

Wykorzystanie modelu regresji wielorakiej do określenia czynników z obszaru płynności finansowej kształtujących efektywność w przedsiębiorstwach przemysłowych

Agnieszka Kuś, Magdalena Pawlik*

Streszczenie: *Cel* – W artykule przedstawiono zmienne z obszaru płynności finansowej determinujące efektywność przedsiębiorstw przemysłowych oraz wskazano siłę i kierunki wpływu tych czynników na wielkość zysku netto.

Metodologia badania – Do realizacji tak określonego celu pracy wykorzystano oszacowany metodą najmniejszych kwadratów ekonometryczny model liniowy (model regresji wielorakiej). Przeprowadzone badania objęły 32 spółki produkcyjne notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie i dotyczyły okresu 2004–2012.

Wynik – Efekty przeprowadzonej analizy wskazują, iż stosowanie umiarkowanej strategii płynności finansowej przyczynia się do poprawy efektywności działania przedsiębiorstw.

Oryginalność/wartość – Przeprowadzone badania należy traktować jako punkt wyjścia dla dalszej pogłębionej analizy oddziaływania płynności finansowej na wielkość zysku netto.

Słowa kluczowe: efektywność, płynność finansowa, model regresji wielorakiej, przedsiębiorstwa przemysłowe

Wprowadzenie

W warunkach gospodarki rynkowej przedsiębiorstwa powinny koncentrować się na realizacji dwóch nadrzędnych celów ich działalności, stanowiących fundamentalne warunki prawidłowego funkcjonowania. Podmioty gospodarcze muszą osiągać zyski oraz muszą istnieć (Stępień 2008, s. 18–19). Z wygoszparowanego zysku pochodzą w dużej mierze korzyści dla właścicieli wyrażające się w wysokości wypłacanej dywidendy, bądź w postaci zysków zatrzymanych, przyczyniając się przez to do wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Z kolei o istnieniu przedsiębiorstwa w największym stopniu decyduje jego wypłacalność, czyli zdolność do regulowania wszystkich swoich zobowiązań (Stępień 2012, s. 382). Pomimo że te zjawiska ekonomiczne są wzajemnie powiązane, to nie zawsze występują jednocześnie (Bednarski, Waśniewski 1996, s. 205).

* dr Agnieszka Kuś, Państwowa Szkoła Wyższa im. Papieża Jana Pawła II w Białej Podlaskiej, e-mail: lewczukaga@wp.pl; mgr Magdalena Pawlik, Państwowa Szkoła Wyższa im. Papieża Jana Pawła II w Białej Podlaskiej, e-mail: magdalenahodun@o2.pl.

Zgodnie z koncepcją dochód–ryzyko przedsiębiorstwa mają do wyboru albo dążenie do osiągnięcia wysokiego poziomu wartości dla właścicieli, co związane jest z koniecznością zaakceptowania dużego ryzyka utraty płynności finansowej, albo zadowolenie się małą wartością dla właścicieli w zamian za zachowanie wysokiego poziomu płynności finansowej (Wędzki 2003, s. 121). Przedsiębiorstwa muszą zatem rozważyć, które cele są dla nich najważniejsze, a które muszą im podporządkować (Stępień 2009, s. 24–30). W zależności od priorytetów w kształtowaniu powyższych relacji podmioty gospodarcze stosują następujące strategie płynności finansowej: konserwatywną, agresywną i umiarkowaną (Sierpińska, Wędzki 2001, s. 106). W przedsiębiorstwach realizujących konserwatywną strategię niemal całość majątku obrotowego powinna być pokryta kapitałem stałym. W przypadku strategii agresywnej kapitały stałe powinny finansować jedynie aktywa trwałe. Strategia umiarkowana jest wyśrodkowaniem cech charakteryzujących strategię konserwatywną i agresywną (Zalewski 1998, s. 50–51).

1. Cel i metody badań

Celem opracowania jest określenie zmiennych z obszaru płynności finansowej determinujących efektywność przedsiębiorstw przemysłowych oraz wskazanie siły i kierunku wpływu tych czynników na wielkość zysku netto. Do realizacji tak określonego celu pracy wykorzystano oszacowany metodą najmniejszych kwadratów ekonometryczny liniowy model regresji wielorakiej postaci: $Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_kX_k$, gdzie: Y oznacza zmienną objaśnianą (zależną), X_1, X_2, \dots, X_k – zmienne objaśniające (niezależne), zaś a_0, a_1, \dots, a_k – oszacowane metodą najmniejszych kwadratów wartości parametrów strukturalnych modelu. Za zmienną objaśnianą (zależną) w powyższym modelu przyjęto wartość kapitału obrotowego (Y).

Zbiór potencjalnych zmiennych objaśniających obejmował 22 wskaźniki z obszaru płynności finansowej: cykl konwersji należności (w dniach), cykl konwersji zapasów (w dniach), cykl konwersji zobowiązań (w dniach), cykl konwersji gotówki (w dniach), wskaźnik płynności bieżącej (krotności), wskaźnik płynności szybkiej (krotności), wskaźnik płynności gotówkowej (krotności), wskaźnik ogólnego zadłużenia (%), wskaźnik zadłużenia kapitału własnego (%), wskaźnik zadłużenia długoterminowego (%), aktywa trwałe/aktywa obrotowe (%), zapasy/aktywa obrotowe (%), należności krótkoterminowe/aktywa obrotowe (%), inwestycje krótkoterminowe/aktywa obrotowe (%), pokrycie aktywów trwałych kapitałem własnym (%), pokrycie aktywów trwałych kapitałem stałym (%), pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi (%), kapitał własny/pasywa ogółem (%), zobowiązania długoterminowe/pasywa ogółem (%), zobowiązania krótkoterminowe/pasywa ogółem (%), kapitał obrotowy netto/aktywa ogółem (%), kapitał obrotowy netto/przychody ze sprzedaży (%). Spośród powyższych wskaźników wybrano te najlepsze, czyli najmocniej skorelowane ze zmienną objaśnianą, a jednocześnie słabo skorelowane z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi (Stanisz 2007, s. 76). Dokonując powyższego wyboru, w pierwszej kolejności, ze względu na dużą liczbę potencjalnych zmiennych objaśniających,

wykorzystano metodę regresji krokowej postępującej. Polega ona na kolejnym (krokowym) dołączaniu do listy zmiennych objaśniających uwzględnionych w modelu tych zmiennych, które mają w danym kroku najistotniejszy wpływ na zmienną objaśnianą (Stanisz 2007, s. 144). W sytuacji, gdy oszacowany tą metodą model zawierał zmienne nieistotne statystycznie (dołączenie kolejnej zmiennej objaśniającej może powodować utratę istotności innej, wcześniej już dołączonej zmiennej), w dalszej kolejności dokonywano eliminacji zmiennych nieistotnych przy zastosowaniu metody regresji wstecznej. Metoda ta polega na sekwencyjnym (krokowym) usuwaniu z modelu tych zmiennych, które mają najmniejszy wpływ na zmienną objaśnianą aż do momentu otrzymania najlepszego modelu, w którym nie występują zmienne nieistotne (Stanisz 2007, s. 144).

Podczas estymacji parametrów modelu zwracano również uwagę na to, aby zawarte w nim zmienne objaśniające nie były współliniowe (wzajemnie skorelowane). Do zmiennych objaśniających zastosowano czynnik inflacji wariancji VIF (*Variance Inflation Factor*). VIF dla danej zmiennej niezależnej X_j jest zdefiniowany jako:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2},$$

gdzie R_j jest współczynnikiem korelacji wielorakiej między zmienną X_j a pozostałymi zmiennymi objaśniającymi zawartymi w modelu. Zgodnie z literaturą przedmiotu wartość $VIF > 10$ jest świadectwem zakłóconej współliniowości zmiennych, dlatego też zmienne, które nie spełniały tego warunku, zostały usunięte z modelu (Chatterjee, Hadi 2012, s. 249–251).

Po oszacowaniu modelu spełniającego wyżej opisane warunki dokonano jego dalszej weryfikacji mającej na celu sprawdzenie prawdziwość założeń metody najmniejszych kwadratów. Proces weryfikacji obejmował badanie własności reszt (składników losowych) modelu regresji: zgodność z rozkładem normalnym, występowanie zjawiska autokorelacji reszt modelu oraz homoskedastyczność. Dwie pierwsze własności zostały zweryfikowane za pomocą testów statystycznych: odpowiednio testu Shapiro-Wilka oraz Durбина-Watsona. W przypadku nieokreśloności tego ostatniego do zbadania autokorelacji reszt wykorzystano test mnożników Lagrange’a. Homoskedastyczność składnika losowego została zdiagnozowana na podstawie wykresów rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych (teoretycznych). Równomierne ułożenie punktów na tych wykresach jest potwierdzeniem jednorodności wariancji reszt modelu (Rabiej 2012, s. 235). Analizy statystyczne wykonano za pomocą pakietu STATISTICA PL, przyjmując poziom istotności 0,05.

Przeprowadzone badania objęły spółki notowane na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie, które według klasyfikacji stosowanej przez GPW zaliczane są do branży przemysłowej. Okres badawczy obejmował lata 2004–2012. W celu zapewnienia homogeniczności badanych przedsiębiorstw uwzględniono spółki obecne na GPW w Warszawie we wszystkich latach badanego okresu. Do badań wykorzystano informacje z jednostkowych kwartalnych sprawozdań finansowych, dostępnych w bazie Notoria Serwis. Wstępnej

ocenie poddano 57 spółek obejmujących 9 sektorów produkcyjnych: przemysł tworzyw sztucznych, przemysł spożywczy, przemysł paliwowy, przemysł motoryzacyjny, przemysł metalowy, przemysł materiałów budowlanych, przemysł lekki, przemysł elektromaszynowy, przemysł drzewny i papierniczy. W celu niedopuszczenia do zniekształcenia wyników oraz ze względu na brak możliwości obliczenia wybranych wskaźników w badaniach nie zostały wzięte pod uwagę wyniki finansowe spółek giełdowych, w których odnotowano ujemny kapitał własny oraz które osiągnęły wskaźniki finansowe o wielkościach znacznie odbiegających od tych uzyskanych przez pozostałe spółki. Ponadto nie uwzględniono spółek, w których brak danych finansowych uniemożliwił obliczenie wybranych wskaźników finansowych. Ostatecznej analizie poddano 32 przedsiębiorstwa przemysłowe. Badania przeprowadzono dla całej populacji przedsiębiorstw oraz dodatkowo w następujących wybranych sektorach: przemysłu spożywczego i metalowego.

Wartości wszystkich analizowanych w pracy zmiennych zostały obliczone jako średnia arytmetyczna ze wskaźników służących do oceny sytuacji finansowej przedsiębiorstw dla spółek giełdowych z danego sektora przemysłu dla kolejnych kwartałów w poszczególnych latach (od I kwartału 2004 do IV kwartału 2012).

2. Wyniki badań

W pierwszej kolejności przeprowadzono badania dla branży przemysłowej ogółem. W tabeli 1 przedstawiono wyniki oszacowanego metodą regresji krokowej modelu regresji wielorakiej, w którym zmienną objaśnianą jest wartość zysku netto w przedsiębiorstwach przemysłowych ogółem. Analiza wyników estymacji parametrów modelu wskazuje, iż sześć rozpatrywanych zmiennych objaśniających: cykl konwersji zapasów, cykl konwersji zobowiązań, wskaźnik płynności szybkiej, wskaźnik relacji aktywów trwałych do aktywów obrotowych, udział zapasów w aktywach obrotowych, udział zobowiązań długoterminowych w pasywach ogółem ma statystycznie istotny wpływ na wartość zysku netto (poziom istotności 0,05).

Do czynników stymulujących wzrost zysku netto należą cykl konwersji zobowiązań, wskaźnik płynności szybkiej, udział zapasów w aktywach obrotowych, udział zobowiązań długoterminowych w pasywach ogółem. W badanych przedsiębiorstwach wzrost udziału zobowiązań w finansowaniu działalności powoduje zwiększenie zysku netto. Ukształtowanie odpowiedniej proporcji pomiędzy zobowiązaniami długoterminowymi i krótkoterminowymi w strukturze źródeł pochodzenia środków gospodarczych ma istotne znaczenie dla sytuacji finansowej przedsiębiorstw przemysłowych. Celem decyzji podejmowanych w tych obszarach powinna być minimalizacja kosztów zaangażowania poszczególnych kapitałów oraz minimalizacja ryzyka związanego z korzystaniem z poszczególnych pasywów. Zobowiązania długoterminowe stanowią stabilne źródło finansowania działalności, nie wymagające szybkiego zwrotu, przy czym na ogół kosztowniejsze. Zobowiązania krótkoterminowe są elastycznym źródłem finansowania, gdyż ich wartość dostosowywana jest

Tabela 1

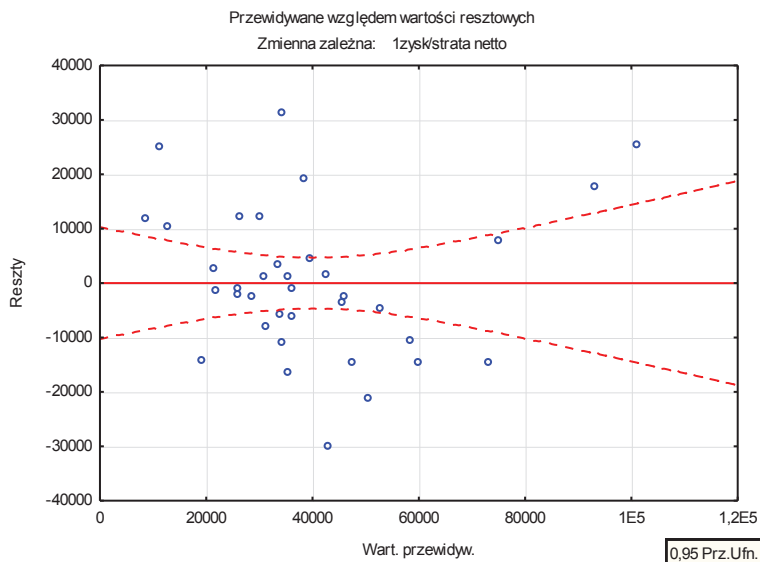
Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego zysk netto w branży przemysłowej

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka t	p-value	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariacji (VIF)
Cykl konwersji zapasów	-1028	252,2	-4,07469	0,000327	-0,958303	5,315925
Cykl konwersji zobowiązań	320	92,2	3,46984	0,001650	0,783369	4,898671
Wskaźnik płynności szybkiej	108339	20381,1	5,31567	0,000011	0,754443	1,935973
Aktywa trwałe/ aktywa obrotowe	-51526	21054,7	-2,44726	0,020688	-0,469481	3,537031
Zapasy/aktywa obrotowe	802646	277969,8	2,88753	0,007266	0,601600	4,171812
Zobowiązania długoterminowe/ pasywa ogółem	1458171	277141,8	5,26146	0,000012	0,742416	1,913568
Wyraz wolny	-324395	61771,3	-5,25155	0,000013		
Współczynnik determinacji R ²				0,698258338		
Skorygowany współczynnik determinacji R ²				0,635829029		
Standardowy błąd estymacji				14906,3638		
Statystyka F				11,185		
p-value				<0,0005		
Test Durбина-Watsona: statystyka testowa DW				1,667298		
seryjna korelacja reszt				0,143308		
Test Shapiro-Wilka: statystyka testowa SW				0,980377		
p-value				0,758008		

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

do bieżących potrzeb przedsiębiorstw. Przy czym, w przedsiębiorstwach które w znacznym stopniu korzystają z kredytu kupieckiego istnieje ryzyko utraty płynności finansowej. Z przeprowadzonych badań wynika, że wraz ze wzrostem zdolności do regulowania zobowiązań krótkoterminowych przy pomocy należności i inwestycji krótkoterminowych wzrasta zysk netto badanych przedsiębiorstw. Krótkie terminy wymagalności mogą spowodować bowiem niemożliwość wygenerowania odpowiedniej wielkości środków pieniężnych i należności niezbędnych do spłaty tychże zobowiązań w toku bieżącej działalności. Ponadto zbyt niskie wskaźniki płynności szybkiej mogą oznaczać trudności płatnicze i stać się przyczyną powstania zobowiązań przeterminowanych i związanych z nimi odsetek za zwłokę. Istotne znaczenie dla kształtowania zysku w analizowanych przedsiębiorstwach przemysłowych ma również wskaźnik udziału zapasów w majątku obrotowym. Wyniki badań wskazują, iż mając na celu wzrost zysku netto należy dążyć do odpowiednio wysokich

wielkości tej kategorii ekonomicznej. Czynniki negatywnie wpływającymi na zmienną objaśnianą są cykl konwersji zapasów oraz wskaźnik relacji aktywów trwałych do aktywów obrotowych. Z badań wynika, iż cykl konwersji zapasów ma największy wpływ na zysk netto przedsiębiorstw. Wraz ze wzrostem tego wskaźnika o 1 dzień wartości zmiennej zależnej maleje średnio o 1028 zł, przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostaną na tym samym poziomie. W badanych przedsiębiorstwach przemysłowych dłuższy cykl konwersji zapasów oznacza najprawdopodobniej większy stopień zamrożenia środków pieniężnych w rzeczowych aktywach obrotowych. Taka sytuacja jest na ogół niekorzystna, ponieważ zwiększa się ryzyko zmniejszenia wartości użytkowych przechowywanych zapasów oraz rosną koszty ich składowania. Ponadto w przedsiębiorstwach przemysłowych znaczne unieruchomienie majątku przyczynia się do ponoszenia wyższych kosztów stałych co w konsekwencji negatywnie oddziałuje na wielkość zysku netto. Można sformułować wniosek, że wzrost postępu technicznego i mechanizacji produkcji powinien następować proporcjonalnie do wzrostu aktywów obrotowych, gdyż obniżenie płynności finansowej może powodować zwiększenie kosztu zaangażowanego kapitału obcego.



Rysunek 1. Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych modelu liniowego opisującego zysk netto w branży przemysłowej

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

Wyniki przeprowadzonej analizy wskazują, że przyjęte zmienne niezależne pozwalają na wyjaśnienie 69,83% ogółu wariancji zysku netto ($R^2 = 0,6983$), co okazało się wynikiem istotnym statystycznie (statystyka F Fishera = 11,185; $p < 0,0005$). Oszacowany model spełnia założenia metody najmniejszych kwadratów. Wyniki testu Durbina-Watsona

potwierdzają, iż między resztami modelu nie występuje autokorelacja ($DW = 1,667$). Zgodność reszt z rozkładem normalnym została pozytywnie zweryfikowana przy pomocy testu Shapiro-Wilka ($SW = 0,980$; $p = 0,758 > 0,05$). Niskie wartości czynników inflacji wariancji dla występujących w modelu zmiennych niezależnych potwierdzają iż nie występuje w nim zjawisko współliniowości (tab. 1). Homoskedastyczność wariancji składnika losowego potwierdzono metodą graficzną przy pomocy oceny wzrokowej rozkładu reszt względem wartości przewidywanych (teoretycznych), co przedstawiono na rysunku 1.

W dalszej części podjęto próbę oszacowania liniowych modeli ekonometrycznych oddzielnie dla przedsiębiorstw przemysłu spożywczego i metalowego. W tabeli 2 przedstawiono wyniki estymacji parametrów liniowego modelu regresji wielorakiej opisującego zysk netto w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego.

Tabela 2

Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego zysk netto w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka t	p-value	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
Cykl konwersji zapasów	-411	72,90	-5,64073	0,000004	-0,869195	1,604008
Wskaźnik płynności gotówkowej	-53705	19587,87	-2,74177	0,010358	-0,759174	5,179191
Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego	-5144	2268,01	-2,26800	0,030955	-0,409582	2,20312
Pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi	51403	17641,63	2,91372	0,006812	0,491558	1,922628
Kapitał własny/pasywa ogółem	-204760	70580,49	-2,90108	0,007028	-0,572307	2,628941
Kon/przychody ze sprzedaży	47497	12105,36	3,92364	0,000492	1,162182	5,926696
Wyraz wolny	145549	44072,36	3,30251	0,002550		
Współczynnik determinacji R^2				0,570705033		
Skorygowany współczynnik determinacji R^2				0,481885384		
Standardowy błąd estymacji				9049,34942		
Statystyka F				6,4254		
p-value				0,0002		
Test Durбина-Watsona: statystyka testowa DW				2,138567		
seryjna korelacja reszt				-0,135280		
Test Shapiro-Wilka: statystyka testowa SW				0,958483		
p-value				0,192933		

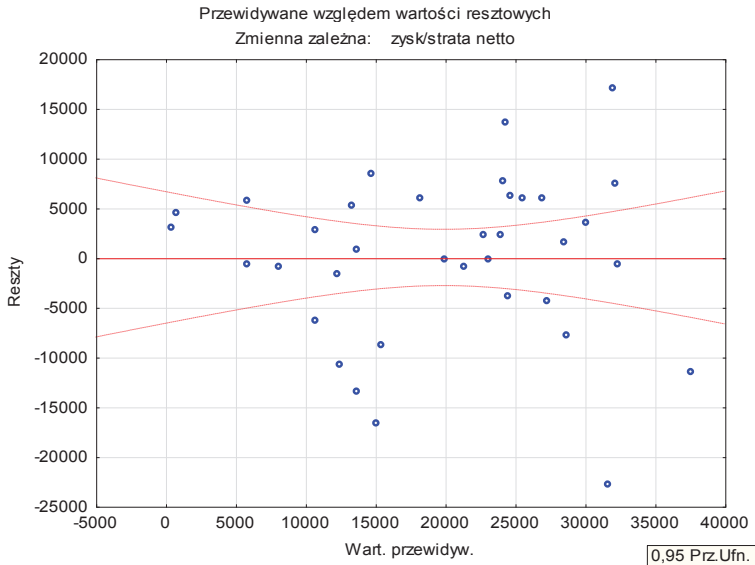
Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

W uzyskanym modelu sześć zmiennych okazało się istotnymi statystycznie predyktorami zysku netto. Są to cykl konwersji zapasów, wskaźnik płynności gotówkowej, wskaźnik zadłużenia kapitału własnego, wskaźnik pokrycia aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi, udział kapitału własnego w pasywach ogółem, udział kapitału obrotowego w przychodach ze sprzedaży. Stymulantami zysku netto są dwie zmienne: wskaźnik pokrycia aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi oraz udział kapitału obrotowego w przychodach ze sprzedaży, przy czym ten ostatni wskaźnik ma największy wpływ na zysk netto (tej zmiennej odpowiada największa wartość bezwzględna parametru beta). Wraz ze wzrostem udziału kapitału obrotowego w przychodach ze sprzedaży o 0,01 zysk netto wzrasta średnio o 474,97 zł przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostaną na tym samym poziomie. Pozytywny wpływ wskaźnika udziału kapitału obrotowego w przychodach ze sprzedaży może świadczyć o tym, iż w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego zastosowanie konserwatywnego sposobu gospodarowania kapitałem obrotowym skutkuje najprawdopodobniej wzrostem efektywności przedsiębiorstw. Z drugiej strony zachowanie złotej reguły bilansowania aktywów obrotowych również dodatnio oddziałuje na wartość zysku netto. Przedsiębiorstwa przemysłu spożywczego powinny więc dążyć do zachowania odpowiednich proporcji pomiędzy finansowaniem swojej działalności kapitałami stałymi a korzystaniem z zobowiązań krótkoterminowych.

Czynnikami negatywnie oddziałującymi na zmienną objaśnianą są cykl konwersji zapasów, wskaźnik płynności gotówkowej, wskaźnik zadłużenia kapitału własnego, udział kapitału własnego w pasywach ogółem. Występowanie wskaźnika zadłużenia kapitału własnego oraz udziału kapitału własnego w pasywach ogółem jako istotnych destymulant zysku netto potwierdza ważność zróżnicowania kapitałów przedsiębiorstw. Spółki przemysłu spożywczego decydując się na określone źródła finansowania majątku powinny dążyć do zachowania równowagi między nimi biorąc pod uwagę koszty pozyskiwania określonych kapitałów oraz ryzyko związane z niewypłacalnością. Uzyskane wyniki sugerują, iż w zarządzaniu aktywami obrotowymi powinno się dążyć do ograniczenia poziomu zapasów. Krótszy cykl konwersji rzeczowego majątku obrotowego oznacza szybszą jego rotację i jest dla przedsiębiorstw przemysłu spożywczego korzystny. Ponadto nadmierne zamrożenie zasobów w gotówce oraz krótkoterminowych instrumentów finansowych nie jest racjonalne i może prowadzić do nadpłynności. Korzystne zainwestowanie tych obrotowych aktywów finansowych może być źródłem przyszłych zysków przedsiębiorstwa.

Uzyskany model jest statystycznie istotny (statystyka F Fishera = 6,425; $p = 0,0002$). Przyjęte w modelu zmienne objaśniające są pozbawione współliniowości (spełniają warunek $VIF < 10$) i pozwalają na wyjaśnienie 57,07% ogółu wariancji zysku netto ($R^2 = 0,5707$). Analiza reszt analizowanego modelu potwierdziła jego poprawność. Wartość statystyki testowej Durbina Watsona ($DW = 2,138$) pozwoliła wnioskować, iż w otrzymanym modelu brak jest autokorelacji reszt. Normalność rozkładu reszt zbadano testem Shapiro-Wilka. Otrzymana wartość p -value $p = 0,193 > 0,05$ nie dała podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym ($SW = 0,96$). Równomierny rozkład

punktów na wykresie rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych (rys. 2) potwierdził homoskedastyczność wariancji składnika losowego.



Rysunek 2. Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych modelu liniowego opisującego zysk netto w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

Drugim sektorem, dla którego podjęto próbę określenia czynników kształtujących zysk netto był sektor przemysłu metalowego. Do budowy modelu, podobnie jak w przypadku przedsiębiorstw ogółem i przedsiębiorstw przemysłu spożywczego, wykorzystano metodę regresji krokowej. Wyniki estymacji liniowego modelu ekonometrycznego, w którym zmienną objaśnianą jest wartość zysku netto dla przedsiębiorstw przemysłu metalowego przedstawia tabela 3.

Wyniki badań wskazują, iż istotnymi statystycznie predyktorami zysku netto są cztery zmienne: wskaźnik płynności gotówkowej, udział inwestycji krótkoterminowych w aktywach obrotowych, wskaźnik pokrycia aktywów trwałych kapitałem stałym, udział zobowiązań krótkoterminowych w pasywach ogółem. W otrzymanym modelu czynnikami pozytywnie oddziałującymi na zysk netto są wskaźnik płynności gotówkowej, wskaźnik pokrycia aktywów trwałych kapitałem stałym oraz udział zobowiązań krótkoterminowych w pasywach ogółem. Z badań wynika, iż największy wpływ na zysk netto ma wskaźnik płynności gotówkowej. Wzrost tego wskaźnika o 0,01 powoduje wzrost wartości zmiennej zależnej średnio o 1952,17 zł przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostaną na tym samym poziomie. Zatem w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego wzrost zdolności do bezzwłocznego regulowania zobowiązań krótkoterminowych w oparciu

Tabela 3

Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego zysk netto w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego

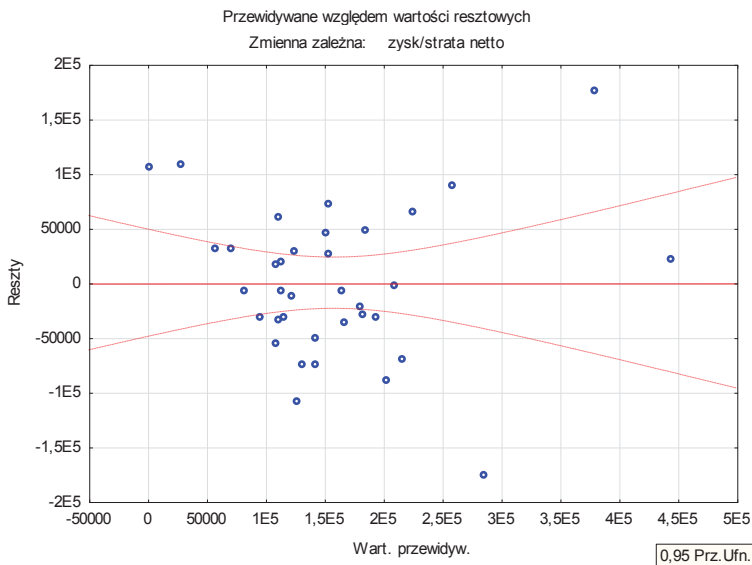
Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka t	p-value	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
Wskaźnik płynności gotówkowej	195217	40356,7	4,83729	0,000034	0,677060	1,584339
Inwestycje krótkoterminowe/aktywa obrotowe	-837465	388687,0	-2,15460	0,039077	-0,384472	2,575096
Pokrycie aktywów trwałych kapitałem stałym	874910	173052,9	5,05574	0,000018	0,663491	1,392833
Zobowiązania krótkoterminowe/pasywa ogółem	1018504	471239,7	2,16133	0,038509	0,435278	3,280119
Wyraz wolny	-1327267	284250,4	-4,66936	0,000055		
Współczynnik determinacji R ²			0,61667783			
Skorygowany współczynnik determinacji R ²			0,567216904			
Standardowy błąd estymacji			72488,6283			
Statystyka F			12,468			
p-value			< 0,0005			
Test Durbin-Watson: statystyka testowa DW			1,339926			
seryjna korelacja reszt			0,314105			
Test Shapiro-Wilka: statystyka testowa SW			0,988226			
p-value			0,961465			
Test mnożników Lagrange'a: Wartość statystyki chi kwadrat:			34 × 0,109=3,71			
Wartość krytyczna			3,841			

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

o inwestycje krótkoterminowe powoduje zwiększenie efektywności działalności. Ponadto można sformułować wniosek, że w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego umiejętne kształtowanie proporcji między kapitałem stałym a zobowiązaniami krótkoterminowymi skutkuje wzrostem zysku netto. Wzrost zysku netto może wynikać z możliwości zwiększenia kapitału obrotowego brutto przy pomocy zobowiązań krótkoterminowych, co może mieć odzwierciedlenie w uzyskaniu wyższych przychodów ze sprzedaży. Wykorzystanie tego bardziej elastycznego źródła finansowania przyczynia się do obniżenia kosztów pozyskania kapitałów i większego dostosowywania wielkości funduszy do bieżących potrzeb przedsiębiorstw. Ponadto w celu osiągnięcia wyższego zysku netto należy zadbać o odpowiednio wysokie finansowanie majątku trwałego przy wykorzystaniu kapitałów stałych, które stanowią stabilne źródło finansowania działalności, nie wymagające szybkiego zwrotu, aczkolwiek na ogół kosztowniejsze. Jediną zmienną negatywnie wpływającą na

wartość zysku netto badanych przedsiębiorstw przemysłu metalowego jest udział inwestycji krótkoterminowych w aktywach obrotowych. Nadmierne utrzymywanie gotówki w kasie, środków pieniężnych na rachunkach bankowych, innych środków pieniężnych, tj. czeków i weksli obcych płatnych w ciągu trzech miesięcy od daty wystawienia oraz innych aktywów pieniężnych może wskazywać na nieumiejętne gospodarowanie majątkiem obrotowym ograniczające możliwość wygenerowania zysku. Z przeprowadzonych badań wynika więc, że przedsiębiorstwach przemysłu metalowego chcąc zwiększyć zysk netto należy ograniczyć poziom inwestycji krótkoterminowych.

Analizowany model jest statystycznie istotny ($F = 12,486$; $p < 0,0005$) i pozbawiony współliniowości zmiennych niezależnych (tab. 3). Poprawność oszacowanego modelu potwierdza również analiza miar dopasowania i własności reszt. Model ten wyjaśnia 61,67% wariacji zmiennej objaśnianej co wskazuje na jego dobre dopasowanie do danych empirycznych. Wyniki testu Shapiro-Wilka na poziomie istotności 0,05 pozwoliły potwierdzić, że reszty modelu mają rozkład normalny (uzyskano p-value $p = 0,961 > 0,05$). Ponieważ wyniki testu Durбина Watsona $DW = 1,34$ nie pozwoliły rozstrzygnąć czy reszty modelu cechuje brak autokorelacji, do tego celu wykorzystano dodatkowo test mnożników Lagrange'a. Otrzymana na podstawie próby wartość statystyki testowej chi kwadrat wynosi 3,71 i leży poza obszarem krytycznym ($3,71 < 3,841$), co pozwala wnioskować iż na poziomie istotności 0,05 reszty modelu nie są skorelowane. Homoskedastyczność wariacji składnika



Rysunek 3. Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych modelu liniowego opisującego zysk netto w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego

Źródło: opracowanie własne na podstawie przeprowadzonych badań.

losowego potwierdza równomierne rozłożenie punktów na wykresie rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych, co przedstawiono na rysunku 3.

Uwagi końcowe

W opracowaniu dokonano określenia zmiennych z obszaru płynności finansowej determinujących wartość zysku netto oraz wskazano siłę i kierunki wpływu tych czynników na tę kategorię ekonomiczną w przedsiębiorstwach przemysłowych notowanych na GPW w Warszawie. Na podstawie przeprowadzonych badań sformułowano następujące wnioski:

1. W przedsiębiorstwach przemysłowych ogółem obce źródła finansowania były istotnym czynnikiem stymulującym wzrost zysku netto. Podmioty gospodarcze powinny dążyć do ukształtowanie odpowiedniej proporcji pomiędzy zobowiązaniami długoterminowymi i krótkoterminowymi w strukturze źródeł pochodzenia środków gospodarczych. Wyniki badań wskazują, iż należy zapewnić optymalną wielkość zapasów, gdyż z jednej strony w strukturze majątku obrotowego wyższy udział zapasów miał pozytywny wpływ na kształtowanie się zysku przedsiębiorstw. Z drugiej strony natomiast cykl konwersji zapasów negatywnie oddziaływał na zmienną objaśnianą. Ponadto wraz ze wzrostem udziału aktywów obrotowych w majątku ogółem oraz zapewnieniem zdolności do regulowania zobowiązań krótkoterminowych przy pomocy należności i inwestycji krótkoterminowych wzrastał zysk netto badanych przedsiębiorstw.
2. W przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego umiejętnie kształtowanie proporcji między kapitałem stałym a zobowiązaniami krótkoterminowymi skutkuje wzrostem zysku netto. W zarządzaniu aktywami obrotowymi podmioty gospodarcze powinny ograniczać poziom zapasów oraz nie dopuszczać do nadmiernego zamrożenia zasobów w gotówce oraz krótkoterminowych instrumentach finansowych.
3. Przedsiębiorstwa przemysłu metalowego mając na uwadze wzrost zysku netto również powinny dążyć do zachowania odpowiednich proporcji pomiędzy finansowaniem swojej działalności kapitałami stałymi a korzystaniem z zobowiązań krótkoterminowych. Ponadto chcąc zwiększyć zysk netto należy ograniczyć poziom inwestycji krótkoterminowych, jednocześnie utrzymując zdolności do bezzwłocznego regulowania zobowiązań krótkoterminowych przy ich pomocy.
4. Mając na uwadze powyższe zależności, można sformułować wniosek, iż stosowanie umiarkowanej strategii płynności finansowej przyczynia się do poprawy efektywności działania. Dążąc do wzrostu zysku netto przedsiębiorstwa powinny w racjonalny sposób wykorzystywać własne i obce źródła finansowania oraz zapewnić optymalne wielkości poszczególnych aktywów obrotowych.

Literatura

- Bednarski L., Waśniewski T. (red.) (1996). *Analiza finansowa w zarządzaniu przedsiębiorstwem*. T. 2. Warszawa: Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce.
- Chatterjee S., Hadi A.S. (2012). *Regression Analysis by Example*. 5th Edition. New Jersey: Wiley.
- Rabiej M. (2012). *Statystyka z programem Statistica*. Gliwice: Helion.
- Sierpińska M., Wędzki D. (2001). *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Stanisz A. (2007). *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem Statistica PL na przykładach z medycyny*. T. 2: *Modele liniowe i nieliniowe*. Kraków: StatSoft Polska.
- Stępień K. (2009). Płynność finansowa i wypłacalność jako wyraz ewolucji celów gospodarowania. W: B. Micherda (red.), *Ewolucja prawnych rozwiązań współczesnej rachunkowości*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Stępień K. (2012). Kluczowe mierniki wyników działalności przedsiębiorstw. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 690. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 51.
- Stępień K. (2008). *Rentowność a wypłacalność przedsiębiorstw*. Warszawa: Difin.
- Wędzki D. (2003). *Strategie płynności finansowej przedsiębiorstwa, przepływy pieniężne a wartość dla właścicieli*. Kraków: Oficyna Ekonomiczna.
- Wyniki finansowe spółek giełdowych* (2013). Notoria Serwis [CD].
- Zalewski H. (1998). *Finanse firmy w spółkach i innych podmiotach gospodarczych*. Gdańsk: ODiDK.

THE APPLICATION OF MULTIPLE REGRESSION MODEL FOR DETERMINING FACTORS FROM THE FINANCIAL LIQUIDITY SHAPING THE EFFICIENCY IN INDUSTRIAL COMPANIES

Abstract: *Purpose* – The article presents variables from the financial liquidity determining the efficiency in industrial companies.

Design/methodology/approach – Moreover, it points out the force and the directions of the influence of those factors on the amount of working capital. An econometric linear model (multiple regression model), estimated by The Method of Least Squares, has been used to accomplish the defined aim of the work. The research involved 32 industrial companies registered at the Warsaw Stock Exchange and concerned the period of years between 2004–2012.

Findings – The effects of the conducted analysis indicate that the use of a moderate strategy of financial liquidity contributes to the improvement of the efficiency in industrial companies.

Originality/value – The study should be regarded as a starting point for further in-depth analysis of the impact of financial liquidity on the net profit.

Keywords: efficiency, financial liquidity, multiple regression model, industrial companies

Cytowanie

- Kuś A., Pawlik M. (2016). Wykorzystanie modelu regresji wielorakiej do określenia czynników z obszaru płynności finansowej kształtujących efektywność w przedsiębiorstwach przemysłowych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 4 (82/1), 99–111. DOI: 10.18276/frfu.2016.4.82/1-08.

