYM EFEKTEM WYGŁADZANIA W ALGORYTMIE GENETYCZNYM**

### **Wstęp**

Średnia ruchoma zalicza się do grupy najpopularniejszych narzędzi wspomagających podejmowanie decyzji w praktyce inwestycyjnej. Zwykle wykorzystuje się ją do wskazania momentu otwarcia lub zamknięcia pozycji<sup>1</sup>. Warto jednak pamiętać również o korzeniach tej metody, czyli o tworzeniu prognoz na podstawie szeregów czasowych. Średnia ruchoma w tym charakterze jest wciąż stosowana, mimo opracowanych innych, zazwyczaj o wiele bardziej skomplikowanych metod analizy danych giełdowych<sup>2</sup>.

Zachowanie szeregów wygładzanych za pomocą średniej ruchomej determinuje stała wygładzania. Wraz z jej wzrostem rośnie efekt wygładzenia, eliminując wpływ przynajmniej części wahań przypadkowych z przeszłości. Prowadzi to wszakże do nasilenia się kompensacji reszt z prognozy *ex post* bądź tworzenia się serii błędów systematycznych. Tym samym prognozy *ex ante* mogą utracić swą wiarygodność. Zmienna wartość stałej wygładzania pozwoliłaby na lepszą adaptację prognoz do danych, zmniejszając presję, jaką na wyniki wywierają poszczególne elementy dekompozycji.

W tym artykule zajmiemy się przypadkiem średniej ruchomej prostej, w której stała wygładzania przyjmuje dowolną wartość z pewnego, zadanego przedziału. Nie wymagamy przy tym, aby w kolejnych okresach utrzymywać

---

<sup>1</sup> Tarczyński [1997]

<sup>2</sup> Mamy tu na myśli prognozy krótkookresowe. Średnia ruchoma, zaliczana do tzw. metod mechanicznych, najlepiej nadaje właśnie się do tego typu prognoz.

jednakową wartość tego parametru. Łatwo dojść w tym miejscu do wniosku, że zaproponowana swoboda doprowadzić musi do wyboru między dużą ilością potencjalnych prognoz. Aby wybrać tę najbardziej odpowiednią z punktu widzenia przyjętego kryterium, sięgniemy po pomoc algorytmu genetycznego, zaprojektowanego do tego celu. Otrzymane wyniki pozwolą ocenić przydatność średniej ruchomej i algorytmu genetycznego we wspomnianym zakresie zastosowań. Prezentujemy jedną z możliwości jaką dają badania operacyjne na obszarze inżynierii finansowej.

Należałoby jeszcze wspomnieć, że artykuł ten jest kontynuacją wcześniejszych badań<sup>3</sup> i stanowi rezultat przeprowadzonej przy okazji prezentacji wyników dyskusji.

### Mechanizm tworzenia prognoz

W klasycznej, podręcznikowej wersji średniej ruchomej prostej występuje parametr zwany stałą wygładzania (oznaczymy ją przez  $k$ ). Określa ona z ilu elementów korzysta się podczas obliczania prognozy na dany okres i pozostaje stała podczas całego postępowania<sup>4</sup>.

Podstawą prognoz w naszym artykule jest parametr  $t_m$ , który zdefiniujemy jako maksymalny, dopuszczalny numer opóźnienia danej rzeczywistej wykorzystywanej do otrzymywania prognoz na bieżący okres. Parametr ów ustala się na z góry zadany poziom przed rozpoczęciem obliczeń i do ich końca pozostaje on niezmienny. Zakładamy, że stała wygładzania nie może przekroczyć wartości  $t_m$ . Stąd wynika, że zachodzi zależność:  $1 \leq k \leq t_m$ . Przyjęcie akurat takich granic przedziału podyktowała chęć zapewnienia algorytmowi jak największej swobody w doborze parametrów. W dalszej części pracy prześledzimy przypadek zmniejszenia wspomnianego wcześniej przedziału poprzez dodatkowe ograniczenie go z dołu.

Założmy, że dysponujemy szeregiem czasowym  $y_t$ , złożonym z sześciu obserwacji zaś  $t_m=3$ . Pierwszą prognozę *ex post* wyznaczymy dla czwartego okresu. Przy stałej wygładzania równej 2 obliczymy średnią arytmetyczną z obserwacji  $y_2$  i  $y_3$ . Jest to wszakże tylko jedna z możliwości, ponieważ  $k$  może być równe 3 lub nawet 1. Sytuacja powtórzy się w każdym z kolejnych okresów.

<sup>3</sup> Kucharski [2005] oraz Kucharski [2007]

<sup>4</sup> Cieślak M. [2001], Gajda J. [2001].

Przypomnijmy w tym miejscu, że nasz cel to uzmiennienie wartości  $k$  tak, aby szereg prognoz adaptował się do szeregu danych. Efektem przyjętych założeń staje się lawinowy wzrost ilości wariantów prognostycznych, które należy przeanalizować, żeby znaleźć ten o najlepszym przystosowaniu z punktu widzenia przyjętego kryterium, którym może być jeden z błędów prognoz *ex post*. W ten sposób otwiera się pole do popisu dla algorytmu genetycznego.

W latach sześćdziesiątych ubiegłego wieku J. H. Holland stworzył model matematyczny opisujący ewolucyjne i adaptacyjne zjawiska zachodzące w przyrodzie. Z czasem okazało się, że zasugerowane przez badacza rozwiązania mogą znaleźć szereg zastosowań w najróżniejszych dziedzinach. Zaproponowany przez Hollanda model nosi dziś nazwę klasycznego algorytmu genetycznego (KAG). Spuścizną po biologicznych korzeniach jest stosowana w tej dziedzinie do dziś nomenklatura<sup>5</sup>.

W klasycznym algorytmie genetycznym operuje się na zbiorach łańcuchów, które mają stałą długość a składają się z ciągów zer i jedynek. Łańcuchy te noszą nazwę chromosomów, a pojedyncze bity przyjmujące wartość „0” lub „1” nazywa się genami. Zbiór wszystkich chromosomów, które zostały utworzone w celu znalezienia rozwiązania problemu nazywa się populacją. Ponieważ algorytmy genetyczne skonstruowano z myślą o zagadnieniach optymalizacyjnych, występuje w nich oczywiście funkcja celu zwana tu najczęściej (za naukami biologicznymi) funkcją przystosowania.

KAG został zaadaptowany do naszych potrzeb. Pojedynczy chromosom odpowiada jednej z możliwych prognoz *ex post*. Zastosowaliśmy w nim kodowanie rzeczywiste, co oznacza, że gen przechowuje wartość stałej wygładzania dla danego okresu. Wszystkie chromosomy tworzące populację mają stałą długość (liczbę genów) i wynosi ona  $n-t_m$  gdzie  $n$  oznacza liczbę obserwacji.

Funkcję przystosowania, a więc kryterium oceny jakości prognoz *ex post*, stanowił błąd RMSPE:

$$\text{RMSPE} = \sqrt{\frac{1}{S} \sum_{i=1}^S \left( \frac{y_i - y_i^*}{y_i} \right)^2}, \quad (1)$$

gdzie:

$y_i$  – wartość rzeczywista zmiennej  $y$  w okresie  $i$ ;

$y_i^*$  – prognoza *ex post* zmiennej  $y$  w okresie  $i$ .

<sup>5</sup> Michalewicz [1996].

Funkcja przystosowania była minimalizowana.

Selekcja chromosomów do reprodukcji odbywała się metodą elitarną i wartości oczekiwanej<sup>6</sup>. Kiedy już wybrane chromosomy zostały dobrane w pary wymiana genów dokonywała się w sposób analogiczny jak w przypadku reprezentacji binarnej. Chromosomy potomków powstawały poprzez wymianę genów rodziców za punktem krzyżowania. W operatorze mutacji należało uwzględnić użycie parametru  $t_m$ . Wylosowane i zamieniane miejscami dwa geny nie mogło dzielić w czasie więcej niż  $t_m$  okresów.

Dodatkowo, sugerując się wynikami wcześniejszych badań<sup>7</sup>, w algorytmie zastosowano mechanizm preselekcji polegający na tym, że potomek o lepszym przystosowaniu zastępuje w nowo tworzonej populacji rodzica o gorszym przystosowaniu. W przeciwnym wypadku to potomek jest kasowany, a jego miejsce zajmuje rodzic.

Po zakończeniu obliczeń chromosomy należy odkodować, czyli na podstawie wartości genów obliczyć prognozy *ex post*. Prognozy *ex ante* otrzymamy w sposób typowy dla średniej ruchomej z jedną różnicą: dla wybranego chromosomu dysponujemy w rzeczywistości zestawem różnych wartości stałej wyglądu. Sugerujemy, aby wykorzystać medianę szeregu stałych i w oparciu o nią utworzyć prognozy *ex ante*.

### Prognozy dla wybranych spółek

Jakość prognoz otrzymywanych przy pomocy średniej ruchomej, poddanej powyżej opisanym modyfikacjom, zweryfikujemy w oparciu o dane giełdowe dla dziewięciu spółek oraz indeksu WIG20. Niektóre z wybranych firm mają znaczący udział w WIG20. Generalnie jednak zapewniają różnorodną dekompozycję szeregów. Część spośród nich celowo wybrano ze względu na obecność trendu, aby przetestować zachowanie się algorytmu w takich warunkach. Do obliczeń wykorzystano kursy zamknięcia 26 kolejnych notowań z okresu od 5 lutego do 11 marca 2008 roku.

Jeśli chodzi o parametry algorytmu, to przyjęły one następujące wartości:

$$t_m=5 \text{ (stał } k \in <1, 5>);$$

- populację tworzyło 1000 chromosomów (składających się z 21 genów);

<sup>6</sup> Gwiazda [1995]

<sup>7</sup> Kucharski [2007]

- liczba pokoleń równała się 50;
- prawdopodobieństwo krzyżowania wyniosło 0,3 zaś mutacji 0,1.

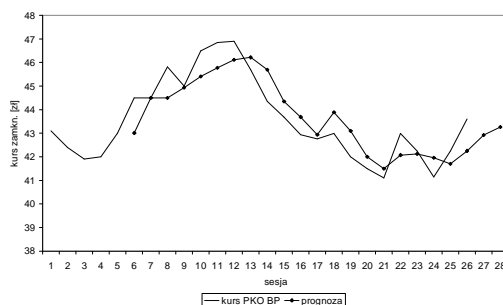
Dokonajmy zebrania wartości RMSPE dla analizowanych spółek (tabela 1). Kursy PKO BP i Budimexu charakteryzowały się w badanym okresie zmianą kierunku trendu, która potem przerodziła się w stały poziom zmiennej. KGHM i Mostostal Warszawa prezentowały w tym samym czasie tendencję wzrostową, podczas gdy Agora oraz Bank Millennium spadkową. Dla CCC, Comarchu, TP S.A. i WIG20 wystąpił stały poziom zmiennej z dużymi wahaniami losowymi.

Tabela 1. Błąd RMSPE prognoz średnią ruchomą o  $k \in \langle 1, 5 \rangle$

Spółka	RMSPE [%]	Spółka	RMSPE [%]
Agora	1,74	Millennium	2,01
Budimex	1,92	Mostostal War.	2,29
CCC	3,14	PKO BP	1,98
Comarch	1,30	TP S.A.	1,50
KGHM	1,56	WIG20	1,49

Źródło: obliczenia własne

Jakość prognoz *ex post* należy uznać za zadowalającą, ponieważ wszystkie wartości RMSPE znalazły się znacznie poniżej umownej granicy 5%. Dla prognoz wyznaczanych klasycznym podejściem (stała wygładzania równa 5) otrzymujemy błędy niemal dwukrotnie wyższe. Wprawdzie nadal są to dobre prognozy, lecz nam udało się je poprawić.



Rys. 1. Wartości wygładzone przy  $k \in \langle 1, 5 \rangle$  a dane rzeczywiste dla notowań PKO BP

Źródło: opracowanie własne

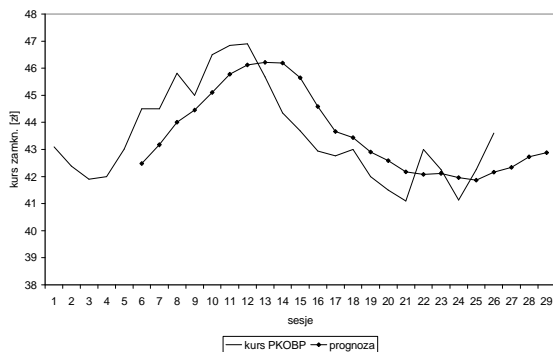
Jeśli chodzi o prognozy *ex ante*, to najczęstszym z przypadków okazała się mediana równa 2 okresom. Oznacza to, iż pierwsza prognoza *ex ante* powstaje jako średnia arytmetyczna z przedostatniej i ostatniej obserwacji. Znajdujący się

poniżej wykres przedstawia zestawienie danych rzeczywistych wraz z wygładzonym szeregiem prognoz.

Cechą charakterystyczną wszystkich chromosomów był fakt, iż w sytuacji układania się obserwacji w serie zawierające w sobie trend dochodziło do preferowania wartości z okresu bezpośrednio poprzedzającego. Prowadziło to w konsekwencji do otrzymywania serii wyników tożsamyh z tymi, jakie uzyskaliśmy stosując metodę naiwną prostą. Na przytoczonym wykresie przejawia się to przez systematyczne niedoszacowanie lub przeszacowanie wyników predykcji. W ten sposób dochodziło do zaadaptowania się metody do różnicowanej dekompozycji szeregu, co doprowadziło do niższych niż w klasycznym podejściu wartości uśrednionych błędów prognoz.

Rodzi się w tym miejscu pytanie o wpływ rozpiętości przedziału, z którego pochodzi stała wygładzania na sam efekt wygładzenia. Preferowanie bowiem niskich jej wartości oznacza silniejszy wpływ niedawnych wahań przypadkowych.

Aby to sprawdzić podwyższyliśmy lewy kraniec przedziału, w efekcie czego otrzymaliśmy:  $k \in \langle 3, 5 \rangle$ . W naszych warunkach odpowiada to wymuszeniu znacznie silniejszego wygładzenia niż poprzednio. Oceńmy efekty przy pomocy kolejnego wykresu ponownie dla PKO BP.



Rys. 2. Wartości wygładzone przy  $k \in \langle 3, 5 \rangle$  a dane rzeczywiste dla notowań PKO BP  
Źródło: opracowanie własne

Zgodnie z oczekiwaniami (i własnościami średniej ruchomej) otrzymany szereg prognoz jest praktycznie pozbawiony krótkookresowych wahań przypadkowych. W tabeli 2 znajdują się wartości RMSPE dla przypadku silniejszego wygładzenia. Nadal są to wartości zadowalające, choć wyższe niż poprzednio. Należało się tego spodziewać, ponieważ poważnie ograniczyliśmy swobo-

dę algorytmu w doborze parametrów. Jedna rzecz zasługuje jeszcze na uwagę. Otóż cechą charakterystyczną średniej ruchomej stanowi utrata części obserwacji z początku szeregu potrzebnych do obliczenia pierwszej prognozy *ex post*. Aby uzyskać podobny efekt wygładzenia w klasyczny sposób, konieczne byłoby zwiększenie stałej wygładzania co wiąże się z utratą dodatkowych informacji z okresów początkowych. W przypadku szeregów krótszych pojawia się konflikt pomiędzy dążeniem do pomniejszenia wpływu wahań przypadkowych a rezygnacją z części zawartych w nich danych. Prezentowane podejście pozwala rozwiązać ten problem. Zwróćmy bowiem uwagę, że silniejsze wygładzenie nie spowodowało skrócenia szeregu wygładzonego.

Tabela 2. Błąd RMSPE prognoz średnią ruchomą o  $k \in \langle 3, 5 \rangle$

Spółka	RMSPE [%]	Spółka	RMSPE [%]
Agora	2,69	Millennium	2,67
Budimex	2,99	Mostostal War.	3,18
CCC	4,92	PKO BP	2,77
Comarch	2,01	TP S.A.	2,02
KGHM	2,34	WIG20	2,10

Źródło: obliczenia własne.

## Wnioski

Na podstawie spisanych wcześniej uwag co do wyników obliczeń możemy stwierdzić, że zmodyfikowana średnia ruchoma prezentuje się dość obiecująco jako narzędzie prognostyczne. Uzyskaliśmy efekt adaptowania się średniej do szeregu co łagodzi ograniczenia nakładane przez dekompozycję szeregu. Niskie błędy predykcji uzyskujemy nawet w przypadku występowania w szeregu trendu, który stanowi mankament w podejściu klasycznym. Obiektywnie trzeba jednak przyznać, że w wymienionej sytuacji nadal dochodzi do systematycznego przeszacowania lub niedoszacowania prognoz.

Kolejną zaletą jest możliwość silniejszego wygładzania szeregu bez konieczności rezygnacji z części informacji z początkowych okresów. Ma to szczególne znaczenie jeśli dysponujemy niezbyt dużymi ilościami danych.

W świetle powyższych uwag wydaje się, że dalszym kierunkiem badań należałoby uczynić wykorzystanie średniej ruchomej o zmiennej wartości stałej wygładzania do przewidywania trendów w szeregach danych giełdowych.

### Literatura

1. Cieślak M. (red), *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, PWN, 2001.
2. Gajda J.B., *Prognozowanie i symulacje a decyzje gospodarcze*, C.H. Beck 2001.
3. Gwiazda T., *Algorytmy genetyczne – wstęp do teorii*, T.D.G. S. cyw., Warszawa 1995.
4. Kucharski A., *O pewnym zastosowaniu algorytmów genetycznych do prognozowania szeregów czasowych*, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, Wrocław 2007, s. 143-153.
5. Kucharski A., *Wykorzystanie algorytmów genetycznych do krótkookresowych prognoz na giełdzie papierów wartościowych*, konferencja naukowa Rynek kapitałowy – Skuteczne inwestowanie, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2007, s. 135-145.
6. Michalewicz Z., *Algorytmy genetyczne + struktury danych = programy ewolucyjne*, WNT, Warszawa 1996.
7. Tarczyński W., *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*. Agencja Wydawnicza Placet, Warszawa 1997.

### STRESZCZENIE

W artykule przedstawiliśmy nowe spojrzenie na średnią ruchomą jako narzędzie prognostyczne. Odeszliśmy od założenia mówiącego, że wartość stałej wygładzania dla pewnego szeregu nie ulega zmianie w kolejnych okresach. Zamiast tego przyjęliśmy, że przyjmuje ona dowolną wartość z pewnego, zadanego przedziału. Nie wymagaliśmy przy tym, aby w kolejnych okresach utrzymywać jednakową wartość tego parametru. Stanęliśmy tym samym przed koniecznością dokonania wyboru najlepszej prognozy spośród dużej ich ilości. Aby temu podołać, wykorzystaliśmy algorytm genetyczny, który został specjalnie przystosowany do naszych celów.

Otrzymane wyniki charakteryzowały się niskimi błędami prognoz *ex post*. Można również powiedzieć, że średnia ruchoma zyskała możliwość adaptacji do zachowania szeregu. Dodatkową korzyścią jest to, iż możliwym stało się silniejsze wygładzanie szeregu bez konieczności rezygnacji z większej liczby początkowych obserwacji.



**SHORT-TERM FORECASTS OF STOCK QUOTATION –  
IMPLEMENTATION OF THE MOVING AVERAGE WITH  
CHANGEABLE EFFECT OF SMOOTHING IN THE GENETIC  
ALGORITHM**

**SUMMARY**

In the article we presented a new look at the moving average as the prognostic tool. We walked away from the assumption that value of smoothing constant for the certain series isn't changing in consecutive periods. Instead of it we assumed that it can be taken from a certain, known range. We didn't demand in addition to keep identical value of this parameter in consecutive periods. We stood up in the process before the need to make choice of the best forecast out of big their amounts. In order to cope with it, we used the genetic algorithm which specially was adapted at our targets.

Received scores were characterized by low errors of ex post forecasts. We can also say that moving average gained the possibility of the adaptation to the behaviour of data. It is fringe benefits, that stronger smoothing became possible without necessities of resignations from a large number of initial observation.

*Translated by A. Kucharski*

*Dr Adam Kucharski*  
Uniwersytet Łódzki  
adamk@uni.lodz.pl

ERYK ŁON

## SPÓŁKI „WYGRANE” I SPÓŁKI „PRZEGRANE” NA PRZYKŁADZIE SPÓŁEK Z WIG-20

### Cel opracowania

Celem opracowania jest odpowiedź na pytanie, czy opłaca się inwestując w akcje konkretnych spółek stosować kryterium tzw. „spółek wygranych” i „spółek przegranych”. Spółki „wygrane” to te, które cechują się dobrymi wynikami finansowymi z reguły osiągają zyski. Spółki „przegrane” zaś to spółki, które cechują się słabymi wynikami finansowymi, z reguły przynoszą straty. R. A. Haugen wykazał w prowadzonych przez siebie badaniach, że bardziej korzystne dla inwestora giełdowego jest inwestowanie w spółki „przegrane”<sup>1</sup>. Okazuje się, że o wiele wyższą stopę zwrotu uzyskuje się inwestując w spółki „przegrane” aniżeli w spółki „wygrane”. W artykule zostanie podjęta próba zweryfikowania tej tezy R. A. Haugena na przykładzie spółek z WIG-u 20.

### Kurs akcji spółki a jej wyniki finansowe

Często jest tak, że jak spółka osiąga bardzo dobre wyniki finansowe to w raporcie spółki mówi się, że spółka jest w dobrej kondycji, ma wysoką rentowność i płynność itp. Wskazuje się wtedy na dobre cechy spółki. Powstaje pytanie, czy ta dobra kondycja spółki to argument za kupnem akcji spółki czy argument za ich sprzedażą. Przyjmuje się często, że dobre wyniki spółki to argument za kupnem. Trzeba pamiętać, że rynek dyskontuje przyszłość<sup>2</sup>, a skoro tak,

---

<sup>1</sup> R. A. Haugen, *Przeciw efektywności rynku*, WIG Press, Warszawa 1999, s. 54-57.

<sup>2</sup> E. Łon, *Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na polskim rynku akcji w świetle doświadczeń międzynarodowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2006, s. 40.

to paradoksalnie jeżeli spółka ma rentowność niską, nawet przynosi straty, ale ma z kolei wysoką płynność, ma dużo gotówki i aktywów płynnych to właśnie może to być okazja do kupna akcji spółki. To, że spółka ma wysoką rentowność samo w sobie nie jest okazją do kupna. Raczej należy szukać tych spółek, które przejściowo przynoszą straty, ale mogą poprawić wyniki finansowe w przyszłości. A. Kostolany stwierdził, że największe pieniądze zarobił kupując akcje tych spółek, które przynosiły przejściowo straty<sup>3</sup>. Przykładem jest amerykańska spółka Chrysler, która kiedyś na początku lat 80-tych miała trudności, przechodziła problemy, a nawet uzyskiwała straty. Po pewnym czasie, gdy uzyskała wsparcie rządu federalnego, wyszła na prostą i zakup akcji tej spółki okazał się trafną inwestycją.

Analizując raporty finansowe spółek nie należy nadmiernie preferować w wyborze tych spółek, które już mają dobrą sytuację finansową. Patrząc należy raczej na to, czy kondycja finansowa spółki ma szansę się poprawić. Większe są czasami szanse, że spółka poprawi swą kondycję, gdy jeszcze tego po niej nie widać niż gdy spółka już w danym momencie osiąga znakomite rezultaty. Mówi się, że kupowanie musi się wiązać z pewnym bólem. Jeżeli jest tak, że łatwo jest kupić akcje jakiejś spółki, wszyscy sugerują, żeby kupować akcje, bo spółka jest w znakomitej kondycji to należy rozsądnie podchodzić do tego typu zachęt do kupna. Warto bardziej porównywać bieżący poziom wskaźnika rentowności kapitału spółki, czy sprzedaży do średniego poziomu z ostatnich kilku lat. Kupować warto wówczas, gdy spółka ma rentowność niższą od tej średniej, a sprzedawać, gdy spółka ma rentowność wyższą od średniej. Ponieważ rynek akcji dyskontuje przyszłość należy podejść do analizy finansowej spółki w sposób niestandardowy. Powinno się patrzeć na to, czy rentowność jest niższa niż średnio w danym okresie, bo wtedy jest szansa nabyć akcje po rozsądnej cenie.

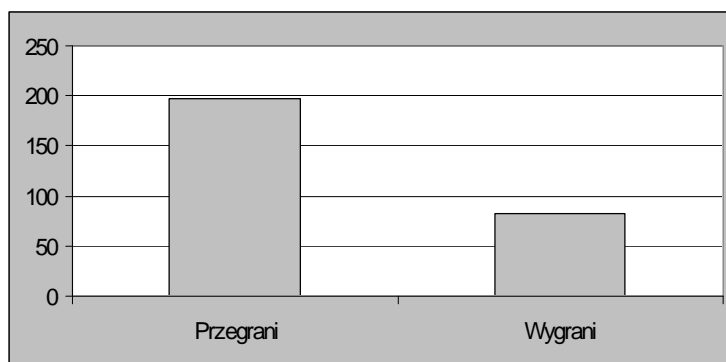
### **Badania R. A. Haugena**

R. A. Haugen przewidując kursy akcji danej spółki zwraca uwagę na jej wskaźniki finansowe. Porównuje wartość rynkową do sprzedaży, zysku netto, zysku operacyjnego czy przepływów pieniężnych. Generalnie uważa, że im te wskaźniki są bardziej niskie dla danej spółki to większe są szanse w przyszłości na wyższą stopę zwrotu z akcji spółki.

<sup>3</sup> A. Kostolany, *Psychologia giełdy*, Wydawnictwo Europa, Wrocław 1999, s. 59.

R. A. Haugen w swojej pracy *Przeciw efektywności rynku* opowiada się za stosowaniem przy przewidywaniu kursów akcji spółki wskaźników cena do wartości księgowej czy cena do zysku netto. Uważa on, że lepiej kupować akcje taniej wycenione aniżeli drożej wycenione w stosunku do bieżących wyników finansowych czy do bieżącej wartości księgowej.

R. A. Haugen w swej pracy przytacza również pewien przykład (rys. 1). Stwierdza on, że w jednym z pism amerykańskich poświęconych giełdzie zamieszczono pewien ranking spółek. Pokazano spółki, które nazwano spółkami „wygranymi” oraz spółki, które nazwano spółkami „przegranymi”. Spółkami „wygranymi” były spółki mające znakomitą kondycję finansową np. wysoki poziom rentowności, dynamiki sprzedaży, itd. Spółkami zaś „przegranymi” były te, które miały złą kondycję finansową (niski poziom rentowności czy dynamiki sprzedaży).



Rys. 1 Stoпа zwrotu z akcji spółek „przeznaczonych” (przegranani) oraz stoпа zwrotu z akcji spółek „wygranych” (wygrani) w ciągu 5 następných lat od momentu dokonania ich zakupu.

Źródło: Opracowanie na podstawie R. A. Haugen, *Przeciw...*, op. cit., s. 55.

Następnie R. A. Haugen rozpoczął badania nad tym, w jaki sposób zachowują się kursy akcji spółek w kolejnych latach. Okazało się, że wyższą stopę zwrotu notowały spółki „przegrane” (rys. 1), czyli te których fundamenty były już zdyskontowane w cenach akcji. R. A. Haugen proponował porównywać bieżącą rentowność spółki do średniej rentowności za okres ostatnich kilku lat. Jeżeli bieżąca rentowność będzie niska to należy zastanawiać się nad kupnem akcji, natomiast gdy będzie wysoka to raczej należy rozważyć sprzedaż akcji. Tego typu podejście jest nawet uznawane przez inwestorów instytucjonalnych.

Przykładowo bank inwestycyjny Erste Bank co kwartał na swych stronach internetowych prezentuje raporty kwartalne na temat kondycji giełdy w USA, w Eurolandzie a także w Japonii. Erste Bank pokazuje ciekawe dane dotyczące wskaźnika cena przez zysk. Obok bieżącej wartości wskaźnika cena przez zysk pokazuje wartość tego wskaźnika za ostatnie kilkanaście lat dla USA, Eurolanddu oraz Japonii. Gdy widzimy wyraźnie, że cena przez zysk jest niższa od średniej za ostatnie kilka lat to warto się zastanowić nad kupnem akcji, a gdy wyższa nad sprzedażą akcji. Widzimy więc, że mówiąc o wskaźnikach wyceny czy wskaźnikach rentowności należy pokazywać różnicę między wyceną bieżącą a wyceną średnią za ostatnie kilka czy kilkanaście lat. R. A. Haugen jest zdania, że tego typu podejście stwarza szansę na podjęcie trafnej decyzji inwestycyjnej.

### **Wybór spółek z WIG-20**

Chcąc zweryfikować tezę R. A. Haugena na polskim rynku akcji wzięto pod uwagę notowania kursów akcji spółek z WIG-20 w latach 2005-2007. Spółki z WIG-20 cieszyły się w tym okresie dużym zainteresowaniem zarówno inwestorów instytucjonalnych, jak i indywidualnych. Duże zainteresowanie tymi spółkami wyrażali również inwestorzy zagraniczni. Ponadto obroty akcjami spółek z WIG-20 stanowiły ponad 90% całego obrotu wszystkimi akcjami na GPW w Warszawie. Biorąc pod uwagę znaczenie WIG-20 dla całej giełdy warszawskiej warto było sprawdzić tezę R. A. Haugena na tejże grupie spółek.

Ponieważ badano notowania kursów akcji spółek w latach 2005-2007 chodziło o te spółki, które w tym okresie wchodziły do WIG-20. Chcąc weryfikować zasadność inwestycji w spółki tzw. „wygrane” i „przebrane” z WIG-20 potrzebne były też dane o wskaźnikach rentowności spółek z lat 2003-2004.

Przyjęto dodatkowo następujące kryteria wyboru spółek z WIG-20: spółka w momencie rozpoczęcia i zakończenia inwestycji wchodziła do indeksu WIG 20, spółka posiadała kompletne dane finansowe potrzebne do wyliczenia wskaźników rentowności za lata 2003-2004 oraz spółka cechowała się odpowiednio długą historią notowań na GPW w Warszawie. Powyższe kryteria wyboru spełniało 12 spółek z WIG-20. Były to następujące spółki: Agora, BPH, BRE, BZ WBK, Cersanit, GTC, KGHM, PKN Orlen, Prokom, PEKAO, PKO BP, Telekomunikacja Polska (TP).

### Wybór okresu badań

Lata 2005-2007 były latami szczególnie korzystnymi dla inwestorów giełdowych. Były to bowiem lata kontynuacji długoterminowej hossy na GPW w Warszawie zapoczątkowanej jeszcze w 2003 r. Lata 2005-2007 były też okresem wyraźnego przyspieszenia wzrostu gospodarczego w Polsce. Ponieważ giełda dyskontuje poprawę aktywności gospodarczej<sup>4</sup>, w tym poprawę realnego tempa PKB nie było zaskoczeniem, że główne indeksy giełdowe, w szczególności WIG-20 w tym okresie zwykowały.

Dobry stan polskiej gospodarki w latach 2005-2007 był możliwy również ze względu na prowadzoną wówczas stosunkowo łagodną politykę pieniężną NBP. NBP w latach 2005-2007 wyraźnie bowiem obniżył stopy procentowe (tabela 1). Sprzyjało to niewątpliwie poprawie nastrojów przedsiębiorców i konsumentów w polskiej gospodarce. Jednocześnie inwestorzy giełdowi obserwujący poprawę stanu polskiej gospodarki chętniej dokonywali zakupów akcji notowanych na GPW w Warszawie.

Tabela 1. Poziom realnej stopy referencyjnej NBP oraz realne tempo PKB Polski w latach 1998-2007 (w %).

Data	Realna stopa referencyjna NBP	PKB
31.12.1998	3,3	5,0
31.12.1999	8,6	4,5
31.12.2000	8,1	4,3
31.12.2001	5,7	1,2
31.12.2002	4,8	1,4
31.12.2003	4,4	3,9
31.12.2004	2,9	5,3
31.12.2005	2,4	3,6
31.12.2006	3,0	6,1
27.08.2007	2,2	6,7

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych krajów OECD.

Z tabeli 1 wynika, że w latach 2004-2005 główna oficjalna stopa procentowa NBP tj. realna stopa referencyjna kształtowała się poniżej 3%, co mogło być sygnałem dla poprawy aktywności gospodarczej w Polsce w kolejnych

<sup>4</sup> P. Mauro, The stock returns and output growth in emerging and advanced economics, IMF, 2000/89. E. Łon, Koniunktura na rynku akcji a przyszły poziom aktywności gospodarczej, Gospodarka Narodowa, 2005, nr 3, s. 11-33.

latach. Osoby, które zastanawiały się nad rozpoczęciem inwestycji giełdowych na giełdzie warszawskiej mogły rozważać, w jakie spółki warto było wówczas ulokować większy kapitał. Trwały spadek realnych stóp procentowych NBP w latach 2004-2005 poniżej poziomu 3% przyspieszył w istocie realne tempo polskiego PKB w latach 2006-2007 (tabela 1).

Reasumując wybór lat 2005-2007 mógł się okazać wysoce korzystnym okresem dla inwestorów giełdowych planujących inwestycje w spółki notowane na GPW w Warszawie.

### **Spółki „przegrane” i spółki „wygrane” na przykładzie WIG20**

Warto się zastanowić, czy metoda wypracowana przez R. A. Haugena sprawdza się na polskim rynku akcji. Będziemy się tu więc zastanawiać czy kategorie spółek „wygranych” i spółek „przeznaczonych” mają jakieś znaczenie z punktu widzenia inwestorów inwestujących na giełdzie warszawskiej. Popatrzmy na notowania wybranych 12 spółek z WIG-20 w latach 2005-2007.

Do analiz wzięto (jak to wyżej przedstawiono) następujące spółki z WIG-20: Agora, BPH, BRE, BZ WBK, Cersanit, GTC, KGHM, PKN Orlen, Prokom, PEKAO, PKO BP, Telekomunikacja Polska (TP). Najpierw pogrupowano spółki na dwie grupy: spółki „wygrane” oraz spółki „przegrane”. Do grupowania spółek z WIG-20 na spółki „wygrane” i spółki „przegrane” wykorzystano wskaźniki rentowności: ROE i ROA. Spółkami „wygranymi” były te, które poprawiły swoje wskaźniki rentowności a spółkami „przeznaczonymi” te, które je pogorszyły. Ponieważ zastanawiano się nad inwestycjami w latach 2005-2007 wzięto pod uwagę wskaźniki rentowności z poprzednich okresów. Mianowicie badano zmiany wskaźników ROE i ROA na koniec 2004 roku w porównaniu z końcem 2003 r. (tabela 2).

Widzimy więc, że spośród 12 spółek z WIG-20 są trzy spółki: BRE, Cersanit oraz GTC, które można zaliczyć do spółek „przeznaczonych”. Wskaźniki rentowności tych spółek (ROE i ROA) pogorszyły się bowiem w latach 2003-2004. Zatem można powiedzieć, że kupno akcji tych spółek wiązało się z pewnym „bólkiem”, o którym wspominał R. A. Haugen w swych badaniach. Pozostałe spółki z WIG-20 można było z kolei zaliczyć do spółek „wygranych”. Spółki te poprawiły bowiem wskaźniki rentowności w latach 2003-2004 (tabela 2). Większość z nas w takiej sytuacji zapewne byłaby skłonna wybrać spółki po-

prawiające swoją rentowność i zainwestowałyby właśnie w te spółki. Sprawdźmy zatem, czy byłaby to decyzja słuszną.

Warto w tym celu pokazać stopę zwrotu z akcji spółek „przeegranych” i spółek „wygranych” a następnie porównać je ze sobą. Na początku badań przyjęliśmy założenie, że szczególnie ciekawym momentem do inwestycji w spółki notowane na giełdzie warszawskiej był rok 2005.

Tabela 2. Poziom wskaźników rentowności (w %) oraz ich zmiana (wzrost lub spadek) w latach 2003-2004 na przykładzie wybranych spółek z WIG-u 20.

Spółka	2003		2004		Zmiana wskaźnika w 2004 r. w stosunku do 2003 r. (wzrost lub spadek)	
	ROE	ROA	ROE	ROA	ROE	ROA
Agora	0,8	0,6	3,8	3,0	Wzrost	Wzrost
BPH	6,5	0,73	13,39	1,47	Wzrost	Wzrost
BRE	0,40	0,02	-15,33	-0,95	Spadek	Spadek
BZ WBK	4,62	0,50	14,72	1,67	Wzrost	Wzrost
Cersanit	1,1	0,6	-4,9	-2,0	Spadek	Spadek
GTC	11,71	10,6	9,4	8,4	Spadek	Spadek
KGHM	15,2	6,4	26,2	15,6	Wzrost	Wzrost
PKN	11,3	6,9	18,8	13,1	Wzrost	Wzrost
Prokom	0,7	0,4	4,5	2,4	Wzrost	Wzrost
PEKAO	12,85	1,46	16,99	2,26	Wzrost	Wzrost
PKO BP	7,58	16,71	9,18	16,77	Wzrost	Wzrost
TP	5,8	2,5	11,0	5,3	Wzrost	Wzrost

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych spółki Notoria.

Otwierała się przed polską gospodarką korzystna perspektywa rozwoju. Wyraźnie sprzyjała temu łagodna polityka pieniężna NBP (realna stopa procentowa poniżej 3%, patrz tabela 1) oraz optymistyczne prognozy polskiego PKB. Warto zatem prześledzić jaka byłaby stopa zwrotu z inwestycji w akcje spółek „przeegranych” oraz spółek „wygranych” w okresie od początku 2005 r. do końca 2007 r.

Okazuje się, że inwestycja w spółki „przegrane” z WIG-20 przyniosła inwestorom duże korzyści. Lokując, bowiem kapitał na początku 2005 r. w takich spółkach jak: BRE czy GTC i trzymając go do końca 2007 r. można było uzyskać bardzo wysoką stopę zwrotu. Stopa zwrotu z akcji BRE wyniosła w tym czasie aż 335%, z kolei stopa zwrotu z akcji GTC była również wysoka i wyniosła 313%. Widzimy więc, że stosowanie metody inwestowania w spółki



„przegrane” było bardzo atrakcyjne dla inwestorów giełdowych inwestujących w spółki z WIG-20. Z kolei inwestowanie kapitału w spółki „wygrane” nie było już tak zyskowne dla inwestorów. Za wyjątkiem KGHM oraz BZ WBK inwestowanie na początku 2005 r. w spółki poprawiające rentowność w horyzoncie 3-letnim nie dawało już tak spektakularnych wysokich stóp zwrotu. Co ciekawe inwestowanie w tymże horyzoncie czasowym w takie spółki jak: Agora, BPH czy Prokom przynosiło nawet starty.

Tabela 3. Kursy akcji wybranych spółek z WIG-20 na początku 2005 r. oraz w końcu grudnia 2007 r., wartość indeksów giełdowych oraz średnie stopy zwrotu z akcji spółek i z indeksów giełdowych (w %) w okresie od początku roku 2005 do końca 2007 r.

Spółka lub indeks	Kurs akcji (w zł) lub wartość indeksu (w pkt) na początku 2005 r.	Kurs akcji (w zł) lub wartość indeksu (w pkt) w końcu 2007 r.	Stopa zwrotu z akcji spółki lub indeksu giełdowego w okresie 2005 – 2007 r. w %
Agora	57,00	55,50	-2,63
BPH	501,0	104,0	-79,24
BRE	116	505	335,34
BZ WBK	95,50	251	162,82
Cersanit	11,75	33,50	185,11
GTC	10,75	44,50	313,95
KGHM	31,40	105,80	236,94
PKN	37,50	51,90	38,40
Prokom	146,0	132,70	-9,11
PEKAO	141,50	227,0	60,42
PKO BP	28,40	52,60	85,21
TP	19,75	22,51	13,97
WIG 20	1 966,69	3 456,05	75,73
WIG 40	1 731,57	4 028,37	132,64
WIG 80	4 756,15	15 917,92	234,68
WIG	26 709,54	55 648,54	108,35

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych spółki Notoria

Inwestorzy, którzy ulokowali na ten czas swe kapitały w wyżej wymienione spółki zanotowali ujemne stopy zwrotu. Stopy te wyniosły odpowiednio: -2,63%, -79,24 oraz -9,11 (tabela 3).

Należy zauważyć, że inwestowanie kapitału w spółki „przegrane” w latach 2005-2007 dało o wiele wyższą stopę zwrotu niż stopa zwrotu z WIG-20. Śred-

nia stopa zwrotu ze spółek przegranych wyniosła w tym czasie 278,1%, natomiast stopa zwrotu z WIG-20 w analogicznym okresie wyniosła jedynie 75,73%. Można powiedzieć, że inwestowanie w spółki „przegrane” okazało się nawet bardziej zyskowne niż inwestowanie w spółki średnie i małe. Stopa zwrotu z WIG-40 wyniosła w tym czasie 132,64%. Z kolei stopa zwrotu z WIG-80 wyniosła 234,68%. Zatem w obydwu przypadkach były to stopy zwrotu niższe aniżeli stopa zwrotu ze spółek „przegranych”.

Aby jeszcze bardziej pokazać atrakcyjność inwestowania w spółki „przegrane” można zastosować pojęcie premii spółki. Premia spółki to różnica między stopą zwrotu z akcji danej spółki a stopą zwrotu z indeksu giełdowego np. WIG-20, WIG-40 czy WIG-80.

Tabela 4. Premia spółek (w %) w latach 2005-2007 na tle wybranych indeksów giełdowych.

Spółka	Premia spółki na tle WIG-20	Premia spółki na tle WIG-40	Premia spółki na tle WIG-80
Agora	-78,36	-135,27	-237,31
BPH	-154,97	-211,88	-313,92
BRE	259,62	202,70	106,66
BZ WBK	87,09	30,18	-71,85
Cersanit	109,37	52,47	-49,57
GTC	238,22	181,31	79,27
KGHM	161,21	104,30	2,26
PKN	-37,33	-94,24	-196,28
Prokom	-84,84	-141,75	-243,79
PEKAO	-15,30	-72,216	-174,256
PKO BP	9,48	-47,43	-149,469
TP	-61,75	-118,66	-220,70

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych Gazety Giełdy „Parkiet”. Premia spółki oznacza różnicę między stopą zwrotu z akcji danej spółki a stopą zwrotu z indeksu giełdowego WIG-20, WIG-40 oraz WIG-80.

Okazuje się, że premia spółek „przegranych” na tle WIG-20 była dodatnia (tabela 4). Podobnie sytuacja wyglądała w przypadku premii spółek na tle WIG-40 oraz WIG-80. Co prawda premia spółki Cersanit na tle WIG-80 była ujemna, jednakże stopa zwrotu z akcji tej spółki niewiele się różniła od stopy zwrotu z indeksu WIG-80. Reasumując zastosowanie pojęcia premii spółki dodatkowo umacnia pogląd, że inwestycje w spółki „przegrane” były atrakcyjniejsze dla

inwestorów niż inwestycje w spółki średnie i małe. Warto zauważyć, że lata 2005-2007 to okres bardzo szybkiego wzrostu gospodarczego w Polsce (tabela 1). Zatem w latach przyspieszonego wzrostu gospodarczego właśnie spółki „przebrane” osiągają wysokie stopy zwrotu. Jeżeli w istocie tak się dzieje, to jest to argument na to, że metoda inwestowania w spółki „przebrane” może się dobrze sprawdzać w okresach silnej poprawy aktywności gospodarczej w naszym kraju. Wówczas warto kierować się zasadą „kupuj słabość a sprzedawaj siłę”. Należy zatem kupować spółki „przebrane” przed spodziewaną poprawą polskiego PKB. Możemy przyjąć pewne założenie, że gdy tempo PKB w Polsce będzie szybsze niż tempo potencjalne<sup>5</sup> to należy wówczas kierować swą uwagę na spółki „przebrane”. Istnieje bowiem wtedy duże prawdopodobieństwo poprawy ich wyników finansowych a zatem warto przed tą poprawą zainwestować w akcje tych spółek. Stopa zwrotu z akcji spółek powinna dyskontować poprawę ich wyników finansowych a pośrednio poprawę stanu polskiej gospodarki.

#### **Weryfikacja tezy R. A. Haugena na grupie pozostałych 8 spółek z WIG-20**

Chcąc poszerzyć populację badanych spółek dokonano weryfikacji tezy R. A. Haugena na pozostałej grupie 8 spółek z WIG-20. Były to następujące spółki: PGNiG, Polimexms, CEZ, Lotos, Bioton, Polnord, TVN oraz PBG.

Stosując podobne kryteria, jak przy 12 wybranych uprzednio spółkach z WIG-20 podzielono pozostałe 8 spółek na dwie grupy: spółki „wygrane” oraz spółki „przebrane”. Do spółek „wygranych” zaliczono: PGNiG, Polimexms, CEZ, Bioton. Do spółek zaś „przebranych” zaliczono: Lotos, Polnord, TVN oraz PBG.

Okazało się, że nawet w przypadku 8 pozostałych spółek z WIG-20 bardziej opłacalne jest inwestowanie w spółki „przebrane” aniżeli w spółki „wygrane”. (tabela 5). Z tabeli 5 wynika, że najwyższe stopy zwrotu w badanych latach zanotowały spółki należące do grupy spółek „przebranych”: Polnord (70,34%) oraz TVN (58,62%). Najniższą stopę zwrotu zaś zanotowała spółka należąca do grupy spółek „wygranych” Bioton (-66,67%). Jeżeli weźmiemy pod uwagę średnią stopę zwrotu ze spółek „wygranych” i „przebranych” to okazuje się i w tym przypadku, że o wiele bardziej opłacalne dla inwestora giełdowego było zainwestowanie kapitału w spółki „przebrane”.

<sup>5</sup> A. Sławiński, Rynki finansowe, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006, s. 130.

Tabela 5. Kursy akcji pozostałych 8 spółek z WIG-20 na początku inwestycji oraz na końcu inwestycji oraz stopy zwrotu z akcji spółek w okresie inwestycji.

Spółka	Kurs akcji (w zł) na początku inwestycji	Kurs akcji (w zł) na końcu inwestycji	Stopa zwrotu w okresie od początku do końca inwestycji w %
PGNiG	3,47	5,10	46,97
Polimexms	6,24	8,56	37,17
CEZ	137,30	183	33,28
Bioton	2,67	0,89	-66,67
Lotos	47,70	44,50	-0,01
Polnord	83,3	141,9	70,34
TVN	15,76	25,80	58,62
PBG	254,9	307,1	20,47

Źródło: Opracowanie własne na podstawie bazy danych spółki Notoria. Początek inwestycji dla spółek PGNiG, Lotos, Bioton oraz TVN rozpoczyna się 1 stycznia 2006 r. a dla spółek Polimexms, CEZ, Polnord oraz PBG rozpoczyna się 1 stycznia 2007. Koniec inwestycji dla wszystkich pozostałych 8 spółek z WIG-20 kończy się 31 stycznia 2007.

Średnia stopa zwrotu ze spółek „wygranych” w badanych latach wyniosła bowiem tylko 12,68%, zaś średnia stopa zwrotu ze spółek „przegranych” była zdecydowanie wyższa i wyniosła 37,35%.

### Wnioski końcowe

Po pierwsze można dokonać podziału spółek na spółki „przebrane” i spółki „wygrane”. Te pierwsze poprawiają swoje wyniki finansowe, a te drugie je pogarszają. Warto inwestować w spółki „przebrane”.

Po drugie, do spółek „przebranych” z WIG-20 można zaliczyć: BRE, Cer-sanit oraz GTC. Okazuje się, że w badanych latach 2005-2007 inwestując w wyżej wymienione spółki można było osiągnąć bardzo wysoką stopę zwrotu. Atrakcyjność stóp zwrotu z akcji tych spółek można pokazać na przykładzie wskaźnika premii spółki. Premia spółek „przebranych” w badanym okresie przyjmowała dodatni charakter, co zwiększało atrakcyjność inwestowania w spółki „przebrane” na tle głównych indeksów giełdowych.

Po trzecie, można poszerzyć populację badanych spółek o pozostałe 8 spółek z WIG-20. Okazuje się, że również w przypadku tych spółek warto zastosować w inwestycji kryterium spółek „wygranych” i „przebranych”. Stopa zwrotu ze spółek „przebranych” była zdecydowanie wyższa niż stopa zwrotu ze spółek „wygranych”.

Po czwarte, opłaca się inwestować w spółki „przebrane” w perspektywie spodziewanej poprawy aktywności gospodarczej. Okazuje się, że szczególnie wysokiej stopy zwrotu z akcji spółek „przebranych” możemy się spodziewać przed okresem poprzedzającym przyspieszenie wzrostu gospodarczego w Polsce.

### Literatura

1. Haugen R. A., *Przeciw efektywności rynku*, WIG Press, Warszawa 1999.
2. Kostolany A., *Psychologia giełdy*, Wydawnictwo Europa, Wrocław 1999.
3. Łon E., *Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na polskim rynku akcji w świetle doświadczeń międzynarodowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2006.
4. Łon E., *Koniunktura na rynku akcji a przyszły poziom aktywności gospodarczej*, „Gospodarka Narodowa”, 2005.
5. Mauro P., *The stock returns and output growth in emerging and advanced economies*, IMF, 2000/89.
6. Sławiński A., *Rynki finansowe*, Polskie Wydawnictwo Naukowe, Warszawa 2006.

### STRESZCZENIE

W artykule podzielono spółki z WIG-20 na spółki „wygrane” i „przebrane”. Spółki „wygrane” to spółki, które osiągały lepsze wyniki finansowe niż spółki „przebrane”. Do spółek „przebranych” można zaliczyć: BRE, Cersanit oraz GTC. Do spółek wygranych można zaliczyć: Agorę, BPH, BZ WBK, KGHM, PKN, Prokom, PEKAO, PKO BP, TP. Warto inwestować w spółki „przebrane”. Okazało się, że stopa zwrotu ze spółek „przebranych” (278,1%) była w latach 2005-2007 wyższa niż stopa zwrotu z WIG-20 (75,73%). Warto inwestować w spółki „przebrane”, gdy spodziewamy się poprawy aktywności gospodarczej.

### WINNING AND LOSING STOCKS FOR EXAMPLE WIG-20

### SUMMARY

In the article companies from WIG-20 were divided into “winning” and “loosing” stocks. Winning stocks were these which had better profitability than the losing stocks. We can rank companies as BRE, Cersanit and GTC into losing group. In winning

group would be Agora, BPH, BZ WBK, KGHM, PKN, Prokom, PEKAO, PKO BP and TP. It is worth to invest money in losing stocks, because it appeared that stock return of these companies was in the years 2005-2007 higher (278,1%) than stock return of WIG-20 (75,73%). It is worth to invest in losing stocks when we expect better economical activity.

*Translated by E. Łon*

*Dr Eryk Łon*  
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu  
e.lon@interia.pl



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 9

## RYNEK KAPITAŁOWY – SKUTECZNIE INWESTOWANIE

PATRONI HONOROWI, MEDIALNI I SPONSORZY



GIEŁDA PAPIERÓW  
WARTOŚCIOWYCH  
w Warszawie



Komisja  
Nadzoru  
Finansowego

**RYNEK**  
**kapitałowy**



**Kurier**  
**szczeciński**







**W NASTĘPNYM NUMERZE**

Następny numer, zatytułowany „Inwestowanie na rynku kapitałowym” (pod redakcją naukową prof. dr hab. Waldemara Tarczyńskiego) poświęcony został zagadnieniom związanym z podejmowaniem decyzji inwestycyjnych, wyborem źródeł finansowania i ustalaniem sposobów zagospodarowania nadwyżek finansowych. Zagadnienia te są jednym z ważniejszych tematów badań naukowych prowadzonych w środowiskach ekonomicznych w Polsce. Niestety poziom wiedzy o rynku kapitałowym i jego elementach jest w Polsce jeszcze bardzo niski, zatem obowiązek edukacji i rozwoju nauki w tym kierunku spoczywa w znacznej mierze na środowisku naukowym i instytucjach rynku kapitałowego.

W pracy zaprezentowano wyniki badań naukowców z różnych środowisk akademickich. Są to często propozycje nowych metod, dzięki którym zmniejsza się ryzyko inwestycji i zwiększa efektywność podejmowanych decyzji.