

Sytuacja ekonomiczno-finansowa a poziom stóp zwrotu spółek giełdowych z wybranego sektora

Barbara Batóg*

Katarzyna Wawrzyniak**

Streszczenie: We wcześniejszych pracach autorki wyznaczały prognozy pozycji spółek giełdowych na podstawie wskaźników ekonomiczno-finansowych z wykorzystaniem modeli zmiennych jakościowych. Zmienna zależna została zdefiniowana na podstawie rozkładów kwartalnych stóp zwrotu. Celem niniejszego artykułu jest porównanie sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek giełdowych w wybranych latach: 2010 oraz 2013. Zastosowano trzy podejścia: w pierwszym podstawą oceny była analiza zmian stóp zwrotu, w drugim analiza zmian poziomu wybranych wskaźników, a w trzecim wyniki oszacowania modeli wielomianowych dla kwartalnych stóp zwrotu w badanych okresach, gdy zmiennymi objaśniającymi były te same wskaźniki ekonomiczno-finansowe.

Słowa kluczowe: wskaźniki ekonomiczno-finansowe, porządkowe modele logitowe, kwartalna stopa zwrotu

Wprowadzenie

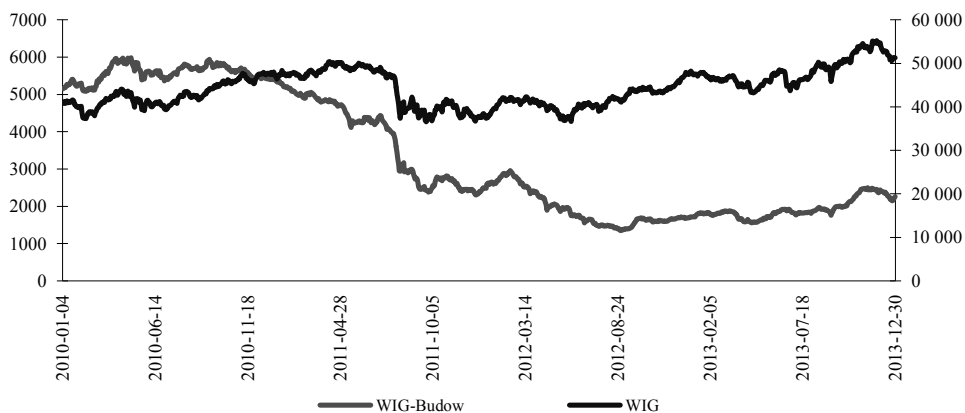
Autorki we wcześniejszych badaniach (zob. Batóg, Wawrzyniak 2004, 2005, 2007, 2008a, 2008b, 2010, 2013) wykorzystywały modele dla zmiennych jakościowych do diagnozowania i prognozowania sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek giełdowych oraz do identyfikacji zależności pomiędzy stopami zwrotu a wskaźnikami ekonomiczno-finansowymi. W pierwszym przypadku zmienna zależna była definiowana na podstawie wskaźników ekonomiczno-finansowych, a w drugim – na podstawie rozkładów kwartalnych stóp zwrotu dla spółek w wybranych latach.

Celem obecnego artykułu jest sprawdzenie, w jakim stopniu dynamika wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych oraz kwartalnych stóp zwrotu przekłada się na wzajemne relacje pomiędzy nimi. Artykuł składa się z trzech części. W pierwszej analizie poddano zmiany kwartalnych stóp zwrotu dla poszczególnych spółek, w drugiej – zmiany poziomu wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych, a w trzeciej oszacowano porządkowe modele logitowe dla kwartalnych stóp zwrotu w wybranych latach, gdy zmiennymi objaśniającymi były analizowane wcześniej wskaźniki ekonomiczno-finansowe.

* dr Barbara Batóg, Uniwersytet Szczeciński, e-mail: barbara.batog@wneiz.pl

** dr Katarzyna Wawrzyniak, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie, e-mail: katarzyna.wawrzyniak@zut.edu.pl

Badanie przeprowadzono dla spółek giełdowych z sektora *Budownictwo* w 2010 i 2013 roku. O wyborze 2010 roku jako podstawy porównań zdecydowały względy makroekonomiczne związane z wygasaniem w Polsce negatywnych skutków światowego kryzysu gospodarczego, który rozpoczął się w latach 2007–2008 w Stanach Zjednoczonych i początkowo dotyczył rynków finansowych, a następnie przeniósł się do sektora przedsiębiorstw. Kolejne lata przyniosły powolną poprawę sytuacji gospodarczej, jednak nie można jeszcze mówić o jego zakończeniu. W Polsce pierwsze oznaki kryzysu odnotowano w drugiej połowie 2008 roku – znalazło to odzwierciedlenie w negatywnych wynikach finansowych sektora przedsiębiorstw na przełomie 2008/2009. Tendencja ta uległa zahamowaniu pod koniec 2009 roku (NBP 2009: 18–20). Na rysunku 1 przedstawiono wartości indeksu WIG-Budow oraz dla porównania indeksu WIG w latach 2010–2013. Analiza wykresu potwierdza zasadność wyboru 2010 roku jako podstawy porównań dla 2013 roku w sektorze *Budownictwo*, gdyż widać wyraźnie, że w 2010 roku wartości indeksu WIG-Budow były znacznie wyższe (5000–6000) w stosunku do 2013 roku (1500–2500). Ponadto na podstawie wykresu można zaobserwować odmienną dynamikę indeksów w latach 2010–2013. W przypadku WIG-Budow w 2010 roku wartości indeksu utrzymywały się na dość wysokim, stabilnym poziomie, od początku 2011 do połowy 2012 roku można zaobserwować wyraźną tendencję spadkową, a następnie powolny wzrost indeksu aż do trzeciego kwartału 2013 roku. Natomiast indeks WIG w całym badanym okresie utrzymywał się na poziomie od około 40 000 do 55 000 z jednym wyraźnym spadkiem na koniec trzeciego kwartału 2011 roku.



Rysunek 1. Wartości indeksów WIG-Budow oraz WIG w latach 2010–2013

Źródło: www.bossa.pl.

1. Charakterystyka danych

Badaną zbiorowość stanowi 25 spółek giełdowych z sektora *Budownictwo*, które były notowane zarówno w 2010, jak i w 2013 roku. Dla tych spółek zebrano dane statystyczne dotyczące stóp zwrotu oraz wartości następujących wskaźników ekonomiczno-finansowych¹:

- marża zysku netto (RN),
- stopa zwrotu z kapitału własnego (ROE),
- wskaźnik płynności bieżącej (PB),
- rotacja należności (WN),
- rotacja aktywów (RA),
- stopa zadłużenia (SZ).

Dla kwartalnych stóp zwrotu dokonano transformacji ze zmiennej ilościowej na zmienną porządkową według jej rosnących wartości zgodnie ze wzorem (1).

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{dla } x_i \leq -0,1 \\ 2 & \text{dla } -0,1 < x_i < 0 \\ 3 & \text{dla } 0 \leq x_i < 0,1 \\ 4 & \text{dla } x_i \geq 0,1 \end{cases} \quad (1)$$

gdzie:

x_i – kwartalna stopa zwrotu,

Y_i – porządkowa stopa zwrotu.

W porządkowych modelach logitowych zmienną zależną była kwartalna stopa zwrotu w postaci (1). Natomiast potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi były wymienione powyżej wskaźniki ekonomiczno-finansowe oraz ich transformacje również według wzoru (1), z tym że punktami podziału były kwartyle.

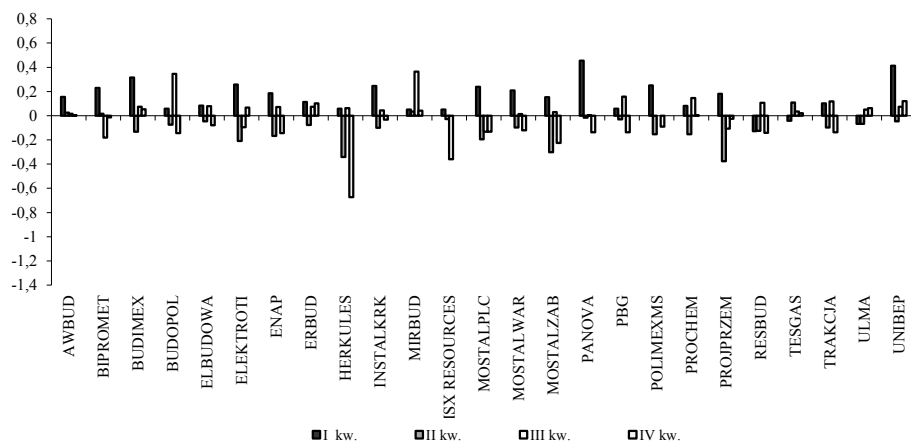
We wcześniejszych badaniach auterek (Batóg, Wawrzyniak 2010) okazało się, że najlepsze modele otrzymywano w przypadku przesunięcia zmiennej zależnej w stosunku do zmiennych objaśniających o dwa kwartały. W obecnym badaniu również podjęto próbę oszacowania modeli nie tylko ze zmiennymi objaśniającymi równoległymi w czasie do zmiennej zależnej, lecz także opóźnionymi o jeden i dwa kwartały.

2. Analiza kwartalnych stóp zwrotu w 2010 oraz 2013 roku

Na rysunkach 2 i 3 przedstawiono kształtowanie się kwartalnych stóp zwrotu spółek z sektora *Budownictwo* w 2010 oraz 2013 roku. Analiza wykresów pozwala zauważyć jedną ogólną prawidłowość – w 2010 roku najwyższe poziomy kwartalnych stóp zwrotu były

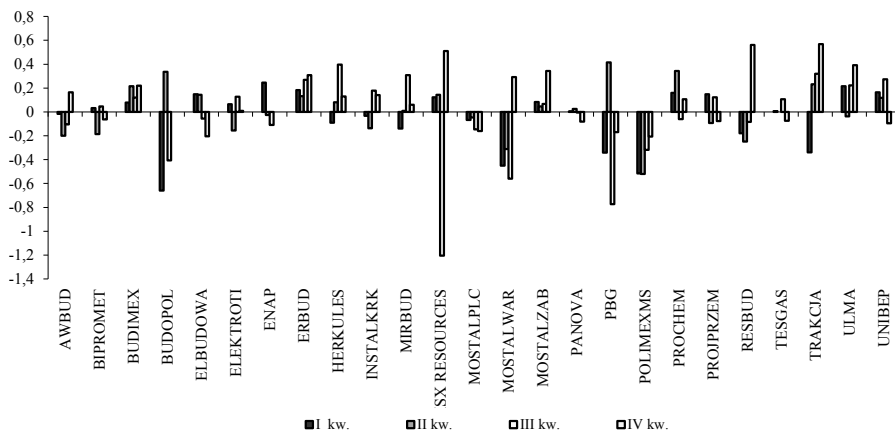
¹ Wybrane wskaźniki są powszechnie stosowane w analizach dotyczących sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek giełdowych, np. Tarczyński, Łuniewska (2004: 62–67), Łuniewska, Tarczyński (2006: 46–49).

niższe co do wartości bezwzględnych niż w 2013 roku. Powodem takiego stanu rzeczy może być fakt, że w 2010 roku sytuacja na giełdzie w sektorze *Budownictwo* była dość stabilna, a więc zarówno dodatnie, jak i ujemne stopy zwrotu były mniejsze niż w 2013 roku, kiedy brakowało tej stabilności, a więc i decyzje inwestycyjne były obciążone większym ryzykiem.



Rysunek 2. Kwartalne stopy zwrotu dla badanych spółek w 2010 roku

Źródło: www.bossa.pl.



Rysunek 3. Kwartalne stopy zwrotu dla badanych spółek w 2013 roku

Źródło: www.bossa.pl.

W celu oceny zmian w poziomie kwartalnych stóp zwrotu wyznaczono liczbę spółek, w których nastąpił wzrost lub spadek kwartalnych stóp zwrotu w stosunku do kwartału poprzedniego (tabela 1).

Tabela 1

Liczba spółek o wzroście i spadku kwartalnych stóp zwrotu w porównaniu do poprzedniego kwartału w 2010 i 2013 roku

2010				2013			
I kw.	II kw.	III kw.	IV kw.	I kw.	II kw.	III kw.	IV kw.
Liczba spółek, w których stopa zwrotu wzrosła w badanym kwartale w porównaniu do poprzedniego kwartału							
23	3	21	6	10	11	16	13
Liczba spółek, w których stopa zwrotu spadła w badanym kwartale w porównaniu do poprzedniego kwartału							
2	22	4	19	15	14	9	12

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z www.bossa.pl.

Z tabeli 1 wynika, że w 2010 roku była widoczna wyraźna prawidłowość w zmianach poziomu stóp zwrotu – w nieparzystych kwartałach stopy zwrotu były wyższe w porównaniu z kwartałem poprzednim w większości badanych spółek. Natomiast w kwartałach parzystych w większości spółek stopy zwrotu były niższe niż w kwartale poprzednim. W 2013 roku sytuacja uległa zmianie i jedynie w kwartale III można zaobserwować istotną przewagę spółek o wzroście stóp zwrotu w porównaniu z kwartałem poprzednim. W I i II kwartale przeważały spółki, w których zaobserwowano spadek stóp zwrotu w porównywalnych kwartałach. Natomiast w IV kwartale można zauważyć prawie jednakową liczbę spółek o wzroście i spadku stóp zwrotu w stosunku do kwartału poprzedniego.

3. Analiza dynamiki wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych

W tabeli 2 zaprezentowano liczbę spółek, w których poziom wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych był prawidłowy lub uległ poprawie w stosunku do poprzedniego kwartału w 2010 i 2013 roku. W przypadku wskaźników ekonomiczno-finansowych będących stymulantami (S) lub destymulantami (D) w podanej liczbie spółek nastąpiła poprawa poziomu wskaźnika w danym kwartale w stosunku do kwartału poprzedniego. Natomiast dla nominant (N) w podanej liczbie spółek poziom danego wskaźnika w badanym kwartale był prawidłowy, czyli zgodny z normą teoretyczną².

² Wartości normatywne dla wskaźników ekonomiczno-finansowych można znaleźć m.in. w pracach: Sierpińska, Jachna (1995: 78–111), Hozer i in. (1997: 69–72), Tarczyński, Luniewska (2004: 62–67), Luniewska, Tarczyński (2006: 46–49).

Tabela 2

Liczba spółek, w których poziom wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych był prawidłowy lub uległ poprawie w stosunku do poprzedniego kwartału w 2010 i 2013 roku

Wskaźnik ekonomiczno-finansowy	2010				2013			
	I kw.	II kw.	III kw.	IV kw.	I kw.	II kw.	III kw.	IV kw.
RN (S)	10	6	7	12	8	9	15	14
ROE (S)	7	6	7	13	8	8	14	13
PB (N: 1,2–2,0)	14	17	16	12	9	8	7	6
WN (D)	12	13	16	11	8	11	9	14
RA (D)	5	12	12	13	8	4	10	10
SZ (N: 0,57–0,67)	5	6	4	3	4	3	5	4

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z www.notoria.pl.

W celu sprawdzenia, w jakim stopniu prawidłowy lub lepszy poziom wskaźników w stosunku do poprzedniego kwartału wpływa na wzrost kwartalnych stóp zwrotu, przypisano rangi³ badanym spółkom zarówno w 2010, jak i 2013 roku, według dwóch kryteriów:

- kryterium pierwsze (I) – liczba kwartałów, w których poziom wskaźników był prawidłowy lub lepszy w stosunku do kwartału poprzedniego;
- kryterium drugie (II) – liczba kwartałów, w których nastąpił wzrost stopy zwrotu w stosunku do kwartału poprzedniego.

Następnie zbadano zgodność otrzymanych wyników, wykorzystując współczynnik τ Kendalla. Wyniki uporządkowań zamieszczono w tabeli 3.

Tabela 3

Uporządkowanie spółek z sektora *Budownictwo* według I i II kryterium w 2010 i 2013 roku

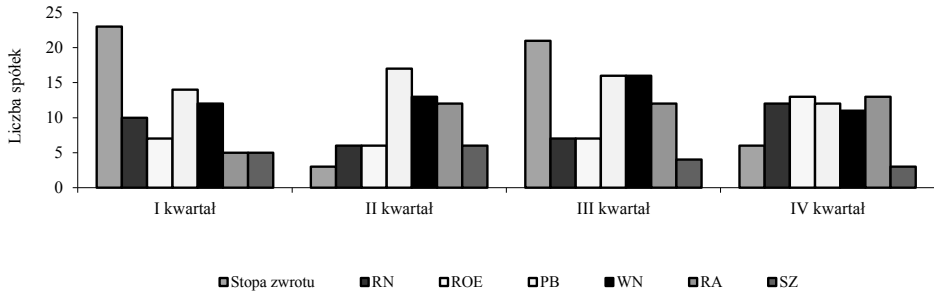
Lp.	Nazwa spółki	2010		2013	
		kryterium I	kryterium II	kryterium I	kryterium II
1	2	3	4	5	6
1	AWBUD	19,5	25	6	12,5
2	BIPROMET	15	14,5	12	22,5
3	BUDIMEX	2,5	14,5	10	12,5
4	BUDOPOL	11	14,5	25	12,5
5	ELBUDOWA	22	14,5	13	22,5
6	ELEKTROTI	22	2,5	10	22,5
7	ENAP	15	14,5	6	12,5

³ Rangi powiązane – im niższa ranga, tym większa liczba kwartałów o wzroście stóp zwrotu lub o prawidłowym lub lepszym poziomie wskaźnika.

1	2	3	4	5	6
8	ERBUD	9	2,5	2,5	3,5
9	HERKULES	4	14,5	21	12,5
10	INSTALKRK	22	14,5	18	22,5
11	MIRBUD	18	14,5	6	12,5
12	MSX RESOURCES	11	14,5	18	12,5
13	MOSTALPLC	24,5	14,5	23	22,5
14	MOSTALWAR	6	14,5	24	12,5
15	MOSTALZAB	19,5	14,5	2,5	3,5
16	PANOVA	11	14,5	21	12,5
17	PBG	7,5	14,5	18	12,5
18	POLIMEXMS	5	14,5	15	12,5
19	PROCHEM	7,5	14,5	6	12,5
20	PROJPRZEM	24,5	2,5	15	22,5
21	RESBUD	2,5	14,5	15	3,5
22	TESGAS	15	14,5	10	12,5
23	TRAKCJA	15	14,5	6	1
24	ULMA	15	14,5	21	3,5
25	UNIBEP	1	2,5	1	12,5
Współczynnik τ Kendalla		0,023		0,215	

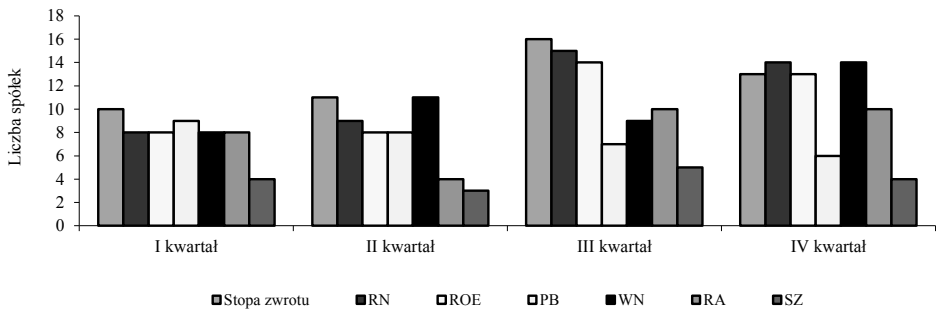
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z www.bossa.pl i z www.notoria.pl.

Wyznaczone współczynniki τ Kendalla wskazują, że w 2010 roku nie było żadnego związku pomiędzy poprawą sytuacji ekonomiczno-finansowej a wzrostem stóp zwrotu w badanych spółkach, natomiast w 2013 roku istniała słaba zależność pomiędzy badanymi zjawiskami. To spostrzeżenie potwierdzają również wykresy na rysunkach 4 i 5, na których porównano liczbę spółek charakteryzujących się wzrostem kwartalnych stóp zwrotu oraz prawidłowym lub lepszym poziomem wskaźników w stosunku do poprzedniego kwartału w 2010 oraz 2013 roku. Wynika z nich, że w 2010 roku wyższe stopy zwrotu nie były związane z poprawą wartości wskaźników ekonomiczno-finansowych. Natomiast w 2013 roku liczba spółek z wyższymi stopami zwrotu jest zbliżona do liczby spółek z prawidłowymi lub lepszymi poziomami wskaźników z wyjątkiem stopy zadłużenia, dla której liczba spółek z prawidłowym poziomem była znacznie niższa we wszystkich kwartałach.



Rysunek 4. Liczba spółek, w których zaobserwowano wzrost kwartalnych stóp zwrotu, na tle liczby spółek o prawidłowym lub lepszym poziomie wskaźnika w kwartałach 2010 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 1 i 2.



Rysunek 5. Liczba spółek, w których zaobserwowano wzrost kwartalnych stóp zwrotu, na tle liczby spółek o prawidłowym lub lepszym poziomie wskaźnika w kwartałach 2013 roku

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabeli 1 i 2.

4. Wyniki estymacji porządkowych modeli logitowych kwartalnych stóp zwrotu

W porządkowym modelu wielomianowym (Kleinbaum, Klein 2002; Cramer 2003) 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 2). Liczba równań w modelu jest o 1 mniejsza niż liczba kategorii porządkowych.

$$\frac{P_{ik}}{1 - P_{ik}} = F(\alpha_k + \mathbf{x}_i^T \hat{\mathbf{a}}), \quad (2)$$

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;

F – dystrybuanta rozkładu logistycznego;

x – wektor zmiennych objaśniających;

β – wektor parametrów modelu.

α_k – wyrazy wolne.

W modelu (2) parametry stojące przy zmiennych objaśniających są takie same dla wszystkich kategorii zmiennej zależnej Y , natomiast różne są wyrazy wolne dla poszczególnych kategorii. Ponieważ P_{ik} są prawdopodobieństwami skumulowanymi – α_k rosną wraz ze wzrostem k . Prawdopodobieństwa P_{ik} można opisać wzorami (3).

$$P_{ik} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha_k + x_i^T \hat{\alpha})}} \quad (3)$$

Do oceny jakości oszacowanych modeli można wykorzystać test łącznych efektów. Test ten został wykorzystany w badaniu dla przypadku, gdy hipoteza zerowa zakładała brak istotności każdego z parametrów modelu (2) osobno (Gruszczyński 2001). Wykorzystywana w tym teście statystyka Walda ma rozkład χ^2 .

Jedną z miar jakości oszacowanego modelu (2) jest odchylenie D (Cramer 2003; Stanisz, 2007). Statystyka ta porównuje analizowany model z modelem pełnym i wyraża się wzorem (4).

$$D = 2(\ln L_p - \ln L), \quad (4)$$

gdzie:

L_p – maksimum funkcji największej wiarygodności dla pełnego modelu,

L – maksimum funkcji największej wiarygodności dla analizowanego modelu.

Wraz ze wzrostem liczebności próby odchylenie D ma asymptotyczny rozkład χ^2 . Z konstrukcji statystyki D wynika, że dobre dopasowanie analizowanego modelu jest związane ze stosunkowo małymi wartościami tej statystyki, czyli z brakiem podstaw do odrzucenia hipotezy mówiącej o braku różnicy pomiędzy modelem pełnym a modelem analizowanym.

W trakcie badań oszacowano modele dla różnych zestawów zmiennych objaśniających zarówno w oryginalnej postaci, jak i po opisanym wcześniej przekształceniu. Wykorzystano procedurę regresji krokowej. Zmieniało również przesunięcie zmiennej zależnej względem zmiennych objaśniających.

Najlepszy model dla 2010 roku zamieszczono w tabeli 4, a dla 2013 roku w tabeli 5. W obydwu przypadkach przesunięcie zmiennych objaśniających względem zmiennej zależnej wyniosło dwa kwartały.

Tabela 4

Wyniki estymacji porządkowego modelu logitowego dla 2010 roku

	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Poziom p
Wyraz wolny 1	-0,867	0,282	9,213	0,002
Wyraz wolny 2	0,001	0,267	0,00002	0,996
Wyraz wolny 3	1,503	0,309	23,732	0,000
ROE	-2,434	1,530	2,530	0,111
WN (jakościowa) 1	0,660	0,320	4,262	0,039
WN (jakościowa) 2	-0,038	0,319	0,014	0,906
WN (jakościowa) 3	0,120	0,320	0,140	0,708

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z www.notoria.pl.

Najlepsze własności dla kwartalnej stopy zwrotu w 2010 roku miał model, w którym zmiennymi niezależnymi były ROE oraz rotacja należności jako zmienna jakościowa. Okazało się, że w przypadku, gdy rotacja należności przyjmie wartości wysokie (powyżej trzeciego kwartyła), prawdopodobieństwo, że dana spółka będzie charakteryzowała się wysoką kwartalną stopą zwrotu, jest mniejsze niż dla pozostałych kategorii rotacji należności.

Tabela 5

Wyniki estymacji porządkowego modelu logitowego dla 2013 roku

	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Poziom p
Wyraz wolny 1	-1,454	0,271	28,818	0,000
Wyraz wolny 2	-0,504	0,223	5,090	0,024
Wyraz wolny 3	0,267	0,219	1,489	0,222
ROE	-1,443	0,491	8,652	0,003
Odchylenie D = 237,4, p = 0,979				

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z www.notoria.pl.

Najlepsze własności dla kwartalnej stopy zwrotu w 2013 roku miał model, w którym zmienną niezależną było ROE. Okazało się, że wraz ze wzrostem wskaźnika ROE wzrasta prawdopodobieństwo, iż dana spółka będzie charakteryzowała się wysoką kwartalną stopą zwrotu (należącą do najwyższej kategorii).

Uwagi końcowe

Na podstawie przeprowadzonych badań można sformułować następujące wnioski dotyczące dynamiki kwartalnych stóp zwrotu oraz dynamiki wybranych wskaźników ekonomiczno-finansowych w spółkach z sektora *Budownictwo*:

- w 2010 roku, charakteryzującym się stabilnym i dość wysokim poziomem indeksu WIG-Budow, wzrosty stóp zwrotu odnotowano w większości spółek w I i III kwartale, niestety, takiej prawidłowości nie zaobserwowano w przypadku dynamiki

wskaźników ekonomiczno-finansowych – w tych kwartałach dla ponad połowy spółek poprawiły się tylko wskaźnik płynności bieżącej oraz wskaźnik rotacji należności, pozostałe wskaźniki w większości spółek albo się nie zmieniły, albo uległy pogorszeniu w stosunku do kwartału poprzedniego;

- w 2013 roku, charakteryzującym się znacznie niższym poziomem indeksu WIG-Budow niż w 2010 roku, jedynie w III kwartale można zaobserwować istotną przewagę spółek o wzroście stóp zwrotu w porównaniu z kwartałem poprzednim i wiąże się to z poprawą w tym kwartale w ponad połowie badanych spółek jedynie marży zysku netto i stopy zwrotu z kapitału własnego;
- brak związku w 2010 roku oraz słaby związek w 2013 roku pomiędzy wzrostem stóp zwrotu a poprawą sytuacji ekonomiczno-finansowej potwierdzają współczynniki τ Kendalla obliczone na podstawie uporządkowań spółek według dwóch przyjętych kryteriów;
- spośród porządkowych modeli logitowych oszacowanych dla kwartalnej stopy zwrotu w 2010 roku najlepsze właściwości miał model z ROE i rotacją należności, przy czym istotnym parametrem był tylko parametr przy rotacji należności o wartościach powyżej kwartyła trzeciego (związek pomiędzy dynamiką stóp zwrotu a dynamiką wskaźnika rotacji należności w większości spółek odnotowano we wniosku pierwszym);
- spośród porządkowych modeli logitowych oszacowanych dla kwartalnej stopy zwrotu w 2013 roku najlepsze właściwości miał model z ROE (związek pomiędzy dynamiką stóp zwrotu a dynamiką wskaźnika ROE w większości spółek odnotowano we wniosku drugim).

Literatura

- Batóg B., Wawrzyniak K. (2004), *Diagnozowanie i prognozowanie kondycji spółek giełdowych za pomocą modeli probitowych i logitowych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 389, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia nr 2, 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*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 415, Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki nr 16, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Batóg B., Wawrzyniak K. (2007), *Efektywność prognoz pozytywnej diagnozy łącznej sytuacji ekonomiczno-finansowej spółek giełdowych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 462, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia nr 6, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Batóg B., Wawrzyniak K. (2008a), *Wielomianowe modele zmiennych jakościowych w diagnozie i prognozie sektorowej na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, w: *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, red. P. Dittmann, J. Szandula, Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu; Wydawnictwo Indygo Zahir Media, Wrocław.
- Batóg B., Wawrzyniak K. (2008b), *Prognozy logitowe diagnoz na przykładzie spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, w: *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*, Zeszyty Naukowe nr 612, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia nr 28, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Batóg B., Wawrzyniak K. (2013), *Funkcja diagnostyczno-prognostyczna porządkowych modeli logitowych kwartalnej stopy zwrotu dla spółek z sektora Budownictwo*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 768, Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia nr 63, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Cramer J.S. (2003), *Logit Models from Economics and Other Fields*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Gruszczyński M. (2001), *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Hozer J., Tarczyński W., Gazińska M., Wawrzyniak K., Batóg J. (1997), *Metody ilościowe w analizie finansowej przedsiębiorstwa*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Kleinbaum D.G., Klein M. (2002), *Logistic Regression*, Springer, New York.
- Łuniewska M., Tarczyński W. (2006), *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- NBP (2009), *Polska wobec światowego kryzysu gospodarczego*, Warszawa, www.nbp.pl/aktualnosci/wiadomosci_2009/polska_wobec_swiatowego_kryzysu_gospodarczego_2009.pdf (26.06.2014).
- Sierpińska M., Jachna T. (1995), *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Stanisz A. (2007), *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem StatisticaPL na przykładach z medycyny*, t. 2: *Modele liniowe i nieliniowe*, StatSoft Polska, Kraków.
- Tarczyński W., Łuniewska M. (2004), *Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Placet, Warszawa.
- www.bossa.pl (2.03.2014).
- www.notoria.pl (2.03.2014).

ECONOMIC AND FINANCIAL SITUATION OF THE FIRMS NOTED ON WARSAW STOCK EXCHANGE VERSUS THEIR RATE OF RETURN

Abstract: The aim of the paper is the comparison of performance of the firms noted on Warsaw Stock Exchange in the chosen periods: 2010 and 2013. The paper consists of three parts. In the first one the analysis of economic and financial indices is presented, in the second one analysis of rates of return and in the third one the results of estimation of ordinal logit models with the rate of return transformed to qualitative variable as the dependent variable and economic and financial indices as the independent variables.

Keywords: economic and financial indices, ordinal logit models, quarterly rate of return