

**Magdalena Gostkowska-Drzewicka, Ewa Majerowska**

Uniwersytet Gdański

e-mails: mgostkowska@wzr.ug.edu.pl; ewa.majerowska@ug.edu.pl

---

## **PRZYNALEŻNOŚĆ SEKTOROWA A WYNIKI SPÓŁEK NOTOWANYCH NA GPW W WARSZAWIE**

---

### **INDUSTRY EFFECT VS. PROFITABILITY: EVIDENCE FROM COMPANIES LISTED ON WSE**

---

DOI: 10.15611/pn.2018.531.12

JEL Classification: C23, G30

**Streszczenie:** Przynależność spółki do sektora jest jednym z podstawowych czynników determinujących jej rentowność. Celem artykułu jest ocena wpływu sektora na wyniki spółek. Analiza empiryczna obejmuje spółki notowane na GPW w Warszawie w latach 1998-2016, z podziałem na 11 sektorów. Oszacowano liniowe modele zależności wartości wskaźników rentowności od zmiennych zeroj-edynekowych, oznaczających przynależność spółki do danego sektora, oraz od zmiennej kontrolnej, reprezentującej jej wielkość, wyrażoną wartością aktywów ogółem. Wyniki oszacowań modeli wskazują na statystycznie istotne różnice w poziomie wskaźników rentowności aktywów ROA i rentowności kapitałów własnych ROE analizowanych spółek w zależności od ich przynależności do poszczególnych sektorów. W przypadku ROA oszacowania wskazują na różnicę w sektorze nieruchomości w stosunku do pozostałych sektorów. W przypadku ROE takie różnice wykazują sektory: budownictwa, dóbr konsumpcyjnych i technologii w stosunku do spółek z sektora usług.

**Słowa kluczowe:** rentowność aktywów ROA, rentowność kapitału ROE, efekt sektorowy, estymacja panelowa.

**Summary:** The company's affiliation to the sector is one of the basic factors determining its profitability. The purpose of the paper is to assess the impact of the sector on the results of companies. Empirical analysis includes companies listed on the Warsaw Stock Exchange in 1998-2016, divided into 11 sectors. Linear models of dependence of profitability ratios from zero-one variables, denoting the company's affiliation to a given sector and a control variable, representing its size, expressed in the value of total assets were estimated. The results of estimation indicate statistically significant differences in the profitability ratios of return on assets (ROA) and return on equity (ROE) of the analyzed companies depending on their affiliation to particular sectors. In the case of ROA, estimates indicate a difference in the real estate sector in relation to other sectors. In the case of ROE, such differences are found in the construction, consumer goods and technology sectors in relation to companies from the service sector.

**Keywords:** return on assets (ROA), return on equity (ROE), industry effect, panel estimation.

## 1. Wstęp

Podstawowym celem funkcjonowania przedsiębiorstwa jest maksymalizacja jego wartości [Hawawini, Viallet 2007, s. 23]. Realizacja tego celu wiąże się z podnoszeniem efektywności finansowej we wszystkich obszarach działalności firmy. Głównym wyznacznikiem tejże efektywności jest stosunek osiągniętego zysku (efektu) do zaangażowanego kapitału (nakładu). Relacja ta wyraża istotę kategorii określanej jako rentowność. Wyników danego przedsiębiorstwa nie można rozpatrywać w oderwaniu od jego otoczenia. Jak pisze M.E. Porter [1992], otoczenie to jest bardzo szerokie. Oprócz sił ekonomicznych obejmuje ono także uwarunkowania społeczne. Jednak kluczowym elementem otoczenia przedsiębiorstwa jest sektor, tj. grupa firm wytwarzających produkty będące substytutami [Porter 1979], w którym konkuruje. Jego struktura wywiera wpływ na wszelkie decyzje podejmowane w podmiotach współtworzących ten sektor. Ten sam autor podkreśla, że poszczególne sektory różnią się pod względem ostatecznego potencjału do generowania zysku [Porter 1992, s. 23]. W kolejnych latach przeprowadzono wiele badań, które potwierdziły wpływ przynależności sektorowej na rentowność przedsiębiorstw [McGahan, Porter 2002; Short i in. 2007; Bamiatzi i in. 2016; Carvalho, Teixeira 2016]. A zatem zakłada się, że jednym z kluczowych czynników wyznaczających poziom rentowności danego podmiotu jest jego przynależność sektorowa. Z tego względu celem artykułu jest ocena wpływu sektora na wyniki spółek notowanych na GPW w Warszawie w latach 1998-2016.

Realizacja tak sformułowanego celu i weryfikacja hipotezy badawczej wymagały zastosowania panelowego modelu regresji liniowej. Do pogrupowania badanych przedsiębiorstw według kryterium przynależności sektorowej i oszacowania wpływu sektora na ich wyniki posłużono się klasyfikacją sektorową stosowaną na potrzeby GPW w Warszawie. Jako zmienne zależne przyjęto wskaźniki rentowności majątku i kapitału badanych podmiotów. Obliczenia wykonano za pomocą programu Gretl.

Artykuł składa się ze wstępu, trzech części i zakończenia. W części drugiej dokonano przeglądu badań nad wpływem sektora na wyniki przedsiębiorstw. Część trzecia ma charakter metodyczny. W kolejnej części zaprezentowano wyniki badań, a w zakończeniu dokonano ich podsumowania.

## 2. Przegląd badań nad wpływem sektora na wyniki przedsiębiorstw

Problem przynależności sektorowej jako czynnika wyznaczającego poziom rentowności przedsiębiorstw jest przedmiotem licznych badań od blisko 50 lat. Wyniki tych badań są zróżnicowane, niejednoznaczne, a nawet sprzeczne. Marcus [1969] stwierdził, że związek pomiędzy rozmiarem przedsiębiorstwa a jego rentownością

różni się w zależności od sektora, w jakim działa dany podmiot. W jednych przypadkach związek ten jest dodatni, a w innych ujemny. Z badań przeprowadzonych przez Buzella, Gale'a i Sultana [1975] wynika, że przynależność sektorowa wywiera istotny wpływ na kształtowanie się relacji pomiędzy wskaźnikiem rentowności inwestycji (ROI) a udziałem w rynku danego przedsiębiorstwa. Schmalensee [1985] przeprowadził analizę wpływu sektora na wyniki przedsiębiorstw na próbie złożonej z 456 amerykańskich firm produkcyjnych dla roku 1975. Autor ten stwierdził, że efekt sektorowy jest kluczowym czynnikiem kształtującym poziom rentowności badanych podmiotów i wyjaśnia co najmniej 75% poziomu zmienności sektorowych wskaźników rentowności aktywów. Z tych samych badań wynika, że czynniki wewnętrzne, oddziałujące na rentowność z poziomu przedsiębiorstwa, mają na nią znikomy wpływ. Rumelt [1991] przeprowadził analogiczne analizy dla okresu 1974-1977, w których uwzględnił od 432 do 471 przedsiębiorstw produkcyjnych dla poszczególnych lat. Autor ten uzyskał przeciwne wyniki badań. Według niego efekt sektorowy nie miał dużego znaczenia, wyjaśniał zaledwie w 4% zmienność wskaźników rentowności badanych podmiotów. Z kolei czynniki wewnętrzne wykazywały znaczący wpływ na rentowność badanych podmiotów. Jednakże w przypadku badań obu cytowanych autorów poddano analizie bardzo krótki okres, co mogło w znacznym stopniu zniekształcić otrzymane przez nich wyniki. W odpowiedzi na badania przeprowadzone przez Rumelta [1991] i Schmalensego [1985] McGahan i Porter [1997] przeanalizowali znacznie dłuższy okres, obejmujący wszystkie fazy cyklu koniunkturalnego, tj. lata 1981-1994, i 7003 amerykańskie przedsiębiorstwa ze wszystkich sektorów oprócz finansowego. Z przeprowadzonych badań wynikało, że efekt sektorowy wyjaśniał w 19% zmienność wskaźników rentowności badanych podmiotów. Ponadto siła wpływu tego efektu różniła się w zależności od sektora. I tak, efekt sektorowy miał mniejsze znaczenie w przypadku przedsiębiorstw produkcyjnych, a większe w rozrywkowych, handlowych i transportowych. Wpływ efektu sektorowego na wyniki przedsiębiorstw został potwierdzony przez wielu innych badaczy. Wśród nich wymienić można między innymi badania przeprowadzone przez Matyjasa [2016], Bamiatziego i in. [2016], Bamiatziego i Halla [2009], Lee [2009].

Z kolei Ruefli i Wiggins [2003] twierdzą, że otoczenie sektorowe nie ma istotnego wpływu na poziom wyników przedsiębiorstw. Autorzy podkreślają, że w ich kształtowaniu kluczową rolę odgrywają zarządzający i że to przede wszystkim od nich zależy sytuacja finansowa przedsiębiorstwa. Podobne wyniki badań uzyskał Stierwald [2010], który przeanalizował 961 dużych australijskich przedsiębiorstw w latach 1995-2005. Autor skonstatował, że w przeciwieństwie do czynników wewnętrznych wpływ efektu sektorowego na rentowność analizowanych podmiotów był znikomy.

Autorzy cytowanych badań posługiwali się wskaźnikiem rentowności aktywów, a zatem rozpatrywali wyniki przedsiębiorstw w ujęciu księgowym. W przeciwieństwie do nich, Hawawini, Subramanian i Verdin [2003] oprócz ROA zastosowali

miary oparte na wartości przedsiębiorstw, tj. ekonomiczną wartość dodaną (EVA) i rynkową wartość dodaną (MVA). Badania przeprowadzone przez tych autorów potwierdzają, że sektor wywiera istotny wpływ na wyniki przedsiębiorstw do niego należących, a siła jego wpływu jest większa niż czynników wewnętrznych, specyficznych dla poszczególnych podmiotów. Jedynie w przypadku przedsiębiorstw będących liderami rynkowymi oraz najmniej konkurencyjnych firm w obrębie danego sektora odnotowano odwrotną zależność. Dla obu grup podmiotów siła wpływu czynników wewnętrznych była bowiem większa niż siła wpływu sektora.

### 3. Próba badawcza i opis metody badań

Podmiotem analizy są spółki notowane na rynku głównym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1998-2016 według stanu na dzień 15 grudnia 2017. W doborze podmiotów do próby posłużono się klasyfikacją sektorową stosowaną na potrzeby GPW w Warszawie. Spośród 477 spółek do badań przyjęto przedsiębiorstwa z następujących sektorów: paliwa i energia, chemia i surowce, produkcja przemysłowa i budowlano-montażowa, dobra konsumpcyjne, handel i usługi, ochrona zdrowia i technologie. Z badań wyłączono spółki z sektora finansowego. Z tego względu odrzucono 64 podmioty, z wyjątkiem przedsiębiorstw zaliczanych do subsektora nieruchomości, które prowadzą działalność deweloperską polegającą na budowie nieruchomości, a następnie ich sprzedaży bądź wynajmie. Sektor, a także ogólniej – rynek nieruchomości może być rozpatrywany w dwóch ujęciach: finansowym i rzeczowym. W pierwszym przypadku należy go postrzegać poprzez pryzmat powiązań z rynkiem kapitału finansowego, a w drugim – w kategoriach podaży i popytu nieruchomości [Wiśniewska 2004, s. 79]. Ze względu na przesłanki wynikające z drugiego ujęcia spółki deweloperskie przyjęto do badań.

Z próby wyłączono podmioty, które nie przedstawiły kompletnych sprawozdań finansowych w badanym okresie, tj. 52 przedsiębiorstwa. Odrzucono także spółki w stanie upadłości bądź restrukturyzacji, czyli 15 przedsiębiorstw. Ponadto do badań przyjęto wyłącznie te podmioty, które były nieprzerwanie notowane na GPW w Warszawie przez okres wynoszący co najmniej 5 lat. Z tego względu z próby wyłączono 66 spółek. Ostatecznie do badań zakwalifikowano 280 przedsiębiorstw, tj. blisko 59% wstępnie wytypowanych podmiotów. W tab. 1 zaprezentowano liczbę i strukturę spółek z poszczególnych sektorów, jakie przyjęto do badań.

**Tabela 1.** Liczba i struktura spółek notowanych na GPW w latach 1998-2016 z poszczególnych sektorów zakwalifikowanych do badań

Lp.	Sektor	Liczba spółek	Udział (%)
1	2	3	4
1	Nieruchomości	20	7,14
2	Paliwa i energia	14	5,00
3	Chemia i surowce	37	13,21

1	2	3	4
4	Produkcja przemysłowa i budowlano montażowa, w tym:	88	-
5	Budownictwo	44	15,71
6	Przemysł elektromaszynowy	24	8,57
7	Transport i logistyka; Zaopatrzenie przedsiębiorstw; Usługi dla przedsiębiorstw	20	7,14
8	Dobra konsumpcyjne	39	13,93
9	Handel i usługi, w tym:	39	-
10	Handel hurtowy; Sieci handlowe; Handel internetowy	13	4,64
11	Rekreacja i wypoczynek; Media; Gry	26	9,29
12	Ochrona zdrowia	15	5,36
13	Technologie	28	10,00
14	Razem	280	100,00

Źródło: opracowanie własne.

Do wyznaczenia oceny wpływu sektora na wyniki spółek zaproponowano model regresji liniowej w ujęciu panelowym w postaci:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j S_j + \gamma_1 x_{it} + \xi_{it},$$

gdzie:  $y_{it}$  to zmienna objaśniana, reprezentująca rentowność  $i$ -tej spółki w okresie  $t$ ;  $S_j$  to zmienna zero-jedynkowa, przyjmująca wartość 1 w przypadku, gdy spółka należy do  $j$ -tego sektora, 0 w przeciwnym przypadku,  $x_{it}$  to zmienna kontrolna,  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$  to parametry strukturalne,  $\xi_{it}$  to składnik losowy. Model został oszacowany za pomocą panelowej metody MNK. Do wskazania, która wersja modelu jest najodpowiedniejsza (model z ustalonymi czy losowymi efektami) zastosowane zostały testy łącznej istotności nierówności średnich grupowych, test Breuschy-Pagana i test Hausmana. W wersji modelu bez wyrazu wolnego zastosowano także test normalności rozkładu składników losowych.

#### 4. Wyniki badań

Jak już wspomniano, analizie empirycznej poddano spółki należące do różnych sektorów gospodarki. Do budowy modeli pogrupowano je, wyodrębniając 11 sektorów. Oznaczenia poszczególnych sektorów zawiera tab. 2.

W pierwszym kroku oszacowano zaproponowany powyżej model, przyjmując jako zmienną objaśnianą wartość wskaźnika ROA. Tabela 3 zawiera oszacowania modelu w kilku wersjach. Wersja (1) jako zmienne objaśniane uwzględnia tylko zmienne zero-jedynkowe, oznaczające jedynie przynależność danej spółki do odpowiedniego sektora. Zauważyć można, że jedyną zmienną wywierającą statystycznie istotny wpływ na zmienną objaśnianą była przynależność do sektora nieruchomości.

**Tabela 2.** Oznaczenia sektorów do modelu

Lp.	Sektor	Oznaczenie
1	Nieruchomości	SN
2	Paliwa i energia	SPiE
3	Chemia i surowce	SChiS
4	Budownictwo	SB
5	Przemysł elektromaszynowy	SE
6	Transport i logistyka; Zaopatrzenie przedsiębiorstw; Usługi dla przedsiębiorstw	STiL
7	Dobra konsumpcyjne	SDK
8	Handel	SH
9	Usługi	SU
10	Ochrona zdrowia	SOZ
11	Technologie	ST

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 3.** Oszacowania parametrów strukturalnych panelowego modelu regresji liniowej dla wskaźnika ROA

Zmienna	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
const		-0,0352	-1,7111***	-5,9864***	-8,5977***
SN	-1,7111***	-1,6759***		-1,6917***	
SPiE	0,0136		1,7248**		
SChiS	-0,3252		1,3860**		0,9405**
SB	0,0157		1,7269***		1,6238***
SE	0,0403		1,7514***		1,7148***
STiL	0,0181		1,7292***		1,8611***
SDK	0,0161		1,7273***		1,5724***
SH	0,0581		1,7693**		1,4210**
SU	-0,0113		1,6998***		2,0165***
SOZ	-0,0107		1,7004**		1,5842**
ST	-0,0071		1,7040***		1,6493***
size				0,4894***	0,5806***

\*\*)\*\*\*) statystycznie istotne na poziomie istotności odpowiednio 0,05 i 0,01.

Źródło: opracowanie własne za pomocą programu Gretl.

ci. Wadą oszacowanego modelu, a zarazem czynnikiem wskazującym, że model nie nadaje się od wykorzystania, jest brak normalności rozkładu składników losowych. W kolejnych wersjach modelu włączono wyraz wolny. Pozostawiając jedynie zmienne statystycznie istotne na poziomie 0,05, uzyskano wersję (2), która wskazuje, że poziom ROA był istotnie niższy w sektorze nieruchomości w porównaniu z poziomem ROA w innych sektorach. Analogicznie w wersji (3) wskazano na statystycznie istotnie wyższy poziom ROA we wszystkich spółkach należących do innych sektorów niż nieruchomości. Na przykład, wartość ROA w sektorze paliwowym i energetycznym była przeciętnie wyższa o 1,7248 niż w sektorze nie-

ruchomości, w sektorze chemia i surowce o 1,3860 wyższa niż w sektorze nieruchomości itd. Następnie wprowadzono do modelu zmienną kontrolną, jaką jest wielkość firmy, mierzoną logarytmem naturalnym wielkości aktywów ogółem. Wersje (4) i (5) zawierają więc tę zmienną w zbiorze zmiennych objaśniających. Jak można zauważyć, zmienna ta okazała się statystycznie istotna na poziomie 0,05, czyli miała istotny wpływ na poziom ROA. Wersja (4) wskazuje na wyraźny efekt sektora nieruchomości, natomiast (5) sugeruje brak istotnego efektu sektora paliw i energii. Ponadto testy diagnostyczne zastosowanej estymacji panelowej wskazują na poprawność zastosowania metody panelowej MNK.

Ponadto w celu wyboru odpowiedniej wersji modelu zastosowano, przy wykorzystaniu programu Gretl, odpowiednie testy diagnostyczne. Tabela 4 zawiera wartości wyznaczonych statystyk testów dla modeli zawierających wyraz wolny (stałą const). Hipoteza zerowa testu łącznej istotności nierówności średnich grupowych zakłada, że poprawne jest oszacowanie modelu za pomocą panelowej metody MNK, natomiast alternatywa wskazuje, że właściwszy jest model o ustalonych efektach. Hipoteza zerowa testu Breuscha-Pagana, ponownie jak w przypadku powyższego testu, zakłada, że poprawne jest oszacowanie modelu za pomocą panelowej metody MNK wobec alternatywnej. Oznacza to, że lepszy jest model z efektami losowymi. Ostatni z zastosowanych testów, test Hausmana, pozwala rozstrzygnąć, czy model z losowymi efektami (hipoteza zerowa) jest lepszy wobec modelu ze stałymi efektami (hipoteza alternatywna). Otrzymane wyniki zastosowanej estymacji panelowej wskazują na poprawność zastosowania metody panelowej MNK.

**Tabela 4.** Statystyki testów diagnostycznych panelowego modelu regresji liniowej dla wskaźnika ROA

Statystyki testów diagnostycznych paneli	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Łączna istotność nierówności średnich grupowych	0,7311	0,7256	1,0178	1,0202
Statystyka testu Breuscha-Pagana	0,6045	0,6227	0,0093	0,1775
Statystyka testu Hausmana	2,0487	2,1846	78,8459#	77,4336#

#) na poziomie istotności 0,05 należy odrzucić hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej.

Źródło: opracowanie własne za pomocą programu Gretl.

W kolejnym kroku wykorzystano wskaźnik ROE, którego wartość przyjęto jako zmienną objaśnianą w modelu. Zaproponowany model, podobnie jak w przypadku ROA, oszacowano w pięciu wersjach, uwzględniając w dwóch ostatnich zmienną kontrolną, jaką jest logarytm naturalny wielkości aktywów ogółem. Wyniki, zawarte w tab. 5, wskazują na statystycznie istotną różnicę w poziomie ROE w spółkach należących do sektora usług, w stosunku do poziomu tego wskaźnika w innych sektorach w przypadku modeli bez zmiennej kontrolnej (1) – (3). Wersja (1), bez wyrazu wolnego, pozwoliła na stwierdzenie, iż poziom ROE w sektorze dóbr konsumpcyjnych był statystycznie istotnie niższy niż poziom przeciętny, a w sektorze usług



wyższy. Jednakże wyniki te nie są wiarygodne ze względu na fakt, że składniki losowe modelu nie mają rozkładu normalnego. Wersja (2) charakteryzuje się statystycznie istotnymi parametrami dla spółek z sektorów chemia i surowce, budownictwo, przemysł elektromaszynowy, dobra konsumpcyjne i technologie. Natomiast wersja (3), uwzględniająca jedynie zmienną zero-jedynkową, przyjmującą wartość jeden, gdy spółka należy do sektora usługi, zero w innych przypadkach, wskazuje na statystycznie istotną wartość parametru. Można zatem stwierdzić, że jeśli spółka należy do tego sektora, to wykazuje przeciętnie poziom ROE o 3,2496 wyższy niż spółki z innych sektorów. W przypadku modeli (4) i (5) istotne różnice wykazały sektory budownictwa, dóbr konsumpcyjnych i technologii. Niestety, zmienna kontrolna, uwzględniona w wersji (5), okazała się statystycznie nieistotna, co oznacza, że wartość ROE nie zależy od wielkości firmy.

**Tabela 5.** Oszacowania parametrów strukturalnych panelowego modelu regresji liniowej dla wskaźnika ROE

	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
const		2,8455**	-0,4041	2,8455**	4,5238
SN	0,3643	-2,4812		-2,4812	-2,3508
SPiE	-0,0404	-2,8859		-2,8859	-2,4329
SChiS	0,0868	-2,7587*		-2,7587*	-2,5640
SB	-0,7329	-3,5784**		-3,5784**	-3,4712**
SE	-0,0186	-2,8641*		-2,8641*	-2,778
STiL	-0,1663	-3,0118		-3,0118	-2,9645
SDK	-1,5208*	-4,3663***		-4,3663***	-4,2458***
SH	0,1155	-2,7299		-2,7299	-2,5601
SU	2,8455**		3,2496**		
SOZ	-0,3157	-3,1612		-3,1612	-3,0506
ST	-0,0477	-2,8932*		-2,8932*	-2,7983*
size					-0,1483

\*)\*\*\*)\*\*\*) statystycznie istotne na poziomie istotności odpowiednio 0,1, 0,05 i 0,01.

Źródło: opracowanie własne za pomocą programu Gretl.

**Tabela 6.** Statystyki testów diagnostycznych panelowego modelu regresji liniowej dla wskaźnika ROE

Statystyki testów diagnostycznych paneli	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Łączna istotność nierówności średnich grupowych	1,1397	1,1439	1,1397	1,1421
Statystyka testu Breusch-Pagana	0,0113	0,0643	0,0113	0,0244
Statystyka testu Hausmana	1,5109	0,0105	1,5109	1,9195

Źródło: opracowanie własne za pomocą programu Gretl.



Testy diagnostyczne, wyznaczone dla modeli, podobnie jak w przypadku ROA, potwierdzają poprawność zastosowania metody panelowej MNK (wyniki zawiera tab. 6).

## 5. Zakończenie

Ogólnie, na podstawie oszacowanych modeli w ujęciu panelowym można wyodrębnić statystycznie istotne różnice w poziomie wskaźników rentowności aktywów ROA i rentowności kapitałów własnych ROE spółek notowanych na GPW w Warszawie w zależności od ich przynależności do poszczególnych sektorów. Podmioty te potrzebują zasobów aktywów o odmiennej strukturze i wartości, co determinuje poziom kapitałochłonności ich działalności. Specyfika działalności kształtuje zatem wartości wskaźników ROA i ROE. Różnią się one w firmach należących do poszczególnych sektorów. W przypadku wskaźnika ROA wyraźnie widoczne są różnice w sektorze nieruchomości w odniesieniu do pozostałych sektorów. Natomiast pomiędzy innymi sektorami różnic tych nie ma. W przypadku wskaźnika ROE różnice występują w sektorach: budownictwa, dóbr konsumpcyjnych i technologii, na niekorzyść poziomu wskaźnika tych sektorów (wartości ujemne) w stosunku do spółek z sektora usług. A zatem założona hipoteza badawcza, że jednym z najważniejszych czynników wyznaczających poziom rentowności danej firmy jest jej przynależność do danego sektora, nie została odrzucona.

Ponadto na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że wartość wskaźnika rentowności aktywów ROA zależy od wielkości firmy, tj. im większa spółka, tym wyższa wartość tego wskaźnika. Z kolei w przypadku wskaźnika ROE takiej zależności nie potwierdzono.

## Literatura

- Bamiatzi V., Bozos K., Cavusgil S.T., Hult G.T.M., 2016, *Revisiting the firm, industry, and country effects on profitability under recessionary and expansion periods: A multilevel analysis*, Strategic Management Journal, vol. 37, s. 1448-1471.
- Bamiatzi V., Hall G., 2009, *Firm versus sector effects on profitability and growth: the importance of size and interaction*, International Journal of the Economics of Business, vol. 16, no. 2, s. 205-220.
- Buzell R.D., Gale B.T., Sultan R.G.M., 1975, *Market share – A key to profitability*, Harvard Business Review, January-February, s. 1-9.
- Carvalho J., Teixeira A., 2016, *The non-linear industry effects on firm performance*, Revista de Administração de Empresas, vol. 56, no. 5, s. 503-517.
- Hawawini G., Subramanian V., Verdin P., 2003, *Is performance driven by industry – or firm-specific factors? A new look at the evidence*, Strategic Management Journal, vol. 24, no. 1, s. 1-16.
- Hawawini G., Viallet C., 2007, *Finanse menedżerskie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Lee J., 2009, *Does Size Matter in Firm Performance? Evidence from US Public Firms*, International Journal of the Economics of Business, vol. 16, no. 2, s. 189-203.

- Marcus M., 1969, *Profitability and size of firm: Some further evidence*, The Review of Economics and Statistics, vol. 51, no. 1, s. 104-107.
- Matyjas Z., 2016, *Wpływ poziomu sektora oraz firmy na wyniki przedsiębiorstw*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 444, s. 307-316.
- McGahan A.M., Porter M.E., 1997, *How much does industry matter, really?*, Strategic Management Journal, vol. 18, Summer Special Issue, s. 15-30.
- McGahan A.M., Porter M.E., 2002, *What do we know about variance in accounting profitability?*, Management Science, vol. 48, no. 7, s. 834-851.
- Porter M.E., 1979, *The structure within industries and companies' performance*, The Review of Economics and Statistics, vol. 61, no. 2, s. 214-227.
- Porter M.E., 1992, *Strategia konkurencji. Metody analizy sektorów i konkurentów*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Ruefli T.W., Wiggins R.R., 2003, *Industry, corporate, and segment effects and business performance: a non-parametric approach*, Strategic Management Journal, vol. 24, s. 861-879.
- Rumelt R.P., 1991, *How much does industry matter?*, Strategic Management Journal, vol. 12, s. 167-185.
- Schmalensee R., 1985, *Do markets differ much?*, American Economic Review, vol. 75, s. 341-351.
- Short J.C., Ketchen D.J., Palmer T.B., Hult G.T.M., 2007, *Firm, strategic group and industry influences on performance*, Strategic Management Journal, vol. 28, no. 2, s. 147-167.
- Stierwald A., 2010, *Determinants of profitability: an analysis of large Australian firms*, Melbourne Institute Working Paper, vol. 3, no. 10, s. 1-23.
- Wiśniewska E., 2004, *Rynek nieruchomości a gospodarka*, [w:] *Zachodnie rynki nieruchomości*, red. E. Kucharska-Stasiak, Twigger, Warszawa.