

*Dorota Pasińska**

WPLYW ZABEZPIECZANIA DŁUGU MAJĄTKIEM NA STRUKTURĘ KAPITAŁU PRZEDSIĘBIORSTWA

1. WPROWADZENIE

Zasadniczym celem artykułu jest empiryczne zweryfikowanie hipotezy stanowiącej, iż przedsiębiorstwa, posiadające wysoki udział rzeczowych aktywów trwałych w strukturze majątku, bardziej skłonne są do finansowania swojej działalności za pomocą długu. Hipoteza ta jest rezultatem formułowanych poglądów o minimalizacji kosztu kapitału i wzrostu rentowności jednej akcji, jako podstawowych kryteriów oceny działalności przedsiębiorstwa, oraz teorii kosztów bankructwa i kosztów agencji.

2. PODSTAWY MERYTORYCZNO-METODYCZNE WERYFIKACJI EMPIRYCZNEJ HIPOTEZY

Problem teorii struktury kapitału jest nierozwiązany do dnia dzisiejszego. W literaturze podawanych jest szereg czynników mających wpływ na strukturę kapitału przedsiębiorstw. Podejścia te rozważają kwestie podatkowe, koszty bankructwa, koszty agencji, charakterystykę rynku, na którym działa przedsiębiorstwo, czy też asymetrię informacyjną¹.

Pojęcie struktury kapitału jest niejednoznacznie rozumiane przez autorów. Jest też różnie interpretowane, a sama struktura w odmienny sposób mierzona. Termin ten można ogólnie zdefiniować jako proporcję udziału kapitału własnego i obcego w finansowaniu działalności przedsiębiorstwa. Jednakże

* Mgr, asystent-doktorant w Katedrze Analizy i Strategii Przedsiębiorstwa UŁ.

¹ J. Gajdka, R. Wołski, *Weryfikacja wybranych teorii struktury kapitału na przykładzie polskich spółek giełdowych*, [w:] *Przedsiębiorstwo na rynku kapitałowym*, red. J. Duraj, Omega-Praxis, Łódź 1998, s. 244.

w niektórych pracach² relacja ta jest określana jako struktura finansowania. Strukturę kapitału określa się zaś jako relację wartości zadłużenia długoterminowego do kapitałów własnych wykorzystywanych do finansowania przedsiębiorstwa³.

Zależność pomiędzy tymi strukturami może być wyznaczona według schematu⁴

struktura finansowa – zobowiązania bieżące = struktura kapitału.

Struktura kapitału stanowi przeto część struktury finansowej, którą odzwierciedla całość pasywów bilansu, ujmując zadłużenie krótko- i długoterminowe oraz kapitały własne⁵. Na gruncie teoretycznym nie ma problemu wyodrębnienia tak rozumianej struktury kapitału ze struktury finansowej, sytuacja komplikuje się, jeśli istnieje potrzeba odniesienia teorii do rzeczywistych warunków gospodarowania. Nie wszystkie przedsiębiorstwa wykorzystują bowiem zobowiązania długoterminowe do finansowania swej działalności.

Według jednego z podejść struktura kapitału odzwierciedla po prostu strukturę pasywów. Według R. W. Masulisa struktura kapitału przedsiębiorstwa zawiera: kredyty bankowe, kredyty handlowe, kontrakty leasingowe, zobowiązania podatkowe, zobowiązania emerytalne, zobowiązania z tytułu wynagrodzeń zarządu i pracowników, udzielone gwarancje⁶.

Badania prowadzone nad strukturą kapitału wykorzystują różne metody, jednak najpopularniejszymi są regresja liniowa i regresja wieloraka. W poniższym opracowaniu wykorzystuje się regresję liniową pomiędzy dwoma zmiennymi oraz współczynnik korelacji. Badania przeprowadzone w niniejszym opracowaniu dotyczą spółek publicznych, które w badanym okresie wyemitowały obligacje zamienne. Dane pochodzą z Notoria Serwis. Do weryfikacji hipotezy wykorzystano dane roczne, 1997–2003 (analiza korelacji), oraz kwartalne z okresu 1998–2004 III kw. (regresja liniowa, analiza korelacji), dotyczące pięciu następujących spółek: Bick, Bytom, Groclin, Sterprojekt, Softbank.

² Zob. R. W. Masulis, *The Debt Equity Choice*, Ballinger Publishing Company, Cambridge 1998, s. 1 (za: J. Gajdka, *Teorie struktury kapitału i ich aplikacja w warunkach polskich*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2002, s. 19); S. A. Ross, R. W. Westerfield, J. F. Jaffe, *Corporate Finance*, Irwin, Chicago 1992, s. 5–6, 382–383; R. C. Higgins, *Analysis for Financial Management*, Irwin, Homewood 1998, s. 191–225.

³ Zob. T. E. Copeland, J. F. Weston, *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison Wesley, Reading 1988, s. 493.

⁴ Zob. M. Jerzemowska, *Kształtowanie struktury kapitału w spółkach akcyjnych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1999; J. W. Petty, A. J. Keown, D. F. Scott, J. D. Martin, *Basic Financial Management*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs 1993, s. 354.

⁵ Zob. J. F. Weston, T. E. Copeland, *Managerial Finance*, Dryden Press, New York 1991, s. 565.

⁶ R. W. Masulis, *op. cit.*, s. 1.

Zgodnie z teorią kosztów bankructwa oraz teorią kosztów agencji, przedsiębiorstwa, które dysponują większymi możliwościami zabezpieczania długu, powinny posiadać wyższy udział długu w swojej strukturze⁷. Koszty agencji są wyższe w przedsiębiorstwach nieoferujących zabezpieczenia, ponieważ monitorowanie przez wierzycieli wydatków kapitałowych jest wtedy bardzo trudne. W przypadku istnienia zabezpieczenia pożyczkodawcy kontrolują aktywa przedsiębiorstwa, przeciwdziałając nieefektywnym inwestycjom oraz nadmiernej konsumpcji kierownictwa⁸. Teoria sygnalizacji jednak kwestionuje ten pogląd.

Zgodnie bowiem z tym poglądem, przedsiębiorstwa o dużym udziale aktywów niematerialnych w postaci tzw. możliwości wzrostu mają większe problemy z przesłaniem na rynek sygnału o swojej atrakcyjności. Z tego względu powinny mieć w strukturze kapitału więcej kapitału obcego niż spółki o dużym udziale aktywów materialnych⁹.

W opracowaniu przyjęto, że aktywa trwałe są dobrym zabezpieczeniem długu. Za zmienną zależną y przyjęto współczynnik zadłużenia, będący relacją

$$Y = \frac{\text{zobowiązania ogółem}}{\text{zobowiązania ogółem} + \text{księgową wartość kapitału własnego}}$$

Natomiast za zmienną niezależną x_1 przyjęto relację

$$x_1 = \frac{\text{rzeczowe aktywa trwałe}}{\text{aktywa razem}}$$

Za miarę struktury kapitału uznano księgowy współczynnik zadłużenia, bowiem kadra zarządzająca w decyzjach, dotyczących kształtowania struktury kapitału, w pierwszej kolejności bierze pod uwagę jego wartości księgowe. Według S. Myersa wyrażanie struktury kapitału w wartościach księgowych wiąże się z faktem, że aktywa materialne stanowią zazwyczaj lepsze zabezpieczenie pod udzielane pożyczki niżeli aktywa niematerialne, które odzwierciedlają jedynie możliwości wzrostu wyrażone w wartości rynkowej¹⁰.

⁷ S. Myers, N. Majluf, *Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information Investors Do Not Have*, „Journal of Financial Economics” 1984, No. 13, s. 187–221; M. Jensen, W. Meckling, *Theory of the Firm Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure*, „Journal of Financial Economics” 1976, No. 3, s. 305–360.

⁸ Zob. M. Jerzemowska, *op. cit.*, s. 116.

⁹ J. Gajdka, *op. cit.*, s. 299–300.

¹⁰ Zob. S. Myers, *Determinants of Corporate Borrowing*, „Journal of Financial Economics” 1977, vol. 5, s. 147–175.

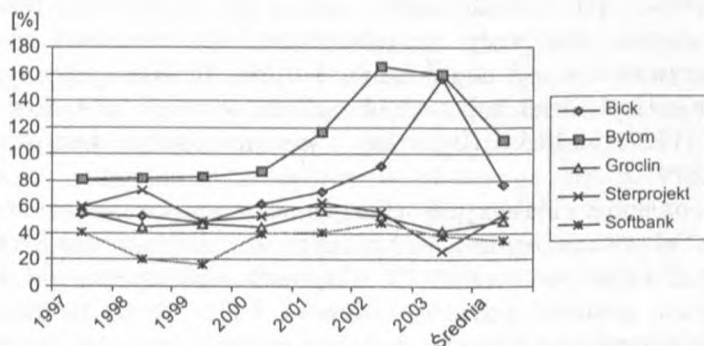
Współczynnik ogólnego zadłużenia w przedstawionej formule uwzględnia zarówno zobowiązania długoterminowe, jak i krótkoterminowe. Literatura przedmiotu oraz praktyka gospodarcza traktuje go jako indikator ryzyka finansowego. Wysoki poziom tego miernika może wpływać na ograniczenie samodzielności przedsiębiorstwa, zwiększenie ryzyka wierzycieli, ograniczenie dostępu do nowych kredytów i zwiększanie ryzyka utraty płynności. Niezależnie od tego, czy przedsiębiorstwo osiąga zyski czy ponosi straty, jest ono zmuszone do płacenia odsetek od kapitałów obcych¹¹. Wierzyciele wolą finansować spółki charakteryzujące się niskim poziomem stopy zadłużenia, bowiem w przypadku likwidacji spółki większe jest prawdopodobieństwo, że będą mogli oni odzyskać pożyczone środki. Natomiast właściciele preferują wysoki poziom tego współczynnika, bowiem dzięki efektowi dźwigni finansowej mogą oni osiągnąć wyższą stopę zwrotu z kapitału własnego. Poza tym zaciągając wyższe zobowiązania mogą oni dysponować większą ilością kapitału bez groźby utraty kontroli nad spółką, co mogłoby wystąpić, jeśli zgromadzenie tego kapitału nastąpiło np. przez emisję akcji¹².

**3. WERYFIKACJA EMPIRYCZNA HIPOTEZY:
PRZEDSIĘBIORSTWA, MAJĄCE WYSOKI UDZIAŁ RZECZOWYCH AKTYWÓW
TRWAŁYCH W AKTYWACH OGÓLEM, SĄ BARDZIEJ SKŁONNE
DO WYKORZYSTYWANIA DŁUGU DO FINANSOWANIA DZIAŁALNOŚCI**

Analiza zmiennej zależnej wskazuje, że badane spółki cechowały się w analizowanym okresie zróżnicowanym co do wysokości udziałem zobowiązań ogółem w sumie pasywów. Może to wynikać ze specyfiki branż, w których działają oraz z odmiennych strategii finansowo-majątkowych stosowanych przez nie. Trzy spośród badanych przedsiębiorstw, tj. Sterprojekt, Softbank oraz Groclin w całym badanym okresie posiadały dodatnią wartość kapitału własnego. W dwóch z pięciu badanych spółek, tj. Bytomiu (w roku 2001, 2002, 2003) i Bicku (w 2003 r.) wystąpiła ujemna wartość kapitału własnego. Dlatego też przedsiębiorstwo Bytom w latach 2001–2003 charakteryzuje się dość wysokim udziałem zobowiązań ogółem w sumie pasywów. W Bicku relacja zobowiązań ogółem do sumy pasywów była najwyższa w 2003 r. i wynosiła 156,44% (patrz rys. 1 oraz tab. 1).

¹¹ T. Waśniewski, W. Skoczyła, *Teoria i praktyka analizy finansowej w przedsiębiorstwie*, Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 2002, s. 311.

¹² J. Gajdka, E. Walińska, *Zarządzanie finansowe*, t. 1, Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 1998, s. 212.



Rys. 1. Udział zobowiązań w sumie pasywów w badanych spółkach

Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Wyniki Finansowe Spółek Giełdowych”, listopad 2004, (Notoria Serwis).

Spółką, która w najmniejszym stopniu korzystała ze zobowiązań w badanym okresie jest Softbank. Udział jej zobowiązań w sumie pasywów nie przekroczył w badanym okresie 49%. Średni zaś udział zobowiązań w sumie pasywów w badanym okresie w tej spółce wynosił 35%.

Drugą spółką, której średni udział zobowiązań w sumie pasywów nie przekroczył 50%, jest Groclin. Spółka ta najwyższy udział zobowiązań w sumie pasywów posiadała w 2001 r. i wynosił on 56,9%. W Groclinie najniższy udział zobowiązań ogółem w sumie pasywów wystąpił w 2003 r. i wynosił 42,32%.

Natomiast w spółce Sterprojekt średni udział zobowiązań w sumie pasywów w badanym okresie był nieznacznie wyższy niż w przedsiębiorstwie Groclin i wynosił 54,51%. W Sterprojekcie najniższy udział zobowiązań ogółem w sumie pasywów wystąpił w 2003 r. i wynosił 26,72%.

Tabela 1

Udział zobowiązań w sumie pasywów w badanych spółkach w latach 1997–2003 (w %)

Wyszczególnienie	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Średnia
Bick	53,94	53,69	48,12	62,05	71,41	91,47	156,44	76,73
Bytom	80,29	81,37	82,58	86,72	116,49	165,29	159,25	110,28
Groclin	56,62	45,24	47,28	44,73	56,90	52,93	42,32	49,43
Sterprojekt	60,67	72,35	49,24	52,94	62,92	56,70	26,72	54,51
Softbank	41,12	20,05	16,82	40,38	40,55	48,55	37,51	35,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Wyniki Finansowe Spółek Giełdowych”, listopad 2004, (Notoria Serwis).

Spośród badanych przedsiębiorstw dwie spółki, tj. Bytom i Bick, w największym stopniu korzystały ze zobowiązań. Średni udział zobowiązań w sumie pasywów wynosił odpowiednio 110,28 i 76,73% (patrz rys. 1 oraz tab. 1). Najniższy udział zobowiązań ogółem w sumie pasywów wystąpił w 1999 r. (1997) w Bicku (Bytomiu) i jego minimalna wartość wynosiła 48,12% (80,29%).

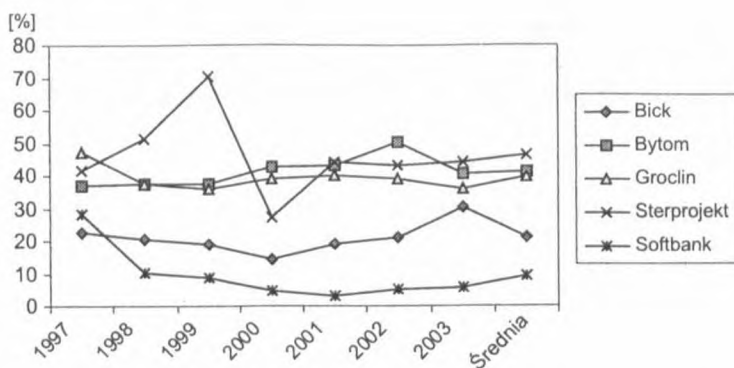
Analiza zmiennej objaśniającej wskazuje na zróżnicowany udział aktywów trwałych w aktywach ogółem w badanych przedsiębiorstwach. Najniższy średni udział aktywów trwałych w aktywach ogółem spośród badanych przedsiębiorstw posiadał Softbank i wynosił 9,43%. Niski udział aktywów trwałych w aktywach ogółem w badanym okresie posiadał również Bick. Średnia jego wartość wynosiła 20,85% (patrz tab. 2 i rys. 2).

Tabela 2

Udział aktywów trwałych w sumie aktywów w badanych spółkach w latach 1997–2003 (w %)

Wyszczególnienie	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	Średnia
Bick	22,39	20,33	19,12	14,23	18,76	20,85	30,25	20,85
Bytom	36,85	37,61	37,68	42,38	42,96	50,14	40,63	41,18
Groclin	46,97	37,21	35,89	39,22	40,08	39,16	36,11	39,24
Sterprojekt	41,64	51,29	70,50	27,13	43,85	43,03	44,16	45,94
Softbank	28,31	10,09	8,80	4,86	3,16	5,10	5,68	9,43

Źródło: jak do tab. 1.



Rys. 2. Udział aktywów trwałych w sumie aktywów w badanych spółkach
Źródło: jak do tab. 1.

Pozostałe badane spółki posiadały wyższy udział rzeczowych aktywów trwałych w aktywach ogółem. Najwyższy udział rzeczowych aktywów trwałych w aktywach ogółem w przypadku Bytomia zaobserwowano w 2002 r. i wynosił on 50,14%, natomiast najniższy – 36,85% w 1997 r. Najwyższy średni udział rzeczowych aktywów trwałych w aktywach ogółem spośród badanych przedsiębiorstw obserwuje się w Sterprojekcie; w badanym okresie wynosił on 45,94%. W przypadku tej spółki należy zwrócić uwagę na najniższą wartość udziału rzeczowych aktywów trwałych w aktywach ogółem, która wynosiła 27,13%, oraz najwyższą wartość wynoszącą 70,50%.

Zamieszczone w tab. 3 i przedstawione na rys. 3 współczynniki korelacji między zmienną zabezpieczenie długu a zmienną struktura kapitału wskazują na odmienną siłę i kierunek zależności korelacyjnej. Zależność korelacyjną uznaje się za wyraźną, jeśli współczynnik korelacji przekroczy 0,5¹³. Zatem w przypadku trzech przedsiębiorstw, tj. Groclinu, Bytomia i Bicka, pomiędzy badanymi zmiennymi można zaobserwować zależność korelacyjną wyraźną dodatnią. Natomiast w przypadku Softbanku i Sterprojektu obserwujemy zależność korelacyjną ujemną niewyraźną.

Współczynniki korelacji wyliczone w niniejszym opracowaniu poddano weryfikacji istotności przy wykorzystaniu testu t

$$t = \frac{r_s}{\sqrt{1-r_s^2}} \sqrt{n-2},$$

gdzie:

r_s – współczynnik korelacji obliczony z próby,

n – liczebność próby.

Sprawdzana jest zatem hipoteza zerowa, że badane cechy (X , Y) są nieskorelowane w populacji generalnej, tzn. $H_0 : \rho_1 = 0$, wobec hipotezy alternatywnej $H_1 : \rho_1 \neq 0$. Jeżeli hipoteza H_0 jest prawdziwa, to statystyka t ma rozkład t Studenta o $n-2$ stopniach swobody¹⁴. Przy wybranym poziomie istotności α wynik oszacowania siły korelacji X , Y można uznać jako statystycznie istotny, kiedy jednoznacznie zachodzi $|t| \geq t_{\alpha, s}$ (gdzie s – liczba stopni swobody) w przypadku sformułowania dwustronnej hipotezy alternatywnej $H_1 : \rho_1 \neq 0$ ¹⁵.

¹³ W niniejszym opracowaniu korelację uznaje się za wyraźną, jeżeli $r_s > 0,5$, za średnią, jeśli $0,3 < r_s \leq 0,5$, za niewyraźną, jeśli $r_s \leq 0,3$. Zob. M. Sobczyk, *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997, s. 209.

¹⁴ *Ibidem* s. 253.

¹⁵ A. Luszniewicz, T. Słaby, *Statystyka z pakietem komputerowym STATISTICA PL. Teoria i zastosowania*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2001, s. 328–329.

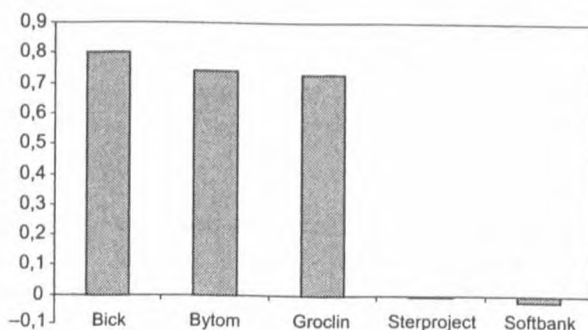
Tabela 3

Wartości współczynników korelacji pomiędzy współczynnikiem struktury kapitału a zmienną zabezpieczenie długu dla wybranych spółek (dane roczne)

Wyszczególnienie	Bick	Bytom	Groclin	Sterprojekt	Softbank
Współczynnik korelacji	0,80	0,74	0,73	-0,005	-0,02
Empiryczna statystyka t	4	3,24	3,14	-0,1	-0,4

Źródło: jak do tab. 1.

Przeprowadzone badanie istotności korelacji między współczynnikiem struktury kapitału a zmienną zabezpieczenie długu pozwala zauważyć, że dla trzech spółek, tj. Bick, Bytomia, Groclinu, hipoteza zerowa zostaje odrzucona na rzecz hipotezy alternatywnej. Natomiast w przypadku Sterprojektu i Softbanku moduł statystyki empirycznej jest niższy od wartości krytycznej odczytanej z tablic dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$ i 5 stopni swobody wynoszącej 2,571. Zatem nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, zakładającej, iż badane cechy (X , Y) nie są skorelowane.



Rys. 3. Wartości współczynników korelacji pomiędzy współczynnikiem struktury kapitału a zmienną zabezpieczenie długu dla wybranych spółek (dane roczne)

Źródło: jak do rys. 1.

Jednym z czynników wpływających na strukturę kapitału jest rodzaj posiadanych aktywów przez przedsiębiorstwo. Zgodnie z tym poglądem spółki, posiadające aktywa materialne o relatywnie dużej wartości, powinny w mniejszym stopniu obawiać się trudności powiązanych z bankrutem, aniżeli ma to miejsce w odniesieniu do przedsiębiorstw dysponujących dużym udziałem aktywów niematerialnych¹⁶. Przedsiębiorstwa ustabilizowane, dys-

¹⁶ W. L. Megginson, *Corporate Finance Theory*, Addison-Wesley, New York 1997, s. 329-332.

ponujące dużym udziałem rzeczowego majątku trwałego, o silnym zapleczu rynku wtórnego, mogą pożyczać więcej od przedsiębiorstw ponoszących wysokie koszty badań i rozwoju oraz reklamy¹⁷. Zabezpieczenie długu wpływa również na wartość kosztów agencji. Według S. Myersa i N. Majlufa dług zabezpieczony może pomóc w zmniejszeniu kosztów agencji przez zmniejszenie niepewności pożyczkodawców co do rzeczywistej wartości aktywów, jeżeli zastaw jest w postaci aktywów materialnych, które są łatwiejsze do dokładniejszej wyceny aniżeli aktywa niematerialne¹⁸. Pogląd ten kwestionuje teoria sygnalizacji. Jedną z konsekwencji modeli sygnalizacji jest to, iż przedsiębiorstwa posiadające duże możliwości wzrostu w postaci atrakcyjnych projektów inwestycyjnych, które mogą być traktowane jako aktywa niematerialne, posiadają w swej strukturze więcej długu aniżeli spółki posiadające relatywnie dużą ilość aktywów materialnych. Wynika to stąd, że spółki o dużej ilości aktywów niematerialnych mają większe problemy związane z asymetrią informacyjną, a więc większy bodziec do przesłania na rynek sygnału o swej atrakcyjności¹⁹.

Tabela 4

Wyniki badania prostą regresją liniową wybranych przedsiębiorstw
(dane kwartalne: 1998–2004 III kw.)

Nazwa przedsiębiorstwa	Równanie	Współczynnik determinacji	Statystyka <i>t</i>	Współczynnik korelacji	Istotność dla $\alpha = 0,05$
Bick	$Y = 7,58 x_1 - 0,80$	0,681	7,32	0,83	tak
Bytom	$Y = 5,757 x_1 - 1,16$	0,549	5,51	0,74	tak
Groclin	$Y = 0,02 x_1 + 0,47$	0,00005	0,03	0,007	nie
Sterprojekt	$Y = -1,0 x_1 + 0,53$	0,083	-1,50	-0,29	nie
Softbank	$Y = -0,95 x_1 + 0,37$	0,045	-1,09	-0,21	nie

Źródło: jak do tab. 1.

Uwidocznione w tab. 4 rezultaty analizy korelacji między współczynnikiem struktury kapitału a zmienną zabezpieczenia długu wskazują na występowanie odmiennych co do wartości i charakteru sił korelacji między badanymi zmiennymi. W odniesieniu do dwóch przedsiębiorstw, tj. Bicka i Bytomia, wystąpiła wyraźna dodatnia korelacja pomiędzy współczynnikiem zadłużenia a udziałem rzeczowych aktywów trwałych w aktywach ogółem. Jednocześnie kierunek współzależności dla tych spółek jest zgodny z przewidywaniami

¹⁷ Zob. M. Jerzemowska, *op. cit.*, s. 100–109.

¹⁸ S. Myers, N. Majluf, *op. cit.*, s. 187–221.

¹⁹ W. L. Megginson, *op. cit.*, s. 343.

teorii kosztów bankructwa oraz kosztów agencji, natomiast sprzeczny z wnioskami teorii sygnalizacji. Co więcej, przeprowadzone badanie istotności zmiennej objaśniającej dowiodło również istotności tych dwóch zależności. W odniesieniu do dwóch przedsiębiorstw, tj. Softbanku i Sterprojektu, wystąpiła niewyraźna ujemna korelacja pomiędzy wymienionymi wyżej cechami. Jednocześnie przeprowadzone badanie istotności zmiennej objaśniającej przy założonym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ dowiodło, że jest ona nieistotna. Niewyraźna ujemna korelacja wystąpiła w spółce Groclin, w związku z czym zmienna objaśniająca jest nieistotna²⁰.

Do określenia dokładności oszacowania funkcji regresji II rodzaju w niniejszym opracowaniu zastosowano współczynnik determinacji

$$R^2 = \frac{s^2(\hat{y})}{s^2(y)} = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} = 1 - \frac{s^2(u)}{s^2(y)}$$

Współczynnik determinacji określa, jaka część zmian wartości zmiennej zależnej została wyjaśniona przez oszacowaną funkcję regresji. Współczynnik determinacji jest stosunkiem zmienności objaśnionej przez równanie (np. patrz tab. 4) do całkowitej zmienności y ²¹. Jest on miarą unormowaną zawartą w przedziale $R^2 \in [0, 1]$. Im wartość współczynnika jest bliższa jedności, tym lepsze jest dopasowanie zastosowanej funkcji regresji do danych empirycznych²². Jeżeli oszacowania parametrów są precyzyjne i zgodne z teorią ekonomiczną, to występują przypadki, kiedy są akceptowane równania ze współczynnikiem determinacji z przedziału $[0,2; 0,5]$ ²³.

Spśród badanych przedsiębiorstw, współczynniki determinacji należy uznać za wysokie dla przedsiębiorstw Bick i Bytom (patrz tab. 4). Analizując współczynnik determinacji dla funkcji sporządzonej dla spółki Bick, można stwierdzić, że wyjaśnia ona ponad 68% zmienności współczynnika zadłużenia. Natomiast funkcja skonstruowana dla przedsiębiorstwa Bytom wyjaśnia ponad 54% zmienności zmiennej objaśnianej Y . Biorąc zaś pod uwagę wysokość współczynnika determinacji dla pozostałych trzech przedsiębiorstw, tj. Groclinu, Sterprojektu oraz Softbanku, należy zauważyć, że przyjmują one bardzo niskie wartości, czemu towarzyszy nieistotność zmiennych objaśniających. Dla spółki Groclin skonstruowana funkcja wyjaśnia tylko 0,000 05 zmienności zmiennej zależnej Y . Natomiast funkcja skonstruowana dla

²⁰ Procedura badania istotności zmiennej objaśniającej zostanie szerzej omówiona w dalszej części opracowania.

²¹ E. Gajda, *Ekonometria praktyczna*, Absolwent, Łódź 1996, s. 51–53.

²² M. Sobczyk, *op. cit.*, s. 234.

²³ J. Gajda, *Ekonometria*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2004, s. 51.

Sterprojektu i Softbanku wyjaśnia odpowiednio 8,3% i 4,5% zmienności zmiennej objaśnianej.

Uzyskane wartości współczynników regresji liniowej zostały poddane testowi weryfikującemu istotność współczynnika regresji przy zmiennej x_1 w funkcji regresji o następującej postaci:

$$t = \frac{a_1}{s(a_1)} = \frac{s(u)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}},$$

gdzie:

- a_1 – punktowa ocena parametru α_1 ,
- $s(a_1)$ – średni błąd szacunku parametru,
- $s(u)$ – odchylenie standardowe składnika resztowego²⁴,
- x_i – zmienna niezależna (objaśniająca),
- \bar{x} – średnia arytmetyczna zmiennej objaśnianej.

Sprawdzana jest zatem hipoteza zerowa $H_0: \alpha_1 = 0$, wobec hipotezy alternatywnej $H_1: \alpha_1 \neq 0$, gdzie α_1 jest współczynnikiem regresji w populacji generalnej. Po wyznaczeniu wartości sprawdzianu należy odczytać z tablic rozkładu t Studenta wartość krytyczną statystyki t Studenta. Wartość krytyczną odnajdujemy w tablicach t Studenta przy przyjętym poziomie istotności α oraz dotyczącej badanego modelu liczbie stopni swobody $Q = T - K$ (gdzie T jest liczbą wyników obserwacji, a K – liczbą szacowanych parametrów). Następnie porównujemy moduł empirycznej statystyki t Studenta z wartością krytyczną. Zmienna objaśniająca jest istotna, jeżeli związana z nią statystyka empiryczna jest co do modułu większa od wartości krytycznej, tzn. jeśli $|t| > t_{kr}$. W takim przypadku należy odrzucić hipotezę zerową i przyjąć hipotezę alternatywną. W przypadku, gdy $|t| \leq t_{kr}$, badaną zmienną objaśniającą uznaje się za nieistotną²⁵. Test zatem nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej²⁶. Wyraz wolny pojawiający się w funkcji regresji nie ma samodzielnej interpretacji, dlatego też pomija się hipotezę dotyczącą wyrazu wolnego²⁷.

Przeprowadzone badanie istotności pozwala stwierdzić, że w przypadku spółek Bick i Bytom należy odrzucić hipotezę zerową, stwierdzającą, że zmienna x_1 związana z parametrem α_1 nie wywiera wpływu na zmienną objaśnianą, na rzecz hipotezy alternatywnej z prawdopodobieństwem błędu

²⁴ M. Sobczyk, *op. cit.*, s. 257–258.

²⁵ B. Guzik, *Weryfikacja modelu liniowego wyznaczonego klasyczną MNK*, [w:] *Ekonometria i badania operacyjne*, red. M. Guzik, AE, Poznań 1998, s. 52.

²⁶ J. Gajda, *op. cit.*, s. 66–70.

²⁷ M. Sobczyk, *op. cit.*, s. 257–258.

I rodzaju równym 0,05. Ponieważ wartość krytyczna rozkładu t Studenta dla 27 stopni swobody oraz poziomu istotności $\alpha = 0,05$ wynosi 2,051, a statystyka empiryczna dla spółki Bytom wynosi 5,51, natomiast dla spółki Bick – 7,32, zostaje przyjęta hipoteza alternatywna $H_1 : \alpha_1 \neq 0$. Przeprowadzone badanie istotności pozwala stwierdzić, że w przypadku trzech badanych spółek, tj. Groclinu, Softbanku, Sterprojektu, test nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

4. ZAKOŃCZENIE

Wyniki przeprowadzonej analizy pięciu spółek, które w badanym okresie finansowały swoją działalność za pomocą m. in. obligacji zamiennych, choć nie mogą być reprezentatywne, dowiodły, że każde z tych przedsiębiorstw znacznie się różniło, nie tylko udziałem rzeczowych aktywów trwałych w sumie aktywów, ale także udziałem zobowiązań w sumie aktywów, a zwłaszcza siłą i kierunkiem korelacji występującym między współczynnikiem struktury kapitału a zmienną zabezpieczenia długu. Badanie korelacji i regresji przeprowadzono dla danych kwartalnych (1998–2004 III kw.), dodatkowo zanalizowano siłę i kierunek zależności korelacyjnej dla danych rocznych. Wyniki pierwszego i drugiego badania są zbieżne dla czterech przedsiębiorstw. W przypadku Bick i Bytom została odrzucona H_0 na rzecz H_1 , natomiast w przypadku spółki Sterprojekt i Softbank nie było podstaw do odrzucenia H_0 . Wyniki różnią się natomiast dla przedsiębiorstwa Groclin, czego przyczyną mogą być różniące się przedziały czasowe zastosowane do badania.

Dorota Pasińska

THE INFLUENCE OF COLLATERAL VALUE OF ASSETS ON CAPITAL STRUCTURE

The paper presents of testing a factor determining the capital structure of polish firms. The sample consists of public limited companies. The factor: collateral value of assets has been tested. The book value of equity was used to estimate the capital structure. The results confirmed theoretical views and the relation between capital structure and the collateral value of assets just for some companies.