



Angelika Baran

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Finansów i Ubezpieczeń
Katedra Rachunkowości
angelika.baran@ue.katowice.pl

WPLYW STRUKTURY KAPITAŁU NA RENTOWNOŚĆ PRZEDSIĘBIORSTW SEKTORA PRODUKCYJNEGO, HANDLOWEGO I USŁUGOWEGO

Streszczenie: Celem niniejszego artykułu było skoncentrowanie się na zbadaniu zależności pomiędzy strukturą kapitału a rentownością polskich spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych z sektora produkcyjnego, usługowego i handlowego. Badania empiryczne oparto na analizie sprawozdań finansowych 300 spółek. Dla każdego sektora określono 100 spółek, w których uwzględniono dane z 2015 r. i na podstawie których oszacowano parametry strukturalne funkcji regresji. Uzyskanie właściwego oszacowania zależności wymagało zbadania relacji nieliniowej, aproksymowanej metodą najmniejszych kwadratów w celu uzyskania możliwie najlepszej oceny, przy pełnej interpretacji uzyskanych wyników. Przedmiotową analizę dopełniły zmienne kontrolne w postaci zależności pomiędzy rentownością a kwadratem oceny zadłużenia, zyskiem z działalności operacyjnej, wartością księgową, kapitalizacją rynkową, kwadratem marży zysku brutto, logarytmem wskaźnika cen wartości księgowej.

Słowa kluczowe: struktura kapitału, rentowność, model ekonometryczny, metoda najmniejszych kwadratów.

JEL Classification: G34, M41.

Wprowadzenie

Przedsiębiorcy rozpoczynający działalność gospodarczą w realiach gospodarki rynkowej, której współtowarzyszy konkurencja, zakładają, że będą ją prowadzić efektywniej niż konkurencja. W związku z czym pożądane są narzędzia, które informowałyby w szczególności o tym, w jakim stopniu podejmowane decyzje mają wpływ na realizację jakże istotnego celu finansowego w jednostce

gospodarczej. Ocena kondycji finansowej jednostki jest niezmiernie ważną kompetencją dla osób zarządzających finansami przedsiębiorstw. Każdy przedsiębiorca prowadzący działalność gospodarczą dąży do maksymalizacji efektu najczęściej w postaci finansowej, którą jest zysk. Oczywistą rzeczą jest, że podmioty funkcjonujące jako jednostki gospodarcze są zróżnicowane. To właśnie zróżnicowanie powoduje, że w ocenie ich kondycji finansowej należy zastosować inne narzędzia i metody. W konsekwencji przekłada się to również na wielkość zysku osiągniętego w poszczególnych przedsiębiorstwach. Relację tę najczęściej nazywamy rentownością lub zyskownością przedsięwzięcia gospodarczego. W przypadku rozpatrywania rentowności w ujęciu finansowym otrzymanym efektem najczęściej będzie zysk jednostki gospodarczej, natomiast nakładem kapitału zainwestowany w osiągnięcie tego wyniku. W literaturze dominuje kilka poglądów, że rentowność jest stosunkiem efektu do nakładu, miarą efektywności zaangażowanych kapitałów czy wartością zaangażowanego majątku. W niniejszym artykule omówione zostaną badania, które będą miały na celu udzielić odpowiedzi na pytanie: jak struktura kapitału wpływa na rentowność badanych spółek, czyli na podstawową miarę ekonomiczną umożliwiającą ocenę efektywności działania jednostki gospodarczej.

1. Struktura kapitału w analizowanych przedsiębiorstwach

Rozważanie nad strukturą kapitału powinno być poprzedzone zdefiniowaniem pojęcia „kapitał”. Było ono już używane w starożytności, gdzie stosowane było do określenia podstawowej kwoty zadłużenia, od której następnie naliczane były odsetki [Sweeney, 1933, s. 184-185]. W związku z tym, definiując słowo kapitał, należy wychodzić od jego podstawowych cech oraz wypracowanych teorii ekonomii. François Quesnay wprowadził pojęcie kapitał do teorii ekonomii, określając go jako bogactwo zebrane uprzednio, mające na celu kontynuowanie dalszej produkcji [Janasz, Janasz i Wiśniewska, 2007, s. 16-17].

Modigliani i Miller w 1958 r. opublikowali podstawową dla teorii finansów koncepcję odnoszącą się do struktury kapitału oraz wartości przedsiębiorstwa [Modigliani i Miller, 1958]. Pierwsze twierdzenie koncepcji odnosiło się do tego, że wartość przedsiębiorstwa oraz średni ważony koszt kapitału są niezależne od istniejącej struktury kapitału. Natomiast według drugiego twierdzenia koszt kapitału własnego w jednostce korzystającej z długu wraz ze wzrostem zadłużenia jest powiększany o premię na ryzyko finansowe [Martin, Cox i Mac-Minn, 1988, s. 330-333].

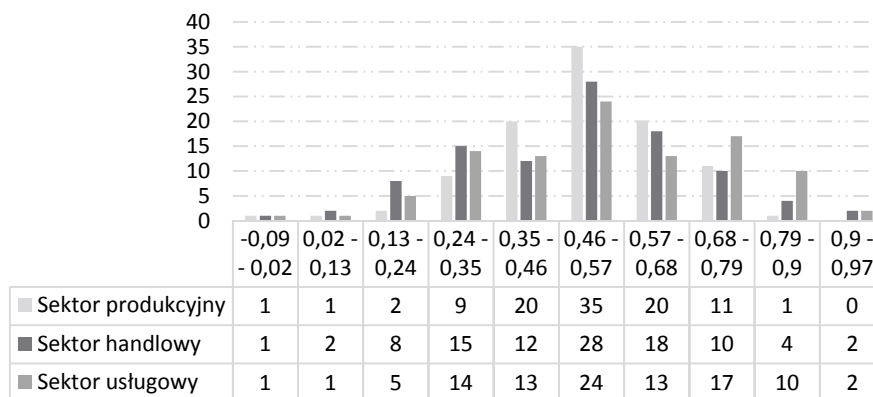
Natomiast teoria substytucji, która stanowi połączenie teorii podatkowej oraz teorii kosztów bankructwa, wskazuje na optymalną strukturę kapitału jako efekt wymiany korzyści oraz kosztów finansowania długiem. Głównym przesłaniem niniejszej teorii jest to, że poniżej pewnej wartości progowej zadłużenia wartość firmy wzrasta proporcjonalnie do zadłużenia, natomiast po przekroczeniu tego progu następuje wzrost stóp procentowych oraz zmniejszenie rentowności operacyjnej aktywów [Myers, 1984, s. 581].

Analizy wstępnej struktury kapitałów dla badanych trzech branż dokonano za pomocą analizy wskaźnikowej. Do podstawowych wskaźników syntetycznej struktury kapitałów zalicza się [Gabrusewicz, 2014, s. 341-342]:

- 1) wskaźnik pokrycia majątku kapitałem własnym: kapitał własny / aktywa ogółem, który wyraża relację kapitału własnego do aktywów razem i przedstawia, jaka część aktywów jest finansowana kapitałem własnym,
- 2) wskaźnik ogólnego zadłużenia: zobowiązania ogółem / aktywa ogółem, który wyraża relację ZO do AO i prezentuje, jaka część aktywów jest finansowana długiem,
- 3) wskaźnik zadłużenia kapitału własnego: zobowiązania ogółem / kapitał własny, który pokazuje stopień zaangażowania ZO w finansowanie jednostki w stosunku do poziomu zaangażowania kapitału własnego [Pomykańska i Pomykański, 2007, s. 89-90].

Poniżej znajduje się analiza powyższych wskaźników, która obejmuje badane branże.

Wskaźnik pokrycia majątku kapitałem własnym

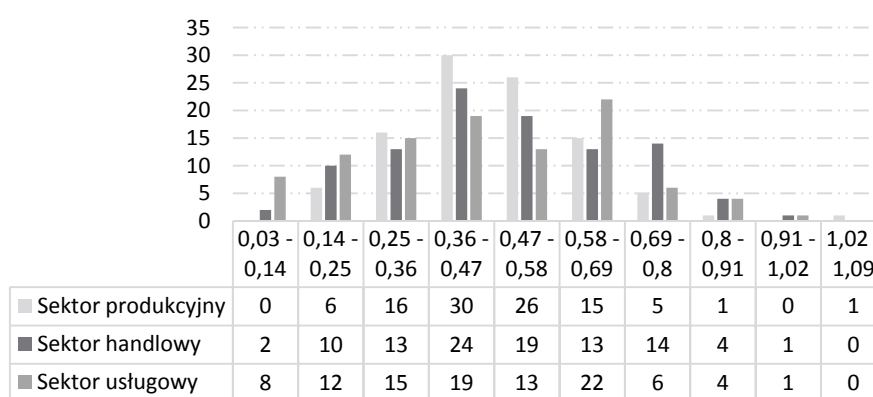


Rys. 1. Wskaźnik pokrycia majątku kapitałem własnym

Źródło: Opracowanie własne.

Wskaźnik pokrycia majątku cechuje się rozkładem zbliżonym do normalnego i relatywnie symetrycznym, co oznacza brak specyfiki różnicującej spółki poszczególnych branż. Zarówno poziom średni, jak i mediana cechują się rozkładem bardzo zbliżonym między grupami. Nieznacznie wyższy poziom obserwowany jest dla zmienności sfery handlu i usług. Z wyłączeniem spółek produkcyjnych, kurtoza i skośność jest każdorazowo ujemna, podczas gdy dla spółek produkcyjnych przy ujemnej skośności obserwowana jest dodatnia i silna kurtoza.

Wskaźnik ogólnego zadłużenia

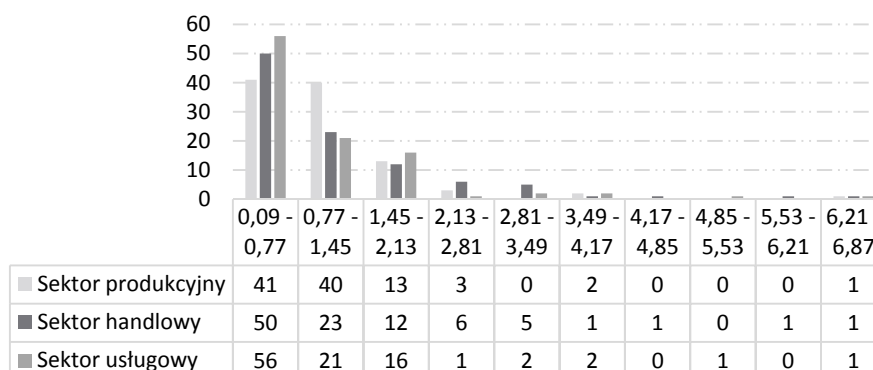


Rys. 2. Wskaźnik ogólnego zadłużenia

Źródło: Opracowanie własne.

Relacja zobowiązań do aktywów cechuje się rozkładem normalnym. Widoczna jest silna symetria rozkładu z przewagą niższych wartości wskaźnika w sektorze produkcyjnym i wyższych dla sektora usługowego. Średni poziom wskaźnika zadłużenia ogółem jest rozłożony relatywnie równomiernie, jedynie poziom zmienności wartości jest najniższy dla produkcji, a najwyższy dla usług. W przypadku produkcji widoczne jest silne skupienie wartości wokół poziomu średniego, podczas gdy w spółkach handlowych i usługowych poziom wskaźnika cechuje się wysoką dyspersją.

Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego



Rys. 3. Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego

Źródło: Opracowanie własne.

Zadłużenie kapitału własnego przyjmuje rozkład podobny do chi kwadrat – malejący dla liczebności każdej kolejnej klasy wartości. Średni poziom wskaźnika bardzo silnie różni się pomiędzy poszczególnymi grupami. Zdecydowanie najwyższy jest dla firm produkcyjnych, niższy dla handlu i najbardziej zbliżony do zera w obszarze usług. Mediana osiąga jednak w każdym przypadku wartość zbliżoną do 0,9. Wynika z tego każdorazowo bardzo silna skośność prawostronna i dominacja liczebności reprezentujących klasy o najwyższych wartościach. Kurtosa dla badanego szeregu przyjmuje bardzo wysokie poziomy, co oznacza skrajnie silne skupienie wokół wartości średniej.

2. Struktura kapitału a rentowność w ujęciu badań empirycznych

W polskiej literaturze zagadnienie dotyczące struktury kapitału pojawiło się w drugiej połowie lat 90. wskutek transformacji systemowej. W literaturze przedmiotu obok badań empirycznych pojawiły się teoretyczne koncepcje struktury kapitałowej. Lemmon i Zender [2010, s. 1159-1187] w swoich badaniach rozszerzyli model SSM o pozycję pojemności zadłużenia, którą przedstawili za pomocą wybranych zmiennych, jednocześnie dążąc do weryfikacji THŻF. Zgodnie z THŻF autorzy, badając przedsiębiorstwa charakteryzujące się umiarkowanym wzrostem aktywów, uzyskali wyniki, które potwierdziły ujemną zależność między zmianą wskaźnika zadłużenia a rentownością. Przedsiębiorstwa nastawione na umiarkowany wzrost aktywów oraz mające wysoką rentowność

w ujęciu THZF redukują swoje zadłużenie, niezależnie od jego bieżącego poziomu. W świetle badań autorów niski poziom zadłużenia przedsiębiorstwa oraz niski poziom funduszy zewnętrznych przyczyniają się do tego, że jednostki gospodarcze stają się bardzo rentowne, co z kolei przekłada się na ich wysokie nadwyżki finansowe.

Z kolei badania ilościowe przeprowadzone w polskich warunkach wskazują, że wpływ rentowności na strukturę kapitału zależny jest od teorii hierarchii źródeł finansowania. Potwierdzają to badania, które przeprowadzili następujący autorzy: Chojnacka [2012, s. 182-200], Mazur [2007, s. 500-510], Skowroński [2002, s. 60-70] oraz Gajdka [2002, s. 703-710]. Badania wymienionych autorów wskazują na ujemny znak korelacji między wskaźnikami kapitału a wskaźnikiem rentowności.

Obok teoretycznych koncepcji struktury kapitału oraz badań empirycznych przeprowadzono badania ankietowe. Badania wpisujące się w nurt rozpoczęty w 1999 r. przez Grahama i Harveya w Stanach Zjednoczonych opierają się na przeglądzie teorii i koncepcji dotyczących determinant struktury kapitału, które uwzględniają rentowność jako potencjalną determinantę struktury kapitałowej [Graham i Harvey, 2001, s. 191-240]. Ponadto wyniki badań Miareckiej [2004] wykazują, że rentowność jednostki gospodarczej jest istotnym czynnikiem w procesie podejmowania decyzji w obszarze wyboru źródeł finansowania.

Z uwagi na powyższe badania oraz ich wyniki zasadne jest kontynuowanie badań w zakresie wpływu struktury kapitału na rentowność jednostek gospodarczych.

3. Metodyka badawcza

Celem przeprowadzonych badań była ocena wpływu struktury kapitału na rentowność przedsiębiorstw sektora produkcyjnego, usługowego i handlowego. Na podmiot badań empirycznych składały się spółki notowane na GPW z podziałem na powyższe sektory. Źródłem danych były roczne sprawozdania finansowe spółek za 2015 r., zaczerpnięte z bazy danych EMIS. Ostatecznie do badań empirycznych zakwalifikowano 99 spółek z sektora produkcyjnego, 99 z sektora usługowego oraz 67 z sektora handlowego.

Analiza wpływu struktury kapitału na rentowność badanych spółek została przeprowadzona za pomocą zbadania relacji nieliniowej, aproksymowanej metodą najmniejszych kwadratów w celu uzyskania modeli ekonometrycznych dla poszczególnych badanych sektorów. Uzyskane modele dla poszczególnych sektorów zostały porównane w zakresie wpływu działania czynników egzogenicz-

nych w postaci: kwadratu oceny zadłużenia, zysku z działalności operacyjnej, wartości księgowej, kapitalizacji rynkowej, kwadratu marży zysku brutto, wskaźnika cen wartości księgowej na zmienną endogeniczną, tj. rentowność.

Do opracowania modelu ekonometrycznego dla sektora produkcyjnego ujęto w próbie ostatecznie 99 obserwacji.

Tabela 1. Modelowanie dla relacji rentowności i zadłużenia dla sektora produkcji

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p
Constans	2,22091	0,677541	3,2779	0,0015
Zobowiązania ogółem	-6,47E-08	1,85E-08	-3,4894	0,0007
Zysk z działalności operacyjnej	0,00782854	0,00076517	10,2312	< 0,0001
Wartość księgowa	0,00206403	0,00037045	5,5716	< 0,0001
Kapitalizacja rynkowa	-0,00146858	0,00038375	-3,827	0,0002
sq_marża zysku brutto	0,00263341	0,00087138	3,0221	0,0033
Cena/wartość księgowa	3,35843	0,829512	4,0487	0,0001

Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	3,806869	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	7,965894
Suma kwadratów reszt	2035,047	Błąd standardowy reszt	4,703199
Współczynnik determ. R-kwadrat	0,67275	Skorygowany R-kwadrat	0,651408
F(6, 92)	31,52181	Wartość p dla testu F	2,52E-20
Logarytm wiarygodności	-290,1211	Kryt. inform. Akaike'a	594,2421
Kryt. bayes. Schwarza	612,408	Kryt. Hannana-Quinna	601,592

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-100 (n = 99)

Liczba pominiętych niekompletnych obserwacji: 1

Zmienna zależna (Y): rentowność netto

Źródło: Opracowanie własne.

Powyższy model opisuje równanie:

$$y = 2,22 - 6,47 \cdot 10^{-8} x_1^2 + 0,008 x_2 + 0,002 x_3 - 0,001 x_4 + 0,003 x_5^2 + 3,36 \ln x_6 + e.$$

Wszystkie zmienne wykorzystane w modelu wraz z wyrazem wolnym są istotne statystycznie o wysokości 5% poziomu istotności. Ponadto łączny wpływ powyższych zmiennych na zmienną endogeniczną pozostaje również istotny statystycznie, co potwierdza wynik testu F. Zmienność rentowności jest opisana przez model w wysokości 67,27% przy istotnym wpływie wszystkich pozostałych zmiennych egzogenicznych. Uzyskane wyniki pozwalają stwierdzić ujemną relację struktury kapitału i rentowności. Można zaobserwować również ujemny wpływ rynkowej wartości spółki na rentowność. Logarytm wskaźnika ceny do wartości księgowej wpływa na rentowność w ten sposób, że wraz ze wzrostem o jeden punkt procentowy wskaźnika ceny następuje wzrost rentowności o 3,36 punktu procentowego. Ponadto kwadrat marży zysku brutto, wartość księgowa oraz zysk z działalności operacyjnej wpływają także istotnie na wzrost rentowności.

Tabela 2. Modelowanie relacji zadłużenia i rentowności dla sektora usług

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p
Constans	1,18168	1,04828	1,1273	0,2626
Zobowiązania ogółem	-3,88894e-06	1,55E-06	-2,5042	0,014
Zysk operacyjny	5,27E-07	1,03E-07	5,1197	< 0,0001
Wartość księgowa	-0,022451	0,0060785	-3,6935	0,0004
Kapitalizacja rynkowa	-0,016321	0,0054643	-2,9868	0,0036
Marża z zysku operacyjnego	0,0141853	0,0024258	5,8477	< 0,0001
Cena/wartość księgowa	2,26569	0,974682	2,3245	0,0223

Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	5,734545	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	11,02864
Suma kwadratów reszt	5761,307	Błąd standardowy reszt	7,913464
Współczynnik determ. R-kwadrat	0,516662	Skorygowany R-kwadrat	0,48514
F(6, 92)	16,39049	Wartość p dla testu F	9,37E-13
Logarytm wiarygodności	-341,6330	Kryt. inform. Akaike'a	697,266
Kryt. bayes. Schwarz	715,4319	Kryt. Hannana-Quinna	704,6159

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-100 (n = 99)

Liczba pominiętych niekompletnych obserwacji: 1

Zmienna zależna (Y): rentowność netto

Źródło: Opracowanie własne.

Model z tabeli 2 opisuje równanie:

$$y = 1,18168 - 3,89 \cdot 10^{-6} x_1^2 + 5,27 \cdot 10^{-7} x_2 - 0,02 x_3 - 0,02 x_4 + 0,01 x_5^2 + 2,27 x_6 + e.$$

W celu opracowania modelu ekonometrycznego dla sektora usługowego ujęto w próbie ostatecznie 99 obserwacji. Podobnie jak w poprzednim sektorze marża zysku brutto oraz wskaźnik cen do wartości księgowej istotnie wpływają na wzrost poziomu rentowności. Rosnący poziom zadłużenia, kapitalizacji rynkowej oraz wzrost wartości determinują spadek rentowności w okresie bieżącym. Model opisany w tabeli 2 cechuje się 48,5-procentową zdolnością opisu zmienności wartości rentowności. W konsekwencji model ekonometryczny dla usług przedstawia relatywnie najniższą skuteczność opisu rentowności poprzez zestaw dobranych zmiennych objaśniających. Jest on zbliżony skutecznością opisu zmiennej rentowności do poniższego modelu dla sektora handlowego.

Tabela 3. Modelowanie dla relacji rentowności i zadłużenia dla sektora handlowego

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p
Constans	5,15891	2,61425	1,9734	0,0529
Zysk operacyjny	7,76E-09	1,47E-09	5,2837	< 0,0001
Marża zysku brutto	0,00184612	0,0008873	2,0805	0,0416
Cena/wartość księgowa	2,97425	1,04616	2,843	0,006
Zobowiązania ogółem	-1,12139	0,444752	-2,5214	0,0143

cd. tabeli 3

Średnia arytmetyczna zmiennej zależnej	1,963134	Odchylenie standardowe zmiennej zależnej	9,294878
Suma kwadratów reszt	2775	Błąd standardowy reszt	6,690146
Wsp. determ. R-kwadrat	0,513333	Skorygowany R-kwadrat	0,481935
F(4, 62)	16,34931	Wartość p dla testu F	3,41E-09
Logarytm wiarygodności	-219,8133	Kryt. inform. Akaike'a	449,6266
Kryt. bayes. Schwarz	460,65	Kryt. Hannana-Quinna	453,9886
Hipoteza zerowa: składnik losowy ma rozkład normalny			
Statystyka testu: chi-kwadrat(2) = 18,9491 z wartością p = 7,67799e-005			

Estymacja KMNK, wykorzystane obserwacje 1-100 (n = 67)

Liczba pominiętych niekompletnych obserwacji: 33

Zmienna zależna (Y): rentowność netto

Źródło: Opracowanie własne.

Model z tabeli 3 opisuje równanie:

$$y = 5,16 - 1,12 \ln x_1 + 7,77 * 10^{-9} x_2 + 0,002 x_5^2 + 2,97 \ln x_6 + e.$$

Zmienne egzogeniczne wpływają również istotnie statystycznie na zmienną rentowności tak jak w sektorze produkcyjnym czy usługowym, oprócz zmiennej w postaci wartości księgowej, która wykazuje brak istotności wpływu na rentowność. W powyższym modelu zmieniła się natomiast relacja pomiędzy zadłużeniem a rentownością z postaci kwadratowej do logarytmicznej. Z kolei poziom zadłużenia wpływa ujemnie na rentowność spółek, tak jak w powyższych modelach. Wyniki modelu cechują się nieznacznie niższym poziomem dopasowania w stosunku do modeli z sektora produkcyjnego i usługowego. Niemniej jednak istotność tego równania potwierdza test F. Dopasowanie modelu jest przeciętne, a skorygowany współczynnik determinacji znajduje się na poziomie 48,2%.

Podsumowanie

Przeprowadzone powyżej analizy modeli ekonometrycznych z trzech badanych sektorów, tj. produkcyjnego, usługowego i handlowego, przynoszą szereg wniosków. Po pierwsze, podział na wyżej wskazane sektory znalazł uzasadnienie w oszacowaniach wartości parametrów dla zmiennych. Oparcie rentowności na zapleczu produkcyjnym (aktywa trwałe) typowym dla sektora produkcyjnego wpływa różnicująco na budowane zależności względem opartego na aktywach obrotowych handlu czy usług, których działalność wymaga zaangażowania najmniejszego poziomu majątku.

Tabela 4. Zbiorcze zestawienie modeli dla trzech sektorów

Zmienna	Sektor produkcyjny			Sektor handlowy			Sektor usługowy		
	Relacja ze zm. endog.	Wsp.	Błąd stand.	Relacja ze zm. endog.	Wsp.	Błąd stand.	Relacja ze zm. endog.	Wsp.	Błąd stand.
Constans	–	2,221	0,678	–	5,159	2,614	–	1,182	1,048
Zobowiązania ogółem	kw	-6,46e-8	0,000	ln	-1,121	0,445	kw	-3,89e-6	0,000
Zysk z działalności operacyjnej	lin	0,008	0,001	lin	7,77e-9	0,000	lin	5,27e-7	0,000
Wartość księgowa	lin	0,002	0,000	–	–	–	lin	-0,022	0,006
Kapitalizacja rynkowa	lin	-0,002	0,000	–	–	–	lin	-0,016	0,005
Marża zysku brutto	kw	0,003	0,001	kw	0,002	0,001	kw	0,014	0,002
Wskaźnik cena do wartości księgowej	ln	3,358	0,830	ln	2,974	1,046	ln	2,266	0,975
Skorygowany R ²	0,651			0,482			0,485		
AIC/HQ/Schw.	594,242	601,592	612,408	449,627	453,989	460,650	697,266	704,616	715,432

* Oznaczenie typu relacji: lin – liniowa; ln – logarytmiczna; kw – kwadratowa

Źródło: Opracowanie własne.

Obserwując powyższe wyniki statystyczne dla uzyskanych modeli, można zauważyć szereg występujących w nich różnic. Pierwsza dotyczy specyfiki modeli, która jest podobna dla sektora usługowego i produkcyjnego, natomiast znacząca różnica występuje w sektorze handlowym, który pozbawiony jest istotności dwóch zmiennych, tj. wartości księgowej i kapitalizacji, na zmienną endogeniczną. W przypadku sektora handlowego widoczny jest logarytmiczny charakter wpływu zobowiązań na rentowność, podczas gdy w dwóch pozostałych sektorach występuje relacja kwadratu wartości zmiennej. Marża zysku cechuje się największym wpływem na budowanie zmiennej rentowności w przypadku sektora usług. Wartość księgowa w sektorze produkcyjnym powoduje zmianę rentowności zgodną z kierunkiem zmiany wartości księgowej, natomiast w sektorze usług wpływ wartości księgowej wywołuje odwrotny efekt zmiany rentowności. Poziom wpływ wartości księgowej na rentowność w przypadku usług jest ponad 10-krotnie wyższy, niż ma to miejsce w sektorze produkcyjnym. Jakość dopasowania, która jest swoistą skutecznością modelu, jest najsilniejsza w branży produkcyjnej, gdzie model objaśnia 65,14% zmienności rentowności.

Literatura

- Chojnacka E. (2012), *Struktura kapitału spółek akcyjnych w Polsce w świetle teorii hierarchii źródeł finansowania*, CeDeWu, Warszawa.
- Gabruszewicz W. (2014), *Analiza finansowa przedsiębiorstwa. Teoria i zastosowanie*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Gajdka J. (2002), *Teorie struktury kapitału i ich aplikacja w warunkach polskich*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Graham J.R., Harvey C.R. (2001), *The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field*, „Journal of Financial Economics”, Vol. 60, No. 2-3.
- Janasz K., Janasz W., Wiśniewska J. (2007), *Zarządzanie kapitałem w przedsiębiorstwie*, Difin, Warszawa.
- Lemmon M.L., Zender J.F. (2010), *Debt Capacity and Tests of Capital Structure Theories*, „The Journal of Financial and Quantitative Analysis”, Vol. 5, No. 5.
- Martin J.D., Cox S.H., MacMinn R.D. (1988), *The Theory of Finance. Evidence and Applications*, The Dryden Press, Chicago.
- Mazur K. (2007), *The Determinants of Capital Structure Choice: Evidence from Polish Companies*, „International Atlantic Economic Society”, No. 13.
- Miarecka A. (2004), *Dostępność kapitału jako ważna determinanta rozwoju organizacji gospodarczych* [w:] J. Turyna, W. Szczęsny (red.), *Finansowe uwarunkowania rozwoju organizacji gospodarczych*, Difin, Warszawa.
- Modigliani F., Miller M. (1958), *The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment*, „American Economic Review”, Vol. 48, No. 3.
- Myers S.C. (1984), *The Capital Structure Puzzle*, „The Journal of Finance”, Vol. 39, No. 3.
- Pomykałska B., Pomykałski P. (2007), *Analiza finansowa przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Skowroński A. (2002), *Czynniki kształtujące strukturę kapitału polskich przedsiębiorstw w świetle badań empirycznych* [w:] J. Sobiech (red.), *Kapitałowa strategia przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Sweeney H.W. (1933), *Capital*, „The Accounting Review”, Vol. 8.

THE IMPACT OF CAPITAL STRUCTURE ON PROFITABILITY IN THE MANUFACTURING, TRADE AND SERVICE SECTORS

Summary: The purpose of this article was to focus on examining the correlation between the capital structure and the profitability of Polish companies listed on the Stock Exchange in the manufacturing, service and trading sectors. Empirical research was based on analysis of the financial statements of 300 companies. For each industry, 100 companies were included taking into account data from the year 2015 and based on which the structural parameters of the regression function were estimated. Obtaining a proper estimation of the correlation required a nonlinear relation, approximated by the

least squares method, to obtain the best possible estimate, with a full interpretation of the obtained results. This analysis was supplemented by control variables in the form of the correlation between profitability and debt assessment squared, operating profit, book value, market capitalisation, profit margin squared, and the logarithm of the prices/book value ratio.

Keywords: capital structure, profitability, econometric models, least squares method.