

*KATARZYNA WAWRZYNIAK*

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

*BARBARA BATÓG*

Uniwersytet Szczeciński

**FUNKCJA DIAGNOSTYCZNO-PROGNOSTYCZNA  
PORZĄDKOWYCH MODELI LOGITOWYCH  
KWARTALNEJ STOPY ZWROTU  
DLA SPÓŁEK Z SEKTORA *BUDOWNICTWO***

**Streszczenie**

We wcześniejszych pracach autorki wykorzystywały do diagnozowania i prognozowania modele zmiennych jakościowych z ustalonymi wskaźnikami finansowo-ekonomicznymi jako zmiennymi objaśniającymi, natomiast zmienną objaśnianą była stopa zwrotu poddana transformacji na zmienną porządkową. Celem obecnego artykułu jest identyfikacja takiego zestawu zmiennych objaśniających (wskaźników finansowo-ekonomicznych), który najlepiej wyjaśnia kształtowanie się zmiennej objaśnianej (metoda Hellwiga, metoda regresji krokowej, porównanie jakości modeli wielomianowych dla różnych zestawów zmiennych) oraz porównanie efektywności prognoz kategorii kwartalnych stóp zwrotu spółek giełdowych wyznaczonych na podstawie oszacowanych modeli z uwzględnieniem okresu spadków oraz wzrostów na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Badanie przeprowadzono dla spółek z sektora *Budownictwo*, przy czym porządkowe modele wielomianowe zostały oszacowane na podstawie danych kwartalnych w latach 1998–2011, natomiast prognozy pozycji spółek giełdowych wyznaczono na I kwartał 2012 roku.

**Słowa kluczowe:** funkcje diagnostyczne i prognostyczne, porządkowe modele logitowe, kwartalna stopa zwrotu

## Wprowadzenie

W artykule [Batóg, Wawrzyniak 2010] autorki przedstawiły propozycję wykorzystania porządkowych modeli logitowych<sup>1</sup> do prognozowania pozycji spółek giełdowych z sektora *Budownictwo*. Porządkowa zmienna zależna została zdefiniowana na podstawie rozkładu kwartalnej stopy zwrotu, a w zbiorze zmiennych objaśniających znalazły się wybrane wskaźniki finansowo-ekonomiczne, które zostały opóźnione o dwa kwartały w stosunku do zmiennej zależnej<sup>2</sup>.

W obecnym artykule zostały sformułowane dwa cele badawcze:

1. Identyfikacja zestawu zmiennych objaśniających dla kwartalnych stóp zwrotu w okresie spadków i wzrostów cen akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.
2. Zbadanie efektywności prognoz kategorii kwartalnych stóp zwrotu dla spółek giełdowych wyznaczonych na podstawie oszacowanych porządkowych modeli logitowych z uwzględnieniem okresu spadków oraz wzrostów cen akcji.

Badanie przeprowadzono dla spółek z sektora *Budownictwo*. Porządkowe modele logitowe oszacowano na podstawie danych kwartalnych w dwóch okresach: wzrostów i spadków cen akcji. Prognozy kategorii kwartalnych stóp zwrotu wyznaczono odrębnie dla każdego z okresów, a następnie porównano ich efektywność.

Wykorzystane w artykule narzędzie badawcze, czyli porządkowy model logitowy, realizuje trzy funkcje modeli ekonometrycznych<sup>3</sup>:

- analityczną – wykrycie (opisanie) mechanizmu powiązań pomiędzy kategoriami kwartalnych stóp zwrotu a wskaźnikami finansowo-ekonomicznymi;
- diagnostyczną – klasyfikacja spółek do poszczególnych kategorii kwartalnych stóp zwrotu na podstawie oszacowanych modeli, czyli ocena stopnia atrakcyjności spółek z punktu widzenia inwestora giełdowego oraz ocena

---

<sup>1</sup> Autorki od kilku lat prowadzą badania dotyczące wykorzystania modeli zmiennych jakościowych (dwumianowych oraz wielomianowych) do wyznaczania diagnoz i prognoz sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Zob. Batóg, Wawrzyniak [2004], [2005], [2007], [2008a], [2008b].

<sup>2</sup> W pracy Batóg, Wawrzyniak [2010] wykazano, że półroczne opóźnienie wskaźników finansowo-ekonomicznych w stosunku do kwartalnej stopy zwrotu daje najlepsze wyniki oszacowań modeli wielomianowych.

<sup>3</sup> Funkcje modeli ekonometrycznych są opisane w pracy Hozera, i Zawadzkiego [1990: 158–160].

wpływu informacji o sytuacji finansowo-ekonomicznej spółek na decyzje inwestycyjne;

- prognostyczną – wyznaczenie prognoz prawdopodobieństwa przynależności spółek do poszczególnych kategorii stóp zwrotu (grup kwartylowych), czyli prognoza atrakcyjności inwestycyjnej danej spółki.

## 1. Porządkowy model logitowy

Porządkowe modele logitowe zaliczane są do szerokiej grupy modeli zmiennych jakościowych. W obszernej literaturze dotyczącej tej klasy modeli warto wymienić następujące prace: Gruszczyński [2001 i 2010], Wiśniewski [1986], Cramer [2003], Kleinbaum i Klein [2002], Hosmer i Lemeshow [2000], Maddala [2006], Baltagi [2003], Cameron i Trivedi 2005. W przypadku porządkowych modeli logitowych zmienna zależna jest mierzona na skali porządkowej, a model wyjaśnia logarytmy ilorazów prawdopodobieństwa przynależności poszczególnych przypadków do kategorii nie niższej niż dana oraz prawdopodobieństwa przeciwnego. Ogólną postać modelu można zapisać wzorem (1).

$$\ln \frac{P_{ik}}{1 - P_{ik}} = \alpha_k + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}, \quad (1)$$

gdzie:

$k$  – numer kategorii,  $k = 1, \dots, K$ ,

$K$  – 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,

$x$  – wektor zmiennych objaśniających,

$\boldsymbol{\beta}$  – wektor parametrów modelu.

$\alpha_k$  – wyrazy wolne.

W porządkowych modelach logitowych parametry stojące przy zmiennych objaśniających są takie same dla wszystkich kategorii zmiennej porządkowej  $Y$ , natomiast wyrazy wolne rosną dla kolejnych kategorii tej zmiennej. Po oszacowa-

niu parametrów modelu (1), prawdopodobieństwa  $P_{ik}$  dla  $k = 1, 2, \dots, K-1$  można opisać wzorem (2), natomiast  $P_{iK}$  wynosi 1.

$$P_{ik} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha_k + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}} \quad (2)$$

Na podstawie prawdopodobieństw wyznaczonych ze wzoru (2) można obliczyć prawdopodobieństwo przynależności  $i$ -tego przypadku do  $k$ -tej kategorii jako różnicę kolejnych prawdopodobieństw  $P_{ik}$  oraz  $P_{i,k-1}$ .

Do oceny jakości oszacowanych porządkowych modeli logitowych wykorzystano w artykule następujące testy i miary:

1. Test Walda – służący do zbadania istotności ocen parametrów strukturalnych modelu [Gruszczyński 2001].

2. Odchylenie  $D$  obliczane według wzoru:

$$D = 2(\ln L_p - \ln L), \quad (3)$$

gdzie:

$L_p$  – maksimum funkcji wiarygodności dla pełnego modelu,

$L$  – maksimum funkcji wiarygodności dla analizowanego modelu.

Odchylenie  $D$  ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat o liczbie stopni swobody równej liczbie obserwacji minus liczba szacowanych parametrów, a obszar krytyczny w teście weryfikującym  $H_0$  o braku różnic między modelem pełnym a modelem badanym jest prawostronny [Hosmer, Lemeshow 2000]. Ze wzoru (3) wynika, że pożądane wartości statystyki  $D$  to wartości na tyle małe, aby nie można było odrzucić hipotezy zerowej<sup>□</sup>.

3. Test ilorazu wiarygodności

$$\chi^2 = 2(\ln L - \ln L_0), \quad (4)$$

gdzie  $L_0$  – maksimum funkcji największej wiarygodności dla modelu tylko z wyrazem wolnym.

Statystyka  $\chi^2$  ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat o liczbie stopni swobody równej liczbie zmiennych objaśniających (bez wyrazu wolnego) w analizowanym modelu, a obszar krytyczny w teście weryfikującym  $H_0$  o braku różnic między modelem badanym a modelem tylko z wyrazem wolnym, jest prawostronny [Cramer 2003]. W teście tym wartość statystyki  $\chi^2$  powinna być jak największa, aby były podstawy do odrzucenia  $H_0$  na korzyść  $H_1$ , czyli do podjęcia decyzji weryfikacyjnej, że oszacowany model jest lepszy niż model tylko z wyrazem wolnym.

4. Testy największej wiarygodności typu 1 oraz 3 – w obu testach statystyka  $\chi^2$  wyraża się podobnym wzorem jak w przypadku testu ilorazu wiarygodności, ale porównuje się wartość funkcji wiarygodności przed i po wprowadzeniu do modelu danej zmiennej objaśniającej, przy czym w teście typu 1 procedura jest podobna do regresji krokowej postępującej, natomiast w teście typu 3 porównuje się model z wybranymi zmiennymi objaśniającymi w stosunku do modelu z wykluczoną jedną ze zmiennych objaśniających. W obu testach wartość statystyki  $\chi^2$  powinna być jak największa, aby podjąć decyzję weryfikacyjną, że wprowadzenie lub wykluczenie danej zmiennej objaśniającej poprawia jakość modelu.

5. Zliczeniowy  $R^2$  wyznaczany na podstawie tablicy klasyfikacji przypadków:

Tablica klasyfikacji przypadków

Obserwowane	Przewidywane			
	Kategoria 1	Kategoria 2	...	Kategoria K
Kategoria 1	$n_{11}$	$n_{12}$	...	$n_{1K}$
Kategoria 2	$n_{21}$	$n_{22}$	...	$n_{2K}$
...	...	...	...	...
Kategoria K	$n_{K1}$	$n_{K2}$	...	$n_{KK}$

$$\text{Zliczeniowy } R^2 = \frac{\sum_{k=1}^K n_{kk}}{N} \cdot 100\% \quad (5)$$

gdzie:

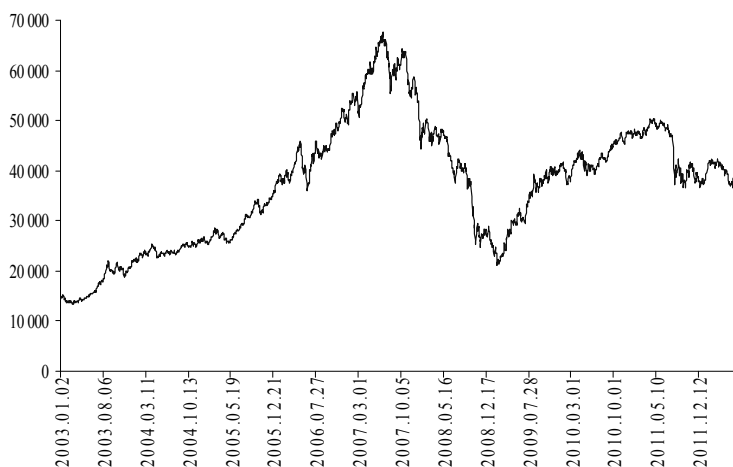
$N$  – liczba przypadków (obserwacji),

$n_{kk}$  – liczba przypadków z kategorii  $k$ , które zostały zaklasyfikowane przez model do tej samej kategorii.

## 2. Charakterystyka materiału badawczego

Badaniem objęto spółki z sektora *Budownictwo* notowane na rynku podstawowym na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Ze względu na cel badania najpierw wybrano dwa okresy: wzrostów i spadków cen akcji, wykorzystując informacje o dynamice wskaźnika WIG od początku 2003 roku do czerwca 2012 roku. Na podstawie wykresu wartości WIG-u (rysunek 1) przyjęto następujące okresy, dla których oszacowano porządkowe modele logitowe:

- okres I (wzrostów cen akcji) – od I kwartału 2003 do IV kwartału 2006;
- okres II (spadków cen akcji) – od III kwartału 2007 do III kwartału 2008.



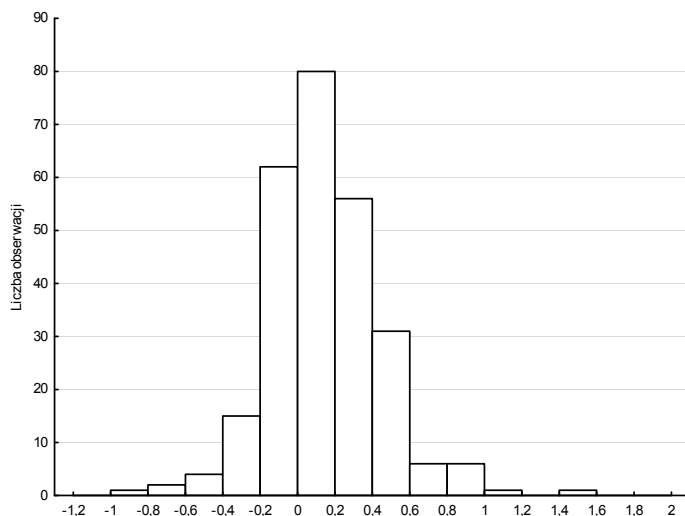
Rysunek 1. Wartości WIG-u od początku stycznia 2003 roku do końca czerwca 2012 roku

Źródło: bossa.pl.

Dla celów prognostycznych przyjęto, że okresami empirycznej weryfikacji prognoz będą:

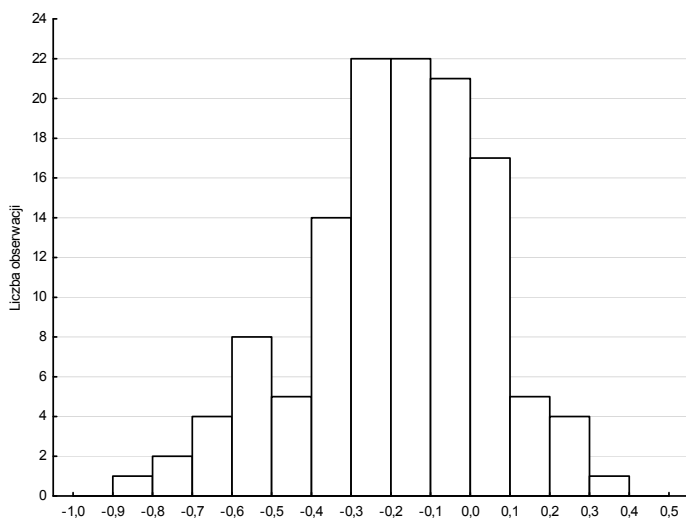
- I i II kwartał 2007 roku – dla okresu I (wzrostów cen akcji);
- IV kwartał 2008 roku i I kwartał 2009 roku – dla okresu II (spadków cen akcji).

Po wyznaczeniu okresów wzrostów i spadków cen akcji zdefiniowano kategorie zmiennej zależnej  $Y$  na podstawie rozkładów kwartalnych stóp zwrotu w każdym z wybranych okresów. Empiryczne rozkłady kwartalnych stóp zwrotu przedstawiono na rysunkach 2 i 3.



Rysunek 2. Empiryczny rozkład kwartalnych stóp zwrotu w okresie wzrostów cen akcji

Źródło: bossa.pl.



Rysunek 3. Empiryczny rozkład kwartalnych stóp zwrotu w okresie spadków cen akcji

Źródło: bossa.pl.

W tabeli 1 zamieszczono podstawowe parametry charakteryzujące strukturę kwartalnych stóp zwrotu w poszczególnych okresach.

Tabela 1

Parametry struktury kwartalnych stóp zwrotu dla poszczególnych okresów

Parametr	Okres wzrostów	Okres spadków
Minimum	-0,805	-0,855
Maksimum	1,585	0,346
Średnia arytmetyczna	0,142	-0,179
Kwartył pierwszy	-0,036	-0,315
Mediana	0,115	-0,163
Kwartył trzeci	0,302	-0,012
Odchylenie standardowe	0,294	0,236
Współczynnik asymetrii	0,515	-0,448
Liczebność próby	328	149

Źródło: obliczenia własne.

Z wykresów przedstawionych na rysunkach 2 i 3 oraz z tabeli 1 wynika, że rozkłady kwartalnych stóp zwrotu w obydwu okresach nie są symetryczne. W związku z tym, przy konstrukcji porządkowej zmiennej zależnej posłużono się kwartylami, czyli rzeczywistym wartościom kwartalnych stóp zwrotu przyporządkowano kolejne liczby w sposób przedstawiony wzorem (6). Dzięki takiemu podejściu otrzymano próbę zbilansowaną.

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{dla } stopa\ zwrotu_{it} \leq Q_{1t} \\ 2 & \text{dla } Q_{1t} < stopa\ zwrotu_{it} \leq Q_{2t} \\ 3 & \text{dla } Q_{2t} < stopa\ zwrotu_{it} \leq Q_{3t} \\ 4 & \text{dla } stopa\ zwrotu_{it} > Q_{3t} \end{cases} \quad (6)$$

Zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających utworzono ze wszystkich wskaźników finansowo-ekonomicznych, dla których są dostępne informacje w publikacjach *Notoria Serwis*. Są to następujące wskaźniki (w nawiasach obok nazwy podano oznaczenia wykorzystywane w dalszej części artykułu):

1) wskaźniki zyskowności:

- marża zysku brutto ze sprzedaży (RBS),
- marża zysku operacyjnego (RO),
- marża zysku brutto (RB),
- marża zysku netto (RN),
- stopa zwrotu z kapitału własnego (ROE),
- stopa zwrotu z aktywów (ROA);



- 2) wskaźniki płynności:
- wskaźnik płynności bieżącej (PB),
  - wskaźnik płynności szybkiej (PS),
  - wskaźnik podwyższonej płynności (PG);
- 3) wskaźniki aktywności:
- rotacja należności (WRN),
  - rotacja zapasów (RZ),
  - cykl operacyjny (CO),
  - rotacja zobowiązań (WRZ),
  - cykl konwersji gotówki (CKG),
  - rotacja aktywów obrotowych (WRAO),
  - rotacja aktywów (WRA);
- 4) wskaźniki zadłużenia:
- wskaźnik pokrycia majątku (PM),
  - stopa zadłużenia (SZ),
  - wskaźnik obsługi zadłużenia (WOZ),
  - dług/EBITDA (DE).

Z powyższego zestawienia wynika, że w zbiorze potencjalnych zmiennych objaśniających znalazło się aż 20 wskaźników, zatem podjęto próbę redukcji tego zbioru. W pierwszej kolejności zastosowano metodę Hellwiga doboru zmiennych diagnostycznych opartą na współczynnikach korelacji<sup>4</sup>. Metoda ta pozwala na wyodrębnienie najistotniejszych zmiennych (zmiennie centralne i izolowane) ze względu na powiązania pomiędzy wszystkimi zmiennymi diagnostycznymi i wyeliminowanie tych zmiennych (zmiennie satelitarne), które powielają informacje ze zmiennych centralnych. W tabeli 2 zamieszczono zmiennie centralne (zapisane pogrubionym drukiem) i izolowane, dobrane w każdym z badanych okresów.

Tabela 2

Zmienne centralne i izolowane otrzymane metodą Hellwiga

Okres I	Okres II
1	2
<b>WRN</b> – rotacja należności	ROE – stopa zwrotu z kapitału własnego
RZ – rotacja zapasów	<b>PB</b> – płynność bieżąca
CKG – cykl konwersji gotówki	<b>WRN</b> – rotacja należności

<sup>4</sup> Za wartość krytyczną przyjęto  $r^* = 0,5$ . Zob. Nowak [1990: 28–30].

1	2
PM – wskaźnik pokrycia majątku	RZ – rotacja zapasów
WOZ – wskaźnik obsługi zadłużenia	CKG – cykl konwersji gotówki
DE – Dług/EBITDA	DE – Dług/EBITDA

Źródło: obliczenia własne.

Dla podanych w tabeli 2 zestawów zmiennych objaśniających dokonano estymacji porządkowych modeli logitowych. Okazało się jednak, że jakość oszacowania tych modeli była bardzo niska i wszystkie oceny parametrów nie były statystycznie istotne. Z tego względu do redukcji zbioru zmiennych objaśniających wykorzystano metodę empiryczną, w której porównywano jakość modeli oszacowanych dla różnych zestawów zmiennych objaśniających. Ostateczne zbiory zmiennych objaśniających w obu okresach, dla których uzyskano najlepsze modele, zamieszczono w tabeli 3. W tym miejscu należy nadmienić, że wszystkie modele szacowano, opóźniając zmienne objaśniające o 0, 1 oraz 2 okresy w stosunku do zmiennej zależnej. Dla żadnego z modeli z opóźnieniami 0 i 1 nie udało się uzyskać oszacowania dobrej jakości. Dlatego w dalszej części artykułu zaprezentowano wyniki dla przypadku, gdy zmienne objaśniające są opóźnione o dwa kwartały w stosunku do zmiennej zależnej. Te modele charakteryzowały się najlepszą jakością.

Tabela 3

Zmienne objaśniające otrzymane metodą empiryczną

Okres I	Okres II
RN – marża zysku netto	WOZ – wskaźnik obsługi zadłużenia
ROE – stopa zwrotu z kapitału własnego	
WOZ – wskaźnik obsługi zadłużenia	

Źródło: obliczenia własne.

### 3. Wyniki estymacji i weryfikacji porządkowego modelu logitowego dla okresu I i II

Wyniki estymacji porządkowego modelu logitowego dla okresu I zamieszczono w tabeli 4.

Tabela 4

Wyniki estymacji porządkowego modelu logitowego dla okresu I

	Ocena parametru	Średni błąd szacunku	Statystyka Walda	Poziom $p$
Wyraz wolny 1	-1,005	0,167	36,078	0,000
Wyraz wolny 2	0,169	0,150	1,273	0,259
Wyraz wolny 3	1,230	0,175	49,290	0,000
RN	-2,182	1,078	4,098	0,043
ROE	1,148	0,468	6,006	0,014
WOZ	-0,025	0,015	3,082	0,079
Odchylenie $D = 558,73$ , $Df = 609$ , $p = 0,928$				
Test ilorazu wiarygodności $\chi^2 = 8,778$ , $p = 0,032$				

Źródło: obliczenia własne w pakiecie *Statistica 10*.

W tabelach 5 i 6 zaprezentowano wyniki testów największej wiarygodności typu 1 oraz 3 dla porządkowego modelu logitowego dla okresu I.

Tabela 5

Test największej wiarygodności typu 1 dla okresu I

	Logarytm największej wiarygodności	$\chi^2$	Poziom $p$
Wyraz wolny	-283,752		
RN	-283,322	0,861	0,353
ROE	-281,328	3,989	0,046
WOZ	-279,363	3,929	0,047

Źródło: obliczenia własne w pakiecie *Statistica 10*.

Tabela 6

Test największej wiarygodności typu 3 dla okresu I

	Logarytm największej wiarygodności	$\chi^2$	Poziom $p$
RN	-281,158	3,590	0,058
ROE	-282,511	6,295	0,012
WOZ	-281,328	3,929	0,047

Źródło: obliczenia własne w pakiecie *Statistica 10*.

Analogiczne obliczenia jak dla okresu I przeprowadzono dla okresu II. W tabeli 7 zamieszczono wyniki estymacji porządkowego modelu logitowego dla

okresu II, natomiast w tabelach 8 i 9 zamieszczono wyniki testów największej wiarygodności typu 1 oraz 3.

Tabela 7

## Wyniki estymacji porządkowego modelu logitowego dla okresu II

	Ocena parametru	Średni błąd szacunku	Statystyka Walda	Poziom p
Wyraz wolny 1	-0,758	0,267	8,051	0,005
Wyraz wolny 2	0,577	0,258	4,989	0,026
Wyraz wolny 3	1,355	0,291	21,669	0,000
WOZ	-0,022	0,011	4,068	0,044
Odchylenie $D = 240,963$ , $Df = 264$ , $p = 0,842$				
Test ilorazu wiarygodności $\chi^2 = 4,692$ , $p = 0,030$				

Źródło: obliczenia własne w pakiecie *Statistica 10*.

Tabela 8

## Test największej wiarygodności typu 1 dla okresu II

	Logarytm największej wiarygodności	$\chi^2$	Poziom p
Wyraz wolny	-122,828		
WOZ	-120,482	4,693	0,030

Źródło: obliczenia własne w pakiecie *Statistica 10*.

Tabela 9

## Test największej wiarygodności typu 3 dla okresu II

	Logarytm największej wiarygodności	$\chi^2$	Poziom p
WOZ	-122,828	4,693	0,030

Źródło: obliczenia własne w pakiecie *Statistica 10*.

Oszacowane modele zarówno dla pierwszego, jak i dla drugiego okresu charakteryzują się istotnymi parametrami nie tylko przy zmiennych objaśniających, lecz także przy wyrazach wolnych. Świadczy to o zasadności konstrukcji porządkowej zmiennej objaśnianej. Wszystkie testy zastosowane do oceny jakości modeli wskazywały na możliwość wykorzystania oszacowanych modeli w celu diagnostycznym i prognostycznym.

Dla obu okresów obliczono zliczeniowy  $R^2$ , aby ocenić jakość klasyfikacji przypadków. Dla okresu I wyniósł on 26,04%, a dla okresu II – 26,19%. Wynika z tego, że pomimo dobrej jakości oszacowanych modeli nie klasyfikowały one prawidłowo spółek. Kategoria zmiennej objaśnianej dla danej spółki wyznaczona na podstawie modelu nie odpowiadała w większości przypadków kategorii rzeczywistej.

#### **4. Prognozowanie prawdopodobieństw przynależności spółek do danej kategorii kwartalnej stopy zwrotu**

Pomimo niezadowalających wyników estymacji porządkowych modeli logitowych podjęto próbę porównania prognoz wyznaczonych na bazie modeli dla I i II okresu. Na podstawie oszacowanych modeli wyznaczono prognozy prawdopodobieństw przynależności spółek do poszczególnych grup kwartylowych kwartalnej stopy zwrotu. Prognozowaną grupą kwartyłową dla poszczególnych spółek była ta grupa, dla której prawdopodobieństwo przynależności było największe. Prognozy zostały wyznaczone na kolejne dwa kwartały zarówno dla okresu spadków, jak i okresu wzrostów. Dzięki opóźnieniu zmiennej zależnej względem zmiennych objaśniających nie było potrzeby wyznaczania prognoz dla zmiennych objaśniających, gdyż ich wartości w okresie prognozowanym były znane. Jako miernik trafności prognoz wykorzystano zliczeniowy  $R^2$  – w tym przypadku prognozowane grupy kwartyłowe porównano z rzeczywistymi. Otrzymano porównywalne wartości 33,33% dla I okresu i 36,59% dla II okresu. Poziom otrzymanych zliczeniowych  $R^2$  nie jest zadowalający, chociaż można zauważyć, że dla okresu prognozowanego wartości tego miernika są wyższe niż dla okresu bazowego.

#### **Podsumowanie**

Na podstawie przeprowadzonych badań nie udało się znaleźć dla okresu spadków i wzrostów cen akcji zestawu wspólnych zmiennych objaśniających decydujących o przynależności spółek do określonych kategorii kwartalnych stóp zwrotu. Dla okresu wzrostów cen akcji najlepszym modelem był model z trzema zmiennymi objaśniającymi, a dla okresu spadków cen akcji – model tylko z jedną zmienną objaśniającą. W obu przypadkach jedyną wspólną zmienną okazał się

wskaźnik obsługi zadłużenia (WOZ). Wynika z tego, że zarówno w okresie hossy, jak i bessy istotny wpływ na przynależność spółki do danej kategorii kwartalnej stopy zwrotu ma jej umiejętność regulowania zadłużenia.

Wszystkie miary i testy statystyczne wykorzystane do oceny jakości oszacowanych modeli wskazywały na dobrą jakość porządkowych modeli logitowych. Można więc stwierdzić, że te modele spełniły funkcję analityczną, czyli umożliwiły identyfikację powiązań pomiędzy kategoriami kwartalnych stóp zwrotu a wskaźnikami finansowo-ekonomicznymi w okresie wzrostów i spadków cen akcji.

Niestety, w tym badaniu funkcja diagnostyczna oraz prognostyczna porządkowych modeli logitowych nie została w pełni zrealizowana. Chociaż na podstawie oszacowanych modeli dokonano klasyfikacji spółek do poszczególnych kategorii kwartalnych stóp zwrotu w okresie próby oraz wyznaczono prognozy prawdopodobieństw przynależności spółek do poszczególnych kategorii zmiennej zależnej, to trafność klasyfikacji w obu przypadkach była niezadowalająca.

## Literatura

- Baltagi B.H. (red.) [2003], *A Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell Publishing, Malden, Oxford.
- Batóg B., Wawrzyniak K. [2004], *Diagnozowanie i prognozowanie kondycji spółek giełdowych za pomocą modeli probitowych i logitowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Batóg B., Wawrzyniak K. [2005], *Modele probitowe i logitowe jako podstawa systemu diagnoz na przykładzie sektorów Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Batóg B., Wawrzyniak K. [2007], *Efektywność prognoz pozytywnej diagnozy łącznej sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek giełdowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Batóg B., Wawrzyniak K. [2008a], *Wielomianowe modele zmiennych jakościowych w diagnostyce i prognozie sektorowej na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, w: P. Dittmann, J. Szandula (red.), *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu, Wydawnictwo Indygo Zahir Media, Wrocław.
- Batóg B., Wawrzyniak K. [2008b], *Prognozy logitowe diagnoz na przykładzie spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania nr 9, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin.

- Batóg B., Wawrzyniak K. [2010], *Dywersyfikacja spółek giełdowych z wykorzystaniem modeli wielomianowych*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Cameron A.C., Trivedi P.K. [2005], *Microeconometrics. Methods and applications*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Cramer J.S. [2003], *Logit Models from Economics and Other Fields*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Gruszczyński M. (red.) [2010], *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- Gruszczyński M. [2001], *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Hosmer D.W., Lemeshow S. [2000], *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, New York.
- Hozer J., Zawadzki J. [1990], *Zmienna czasowa i jej rola w badaniach ekonometrycznych*, PWN, Warszawa.
- Kleinbaum D.G., Klein M. [2002], *Logistic Regression*, Springer, New York.
- Maddala G.S. [2006], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Nowak E. [1990], *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Stanisz A. [2007], *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem StatisticaPL na przykładach z medycyny, t. 2: Modele liniowe i nieliniowe*, StatSoft Polska, Kraków.
- Wiśniewski J.W. [1986], *Ekonometryczne badanie zjawisk jakościowych*, Wydawnictwo UMK, Toruń.

## **DIAGNOSTIC AND PROGNOSTIC FUNCTION OF ORDINAL LOGIT MODELS OF QUARTERLY RATE OF RETURN**

### **Summary**

In the previous works the Authors proposed application of ordinal logit models to forecasting the belongingness of the firms noted on Warsaw Stock Exchange to one of the category of rate of return. The dependent variable – rate of return – was transformed into variable measured on ordinal scale (four categories). Four economic-financial ratios (chosen apriori) were explanatory variables. The first aim of this paper was identification of the best set of explanatory variables chosen by means of Hellwig's method, stepwise

regression and comparing the quality of different estimated models. The second aim of the paper was analysis of effectiveness of forecasts computed for periods of the boom and the fall in stock market.

The quarterly data concerned the firms from *Construction Sector* noted on Warsaw Stock Exchange. Models were estimated on the base of period 1998–2011 and forecasts were computed for the first quarter of 2012.

**Keywords:** diagnostic and prognostic function, ordinal logit models, quarterly rate of return

*Translated by Katarzyna Wawrzyniak, Barbara Batóg*