

Międzysektorowe porównanie stóp zwrotu na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie za pomocą modeli dla zmiennych jakościowych

Katarzyna Wawrzyniak, Barbara Batóg*

Streszczenie: *Cel* – Zaprezentowanie wyników badań dotyczących porównania rocznych stóp zwrotu dla spółek giełdowych z makrosektora *Przemysł*.

Metodologia badania – Narzędziem badawczym były porządkowe modele logitowe. Warianty zmiennej zależnej zdefiniowano na podstawie rozkładów rocznych stóp zwrotu, a zmiennymi objaśniającymi były wybrane wskaźniki charakteryzujące sytuację finansową spółek.

Wynik – Porównanie przeprowadzono dla 14 sektorów, a jego efektem końcowym było wskazanie tych sektorów, w których większość spółek charakteryzowała się wysoką roczną stopą zwrotu w powiązaniu z sytuacją finansową mierzoną poziomem wybranych wskaźników finansowych.

Oryginalność/Wartość – Badania własne pozwalające na ocenę relacji między roczną stopą zwrotu a sytuacją finansową spółek.

Słowa kluczowe: porównania międzysektorowe, stopy zwrotu, porządkowe modele logitowe, wskaźniki finansowe

Wprowadzenie

We wcześniejszych badaniach autorki wykorzystywały modele dla zmiennych jakościowych do budowy diagnoz sytuacji finansowej dla spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Podstawą do ich sformułowania były dane o stopach zwrotu i wskaźnikach finansowych w ujęciu kwartalnym (Batóg, Wawrzyniak, 2013, 2015), a funkcją wiążącą te informacje były porządkowe modele logitowe.

Modele dla zmiennych jakościowych znajdują szerokie zastosowanie w praktyce. Często są stosowane do prognozowania bankructwa przedsiębiorstw w zależności od poziomu wskaźników finansowych, które tworzą zbiór zmiennych objaśniających (Pociecha, Pawełek, Baryła, Augustyn, 2014; Waszkowski, 2013; Piszczek, 2009). Przeglądu i weryfikacji polskich modeli wykorzystywanych do prognozowania upadłości przedsiębiorstw dokonali Kisieleńska i Waszkowski (2010). Natomiast Arendarski (2011) wykorzystał modele probitowe w procesie

* dr Katarzyna Wawrzyniak, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie, e-mail: katarzyna.wawrzyniak@zut.edu.pl; dr Barbara Batóg, Uniwersytet Szczeciński, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, e-mail: barbara.batog@usz.edu.pl

alokacji aktywów pomiędzy wybrane instrumenty na rynku kapitałowym. Z kolei Bieszk-Stolorz i Markowicz (2012) wykorzystywały modele dwumianowe do analizy zmian cen akcji w zależności od branży, a Prusak (2008) badał zależności między stopami zwrotu z akcji a wartościami wskaźników rynkowych wybranych spółek notowanych na GPW w Warszawie. Szeroki przegląd modeli, w którym zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu z akcji, został zawarty w pracy Gruszczyńskiego (2012). W modelach prezentowanych w tej pracy jako zmienne objaśniające wykorzystywane są zarówno wskaźniki rynkowe, jak i finansowe.

Autorki zastosowały nieco inne podejście niż w wymienionych pracach, a mianowicie jakościową zmienną zależną zdefiniowały na podstawie poziomu indywidualnych rocznych stóp zwrotu, a w zbiorze zmiennych objaśniających, oprócz wybranych wskaźników finansowych, uwzględniły zmienną jakościową wskazującą na przynależność spółki do danego sektora. Decyzję o transformacji rocznej stopy zwrotu na zmienną porządkową i wykorzystaniu porządkowych modeli logitowych do porównań międzysektorowych podjęto, gdy po oszacowaniu klasycznych modeli ekonometrycznych rocznej stopy zwrotu względem różnych kombinacji wskaźników finansowych nie uzyskano modeli o zadowalającej jakości.

Celem głównym badania było porównanie przynależności spółek giełdowych w poszczególnych sektorach do konkretnych wariantów rocznych stóp zwrotu w zależności od sytuacji finansowej tych spółek, scharakteryzowanej za pomocą wskaźników finansowych. Podstawą do ustalenia tych przynależności były teoretyczne prawdopodobieństwa uzyskania przez spółkę określonych kategorii jakościowej zmiennej zależnej. Udziały spółek, dla których największe teoretyczne prawdopodobieństwo było przypisane jednej z dwóch najwyższych kategorii zmiennej zależnej, zostały wykorzystane do porównań międzysektorowych.

Ze względu na zastosowane narzędzie badawcze – modele dla zmiennych jakościowych – sformułowano następujące cele dodatkowe wynikające z etapów modelowania ekonometrycznego:

- zidentyfikowanie wskaźników finansowych mających istotny wpływ na roczne stopy zwrotu badanych spółek,
- ustalenie najlepszego sposobu definiowania kategorii jakościowej zmiennej zależnej na podstawie rocznych stóp zwrotu,
- sprawdzenie, czy specyfika działalności danego sektora ma wpływ na poziom rocznych stóp zwrotu spółek z tego sektora,
- sprawdzenie wpływu aktualnych i opóźnionych informacji o wskaźnikach finansowych na poziom rocznych stóp zwrotu badanych spółek w poszczególnych sektorach.

1. Porządkowe modele logitowe

W porządkowym modelu logitowym (Cramer, 2003; Kleinbaum, Klein, 2002) wyjaśniane są ilorazy prawdopodobieństwa przynależności i -tego przypadku do kategorii nie niższej niż k -ta (P_{ik}) i prawdopodobieństwa do niego przeciwnego ($1-P_{ik}$) (zob. wzór 1). Liczba równań w modelu jest o 1 mniejsza niż liczba kategorii porządkowych.

$$\ln \frac{P_{ik}}{1 - P_{ik}} = \alpha_k + x_i^T \beta \quad (1)$$

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_i – wektor zmiennych objaśniających,

β – wektor parametrów modelu,

α_k – wyrazy wolne.

W modelu (1) parametry stojące przy zmiennych objaśniających są takie same dla wszystkich kategorii zmiennej zależnej Y , natomiast różne są wyrazy wolne dla poszczególnych kategorii (Gruszczyński, 2001, 2010). Ponieważ P_{ik} są prawdopodobieństwami skumulowanymi, to α_k rosną wraz ze wzrostem k . Prawdopodobieństwa P_{ik} można opisać wzorem (2).

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

Do weryfikacji modeli wykorzystano następujące testy i mierniki:

1. Test Walda – badanie istotności ocen parametrów strukturalnych modelu.
2. Odchylenie D

$$D = 2(\ln L_p - \ln L) \sim \chi_r^2 \quad (3)$$

gdzie:

L_p – maksimum funkcji wiarygodności dla pełnego modelu,

L – maksimum funkcji wiarygodności dla analizowanego modelu,

$r = N - s$,

s – liczba zmiennych objaśniających.

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,

$r = s - 1$.

4. Zliczeniowy R^2 wyznaczany na podstawie tablicy klasyfikacji przypadków

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

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

5. Rozszerzony zliczeniowy R^2

$$\text{Rozszerzony zliczeniowy } R^2 = \frac{\sum_{k=1}^{K-1} n_{k,k+1} + \sum_{k=1}^K n_{kk} + \sum_{k=2}^K n_{k-1,k}}{N} \cdot 100\% \quad (6)$$

gdzie:

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

$n_{k,k+1}$ – liczba przypadków z kategorii k , które zostały zaklasyfikowane przez model do kategorii $k + 1$,

$n_{k-1,k}$ – liczba przypadków z kategorii $k - 1$, które zostały zaklasyfikowane przez model do kategorii k .

2. Charakterystyka zmiennych występujących w modelach

Dane statystyczne wykorzystane w badaniu pochodziły z dwóch źródeł:

- www.bossa.pl – notowania cen akcji badanych spółek w 2013 i 2014 roku,
- Notoria Serwis¹ – informacje o wskaźnikach charakteryzujących sytuację finansową badanych spółek w 2013 i 2014 roku,

i dotyczyły makrosektora *Przemysł*. W jego skład w badanych latach wchodziły następujące sektory: budownictwo (BUD), chemiczny (CHE), drzewny (DRZ), elektromaszynowy (ELE), farmaceutyczny (FAR), lekki (LEK), materiałów budowlanych (MAT), metale (MET), motoryzacyjny (MOT), paliwowy (PAL), przemysł inny (PRZ), spożywczy (SPO), surowcowy (SUR), tworzyw sztucznych (TWO).

Na podstawie dostępnych danych w pierwszej kolejności wyznaczono roczne² stopy zwrotu za 2014 rok, wykorzystując notowania cen akcji z lat 2013 i 2014. Następnie dokonano ich transformacji na zmienną porządkową (wzór 7).

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{dla } stopa\ zwrotu_i \leq Q_1 \\ 2 & \text{dla } Q_1 < stopa\ zwrotu_i \leq Q_2 \\ 3 & \text{dla } Q_2 < stopa\ zwrotu_i \leq Q_3 \\ 4 & \text{dla } stopa\ zwrotu_i > Q_3 \end{cases} \quad (7)$$

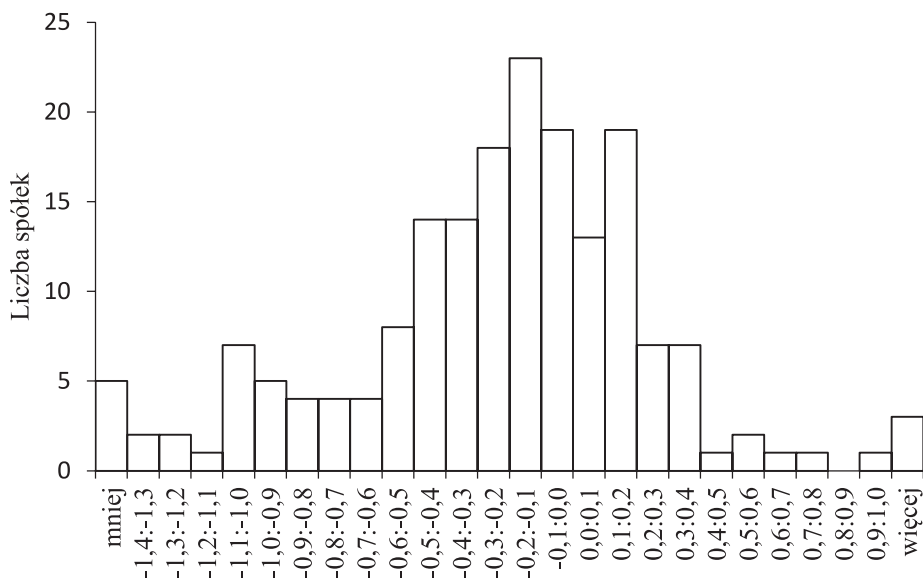
gdzie:

Q_1, Q_2, Q_3 – kwartył pierwszy, drugi (mediana) i trzeci.

¹ Baza danych została zakupiona przez Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie.

² Stopy zwrotu wyznaczono, wykorzystując formułę logarytmiczną.

Decyzję o transformacji z wykorzystaniem kwartyli podjęto po analizie rozkładu rocznych stóp zwrotu, który przedstawiono na rysunku 1. Wartości poszczególnych kwartyli kształtowały się na następującym poziomie: $Q_1 = -0,45$, $Q_2 = -0,16$, $Q_3 = 0,06$.



Rysunek 1. Rozkład rocznej stopy zwrotu w makrosektorze *Przemysł* w 2014 roku

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

Zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających składał się z następujących wskaźników finansowych³: 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), wskaźnik płynności bieżącej (PB), wskaźnik płynności szybkiej (PS), wskaźnik podwyższonej płynności (PG), rotacja należności (WN), rotacja zapasów (RZ), rotacja zobowiązań (WZ), rotacja aktywów obrotowych (OAO), rotacja aktywów (OA), wskaźnik pokrycia majątku (PM), stopa zadłużenia (SZ), wskaźnik obsługi zadłużenia (OZ), wskaźnik zabezpieczenia długu (DE).

Dodatkowo, ze względu na cel badania, wprowadzono jakościową zmienną objaśniającą reprezentującą sektor.

Redukcji zbioru zmiennych objaśniających dokonano, wykorzystując parametryczną metodę doboru cech diagnostycznych Hellwiga (Nowak, 1990, s. 28–29; Młodak, 2006, s. 30). Wybór tej metody wynikał z konieczności pozostawienia w ostatecznym zbiorze

³ W bazie Notoria Serwis opublikowane są informacje o 21 wskaźnikach finansowych. W badaniu pominięto trzy wskaźniki: kapitał pracujący, gdyż jest to wielkość absolutna, cykl operacyjny, który jest sumą rotacji należności i rotacji zapasów, oraz cykl konwersji gotówki będący różnicą cyklu operacyjnego i rotacji zobowiązań.

zmiennych objaśniających najważniejszych wskaźników charakteryzujących sytuację finansową badanych spółek oraz wykluczenia tych wskaźników, które powielają określone informacje. Dlatego zredukowany zbiór zmiennych objaśniających utworzyły te wskaźniki, które zostały wskazane jako zmienne centralne i izolowane, a wykluczone zostały wskaźniki będące zmiennymi satelitarnymi. W tabeli 1 zestawiono wyniki redukcji zbioru wskaźników finansowych w latach 2013 i 2014.

Tabela 1

Zmienne centralne, satelitarne i izolowane otrzymane parametryczną metodą doboru cech diagnostycznych Hellwiga

Rok	Zmienne		
	centralne	satelitarne	izolowane
2013	RB	RO, RN, WN, OAO, OA	ROE, RZ, WZ, OZ, DE
	SZ	PM	
	PG	PB, PS	
	ROA	RBS	
2014	ROA	RO, RB, RN, PM, SZ	RBS, ROE, PG, OZ, DE
	OA	WN, OAO	
	PS	PB	
	RZ	WZ	

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z Notoria Serwis.

Z tabeli 1 wynika, że zarówno w 2013 roku, jak i w 2014 roku liczba wskaźników tworzących zbiór zmiennych objaśniających (zmienne centralne i izolowane) była taka sama i wynosiła dziewięć. Zestawy wskaźników nie były jednakowe, chociaż w obu latach powtórzyło się sześć z nich (ROE, ROA, PG, RZ, OZ, DE).

3. Wyniki empiryczne

Dla wyznaczonych zestawów wskaźników oraz zmiennej jakościowej reprezentującej sektor oszacowano porządkowe modele logitowe rocznych stóp zwrotu (transformacja na zmienną porządkową zgodna ze wzorem 7⁴) w dwóch wariantach różniących się aktualnością informacji o sytuacji finansowej badanych spółek względem rocznej stopy zwrotu:

- wariant I – dane o sytuacji finansowej z 2013 roku, roczna stopa zwrotu z 2014 roku,
- wariant II – dane o sytuacji finansowej z 2014 roku, roczna stopa zwrotu z 2014 roku.

⁴ W trakcie badań dokonano również estymacji modeli jakościowych dla zmiennej zależnej dychotomicznej. Jako kryterium podziału zastosowano medianę rocznych stóp zwrotu oraz wartość zero. Okazało się jednak, że jakość tych modeli uwzględniających różne kombinacje zmiennych objaśniających nie była zadowalająca.

Ostatecznie okazało się, że spośród wytypowanych potencjalnych zmiennych objaśniających w pierwszym wariancie modelu znalazły się stopa zwrotu z aktywów (ROA) oraz rotacja zapasów (RZ), a w drugim stopa zwrotu z aktywów (ROA). W obydwu wariantach pozostawiono zmienną reprezentującą sektor. W tabelach 2 i 3 przedstawiono wyniki estymacji obu wariantów modeli. Parametry istotne na poziomie 0,05 pogrubiono.

Tabela 2

Wyniki oszacowania porządkowego modelu logitowego (wariant I)

	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Wartość p
Wyraz wolny 1	-1,502	0,248	36,642	0,000
Wyraz wolny 2	-0,249	0,223	1,246	0,264
Wyraz wolny 3	0,962	0,234	16,826	0,000
ROA_13	-3,814	1,325	8,285	0,004
RZ_13	0,005	0,002	6,166	0,013
BUD	0,305	0,358	0,726	0,394
CHE	0,343	0,671	0,261	0,610
DRZ	-1,881	0,772	5,932	0,015
ELE	0,167	0,352	0,225	0,635
FAR	-1,296	0,553	5,487	0,019
LEK	-0,042	0,615	0,005	0,945
MAT	0,405	0,442	0,837	0,360
MET	0,584	0,426	1,880	0,170
MOT	1,315	0,793	2,747	0,097
PAL	-0,113	0,617	0,034	0,854
PRZ	-0,271	0,856	0,100	0,751
SPO	-0,187	0,397	0,221	0,638
SUR	1,373	0,907	2,289	0,130
Odchylenie $D = 474,51$, $Df = 531$, $p = 0,962$				
Test ilorazu wiarygodności $\chi^2 = 32,85$, $p = 0,017$				
Zliczeniowy $R^2 = 39,34\%$, rozszerzony zliczeniowy $R^2 = 74,32\%$				

Źródło: obliczenia własne.

Z tabeli 2 wynika, że oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej ROA jest ujemne, co oznacza, że wyższe wartości tej zmiennej rzadziej klasyfikują spółki do kategorii 1, 2, 3, a częściej do kategorii czwartej, czyli o najwyższych stopach zwrotu. Oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej RZ jest dodatnie, co oznacza, że wyższe wartości tej zmiennej częściej klasyfikują spółki do kategorii 1, 2, 3, a rzadziej do kategorii czwartej, czyli o najwyższych stopach zwrotu. Istotny ujemny parametr występuje dla przemysłu drzewnego oraz farmaceutycznego, co świadczy o tym, że spółki z tych sektorów charakteryzowały się wyższymi stopami zwrotu niż spółki z pozostałych sektorów.

Tabela 3

Wyniki oszacowania porządkowego modelu logitowego (wariant II)

	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Wartość p
Wyraz wolny 1	-1,134	0,220	26,667	0,000
Wyraz wolny 2	0,208	0,202	1,060	0,303
Wyraz wolny 3	1,419	0,226	39,524	0,000
ROA_14	-9,173	1,981	21,441	0,000
BUD	-0,015	0,357	0,002	0,968
CHE	0,395	0,678	0,339	0,560
DRZ	-1,871	0,747	6,275	0,012
ELE	0,421	0,361	1,363	0,243
FAR	-0,753	0,528	2,036	0,154
LEK	-0,464	0,650	0,510	0,475
MAT	0,354	0,454	0,608	0,436
MET	0,780	0,432	3,257	0,071
MOT	1,456	0,878	2,748	0,097
PAL	-0,627	0,635	0,975	0,323
PRZ	-0,294	0,857	0,118	0,732
SPO	-0,082	0,396	0,043	0,836
SUR	1,337	0,908	2,168	0,141
Odchylenie $D = 459,91$, $Df = 532$, $p = 0,989$				
Test ilorazu wiarygodności $\chi^2 = 47,46$, $p = 0,000$				
Zliczeniowy $R^2 = 38,25\%$, rozszerzony zliczeniowy $R^2 = 75,96\%$				

Źródło: obliczenia własne.

Z tabeli 3 wynika, że oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej ROA jest ujemne, co oznacza, że wyższe wartości tej zmiennej rzadziej klasyfikują spółki do kategorii 1, 2, 3, a częściej do kategorii czwartej, czyli o najwyższych stopach zwrotu. Istotny ujemny parametr występuje dla przemysłu drzewnego, co świadczy o tym, że spółki z tego sektora charakteryzowały się wyższymi stopami zwrotu niż spółki z pozostałych sektorów.

W obydwu wariantach modelu wartość empirycznego prawdopodobieństwa p odpowiadającego odchyleniu D oznacza, że nie można odrzucić hipotezy zerowej mówiącej o tym, że oszacowany model nie różni się od modelu pełnego, a wartość empirycznego prawdopodobieństwa p w teście ilorazu wiarygodności świadczy o tym, że można odrzucić hipotezę zerową mówiącą o tym, że oszacowany model jest taki sam jak model tylko z wyrazem wolnym (na poziomie istotności 0,05). Zliczeniowy R^2 jest co prawda poniżej 50%, ale rozszerzony zliczeniowy R^2 jest na poziomie 75%, co świadczy o tym, że obydwa modele klasyfikują spółki tylko z niewielkim błędem.

4. Porównanie sektorów ze względu na przynależność do najwyższej kategorii rocznej stopy zwrotu

Na podstawie oszacowanych porządkowych modeli logitowych wyznaczono teoretyczne prawdopodobieństwa przynależności spółek z danego sektora do konkretnej kategorii rocznej stopy zwrotu. Największe teoretyczne prawdopodobieństwo wskazywało przynależność spółki do danej kategorii. Liczbę spółek przypisaną poszczególnym kategoriom według sektorów w obu wariantach przedstawiono na rysunku 2. Natomiast w tabeli 4 zaprezentowano ranking sektorów. Ze względu na sposób transformacji zmiennej zależnej oraz wartości kwartyli rocznych stóp zwrotu za najlepszy sektor uznano ten, dla którego udział spółek przynależnych do najwyższych kategorii zmiennej zależnej był największy (w przypadku takich samych udziałów dla kategorii czwartej, kryterium pomocniczym były udziały w kategorii trzeciej).

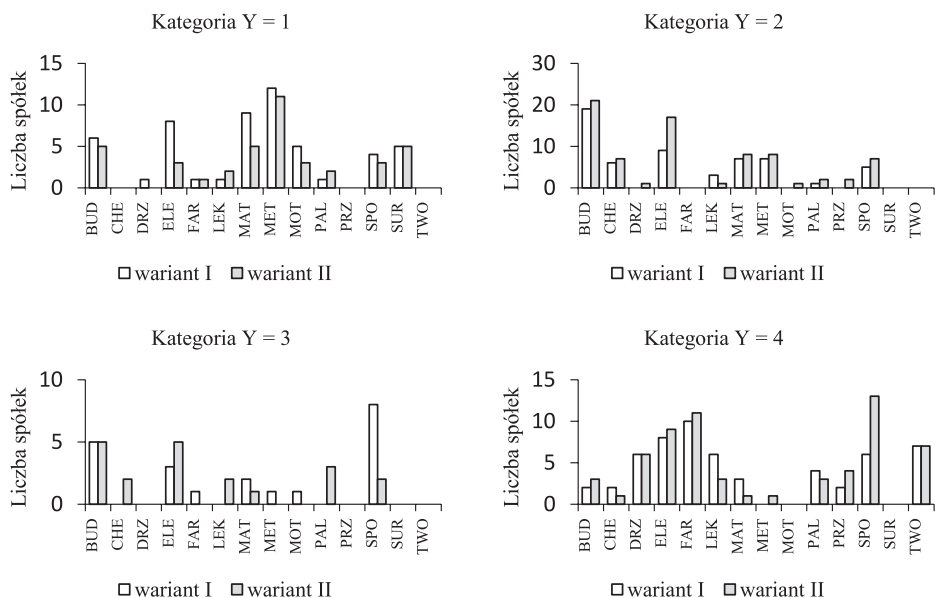
Tabela 4

Ranking sektorów ze względu na udział liczby spółek przynależnych do najwyższych kategorii zmiennej zależnej

Sektor	Wariant I	Wariant II
BUD	10	11
CHE	9	9
DRZ	4	2
ELE	8	7
FAR	3	3
LEK	7	4
MAT	11	10
MET	12	12
MOT	13	13
PAL	6	5
PRZ	1	6
SPO	5	8
SUR	14	14
TWO	2	1

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie tabeli 4 można stwierdzić, że najwięcej spółek o wysokiej stopie zwrotu w obu wariantach było w sektorze Tworzywa sztuczne, a najmniej – w sektorze Surowcowym. W większości sektorów (rys. 2) liczba spółek przypisanych do poszczególnych kategorii była zbliżona w obydwu wariantach. Wyjątek stanowił sektor Spożywczy, w którym aktualne informacje o poziomie ROA zwiększyły liczbę spółek zaklasyfikowanych do czwartej kategorii.



Rysunek 2. Porównanie liczby spółek w poszczególnych sektorach o danej teoretycznej przynależności do kategorii rocznej stopy zwrotu

Źródło: obliczenia własne.

Uwagi końcowe

Z przeprowadzonych badań wynika, że

1. Najlepszą jakością – wśród wszystkich oszacowanych modeli – charakteryzowały się te modele rocznych stóp zwrotu, w których:
 - zmienną zależną zdefiniowano jako zmienną porządkową o kategoriach 1, 2, 3, 4, które zostały ustalone na podstawie kwartyli charakteryzujących rozkład rocznych stóp zwrotu dla badanych spółek;
 - zmienną objaśniającą był wskaźnik ROA (dla danych opóźnionych uzupełniony przez wskaźnik RZ);
 - uwzględniono zmienną jakościową sektor.
2. Na jakość modeli nie miało istotnego wpływu opóźnienie lub aktualność informacji o wskaźnikach finansowych.
3. Teoretyczna przynależność spółek do kategorii rocznej stopy zwrotu w poszczególnych sektorach była zbliżona dla danych opóźnionych (wariant I) i aktualnych (wariant II) – wyjątek stanowią sektory Elektryczny i Spożywczy, dla których rozbieżności były bardzo duże (dla danych aktualnych wyraźne przesunięcie spółek do wyższych kategorii stopy zwrotu); identyczna liczba spółek przypisana do poszczególnych kategorii w obu podejściach była dla sektorów Surowcowy i Tworzywa sztuczne.

4. Najwięcej spółek o wysokiej stopie zwrotu powiązanej z aktualnym poziomem ROA można znaleźć w sektorach: Tworzyw sztucznych, Farmaceutycznym i Drzewnym, natomiast najniższą stopę zwrotu zaobserwowano dla spółek z sektorów Surowcowy, Metalowy i Motoryzacyjny.
5. Najwięcej spółek o wysokiej stopie zwrotu powiązanej z opóźnionym o rok poziomem ROA i RZ można znaleźć w sektorach Tworzyw sztucznych, Przemysł inny, Farmaceutyczny i Drzewny, natomiast najniższą stopę zwrotu zaobserwowano dla spółek z sektorów Surowcowy, Motoryzacyjny, Metalowy i Materiałów budowlanych.

Zaproponowane podejście umożliwia wskazanie sektorów, które charakteryzują się największym prawdopodobieństwem uzyskania zarówno wysokich, jak i niskich stóp zwrotu w okresie rocznym. Takie informacje mogą być przydatne dla inwestorów przy podejmowaniu długoterminowych decyzji o zakupie akcji spółek z sektora zaklasyfikowanego do kategorii wysokich stóp zwrotu. Jednocześnie inwestorzy uzyskują informację o sektorach, w których prawdopodobieństwo ujemnych stóp zwrotu jest wysokie.

W dalszych badaniach nad wykorzystaniem modeli dla zmiennych jakościowych dla stóp zwrotu można byłoby dokonać transformacji również zmiennych objaśniających (wskaźników finansowych) na zmienne porządkowe na podstawie teoretycznych lub empirycznych wartości normatywnych i sprawdzić, w jakim stopniu wpłynie to na przynależność spółek do poszczególnych kategorii stopy zwrotu.

Literatura

- Arendarski, P. (2011). *Wykorzystanie modelu probitowego w procesie alokacji aktywów na międzynarodowych rynkach finansowych w latach 2002–2009*. Rozprawa doktorska. Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu.
- Batóg, B., Wawrzyniak, K. (2013). Funkcja diagnostyczno-prognostyczna porządkowych modeli logitowych kwartalnej stopy zwrotu dla spółek z sektora Budownictwo. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, 768. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 63, 491–506.
- Batóg, B., Wawrzyniak, K. (2015). Sytuacja ekonomiczno-finansowa a poziom stóp zwrotu spółek giełdowych z wybranego sektora. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, 862. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 75, 55–66.
- Bieszk-Stolorz, B., Markowicz, I. (2012). Zastosowanie modelu logitowego i modelu regresji Coxa w analizie zmian cen akcji spółek giełdowych w wyniku kryzysu finansowego. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski*, 254, 33–41.
- Cramer, J.S. (2003). *Logit Models from Economics and Other Fields*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gruszczyński, M. (2001). *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Gruszczyński, M. (2010). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Gruszczyński, M. (2012). *Empiryczne finanse przedsiębiorstw. Mikroekonometria finansowa*. Warszawa: Difin.
- Kisielińska, J., Waszkowski, A. (2010). Polskie modele do prognozowania bankructwa przedsiębiorstw i ich weryfikacja. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 82, 17–31.
- Kleinbaum, D.G., Klein, M. (2002). *Logistic Regression*. New York: Springer.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.

- Nowak, E. (1990). *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*. Warszawa: PWE.
- Piszczek, R. (2009). Zastosowanie modelu logit w modelowaniu upadłości. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Ekonometria, Zastosowanie matematyki w ekonomii*, 26, 133–148.
- Pociecha, J., Pawelek, B., Baryła, M., Augustyn, S. (2014). *Statystyczne metody prognozowania bankructwa w zmieniającej się koniunkturze gospodarczej*. Kraków: Fundacja Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Prusak, B. (2008). Stopy zwrotu z akcji a wskaźniki rynkowe. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstwa*, 2, 53–60.
- Waszkowski, A. (2013). Wielomianowe modele zagrożenia finansowego przedsiębiorstw. *Zarządzanie i Finanse*, 11 (1/4), 569–579.
- www.bossa.pl (dostęp 15.06.2016).

INTERSECTORAL COMPARISON OF RATES OF RETURN ON WARSAW STOCK EXCHANGE BY MEANS OF ORDINAL LOGIT MODELS

Abstract: *Purpose* – Presentation of the results of the research concerning the comparison of yearly rates of return for firms from macrosector *Industry* noted on Warsaw Stock Exchange.

Design/Methodology/approach – The ordered logit models were applied. The categories of dependent variable were defined on the base of distribution of yearly rates of return in 2014 and financial ratios in 2013 and 2014 were potential independent variables.

Findings – The comparison was conducted for 14 sectors and as the result the sectors in which most of the firms were characterized by high yearly rate of return connected with financial situation were indicated.

Originality/Value – Authors' own research allows to evaluate the relationship between yearly rate of return and financial situation of firms.

Keywords: intersectoral comparison, rates of return, ordinal logit models, financial ratios

Cytowanie

Wawrzyniak, K., Batóg, B. (2017). Międzysektorowe porównanie stóp zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie za pomocą modeli dla zmiennych jakościowych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 2 (86), 251–262. DOI: 10.18276/frfu.2017.86-21.