

RENATA KARKOWSKA

WPLYW ZAGRANICZNYCH RYNKÓW KAPITAŁOWYCH NA ZMIENNOŚĆ INDEKSU WIG

Słowa kluczowe: zmienność, indeks giełdowy, WIG

Keywords: volatility, stock index, WIG

Klasyfikacja JEL: G1, G11, G10, M21

Zjawisko grupowania wariancji stóp zwrotu z indeksów giełdowych

Zarządzanie portfelem inwestycyjnym na skalę międzynarodową wymaga dywersyfikacji ryzyka. Żeby jednak dywersyfikacja ta skutecznie redukowała ryzyko, potrzebna jest analiza współczynników korelacji pomiędzy szeregami zmiennych finansowych. Ostatni kryzys finansowy pokazał, że szczególnie ważna jest wiedza na temat kształtowania współczynników korelacji w czasie. Okazuje się, że niestalość współczynników korelacji znacząco utrudnia zarządzanie portfelem i szacowanie prawdopodobieństw uzyskania określonych stóp zwrotu z inwestycji.

Dodatkowo, praktyka pokazuje, że wiele procesów ekonomicznych na rynku finansowym wykazuje tendencję do seryjnego występowania niskich bądź wysokich wartości wariancji stóp zwrotu w następujących po sobie okresach. Mówimy wówczas o tzw. efekcie grupowania wariancji (ang. *clusters*).

Analizowaniem współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotu aktywów zajmowali się m.in. P.D. Koch oraz T.W. Koch¹. Przeprowadzone przez nich testy stabilności współczynników korelacji stóp zwrotu z aktywów na 8 rynkach w poszczególnych latach – 1972, 1980 i 1987, wykazały współzależność rynków finansowych. Do podobnych wniosków doszli również w swoich badaniach King i Wadhvani² oraz Bertero i Mayer³, którzy zauważyli, że okresy turbulencji na rynkach finansowych charakteryzują się wzrostem

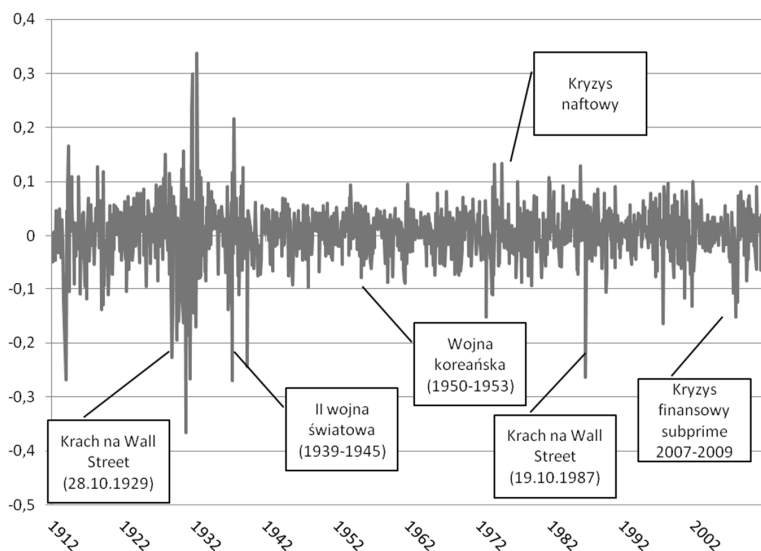
¹ P.D. Koch, T.W. Koch: *Evolution in Dynamic Linkages across National Stock Indexes*, „Journal of International Money and Finance” 1991, Vol. 10.

² M. King, S. Wadhvani: *Transmission of Volatility between Stock Markets*, „Review of Financial Studies” 1990, Vol. 3.

³ E. Bertero, C. Mayer: *Structure and Performance: Global Interdependence of Stock Markets around the Crash of October 1987*, „European Economic Review” 1987, Vol. 34.

korelacji, co tłumaczy dominację czynników globalnych nad lokalnymi. Zjawisko to powoduje, że minimalizacja ryzyka, bazująca na dywersyfikacji portfela może nie przynieść pożądanego efektu, ze względu na wyższą korelację podczas kryzysu.

Na przestrzeni kilkudziesięciu lat, w teorii ekonomii powstało wiele hipotez, próbujących wyjaśnić przyczyny efektu wzrostu i grupowania wariancji stóp zwrotu. Największy udział spośród nich stanowią te dotyczące napływu informacji na rynek, na podstawie których inwestorzy podejmują swoje decyzje inwestycyjne. W zależności od rodzaju informacji oraz jej interpretacji przez poszczególnych inwestorów, rynek może doświadczyć wzmożonego popytu bądź podaży. Z reguły napływ informacji odbywa się w sposób nieregularny (często seryjnie), a jego znaczenie i siła oddziaływania na fluktuacje cen rynkowych są zróżnicowane, dlatego mamy do czynienia z okresami zwiększonej oraz zmniejszonej zmienności kursów. Zjawisko to zostało zobrazowane na rysunku 1.



Rysunek 1. Stopy zwrotu indeksu *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) w latach 1912–2012

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Thomson Reuters.

Modelowanie procesów finansowych na rynku kapitałowym

Najważniejszą wspólną cechą dla dziennych stóp zwrotu indeksów giełdowych jest występowanie zjawiska grupowania wariancji oraz brak losowości tych zmian. Dlatego w modelowaniu procesów finansowych powszechnie wykorzystywane są modele ekonometryczne klasy ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedastic*). Są one narzędziem ułatwiającym odpowiedź na pytanie, dotyczące zależności między różnymi procesami finansowymi (np. wartościami indeksów, kursami walutowymi, cenami akcji, obligacji czy

stopami procentowymi). Współcześnie model ARCH jest rozszerzany na różne sposoby. Dzięki niemu w modelach rynku kapitałowego zaczęto uwzględniać zmienność ryzyka w czasie. Na świecie badania zależności między wariacjami stóp zwrotu na rynkach akcji z wykorzystaniem modeli jednorównaniowych lub wielorównaniowych prowadzili Susmel i Engle⁴. Badania ich dotyczyły w szczególności analizy wzajemnego wpływu kursów poszczególnych instrumentów pochodzących z różnych segmentów rynku finansowego, tj. rynku walutowego, pieniężnego, kapitałowego czy też rynków leżących w różnych obszarach geograficznych (badanie dotyczące wpływu dużych światowych giełd papierów wartościowych na mniejsze). Wyniki badań empirycznych nie są jednak jednoznaczne. Na przykład, Engle, Lilien i Robins⁵ wskazują na dodatnią zależność między oczekiwaną stopą zwrotu a warunkową wariacją. Z drugiej strony, Glosten, Jagannathan i Runkle⁶ stwierdzają ujemną zależność między oczekiwaną stopą zwrotu a wariacją. Backus i Gregory⁷ zauważają, że zależność pomiędzy premią za ryzyko a warunkową wariacją ma zwykle charakter dowolny. Domowitz i Hakkio⁸ wykazali, że zależność między oczekiwaną stopą zwrotu a ryzykiem była nieistotna statystycznie.

Powszechnie uważa się, że gospodarki krajów rozwijających się mogą być szczególnie podatne na zewnętrzne i wewnętrzne szoki kryzysogenne. Mimo takich spostrzeżeń, globalny kryzys pokazał, że również kraje rozwinięte nie pozostały wolne od zjawisk kryzysowych. Często mechanizm zarażania się kryzysem w krajach mniej rozwiniętych był efektem subiektywnych ocen uczestników rynku czy zachowań stadnych, popartych niepełną informacją.

Wynika to głównie z ich niedoskonałości struktur rynkowych czy też czynników makroekonomicznych. Niewątpliwie, wpływ na to mają również następujące czynniki międzynarodowe:

- liberalizacja przepływów kapitału, której towarzyszy znaczne przemieszczanie kapitału,
- deregulacja rynków,
- rozwój nowoczesnych technologii,
- szybkość przepływu informacji,
- globalizacja gospodarki światowej.

Pochodną tych procesów są potencjalne korzyści, jak i zagrożenia dla uczestników rynków finansowych.

⁴ R. Engle, Susmel R.: *Common Volatility in International Equity Markets*, „Journal of Business & Economic Statistics” 1993, No. 11, s. 167–176.

⁵ R.F. Engle, D.M. Lilien, R.P. Robins: *Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M Model*, „Econometrica” 1987, Vol. 55, s. 391–407.

⁶ L.R. Glosten, R. Jagannathan, D.E. Runkle: *On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*, „Journal of Finance” 1993, No. 48, s. 1779–1801.

⁷ D.K. Backus, A.W. Gregory: *Theoretical Relations between Risk Premiums and Conditional Variances*, „Journal of Business & Economic Statistics” 1993, Vol. 11, No. 2, s. 177–185.

⁸ I. Domowitz, R. Engle, R. Susmel: *Common Volatility in International Equity Markets*, „Journal of Business & Economic Statistics” 1993, No. 11, s. 167–176.

Przeprowadzone obserwacje potwierdzają, że dzienne zmiany notowań indeksów giełdowych krajów rozwijających się w Europie charakteryzują się podobnymi właściwościami, jak dane pochodzące z rynków wysoko rozwiniętych. Uzasadnione staje się zatem zastosowanie dla danych polskich metod ekonometrycznych podobnych do tych stosowanych powszechnie na rynkach rozwiniętych⁹.

Badanie zjawiska zarażania na polskim rynku kapitałowym

Przegląd literatury przedmiotu, jak i dotychczas prowadzone badania, skłoniły autora do pogłębienia wcześniejszego wnioskowania o podatności danego rynku kapitałowego na szoki płynące z zewnątrz i na tzw. efekt zarażania. Dlatego została podjęta próba oszacowania zależności, jakie zachodzą pomiędzy warszawskim indeksem WIG a indeksami giełdowymi wybranych rynków kapitałowych. Próba badawcza objęła okres styczeń 1995 – październik 2012. Do próby badawczej zostały wybrane dwa indeksy rynków krajów rozwijających się Europy: polski indeks giełdowy WIG oraz węgierski BUX. Natomiast z grupy krajów rozwiniętych wybrane zostały: niemiecki DAX, brytyjski FTSE100 i amerykański S&P500. Estymacja parametrów równań oczekiwanej stopy zwrotu i zmienności dla wybranych indeksów giełdowych została dokonana w oparciu o model GARCH (1,1). Wybór ten został poprzedzony analizą wartości kryteriów informacyjnych – Akaike, Hannana-Quinna, Schwarzera i Shibata¹⁰. Analiza stóp zwrotu z wybranych indeksów oraz ich kwadratów wskazała, że z okresu styczeń 1995 – październik 2012 należy wydzielić trzy podokresy:

- od 2.01.2003 do 29.10.2007 roku – trend wzrostowy,
- od 30.10.2007 do 17.02.2009 roku – trend spadkowy, związany z globalnym kryzysem finansowym,
- od 18.02.2009 do 31.10.2012 roku – ponowny trend wzrostowy i koniec kryzysu finansowego.

Podział ten wynikał również z wcześniejszych badań nad stałością współczynników korelacji między indeksami oraz zmian indeksów przed i po kryzysie 2007–2008. Również wybór zmiennych w badaniu (indeksy: WIG, BUX, DAX, S&P500, FTSE100) wynika z analizy korelacji, która wskazywała na największy wpływ właśnie powyższych indeksów na poziom WIG.

Wyniki badania korelacji między indeksem WIG a wybranymi indeksami z uwzględnieniem opóźnień rzędu od 1 do 4 dni (tab. 1) pokazały, że dla krajów położonych w różnych strefach czasowych czynnik ten istotnie wpływa na poziom zależności między indeksami.

⁹ R. Karkowska: *Towards a measurement scale for contagion effect on capital market*, *Journal of Advanced Research in Management*, „Biannually Journal” 2012, Volume III, oraz J. Brzeszczyński, R. Kelm: *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele Kursów giełdowych i kursów walutowych*, WIG-Press, Warszawa 2002, s. 95–96.

¹⁰ G.S. Maddala: *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2008, s. 209–210.

Najsilniejsza korelacja (dodatnia) wystąpiła między indeksami WIG, BUX i PX (0,49; 0,46). Wydaje się, że nie jest to jednak wynik rozwiniętych powiązań handlowych między gospodarkami Węgier, Czech i Polski, ale silnych zależności, wynikających z międzynarodowych przepływów kapitału spekulacyjnego w ramach koszyka krajów tego samego ryzyka Europy Środkowo-Wschodniej.

Tabela 1

Współczynniki korelacji między indeksem WIG a wybranymi indeksami z zaznaczeniem opóźnień rzędu 1–4 dni.

Opóźnienie τ (w dniach)	-4	-3	-2	-1	0
BUX	0,0274*	0,0232	0,0217	0,0793***	0,4909***
PX (Praga)	0,0453***	0,0018	0,0360**	0,1042***	0,4682***
CAC30 (Rzym)	0,0271*	-0,0262	-0,0221	-0,0007	0,4330***
DAX	0,0207	-0,0086	-0,0124	0,0133	0,4301***
FTSE100	0,0323**	-0,0289	-0,0229	-0,0075	0,4262***
IBEX	0,0292**	-0,0159	-0,0243	-0,0023	0,4060***
Hang Seng	-0,0292	-0,0002	0,0003	0,1267***	0,3772***
ATG (Ateny)	0,0477***	0,0126	0,0246*	0,0898***	0,3565***
NIKKEI225	0,0188	-0,0093	0,008	0,1923***	0,2665***
S&P500	0,019	0,0081	-0,017	0,2957***	0,2535***

*, **, *** – oznaczenia poziomu istotności statystycznej odpowiednio dla 10, 5 i 1%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie Thomson Reuters.

W modelu wprowadzono również autoregresję pierwszego rzędu dla zmiennej objaśnianej $indeks(t-1)$ oraz zmiennej objaśniającej $S\&P500(t-1)$. Dokonano tego w oparciu o przeprowadzony wcześniej test współczynnika autokorelacji Quenouille'a. Funkcja autokorelacji (ACF) i autokorelacji cząstkowej (PACF), test autokorelacji Ljung-Boxa (Q) dla procesów stóp zwrotu z poszczególnych indeksów: WIG, BUX, DAX, S&P500, FTSE100, przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$, wskazały na autokorelację pierwszego rzędu AR(1).

Wyniki testów wskazały na występowanie efektu ARCH w badanej próbie dla każdego z pięciu krajów. Testowanie pozwoliło ocenić, że obserwowana korelacja składników losowych w czasie nie ma charakteru pozornego. Weryfikację przeprowadzono na podstawie statystyki testu mnożnika Lagrange'a¹¹:

$$LM = TR^2 \quad (1)$$

gdzie: T – liczba obserwacji, R^2 – współczynnik determinacji oszacowanego pomocniczego równania o rozkładzie *chi-kwadrat* przy m stopniach swobody. Tabela 2 zawiera statystyki testu mnożnika Lagrange'a, opartego na równaniu regresji kwadratów reszt względem ich opóźnień do dziesiątego.

¹¹ *Ibidem*, s. 213

Tabela 2

Wartości statystyki testu mnożnika Lagrange'a

	WIG	BUX	DAX	FTSE100	S&P500
LM = TR ²	762,806	486	690,806	490,138	738,392

Źródło: opracowanie wykonano w programie GRET.L.

Wyjściem do testowania hipotezy o oddziaływaniu zewnętrznych szoków z innych krajów na kryzys finansowy w n -tym kraju jest poniższe równanie regresji:

$$y_n = \sum_{i=1}^n \alpha_{ni} y_{it} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Testowanie, jak bardzo dany kraj jest podatny na oddziaływania zewnętrzne opiera się na weryfikacji hipotezy:

$$H_0: y_{n1} = \dots = y_{nn-1} = y_{nn+1} = \dots = y_n = 0 \quad (3)$$

$$H_1: \sim H_0$$

Hipotezę (3) przetestowano za pomocą statystyki ilorazu wiarygodności dla GARCH oraz kryterium Bayesa Schwarz'a. W tabeli 3 zostały oszacowane parametry modelu (2) dla indeksu WIG i została zweryfikowana hipoteza (3). W każdym przypadku H_0 o braku efektu ARCH odrzucono na korzyść hipotezy alternatywnej o zmiennej wariancji składnika losowego. W każdym z pięciu przypadków najlepszym okazał się model GARCH(1,1). W celu zbadania podatności polskiego rynku kapitałowego na oddziaływania z pozostałych państw, zostały oszacowane parametry modelu GARCH.

Wyniki badań

Model GARCH(1,1), szacujący podatność polskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Węgier, USA, Niemiec, Wielkiej Brytanii:

$$R_t^{WIG} = \alpha_0 + \alpha_{11} R_{t-1}^{WIG} + \alpha_{21} R_t^{BUX} + \alpha_{31} R_{t-1}^{S\&P500} + \alpha_{41} R_t^{DAX} + \alpha_{51} R_t^{FTSE100} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t^{WIG} \sim D(0, h_t^{WIG}),$$

$$h_t^{WIG} = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} (\varepsilon_{t-i}^{WIG})^2 + \sum_{i=1}^p \delta_{li} h_{t-i}^{WIG} \quad (4)$$

R_t^{WIG} – logarytmiczna stopa zwrotu z indeksu WIG

R_{t-1}^{WIG} – 1-dniowe opóźnienie R_t^{WIG}

R_t^{BUX} – logarytmiczna stopa zwrotu z indeksu BUX

$R_{t-1}^{S\&P500}$ – 1-dniowe opóźnienie $R_t^{S\&P500}$

R_t^{DAX} – logarytmiczna stopa zwrotu z indeksu DAX

$R_t^{FTSE100}$ – logarytmiczna stopa zwrotu z indeksu FTSE100

Tabela 3

Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1), pokazujące transmisję szoków z wybranych rynków kapitałowych na rynek polski

Pełna próba: 2003/01/02-2012/10/31 (N = 2557), Odch. stand zm. zależnej = 0,013, Test ilorazu wiarygodności dla (G)ARCH: Chi-kwadrat(2) = 456,761									
	Równanie wartości oczekiwanej						Równanie wariancji		
	Const	R_{t-1}^{WIG}	R_{t-1}^{BUX}	$R_{t-1}^{S\&P}$	R_{t-1}^{DAX}	R_{t-1}^{FTSE}	β_0	$(\varepsilon_{t-1}^{WIG})^2$	h_{t-1}^{WIG}
Współczynnik	0,0003	0,0320	0,30327	0,0468	0,13937	0,2204	0,0000	0,05864	0,93162
wartość p	0,0458	0,0388	<0,001	0,0045	<0,001	<0,001	0,0017	<0,001	<0,0001
Próba A: 2003/01/02-2007/10/29 (N = 1258), Odch. stand zm. zależnej = 0,011, Test ilorazu wiarygodności dla (G)ARCH: Chi-kwadrat(2) = 87,1291									
Współczynnik	0,0006	0,01637	0,37134	0,03797	0,07543	0,15238	0,00000	0,03793	0,95092
wartość p	0,00712	0,45882	<0,00001	0,15232	0,00223	0,00009	0,05276	0,00001	<0,00001
Próba B: 2007/10/30-2009/02/17 (N = 341), Odch. stand zm. zależnej = 0,019, Test ilorazu wiarygodności dla (G)ARCH: Chi-kwadrat(2) = 65,2059									
Współczynnik	-0,00016	0,05033	0,25676	0,05072	0,29542	0,18968	0,00000	0,07450	0,91746
wartość p	0,66324	0,07272	<0,00001	0,07782	<0,00001	0,001	0,13908	0,00031	<0,00001
Próba C: 2009/02/18-2012/10/31 (N = 958), Odch. stand zm. zależnej = 0,013, Test ilorazu wiarygodności dla (G)ARCH: Chi-kwadrat(2) = 171,407									
Współczynnik	0,00002	0,00067	0,17550	0,05112	0,30168	0,16121	0,00000	0,08985	0,86844
wartość p	0,95188	0,98408	<0,00001	0,09499	<0,00001	0,00077	0,05799	0,00086	<0,00001

Źródło: obliczenia wykonane w programie GRETL na podstawie danych Thomson Reuters

Podsumowanie

Wyniki szacowań parametrów modelu GARCH (1,1) zostały zaprezentowane w tabeli 3. Weryfikacja hipotezy (3) dla poszczególnych rynków kapitałowych biorących udział w badaniu pokazała, że wartość statystyki testu ilorazu wiarygodności jest wysoka, co sugeruje, że należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą, że rynek kapitałowy w Polsce nie jest podatny na szoki płynące z zewnątrz (Węgier, Niemiec, Wielkiej Brytanii, USA). Na podstawie szacowań zaprezentowanych w tabeli 3 należy wnioskować, że rynek polski podlega największym wpływom z rynku węgierskiego, jednak obserwacje poszczególnych prób badawczych, przed, w trakcie i po kryzysie, sugerują, że wpływ ten ma tendencję malejącą, niemniej jest to zmienna istotna. Z kolei rośnie znaczenie oddziaływań niemieckiego rynku kapitałowego – przed kryzysem szacunek ten wynosił (0,075), natomiast po kryzysie – (0,30). Potwierdzałoby to obserwowaną na rynku tendencję do większej współzależności rynku polskiego z rynkami zachodnioeuropejskimi niż Europy Środkowo-Wschodniej. Przepływy kapitału krótkoterminowego w okresie po kryzysie pokazały również, że inwestorzy wyodrębniają polski rynek kapitałowy z dotychczasowej grupy państw rozwijających się Europy. Wpływ rynku amerykańskiego okazał się nieznaczny oraz istotny, ale do-

piero w czasie kryzysu (przy 10% poziomie istotności). Oddziaływania szoków płynących z Londynu okazały się stabilne na poziomie (0,15–0,18). Zmienna opóźniona WIG nie miała istotnego znaczenia na kształtowania wartości oczekiwanej.

Obserwacje zmienności w poszczególnych podgrupach badawczych pokazują, że wzrasta znaczenie nowej informacji, napływającej z rynków zewnętrznych na kształtowanie się WIG, a trwałość procesu zmienności pozostaje stabilna.

Niewątpliwie jest to potwierdzeniem struktury inwestorów dominujących na tych rynkach i potwierdza wcześniejsze przypuszczenia autora, że rynki rozwijające się są również źródłem zarażania. Należy tu jednak mieć na uwadze wpływ stref czasowych – rynek europejski otwiera się o 8 godzin wcześniej, więc informacje z Europy są odbierane wcześniej niż z USA i w większym stopniu oddziałują na siebie.

Literatura

- Backus D.K., Gregory A.W.: *Theoretical Relations between Risk Premiums and Conditional Variances*, „Journal of Business & Economic Statistics” 1993, Vol. 11, No. 2.
- Bertero E., Mayer C.: *Structure and Performance: Global Interdependence of Stock Markets around the Crash of October 1987*, „European Economic Review” 1987, Vol. 34.
- Brzeszczyński J., Kelm R.: *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele Kursów giełdowych i kursów walutowych*, WIG-Press, Warszawa 2002.
- Domowitz I., Hakkio C.S.: *Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market*, „Journal of International Economics”, August 1985, Vol. 19 (1–2), Elsevier.
- Engle R., Susmel R.: *Common Volatility in International Equity Markets*, „Journal of Business & Economic Statistics” 1993, No. 11.
- Engle R.F., Lilien D.M., Robins R.P.: *Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M Model*, „Econometrica” 1987, vol. 55.
- Glosten L.R., Jagannathan R., Runkle D.E.: *On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks*, „Journal of Finance” 1993, No. 48.
- Karkowska R.: *Towards a measurement scale for contagion effect on capital market*, „Journal of Advanced Research in Management” 2012, Biannually Journal, Vol. III.
- King M., Wadhvani S.: *Transmission of Volatility between Stock Markets*, „Review of Financial Studies” 1990, Vol. 3.
- Koch P.D., Koch T.W.: *Evolution in Dynamic Linkages across National Stock Indexes*, „Journal of International Money and Finance” 1991, Vol. 10.
- Maddala G.S.: *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2008.

dr Renata Karkowska
Wydział Zarządzania
Uniwersytet Warszawski

Streszczenie

W gospodarkach rozwijających się procesy integracji charakteryzują się cechami wyróżniającymi je spośród krajów rozwiniętych. Szczególnym wydaje się efekt transmisji kryzysów na rynkach kapitałowych. Niewątpliwie aktualnym zjawiskiem jest przenoszenie negatywnych informacji z gospodarek rozwiniętych na rynki rozwijające się. W kontekście ostatniego kryzysu finansowego nadal pozostaje aktualna teoria o specyficznym układzie gospodarek w kształcie „centrum” oraz „krajów peryferyjnych”. Każde zmiany w ramach polityki makroekonomicznej czy na rynku finansowym wymuszają weryfikację swojej polityki i działań na peryferiach. Zgodnie z tym kierunkiem transmisji, efekt zarażania przechodzi z krajów lepiej rozwiniętych – centrum – na kraje słabiej rozwinięte, stanowiące peryferia. Wysoka korelacja rynków finansowych powoduje istotne trudności w skutecznej dywersyfikacji ryzyka. Celem niniejszego badania jest odpowiedź na pytania: jak zmienność wybranych indeksów rynków kapitałowych wybranych państw wpływa na zmienność warszawskiego WIG? Czy mamy do czynienia z tzw. efektem zarażania? Jak zmienia się to zjawisko w czasie: przed, w trakcie i po kryzysie? Badanie zostało przeprowadzone na danych z okresu 2.01.2003–31.10.2012 przy użyciu modelu GARCH (1.1).

TESTING THE IMPACT OF FOREIGN CAPITAL MARKETS ON WIG INDEX VOLATILITY

Summary

In developing economies, integration processes are characterized by specific features distinguishing them from developed countries. A particular feature seems to be the crisis transmission effect in the capital markets. Undoubtedly, a current phenomenon is the transfer of negative information from developed economies to developing ones. In the context of the recent financial crisis, the theory of a specific arrangement of the economies with the „center” and „peripheral countries” still seems to be the valid. Any changes in macroeconomic policy or the financial market forces verification of own policies and actions on the peripheries. In accordance with this direction, the contagion effect goes from more developed countries, the center, to the less developed countries. The high correlation between financial markets causes significant difficulties in effective risk diversification. The purpose of this study is to answer the following questions. How the variability of certain capital markets indices in selected countries affects the volatility of the Warsaw Stock Exchange WIG? Are we dealing with the so-called contagion effect? How does this phenomenon change in time - before, during and after the crisis? The study was conducted in the period 2003/01/02-2012/10/31 with the use of GARCH (1.1) model.

