

Krzysztof Łobos

Wyższa Szkoła Bankowa w Opolu, Wyższa Szkoła Bankowa we Wrocławiu

Mirosława Szewczyk

Politechnika Opolska

**WPŁYW ZARZĄDZANIA KAPITAŁEM PRACUJĄCYM
NA RENTOWNOŚĆ AKTYWÓW PRZEDSIĘBIORSTW
WYDOBYWAJĄCYCH SUROWCE SKALNE W POLSCE**

Streszczenie: Celem opracowania jest identyfikacja zmiennych determinujących rentowność aktywów (ROA) przedsiębiorstw wydobywających surowce skalne w Polsce. W artykule podjęto próbę określenia siły i kierunku wpływu na ROA wybranych czynników (wskaźnik cyklu zapasów w dniach, wskaźnik cyklu należności w dniach, wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach, cykl konwersji gotówki) z zastosowaniem regresji wielorakiej. Wykorzystano dane pochodzące z Monitorów Polski B. W badaniu stwierdzono istotną zależność m.in. pomiędzy cyklem zapasów oraz rentownością aktywów.

Słowa kluczowe: przedsiębiorstwa, kapitał pracujący, rentowność aktywów.

1. Wstęp

Temat wpływu zmiennych odzwierciedlających sprawność zarządzania kapitałem pracującym na rentowność przedsięwzięcia był już podejmowany w literaturze (zob. np. [Padachi 2006; Anand 2001; Deloof 2003]). Osią problemu wydaje się umiejętność osiągnięcia przez menedżerów zarządzających finansami równowagi pomiędzy utrzymaniem płynności finansowej a realizacją wysokiego poziomu rentowności. Z jednej bowiem strony płynność finansowa wymaga od podmiotów minimalizowania wartości zapasów oraz należności oraz odraczania możliwie długo zapłaty za otrzymane dostawy, co wpływa pozytywnie na stan gotówki na rachunku bankowym przedsiębiorstwa, z drugiej – taka restrykcyjna polityka zarządzania kapitałem pracującym może powodować obniżenie rentowności przez fakt, że warunki sprzedaży staną się nieatrakcyjne dla odbiorców (krótkie terminy płatności, konieczność dłuższego oczekiwania na dostawę, okresowy brak określonych asortymentów).

2. Tło teoretyczne badania

Kapitał obrotowy netto jest tą częścią wartości majątku obrotowego, która pozostaje w przedsiębiorstwie po spłaceniu zobowiązań krótkoterminowych. Możemy więc wyliczyć go według następującej formuły¹:

$$\text{Kapitał pracujący} = \text{majątek obrotowy} - \text{zobowiązania krótkoterminowe.}$$

Kapitał obrotowy może też być traktowany jako nadwyżka (bądź niedomiar) wartości kapitału stałego w przedsiębiorstwie w stosunku do wartości majątku trwałego. Majątek trwały powinien być oczywiście finansowany kapitałami stałymi. Jeśli więc jego wartość przewyższa wartość majątku trwałego, wówczas część majątku obrotowego także jest sfinansowana przez kapitał stały, co tworzy korzystną sytuację z punktu widzenia płynności finansowej [Szewczyk, Zygmunt 2011]. Właściwie im większy udział kapitału stałego w finansowaniu majątku obrotowego, tym sytuacja jest korzystniejsza dla przedsiębiorstwa. W granicznej sytuacji, gdy firma nie ma zobowiązań bieżących, kapitał stały finansuje całość majątku trwałego oraz obrotowego. Możemy więc również stwierdzić, że kapitał pracujący to ta część majątku obrotowego, która jest sfinansowana przez kapitał stały. Inna formuła wyliczenia kapitału pracującego jest więc następująca:

$$\text{Kapitał pracujący} = \text{kapitał stały} - \text{majątek trwały} = \text{kapitał własny} + \\ + \text{zobowiązania długoterminowe} - \text{majątek trwały.}$$

Wysokie wartości kapitału pracującego świadczą oczywiście korzystnie o sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstwa. Przyczyną konieczności utrzymywania wysokich wartości kapitału pracującego może być także słaba dostępność krótkoterminowych źródeł finansowania (kredytów bankowych, kupieckich), co może być szczególnie istotne w przypadku firm małych i średniej wielkości.

Zarządzanie kapitałem obrotowym sprowadza się do zarządzania gotówką, zarządzania należnościami, zarządzania zapasami oraz zarządzania zobowiązaniami. Jako że w artykule nie podjęto tematu wpływu lokowania wolnych środków pieniężnych na rentowność, zdecydowano o wykorzystaniu miar odnoszących się do zarządzania kapitałem pracującym konstituujących tzw. cykl konwersji gotówki (CCC – *Cash Conversion Cycle*)², a więc cykl zapasów w dniach, cykl należności w dniach i cykl odroczenia zobowiązań w dniach. Cykl konwersji gotówki określony jest wzorem:

$$\text{CCC} = \text{cykl zapasów w dniach} + \text{cykl należności w dniach} - \text{cykl odroczenia} \\ \text{zobowiązań w dniach.}$$

Długi cykl konwersji gotówki jest dla przedsiębiorstwa niekorzystny ze względu na zamrożenie środków pieniężnych. Mogą w efekcie rosnąć także koszty finansowe

¹ W artykule użyto sformułowania „kapitał pracujący” w znaczeniu „kapitał pracujący netto”.

² Koncepcja cyklu konwersji gotówki została opracowana przez Richardsona i Laughlina [1980].

przez wykorzystywanie zewnętrznego finansowania krótkoterminowego (kredyty obrotowe)³. Inwestycje w majątek obrotowy (zapasy i należności) są konieczne do zrealizowania sprzedaży. Przyrost tych inwestycji może być dla firmy opłacalny, gdy wywołuje większy wzrost sprzedaży, lub nieopłacalny, gdy koszty zamrożenia gotówki w zapasach i należnościach przekraczają korzyści wynikające z przyrostu wartości sprzedaży.

Uznaje się, że zarządzanie kapitałem pracującym jest ważne dla firm reprezentujących różne klasy wielkości, choć szczególnie dla małych i tych, dla których krótkoterminowe źródła finansowania są istotne [Deakins i in. 2001]. Powinno się wówczas przyjmować sformalizowane rutyny zarządzania kapitałem pracującym i prowadzić stałe jego monitorowanie. Formułowane są konkluzje, że w wielu branżach możliwe jest podnoszenie rentowności działalności przez kontrolę kosztów, lecz także ograniczanie inwestycji w kapitał pracujący bądź racjonalizowanie tych inwestycji i przez to poprawianie efektywności zastosowania kapitału pracującego w cyklu obrotowym [Narasimhan, Murty 2011]. W badaniach empirycznych stwierdza się istotne zależności pomiędzy redukcją cyklu konwersji gotówki oraz rentownością [Deloof 2003]. W badaniach małych firm stwierdzono, że zwiększone inwestycje w zapasy i należności są związane z niższą rentownością ich działania [Padachi 2006].

3. Przegląd literatury

Zagadnienia związane z rentownością aktywów i jej determinantami stanowią przedmiot zainteresowań teoretyków. Badania przeprowadzone przez Guptę [1969] oraz Guptę i Huefnera [1972] wykazały istnienie różnic średniej rentowności pomiędzy branżami. Rozważania dotyczące związku pomiędzy zarządzaniem kapitałem obrotowym i rentownością podejmowane były m.in. przez autorów, takich jak: Burns i Walker [1991], Jose, Lancaster i Stevens [1996], Shin i Soenen [1998], Anand [2001], Deloof [2003], Lazaridis i Tryfonidis [2006], Garcia-Teruel i Martinez-Solano [2007], Bieniasz i Gołaś [2011]. Istotną negatywną korelację między rentownością i długością CCC stwierdzono w badaniach empirycznych prowadzonych przez następujących autorów: Jose, Lancaster i Stevens [1996], Eljelly [2004], Hutchison i in. [2007], Sen i Oruc [2009]. Deloof [2003] stwierdził, że firmy mogą poprawić swoją rentowność przez zmniejszenie cyklu zapasów i skrócenie okresu należności (występowanie ujemnej korelacji na próbie 1009 dużych belgijskich firm niefinansowych, analizowany okres: 1992-1996). Lazaridis i Tryfonidis [2006] stwierdzili ujemną korelację między rentownością a cyklem konwersji gotówki (CCC) dla 131 dużych przedsiębiorstw – spółek notowanych na Giełdzie Ateńskiej w latach 2001-2004. Podobne wnioski pojawiają się w pracach Garcii-Teruela i Mar-

³ Na aspekty kosztów finansowych związanych z finansowaniem zewnętrznym zwraca uwagę m.in. J. Zygmunt [2011].

tineza-Solano [2007] (ujemna korelacja między rentownością a cyklem konwersji gotówki dla małych i średnich firm hiszpańskich). Podobne wyniki uzyskali Jose, Lancaster i Stevens [1996], którzy badali zależność pomiędzy zarządzaniem kapitałem obrotowym i rentownością firm amerykańskich.

W badaniu przeprowadzonym przez Moss i Stine [1993] stwierdzono istotną ujemną korelację pomiędzy długością CCC i wielkością przedsiębiorstwa, a także długością CCC i rentownością przedsiębiorstwa. Podobne wyniki uzyskał Uyar [2009] w badaniu niefinansowych firm notowanych na tureckiej Giełdzie Papierów Wartościowych (ISE).

Przedsiębiorstwa winny zwrócić uwagę na kwestie związane z zarządzaniem kapitałem obrotowym. Zwłaszcza małe firmy, ze względu na ich podatność na wahania poziomu kapitału obrotowego, nie mogą sobie pozwolić na brak gotówki. Badania przeprowadzone przez Peela, Wilsona i Howorth [2000] wykazały, że małe firmy mają zwykle stosunkowo wysoki udział aktywów bieżących, mniejszą płynność, niestabilne przepływy pieniężne, a także są znacznie bardziej uzależnione od krótkoterminowego zadłużenia niż większe firmy. Howorth i Westhead [2003] twierdzą, że małe firmy mają tendencję do koncentrowania się na tych obszarach zarządzania kapitałem obrotowym, w których mogą się spodziewać zwiększenia zysków. Dla małych przedsiębiorstw efektywne zarządzanie kapitałem obrotowym jest istotnym elementem poprawy rentowności i płynności [Peel, Wilson 1996], decydujących o przetrwaniu. Peel i Wilson twierdzą, że mniejsze firmy powinny przyjąć formalną procedurę zarządzania kapitałem w celu zwiększenia wydajności oraz jednoczesnego zmniejszenia prawdopodobieństwa upadku firmy. Zarządzanie przepływem gotówki i cyklem konwersji gotówki jest istotnym elementem zarządzania finansami zwłaszcza tych przedsiębiorstw, które są bardziej zależne od źródeł krótkoterminowych [Walker i Petty 1978; Deakins i in. 2001].

Rozważania dotyczące rentowności kapitału własnego w warunkach polskich podejmowane były m.in. przez Bieniasz i Gołasia [2011]. Skoncentrowane były na badaniu siły i kierunku wpływu czynników kształtujących poziom rentowności w przemyśle spożywczym. Ujemne wartości współczynników regresji przy zmiennych: cykl zapasów, należności, zobowiązań oraz cykl konwersji gotówki wskazują jednoznacznie na negatywny wpływ wydłużania tych cykli na rentowność aktywów zarówno w małych, jak i średnich oraz dużych przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego. Analiza współczynników regresji przy zmiennych opisujących długość cykli wskazuje, że w sektorze małych przedsiębiorstw spożywczych najsilniej negatywnie na rentowność aktywów wpływało wydłużenie cyklu zapasów i należności. W sektorze średnich przedsiębiorstw spożywczych najsilniej negatywnie na rentowność aktywów wpływało wydłużenie cyklu należności. W sektorze dużych przedsiębiorstw siła negatywnego oddziaływania wszystkich rozpatrywanych cykli na rentowność aktywów była bardzo zbliżona [Bieniasz, Gołaś 2011].

4. Materiały źródłowe i założenia metodyczne

Analizie poddane zostały dane finansowe podmiotów zajmujących się wydobywaniem surowców skalnych (z podklasy 08.11Z PKD 2007 – wydobywanie kamieni ozdobnych oraz kamienia dla potrzeb budownictwa, skał wapiennych, gipsu, kredy i łupków, oraz z podklasy 08.91Z – wydobywanie minerałów dla przemysłu chemicznego oraz do produkcji nawozów). Dobór próby był celowy. Na podstawie danych opublikowanych w Monitorach Polskich B utworzono bazę danych o przedsiębiorstwach (dane za lata 2008-2010). Analizą objęto w 2008 r. sprawozdania 33 podmiotów, w 2009 r. – 36 podmiotów, w 2010 r. – 30 podmiotów. Do próby włączono podmioty działające na rynku polskim, które spełniły co najmniej dwa z wymienionych warunków:

- średnioroczne zatrudnienie w przeliczeniu na pełne etaty wyniosło co najmniej 50 osób,
- suma aktywów bilansu na koniec roku obrotowego stanowiła równowartość w walucie polskiej co najmniej 2,5 mln euro,
- przychody netto ze sprzedaży towarów i produktów oraz operacji finansowych za rok obrotowy stanowiły równowartość w walucie polskiej co najmniej 5 mln euro.

Celem badania jest określenie siły i kierunku wpływu czynników determinujących rentowność aktywów (ROA). Ze względu na złożoność analizowanych zależności do zbadania jednoczesnego wpływu wybranych zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą wykorzystano regresję wieloraką [Szewczyk, Ciesielska 2011]:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_k X_k + \varepsilon,$$

gdzie: Y – zmienna objaśniana,
 X_1, X_2, \dots, X_k – zmienne objaśniające,
 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$ – parametry modelu,
 ε – składnik losowy.

Zastosowano następujące oznaczenia:

X_1 – wskaźnik cyklu zapasów w dniach,

X_2 – wskaźnik cyklu należności w dniach,

X_3 – wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach,

X_4 – cykl konwersji gotówki (CCC),

Y – rentowność aktywów (ROA).

Proces doboru zmiennych polegał na wyznaczeniu współczynników zmienności⁴, współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi oraz budowie modelu wyjściowego [Nowak 1994; Czyżyński 1995; Dziechciarz 2002]. W kolejnych etapach procesu następowała eliminacja zmiennych objaśniających, które nie wpływały

⁴ Zmienne objaśniające powinny się charakteryzować odpowiednio wysoką zmiennością. Do porównań przyjęto wartość krytyczną współczynnika zmienności $v^* = 0,1$.

istotnie na zmienną objaśnianą. Statystyczną istotność poszczególnych parametrów badano za pomocą testu *t*-Studenta, natomiast łączną istotność testem Fishera-Snedecora. Przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$. Oceny przydatności diagnostycznej modelu dokonano na podstawie współczynnika determinacji R^2 (określenie stopnia dopasowania modelu do danych empirycznych) oraz skorygowanego współczynnika determinacji \bar{R}^2 (wybór modelu podczas wyłączania kolejnych zmiennych objaśniających w kolejnych etapach regresji wielorakiej).

5. Wyniki analizy

Podstawowe statystyki opisowe zmiennych przyjętych do badania zaprezentowano w tab. 1. Tabele 2-4 przedstawiają współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi.

Tabela 1. Statystyki opisowe zmiennych przyjętych do modelu

Zmienna	Średnia	Odchylenie standardowe	Mediana
2008			
X_1 – wskaźnik cyklu zapasów w dniach	26,63	19,79	24,06
X_2 – wskaźnik cyklu należności w dniach	42,22	28,45	35,06
X_3 – wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach	78,88	79,23	53,73
X_4 – cykl konwersji gotówki (CCC)	-10,02	77,14	0,96
Y – rentowność aktywów (ROA)	0,11	0,12	0,10
2009			
X_1 – wskaźnik cyklu zapasów w dniach	27,61	19,76	26,57
X_2 – wskaźnik cyklu należności w dniach	42,20	17,97	42,79
X_3 – wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach	82,84	98,04	59,77
X_4 – cykl konwersji gotówki (CCC)	-13,03	94,38	3,45
Y – rentowność aktywów (ROA)	0,09	0,11	0,08
2010			
X_1 – wskaźnik cyklu zapasów w dniach	26,25	20,47	22,01
X_2 – wskaźnik cyklu należności w dniach	41,47	16,62	37,40
X_3 – wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach	61,37	25,33	55,13
X_4 – cykl konwersji gotówki (CCC)	6,34	34,77	6,88
Y – rentowność aktywów (ROA)	0,10	0,11	0,11

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie Microsoft Excel.

Analiza wartości współczynników zmienności potwierdziła zasadność włączenia wszystkich wytypowanych zmiennych objaśniających. Wszystkie kandydatki na zmienne objaśniające charakteryzowały się odpowiednio wysoką zmiennością ($v_i > v^*$ dla $i = 1, 2, 3, 4$).

Analiza wartości współczynników korelacji liniowej (tab. 2-4) prowadzi do wniosku o stosunkowo silnej korelacji pomiędzy ROA oraz wskaźnikiem cyklu zapasów (Y i X_1). Jednocześnie w badanym okresie występowała silna korelacja pomiędzy wskaźnikiem cyklu zobowiązań krótkoterminowych i cyklem konwersji gotówki (X_3 i X_4). Autorzy zdecydowali jednak o włączeniu do podstawowego modelu wszystkich czterech zmiennych objaśniających: X_1, X_2, X_3, X_4 .

Tabela 2. Współczynniki korelacji liniowej Pearsona pomiędzy zmiennymi (2008 r.)

Zmienna	X_1	X_2	X_3	X_4	Y
X_1 – wskaźnik cyklu zapasów w dniach	1,00	0,06	0,00	0,28	-0,53
X_2 – wskaźnik cyklu należności w dniach	0,06	1,00	0,36	0,02	-0,08
X_3 – wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach	0,00	0,36	1,00	-0,90	-0,39
X_4 – cykl konwersji gotówki (CCC)	0,28	0,02	-0,90	1,00	0,24
Y – rentowność aktywów (ROA)	-0,53	-0,08	-0,39	0,24	1,00

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie Microsoft Excel.

Tabela 3. Współczynniki korelacji liniowej Pearsona pomiędzy zmiennymi (2009 r.)

Zmienna	X_1	X_2	X_3	X_4	Y
X_1 – wskaźnik cyklu zapasów w dniach	1,00	0,21	0,09	0,15	-0,53
X_2 – wskaźnik cyklu należności w dniach	0,21	1,00	0,34	-0,12	-0,07
X_3 – wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach	0,09	0,34	1,00	-0,95	-0,39
X_4 – cykl konwersji gotówki (CCC)	0,15	-0,12	-0,95	1,00	0,28
Y – rentowność aktywów (ROA)	-0,53	-0,07	-0,39	0,28	1,00

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie Microsoft Excel.

Tabela 4. Współczynniki korelacji liniowej Pearsona pomiędzy zmiennymi (2010 r.)

Zmienna	X_1	X_2	X_3	X_4	Y
X_1 – wskaźnik cyklu zapasów w dniach	1,00	-0,10	0,19	0,40	-0,59
X_2 – wskaźnik cyklu należności w dniach	-0,10	1,00	-0,16	0,54	0,23
X_3 – wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych w dniach	0,19	-0,16	1,00	-0,69	-0,24
X_4 – cykl konwersji gotówki (CCC)	0,40	0,54	-0,69	1,00	-0,07
Y – rentowność aktywów (ROA)	-0,59	0,23	-0,24	-0,07	1,00

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie Microsoft Excel.

Model podstawowy bazował na czterech zmiennych objaśniających: X_1, X_2, X_3, X_4 :

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \varepsilon .$$

Uwzględniając wartości statystyki t oraz statystyki F , dokonano redukcji zmiennych objaśniających. Oceny przydatności diagnostycznej modeli dokonano na podstawie skorygowanego współczynnika determinacji \bar{R}^2 (wybór modelu podczas wyłączania kolejnych zmiennych objaśniających w kolejnych etapach regresji wielorakiej). Wyniki estymacji przedstawia tab. 5.

Tabela 5. Wyniki estymacji modeli

Zmienna objaśniająca	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka t	p -value
2008 r.				
Const.	0,244*	0,032	7,677	0,000
X_1	-0,003*	0,001	-3,806	0,001
X_3	-0,001*	0,000	-2,792	0,009
Statystyka F	11,12			
Istotność F	0,000			
R^2	0,43			
\bar{R}^2	0,40			
2009 r.				
Const.	0,186*	0,025	7,434	0,000
X_1	-0,003*	0,001	-4,260	0,000
X_4	0,0004*	0,0002	2,657	0,012
Statystyka F	11,12			
Istotność F	0,000			
R^2	0,41			
\bar{R}^2	0,37			
2010 r.				
Const.	0,189*	0,028	6,722	0,000
X_1	-0,003*	0,001	-3,854	0,001
Statystyka F	14,85			
Istotność F	0,001			
R^2	0,34			
\bar{R}^2	0,32			

* istotny na poziomie istotności 0,05

Źródło: obliczenia własne wykonane w programie Microsoft Excel.

Model regresji wielorakiej dla rentowności aktywów w 2008 r. przedstawia się następująco:

$$\hat{Y} = 0,244 - 0,003X_1 - 0,001X_3 .$$

43% zmienności rentowności aktywów zostało wyjaśnione przez wskaźnik cyklu zapasów oraz wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych. Znak parametru a_i dla każdej zmiennej objaśniającej był zgodny ze znakiem współczynnika korelacji, co oznacza zgodność kierunku oddziaływania zmiennej objaśniającej X_i na zmienną objaśnianą Y (koincydencja). Jeżeli wskaźnik cyklu zapasów wzrośnie o 1 dzień, a wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych pozostanie bez zmian, to rentowność aktywów zmaleje o 0,003. Jeżeli wskaźnik cyklu zobowiązań krótkoterminowych wzrośnie o 1 dzień, a wskaźnik cyklu zapasów pozostanie bez zmian, to rentowność aktywów zmaleje o 0,001. Prezentowany model regresji wielorakiej okazał się najlepszy w 2008 r.

Model regresji wielorakiej dla rentowności aktywów w 2009 r. przedstawia się następująco:

$$\hat{Y} = 0,186 - 0,003X_1 - 0,0004X_4 .$$

41% zmienności rentowności aktywów zostało wyjaśnione przez wskaźnik cyklu zapasów oraz CCC. Znak parametru a_i dla każdej zmiennej objaśniającej był zgodny ze znakiem współczynnika korelacji, co oznacza zgodność kierunku oddziaływania zmiennej objaśniającej X_i na zmienną objaśnianą Y (koincydencja). Jeżeli wskaźnik cyklu zapasów wzrośnie o 1 dzień, a cykl konwersji gotówki pozostanie bez zmian, to rentowność aktywów zmaleje o 0,003. Jeżeli CCC wzrośnie o 1 dzień, a wskaźnik cyklu zapasów pozostanie bez zmian, to rentowność aktywów zmaleje o 0,0004. Prezentowany model regresji wielorakiej okazał się najlepszy w 2009 r.

Model regresji wielorakiej dla rentowności aktywów w 2010 r. przedstawia się następująco:

$$\hat{Y} = 0,189 - 0,003X_1 .$$

35% zmienności rentowności aktywów zostało wyjaśnione przez wskaźnik cyklu zapasów. Spełniony jest warunek koincydencji. Jeżeli wskaźnik cyklu zapasów wzrośnie o 1 dzień, to rentowność aktywów zmaleje o 0,003. Prezentowany model regresji wielorakiej okazał się najlepszy dla danych z 2010 r.

6. Wnioski i dyskusja

Otrzymane wyniki upoważniają do sformułowania następujących wniosków:

1. Spośród przyjętych do badania zmiennych w roku 2008 w największym stopniu zmiany wartości ROA są wyjaśniane przez wskaźnik cyklu zapasów w dniach oraz wskaźnik odroczenia zobowiązań krótkoterminowych w dniach. O ile jednak

wydłużenie cyklu zapasów wpływa zgodnie z przewidywaniami negatywnie na ROA, o tyle wydłużenie odroczenia płatności, które powinno być dla przedsiębiorstwa korzystne i powoduje skrócenie CCC, też powoduje zmniejszenie ROA.

2. Model regresji ROA dla 2009 r. obejmuje podobnie jak w roku 2008 dwie zmienne: wskaźnik cyklu zapasów w dniach oraz CCC. W tym przypadku, zgodnie z przewidywaniami, wydłużenie zarówno cyklu zapasów w dniach, jak i cyklu konwersji gotówki oddziałuje negatywnie na ROA, choć aby uzyskać zmianę o punkt procentowy na niekorzyść, CCC musiałyby wydłużyć się o prawie miesiąc (25 dni), cyklu zapasów zaś – o nieco ponad trzy dni. Cykl zapasów może więc okazać się kluczowym elementem zarządzania kapitałem pracującym w przypadku spółek zajmujących się wydobywaniem surowców skalnych z punktu widzenia rentowności aktywów. Mogą to powodować duże ilości i wartości zapasów ze względu na duży wolumen produkcji.

3. Dla danych z 2010 r. model redukuje się do regresji prostej, a jedyna zmienna objaśniająca to występujący po raz trzeci cykl zapasów w dniach. Wydaje się, że może to potwierdzać znaczenie tego czynnika dla ROA z punktu widzenia zmiennych odzwierciedlających zarządzanie kapitałem pracującym.

4. Badane zmienne, z wyjątkiem wskaźnika cyklu należności w dniach, okazały się istotne dla wyjaśnienia zmian ROA. Inwestycje w zapasy i należności, aby podnieść wartość sprzedaży, nie są racjonalne w przypadku badanych spółek wydobywających surowce skalne. Należy raczej racjonalizować wykorzystanie kapitału pracującego przez skracanie cyklu zapasów, który obok cyklu konwersji gotówki okazał się najbardziej istotną z badanych zmiennych. Badane spółki powinny zwrócić szczególną uwagę na zarządzanie zapasami i optymalizację ich utrzymywania.

Literatura

- Anand M., *Working capital performance of corporate India: An empirical survey*, "Management & Accounting Research" 2001, vol. 4(4).
- Bieniasz A., Gołaś Z., *Sprawność zarządzania kapitałem obrotowym i jej wpływ na rentowność małych, średnich i dużych przedsiębiorstw przemysłu spożywczego w Polsce*, "Journal of Agribusiness and Rural Development" 2011, nr 4(22).
- Burns R., Walker J., *A survey of working capital policy among small manufacturing firms*, "The Journal of Small Business Finance" 1991, no 1.
- Ching H.Y., Novazzi A., Gerab F., *Relationship between working capital management and profitability in Brazilian listed companies*, "Journal of Global Business and Economics" 2011, vol. 3, no 1.
- Czyżyński J. (red.), *Zbiór zadań z ekonometrii opisowej*, Wydawnictwo AE, Kraków 1995.
- Deakins D., Logan D., Steele L., *The financial management of the small enterprise*, ACCA Research Report 2001, no 64.
- Deloof M., *Does working capital management affect profitability of Belgian firms?*, "Journal of Business Finance and Accounting" 2003, vol. 30, Issue 3/4.
- Dooley F., Martens B., *Effects of supply chain management for food and grocery*, "Agricultural & Applied Economics Association" 2009, AAEA & ACCI Joint Annual Meeting, Milwaukee, Wisconsin 2009.

- Dziechciarz J. (red.), *Ekonometria. Metody, przykłady, zadania*, Wydawnictwo AE, Wrocław 2002.
- Garcia-Teruel P.J., Martinez-Solano P., *Effects of working capital management on SME profitability*, "International Journal of Managerial Finance" 2007, vol. 3, no 2.
- Ghose A.K., *Sustainable development in world mining industry in the light of the New Delhi Declaration – NDD*, New Challenges and Visions for Mining, 21st World Mining Congress, 7-11 September 2008 – Poland.
- Gupta M.C., *The effect of size, growth and industry on the financial structure of manufacturing companies*, "Journal of Finance" 1969, vol. 24, no 3.
- Gupta M.C., Huefner R.J., *A Cluster analysis study of financial ratios and industry characteristics*, "Journal of Accounting Research" 1972, vol. 10, no 1.
- Hendricks K., Singhal V.R., Stratman J.K., *The impact of enterprise systems on corporate performance: a study Of ERP, SCM, and CRM system implementations*, "Journal of Operations Management" 2007, no 25(1).
- Howorth C., Westhead P., *The focus of working capital management in UK small firms*, "Management Accounting Research" 2003, vol. 14, nr 2.
- Hutchison P.D., Farris II M.T., Anders S.B., *Cash-to-cash analysis and management*, "The CPA Journal" 2007, vol. 77, nr 8.
- Jajuga K. (red.), *Metody ekonometryczne i statystyczne w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo AE, Wrocław 2000.
- Jose M.L., Lancaster C., Stevens J.L., *Corporate returns and cash conversion cycle*, "Journal of Economics and Finance" 1996, vol. 20, no 1.
- Lazaridis I., Tryfonidis D., *Relationship between working capital management and profitability of listed companies in the Athens Stock Exchange*, "Journal of Financial Management and Analysis" 2006, vol. 19, no 1.
- Leszczyński L., Skowronek-Mielczarek A., *Analiza ekonomiczno-finansowa spółki*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2004.
- Minerals Yearbook of Poland 2009*, Ministry of the Environment, Warszawa 2009.
- Monitor Polski B, 2009, nr 372, nr 972, nr 1040, nr 1195, nr 1361, nr 1520, nr 1675, nr 1758, nr 2285, nr 2326, nr 2382, nr 2407, nr 2463, nr 2465, nr 2439, nr 2452, nr 2625.
- Monitor Polski B, 2010, nr 41, nr 43, nr 86, nr 265, nr 267, nr 660, nr 1050, nr 1093, nr 1148, nr 1251, nr 1324, nr 1348, nr 1394, nr 1440, nr 1586, nr 1602, nr 1645, nr 1688, nr 1770, nr 1842, nr 1898, nr 2276, nr 2301, nr 2338, nr 2386, nr 2398, nr 2414, nr 2490, nr 2497, nr 2505, nr 2549.
- Monitor Polski B, 2011, nr 33, nr 37, nr 316, nr 401, nr 736, nr 1046, nr 1097, nr 1146, nr 1219, nr 1389, nr 1404, nr 1435, nr 1488, nr 1491, nr 1492, nr 1524, nr 1532, nr 1560, nr 1581, nr 1632, nr 1867, nr 1868, nr 1887, nr 2001, nr 2053, nr 2078, nr 2229, nr 2241, nr 2314, nr 2376, nr 2415, nr 2417, nr 2430.
- Moss J.D., Stine B., *Cash conversion cycle and firm size: a study of retail firms*, "Managerial Finance" 1993, vol. 19, no 8.
- Narasimhan M.S., Murty L.S., *Emerging manufacturing industry: a financial perspective*, "Management Review" 2001.
- Nita B., *Metody wyceny i kształtowania wartości przedsiębiorstwa*, Polskie Wyd. Ekonomiczne, Warszawa 2007.
- Nowak E., *Zarys metod ekonometrii*, PWN, Warszawa 1994.
- Padachi K., *Trends in working capital management and its impact on firm's performance: an analysis of Mauritian small manufacturing firms*, "International Review of Business Research Papers" 2006, vol. 2, no 2.
- Peel M.J., Wilson N., *Working capital and financial management practices in the small firm sector*, "International Small Business Journal" 1996, no 14(2).

- Peel M.J., Wilson N., Howorth C.A., *Late payment and credit management in the small firm sector: some empirical evidence*, "International Small Business Journal" 2000, no 18(2).
- Richardson V.D., Laughlin E.J., *A cash conversion cycle approach to liquidity analysis*, "Financial Management" 1980.
- Sen M., Oruc E., *Relationship between efficiency level of working capital management and return on total assets in ISE*, "International Journal of Business and Management" 2009, vol. 4, nr 10.
- Shin H.H., Soenen L., *Efficiency of working capital and corporate profitability*, "Financial Practice and Education" 1998, vol. 8, no 2.
- Sierpińska M., Jachna T., *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*, PWN, Warszawa 1994.
- Szewczyk M., Ciesielska M., *Podstawy statystyczne badań marketingowych*, Skrypt nr 290, Politechnika Opolska, Opole 2011.
- Szewczyk M., Zygmunt A., *Prospects of Food Products Manufacture Sector in Opolskie Region, [w:] Regional and Local Development: Capital and Drivers*, red. K. Malik, Oficyna Wydawnicza Politechniki Opolskiej, Opole 2011.
- Tyran M.R., *Wskaźniki finansowe*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2005.
- Uyar A., *The relationship of cash conversion cycle with firm size and profitability: an empirical investigation in Turkey*, "International Research Journal of Finance and Economics" 2009, Issue 24.
- Walker E., Petty W., *Financial differences between large and small firms*, "Financial Management" 1978, Winter.
- Zaleska M., *Ocena ekonomiczno-finansowa przedsiębiorstwa przez analityka bankowego*, Oficyna Wydawnicza Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2002.
- Zygmunt J., *Analiza wpływu finansowania zewnętrznego na działalność inwestycyjną przedsiębiorstw, [w:] Metody ilościowe w ekonomii i zarządzaniu*, red. S. Forlicz, Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej we Wrocławiu nr 20/2011, Wrocław 2011.

IMPACT OF WORKING CAPITAL MANAGEMENT ON THE RETURN ON ASSETS OF COMPANIES ENGAGED IN QUARRYING OF STONE IN POLAND

Summary: The purpose of this paper is to identify the variables that affect profitability of the biggest enterprises engaged in quarrying of rock materials in Poland. The profitability is measured as return on assets (ROA). In the article an attempt has been undertaken to determine the power and direction of the influence of chosen factors (cycle inventory, receivables cycle, liabilities cycle, cash conversion cycle) on return on assets, applying method of multiple linear regression. The study uses data from the Official Journal of the Republic of Poland "Monitor Polski B". The result shows a significant relationship between cycle inventory and return on assets.

Keywords: enterprises, working capital, return on assets.