

**Łukasz Merta, Andrzej Piosik\***

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

## **ZWIĄZEK MIĘDZY RENTOWNOŚCIĄ I PŁYNNOŚCIĄ FINANSOWĄ NA PRZYKŁADZIE SPÓŁEK BRANŻY CHEMICZNEJ**

### **1. Cele, hipotezy, uzasadnienie i zakres badań**

Projektując systemy zarządzania przedsiębiorstw, można i należy uwzględnić wyniki empirycznej weryfikacji co do charakteru zależności między dokonaniem w branży lub sektorze. Analizowane mogą być relacje między różnymi grupami dokonań finansowych i pozafinansowych, a także relacje w ramach jednorodnej grupy dokonań. Podstawowym celem publikacji jest analiza związków między rentownością i płynnością finansową w kontekście przedsiębiorstw polskich prowadzących działalność w branży chemicznej. W artykule podjęto próbę odpowiedzi na dwa pytania badawcze:

1. Czy istnieje związek między wskaźnikami rentowności przedsiębiorstw oraz wskaźnikami ich płynności finansowej?

2. Czy można opisać rentowność kapitału własnego jako funkcję płynności oraz innych zmiennych (kontrolnych) oraz jaką postać matematyczną ma ta zależność?

W związku z celem artykułu i pytaniami stawia się następujące hipotezy:

- Stwierdza się korelację między wybranymi wskaźnikami rentowności a wskaźnikami płynności. Postuluje się uwzględnienie przeciwstawnego działania dwóch determinantów rentowności, tj. nadpłynność powoduje niewspółmierne

---

\* Redakcja merytoryczna Andrzej Piosik. Autorstwo punktów: 2.1; 3; 4; 5 – Łukasz Merta; 6 oraz 2.2 – Andrzej Piosik; 1 i 7 – opracowanie wspólne. Artykuł w zakresie badań empirycznych bazuje na materiale statystycznym zebranym na potrzeby pracy magisterskiej Ł. Merty (2009) przez autora tej pracy (praca magisterska napisana w Katedrze Rachunkowości Akademii Ekonomicznej w Katowicach). Ł. Merta wyraża zgodę na wykorzystanie materiału statystycznego przez A. Piosika do celów niniejszej publikacji.

angażowanie kapitału, a zbyt niska płynność jest nośnikiem ryzyka. Trudno odgórnie sformułować hipotezę co do kierunku korelacji.

- Istnieje zależność stochastyczna między stopą zwrotu z kapitału własnego a wskaźnikiem bieżącym płynności finansowej i wskaźnikiem zadłużenia. Krytyczna analiza wyników przeprowadzonych badań wskazuje na to, że ich autorzy rozpatrują często modele liniowe. Prowadzi to do rozbieżności wyników różnych badań lub małej istotności ocen parametrów. Tu nie ograniczamy się do analizowania związków liniowych. Stawia się tezę, że zależność między ROE a wskaźnikiem płynności można opisać za pomocą funkcji typu „ $\cap$ ”.
- Istnieje na poziomie branży optimum lokalne funkcji [b]. Można zatem wyznaczyć płynność, która maksymalizuje rentowność.

## 2. Modele zależności między rentownością a płynnością finansową

### 2.1. Modele, koncepcje i wyniki badań empirycznych

Racjonalne zarządzanie wymaga analizowania zależności między decyzjami podejmowanymi w obszarze zarządzania kapitałem obrotowym netto, płynnością i rentownością [11, s. 99]. Zarząd przedsiębiorstwa wypracowuje kompromis między rentownością i ryzykiem [3]. Minimalizacja inwestycji w kapitał obrotowy zwiększa rentowność poprzez redukcję kapitału. Zbyt intensywne ograniczenie zapasów może jednak prowadzić do spadku sprzedaży [10, s. 162]. Także koszt utraconych korzyści z tytułu rezygnacji z udzielania kredytu kupieckiego może być wysoki [3, s. 166]. Kwestia zależności między płynnością i rentownością została dostrzeżona głównie przez K.V. Smitha [8, s. 549]. Nie istnieje, według badacza, możliwość jednoczesnej maksymalizacji płynności i rentowności. Płynność można optymalizować.

Badania przeprowadzone przez H. Shina i L. Soenena [7, s. 37] dotyczą ponad 1000 przedsiębiorstw i obejmują lata 1975-1994. Analiza pokazuje ujemną zależność między rentownością a długością cyklu handlowego czy wskaźnikiem bieżącym. Autorzy wskazują, że skracanie cyklu handlowego powinno następować poprzez skracanie cyklu konwersji zapasów lub należności, a nie wydłużanie spłaty zobowiązań. Rentowność okazuje się ujemnie skorelowana z wielkością zadłużenia.

Do podobnych wniosków dochodzi A. Eljelly [2, s. 54]. Autor wykazuje istnienie ujemnej zależności między cyklem konwersji gotówki i rentownością sprzedaży, ale nie jest to zależność istotna. Badacz zauważa istotną ujemną korelację między wskaźnikiem bieżącej płynności i rentownością sprzedaży.

Badania przeprowadza też M. Deloof [1, s. 2], a próba jest dobrana spośród 1009 spółek belgijskich. Jako miarę rentowności przyjmuje się ROA. Autor wykazuje, że:

- występuje ujemna zależność między zyskiem operacyjnym a cyklami obrotu zapasami, należnościami i spłatą zobowiązań;
- zależność między zyskiem a cyklem konwersji gotówki jest ujemna, lecz nieistotna;

– zysk operacyjny brutto wzrasta wraz z wielkością sprzedaży, wzrostem przychodów ze sprzedaży, maleje natomiast wraz ze wzrostem zadłużenia finansowego.

M. Jose, C. Lancaster i J. Stevens [5] na podstawie badań przeprowadzonych w latach 1974-1993 stwierdzają istnienie ujemnej zależności między wskaźnikami rentowności a cyklem konwersji. Zależność ta ma jednak różną siłę w poszczególnych sektorach i jest wrażliwa na kapitałochłonność czy charakter procesu produkcyjnego.

Kompleksową pracę, mającą na celu wyznaczenie determinantów rentowności, przedstawiają J. Goddard, M. Tavakoli i J. Wilson [4]. Analiza dotyczy spółek produkcyjnych i usługowych w pięciu krajach UE. Wyniki estymacji wskazują na zależność rentowności w danym okresie od rentowności w poprzednim okresie. Wykazuje się ujemną zależność ROA od wskaźnika zadłużenia. Wykazuje się dodatnią zależność ROA od wskaźnika płynności. Jest to wynik rozbieżny w porównaniu z wcześniejszymi badaniami.

Badania związku kapitału obrotowego z rentownością w polskiej gospodarce przeprowadza A. Wawryszuk-Misztal [12] na podstawie 82 spółek notowanych na GPW w Warszawie w latach 1999-2004, zaliczanych do 9 sektorów produkcyjnych. Celem tych badań jest określenie zależności między długością cyklu konwersji gotówki a rentownością i wartością spółek. Wyniki analizy wskazują na istnienie ujemnej zależności między CKG a wskaźnikami ROE i ROA w pewnych sektorach. Nie jest to zależność istotna statystycznie. W pięciu sektorach występuje dodatnia korelacja, w tym w trzech zależność jest istotna.

## 2.2. Postulaty względem modeli zależności między rentownością i płynnością

Wyniki uzyskane przez wyżej wymienionych badaczy raczej potwierdzają istnienie zależności między rentownością a płynnością finansową. Zgodnie z wynikami badań autorów można stosować różne podejścia do pomiaru samej płynności oraz rentowności. Płynność jest mierzona zwykle za pomocą wskaźnika płynności bieżącej. Alternatywnie lub pomocniczo stosuje się mierniki bazujące na cyklu konwersji. Analizując interesujące nas zależności, włącza się do modeli również zmienne kontrolne, przy czym podstawową zmienną jest wskaźnik zadłużenia. Stosuje się również dodatkowo takie zmienne, jak dynamika przychodów, wskaźniki związane ze strukturą aktywów oraz przeszłe wyniki finansowe.

Podstawowym mankamentem wielu modeli jest przyjęcie założenia co do liniowego charakteru zmiennych objaśniających. Jeżeli nawet oszacowany parametr przy zmiennej opisującej płynność jest istotny, to nie musi oznaczać, że z koncepcyjnego punktu widzenia model i jego postać są prawidłowe. Struktura modelu ekonometrycznego musi się wpisywać w podstawowe ramy koncepcyjne, modele i metody, w tym przypadku zarządzania finansowego oraz rachunkowości. Z tego powodu postuluje się weryfikację zależności typu „ $\cap$ ” przy analizie relacji między rentownością oraz płynnością.

### 3. Wybór próby i źródła danych

Próbą badawczą zostały objęte sprawozdania finansowe 21 spółek branży chemicznej w Polsce z lat 2002-2006. Są wśród nich spółki akcyjne, w tym takie, których akcje są notowane na GPW, oraz spółki z o.o. Z analizy wyłączono spółkę Kolastyna SA (charakterystyki płynności rotacji znacznie odbiegały od średniej). Nie uwzględniono spółek powstałych po roku 2002. Podstawowym źródłem danych były oficjalne strony internetowe spółek oraz Monitor Polski „B”. Wpływ wywierany przez sposób wyceny majątku na rentowność i płynność finansową spółki nie jest jednak przedmiotem analizy. Kształtowanie się podstawowych zmiennych determinujących płynność finansową w branży w badanym okresie, przypadających średnio na 1 spółkę z próby przedstawiono w tab. 1.

Tabela 1. Średnie z próby wybranych charakterystyk finansowych przypadające na 1 spółkę w sektorze w tys. PLN

	2002	2003	2004	2005	2006
Aktywa trwałe	380 186	379 449	414 828	490 541	537 339
Aktywa obrotowe	242 773	285 560	308 638	410 284	447 417
Zapasy	82 557	81 746	101 551	136 586	148 953
Należności z tytułu dostaw i usług	108 705	127 164	133 562	156 565	183 314
Środki pieniężne i inne aktywa pieniężne	22 082	37 340	32 938	61 105	54 957
Kapitał własny	336 418	372 405	468 554	618 554	660 034
Zobowiązania z tytułu dostaw i usług	98 901	123 321	115 728	124 649	133 591
Przychody netto ze sprzedaży	834 197	1 000 952	1 040 041	1 173 348	1 377 831
Koszty działalności operacyjnej	810 797	949 913	939 711	1 093 143	1 299 999
Zysk netto	-1 716	33 696	75 568	64 764	52 688

Źródło: opracowanie własne.

Przedstawione dane wskazują na intensywny wzrost sektora w badanym okresie, o czym świadczy wzrost przychodów ze sprzedaży oraz aktywów. Zauważono jednak nieznaczny spadek zysku od roku 2004, co jest wynikiem wzrostu kosztów. Zebrane dane są w tym sensie zgodne z Raportem Rocznym Polskiej Izby Przemysłu Chemicznego 2003-2006. Należy podkreślić, że w celu przeprowadzenia analiz korelacji i regresji w dalszej części artykułu korzysta się z indywidualnych wskaźników płynności spółek, a nie z danych uśrednionych.

### 4. Wybór zmiennych, statystyki opisowe

Przeprowadzamy wstępną analizę korelacji wielu mierników rentowności oraz zmiennych mogących mieć na nią wpływ. Ważniejsze z analizowanych zmiennych oraz sposób ich wyliczenia przedstawiono w tab. 2. Statystyki opisowe dokonanych dotychczas badań przedstawiono w tab. 3 (105 obserwacji).

Tabela 2. Mierniki rentowności i płynności finansowej

	Zmienna	Sposób obliczenia
Miary rentowności	ROA	wynik ze sprzedaży/suma aktywów
	ROE	zysk netto/kapitał własny
	ROS (rentowność sprzedaży)	zysk netto/przychody netto ze sprzedaży
Miary płynności	CR (wskaźnik płynności bieżącej)	aktywa obrotowe/zobowiązania krótkoterminowe
	wskaźnik gotówkowy	środki pieniężne/zobowiązania krótkoterminowe
	NTC (cykl konwersji gotówki)	cykl obrotu zapasami + cykl konwersji należności – cykl spłaty zobowiązań
	cykl obrotu zapasami	średni stan zapasów/koszty działalności operacyjnej*365
	cykl konwersji należności	średni stan należności z tyt. dostaw/przychody ze sprzedaży*365
	cykl spłaty zobowiązań	średni stan zobowiązań z tyt. dostaw / koszty działalności operacyjnej*365
	wskaźnik udziału kapitału obrotowego w aktywach	(aktywa obrotowe – zobowiązania krótkoterminowe)/suma aktywów
Inne	DR (wskaźnik zadłużenia)	zobowiązania i rezerwy na zobowiązania/kapitał własny
	SG wskaźnik wzrostu sprzedaży	[przychody ze sprzedaży w okresie $t$ – przychody w okresie $(t-1)$ ]/przychody ze sprzedaży w okresie $(t-1)$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Statystyka opisowa (dane bezwzględne w tys. PLN)

Wyszczególnienie	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności	Mediana	1 kwartyl	3 kwartyl
Suma aktywów	779 711	906 324	116,2%	555 577	201 442	1 048 921
Kapitał własny	491 193	665 695	135,5%	301 450	129 516	641 376
Zysk netto	45 000	101 532	225,6%	17 448	2252	60 862
Przychody ze sprzedaży	1 085 274	1 724 676	158,9%	706 810	288 845	1 254 225
ROA	0,074	0,091	122,6%	0,080	0,026226	0,127
ROE*	0,066	0,151	228,0%	0,085	0,0164	0,148
ROS	0,060	0,103	171,7%	0,060	0,024	0,099
CR	2,114	1,835	86,8%	1,588	1,166	2,460
Wskaźnik gotówkowy	0,4253	1,201	282,4%	0,089	0,022	0,339
NTC (w dniach)	50,81	52,47	103,3%	51,49	23,88	80,83
Wskaźnik udziału kapitału obrotowego w aktywach	0,091	0,222	245,8%	0,099	-0,004	0,272
Wskaźnik zadłużenia	1,240	2,952	237,9%	0,571	0,356	1,073
Wskaźnik wzrostu sprzedaży	0,137	0,569	416,1%	0,072	-0,0007	0,176

\* Odrzucono 2 obserwacje, ponieważ za bardzo różniły się od pozostałych.

Źródło: opracowanie własne.

Analizując przedstawione dane, można stwierdzić bardzo duże wahania zarówno rentowności, jak i płynności finansowej w badanej zbiorowości, o czym świadczą wysokie wartości współczynnika zmienności. Warte uwagi jest duża zmienność wskaźnika ROE, spowodowana przede wszystkim przez wahania zysku netto, a także wskaźnika zadłużenia. Statystyki opisowe wyglądają jednak inaczej dla poszczególnych lat objętych analizą. Zauważyć można wzrost wskaźników rentowności od

2002 do 2004 r. oraz ich późniejszy spadek. Z roku na rok malał jednak ich współczynnik zmienności (z wyjątkiem roku 2005). Świadczy to o stabilizacji wyników spółek. Podobnie relacje te wyglądają w przypadku wskaźnika płynności bieżącej.

## 5. Analiza korelacji między rentownością i płynnością finansową

Analiza korelacji między miernikami rentowności i płynności finansowej została przeprowadzona za pomocą wskaźników korelacji rang Spearmana oraz dodatkowo wskaźników korelacji liniowej Pearsona. Odpowiednie dane przedstawiono w tab. 4. W przypadku wskaźników Pearsona odrzucono dwie najbardziej skrajne obserwacje, natomiast wskaźniki Spearmana liczone dla wszystkich 105 obserwacji, ponieważ w tym przypadku wartość wskaźnika nie jest wrażliwa na obserwację nawet bardzo odchylającą się. Wskaźniki istotne z punktu widzenia badania zaznaczono pogrubioną czcionką ( $p < 0,05$ ).

Tabela 4. Wskaźniki korelacji między rentownością a płynnością finansową

Wskaźniki korelacji rang Spearmana	Miary rentowności		
	ROA	ROE	ROS
miary płynności			
Wskaźnik bieżącej płynności finansowej	0,027	<b>0,388</b>	<b>0,559</b>
cykl konwersji gotówki	-0,122	0,045	<b>0,220</b>
wskaźnik gotówkowy	-0,009	<b>0,344</b>	<b>0,431</b>
wskaźnik zadłużenia	-0,104	<b>-0,273</b>	<b>-0,522</b>
Wskaźniki korelacji liniowej Pearsona	Miary rentowności		
miary płynności	ROA	ROE	ROS
Wskaźnik bieżącej płynności finansowej	0,011	0,180	<b>0,559</b>
cykl konwersji gotówki	-0,108	0,040	0,092
wskaźnik gotówkowy	0,069	0,092	<b>0,506</b>
wskaźnik zadłużenia	<b>-0,347</b>	<b>-0,669</b>	<b>-0,391</b>

Źródło: opracowanie własne.

Zauważono istotny ujemny związek między wskaźnikami rentowności (ROE, ROA i ROS) a wskaźnikiem zadłużenia. Jest to zgodne z powszechnie występującym przekonaniem, że firmy bardziej zadłużone są mniej rentowne. Dostrzeżono także dodatnią zależność między wskaźnikami rentowności (ROE, ROS) a wskaźnikami płynności bieżącej i gotówkowej. Przy czym wskaźniki korelacji Spearmana są wyższe niż Pearsona (szczególnie w przypadku ROE). Zależność między rentownością kapitałową a cyklem konwersji gotówki nie jest już tak istotna, a w przypadku rentowności mierzonej za pomocą ROA jest nawet ujemna. Istotna i dodatnia jest korelacja rentowności sprzedaży oraz cyklu konwersji. Analizę korelacji przeprowadzono również na poszczególne lata. Wnioski płynące z tych badań nie odbiegają istotnie od wniosków dotyczących danych zagregowanych. Ogólnie istotne są różnice między wyznaczonymi współczynnikami korelacji Spearmana oraz Pearsona. Wskazuje to na raczej krzywoliniowy charakter badanych relacji.

## 6. Model opisujący związki między rentownością i płynnością

W celu opisu związków, jakie zachodzą między rentownością a płynnością i ewentualnie innymi zmiennymi zastosowano wstępnie modele liniowe (zestawienia zob. [6]). Korzystano przede wszystkim z podejścia H. Shina i L. Soenena [7]:

$$ROE = b_0 + b_1 NTC + b_2 CR + b_3 DR + b_4 SG + \xi_t.$$

Wykorzystywano również inne zmienne objaśniające, takie jak cykl konwersji gotówki i dynamika przychodów. Współczynniki determinacji wielorakiej dla tych modeli były istotne, jednak oszacowane parametry były obciążone dużymi błędami, a jedynym istotnym parametrem był wskaźnik zadłużenia (zależność ujemna).

Zastosowano alternatywne podejście bazujące na analizowaniu zależności krzywoliniowych. Testowano związek:

$$1 + ROE = \beta_1 \cdot CR + \beta_2 \cdot CR^2 + \gamma_1 \cdot DR + \gamma_2 \cdot DR^2 + \xi_t.$$

Dokonano wyłączenia obserwacji znacznie odchylających się pewnymi wielkościami:

- obserwacje, dla których  $1 + ROE \leq 0$ ,
- obserwacje, dla których wskaźnik płynności bieżącej przekracza 4,
- obserwacje, dla których wskaźnik zadłużenia przekracza 3.

Ostatecznie w skład skorygowanej próby wchodzi 92 obserwacje. W celu wyznaczenia ocen parametrów modeli i innych charakterystyk zastosowano ogólne modelowanie liniowe (*General Linear Model* – GLM) z pakietu *Statistica*. Oszacowany na podstawie danych model ma postać:

$$1 + ROE = 0,6272 \cdot CR - 0,1062 \cdot CR^2 + 0,6817 \cdot DR - 0,188 \cdot DR^2.$$

Wyniki modelowania przedstawiono w tab. 5.

Jak wynika z danych, dwie zmienne ( $CR$  i  $DR$ ) są powiązane funkcyjnie ze stopą zwrotu z kapitału własnego ( $ROE+1$ ). Błędy standardowe ocen parametrów są małe, a zatem parametry są statystycznie istotne.

Tabela 5. Model związku między ROE a płynnością finansową

Wyszczególnienie	Ocena parametru	Błąd standardowy	$t$	$p$	$R^2$ 0,98	Skorygowane $R^2$ 0,98
Wyraz wolny	–	–	–	–		
CR	0,6272	0,051	12,19	0,00		
CR <sup>2</sup>	–0,1062	0,015	–7,28	0,00		
DR	0,6817	0,090	7,58	0,00		
DR <sup>2</sup>	–0,1880	0,036	–5,19	0,00		

Źródło: opracowanie własne.

Oszacowana postać funkcji umożliwia szukanie ewentualnego ekstremum. Stawia się pytanie, czy na poziomie branży istnieje ekstremum lokalne rentowności, biorąc pod uwagę zmienność płynności oraz zadłużenia. Warunkiem koniecznym istnienia ekstremum jest wyznaczenie punktów stacjonarnych funkcji. Określiśmy zatem pochodne cząstkowe  $ROE+1$  ze względu na  $CR$  oraz  $DR$

$$\frac{\partial(ROE+1)}{\partial CR} = 0,6272 - 0,2124CR,$$

$$\frac{\partial(ROE+1)}{\partial DR} = 0,6817 - 0,376DR.$$

Obie pochodne cząstkowe są funkcjami  $CR$  oraz  $DR$ . Pochodne cząstkowe przyrównujemy do zera, szukając punktów stacjonarnych. Rozwiązaniem układu równań jest para uporządkowana wskaźnika płynności i zadłużenia:  $(CR^*; DR^*) = (2,9529; 1,813)$ . Parze tej odpowiada wartość  $ROE + 1 = 1,544$ .

Warunek wystarczający służy do określenia, czy w poszczególnych punktach stacjonarnych istnieje ekstremum. Wyznaczamy drugie pochodne cząstkowe jako funkcje  $CR$  i  $DR$ . Hessian  $H$  drugich pochodnych cząstkowych jest następujący:

$$\begin{vmatrix} -0,2124 & 0 \\ 0 & -0,376 \end{vmatrix} = 0,0799.$$

Wyznacznik  $H > 0$ ;  $-0,21 < 0$ ,  $H$  jest ujemnie określony. Istnieje maksimum lokalne funkcji.

## 7. Wnioski

W artykule analizowano związki, jakie zachodzą między rentownością i płynnością finansową w przypadku przedsiębiorstw polskich prowadzących działalność w branży chemicznej. Badanie przeprowadzono w kilku etapach. W pierwszym etapie dokonano przeglądu wybranych wyników już przeprowadzonych badań w tym zakresie. Stwierdzono, że w wielu przypadkach badacze wykazali związek i opracowali określone modele opisujące zależności między rentownością i płynnością finansową przedsiębiorstwa. Mankamentem badań jest zróżnicowanie wyników badań odnośnie do charakteru zależności lub mała istotność ocen parametrów. Postulowano zatem weryfikację zależności nieliniowej między rentownością a płynnością, przede wszystkim zależności kwadratowej. W celu przeprowadzenia badania dokonano doboru próby. Próbą badawczą zostały objęte sprawozdania finansowe 21 spółek branży chemicznej w Polsce z lat 2002-2006. Analizowano korelacje między podstawowymi wskaźnikami rentowności oraz płynności i wybranymi innymi zmiennymi (kontrolnymi). Stosowano współczynnik korelacji rang



oraz współczynnik korelacji liniowej. Stwierdza się istotną dodatnią korelację między wskaźnikami rentowności (ROE i ROS) a wskaźnikami płynności. Stwierdza się też ujemną zależność korelacyjną między wskaźnikami rentowności a wskaźnikami zadłużenia. Porównanie wskaźników korelacji Spearmana i Pearsona potwierdziło kierunek korelacji, lecz istotne są różnice co do siły i istotności tych korelacji. Wskazuje to również na nieliniowy charakter wielu relacji.

Kolejnym etapem badań była konstrukcja modeli opisujących zależności między wybranym wskaźnikiem rentowności (stopa zwrotu z kapitału własnego) a wskaźnikiem płynności bieżącej i wskaźnikiem zadłużenia. Testowano związek typu:

$$1 + ROE = \beta_1 \cdot CR + \beta_2 \cdot CR^2 + \gamma_1 \cdot DR + \gamma_2 \cdot DR^2,$$

gdzie  $CR$  oznacza wskaźnik płynności;  $DR$  – wskaźnik zadłużenia.

Parametry oszacowanego na dobranej próbie modelu są istotne statystycznie, a zmienne objaśniające w istotnym stopniu opisują zmienność rentowności. Oszacowana postać funkcji umożliwia szukanie ewentualnego ekstremum. Stwierdzono, że istnieje ekstremum lokalne rentowności, biorąc pod uwagę zmienność płynności oraz zadłużenia. Dla pary wskaźnika płynności i zadłużenia (2,95; 1,81) rentowność kapitału własnego w branży jest najwyższa. W zarządzaniu kapitałem pracującym konkretnej spółki należy uwzględnić specyficzne zmienne odnośnie do zewnętrznych i wewnętrznych warunków funkcjonowania. Te kwestie nie są jednak analizowane w tej publikacji.

## Literatura

- [1] Deloof M., *Does working capital management affect profitability of Belgian firms?* "Journal of Business Finance and Accounting" 2003, vol. 30.
- [2] Eljelly A., *Liquidity – profitability tradeoff: an empirical investigation in an emerging market*, "International Journal of Commerce and Management" 2004, vol. 14, no. 2.
- [3] Garcia-Teruel P., Martinez-Solano P., *Effects of working capital management on SME profitability*, "International Journal of Managerial Finance" 2007, vol. 3, no. 2.
- [4] Goddard J., Tavakoli M., Wilson J., *Determinants of profitability in European manufacturing and services: evidence from a dynamic panel model*, "Applied Financial Economics" 2005, vol. 15, Taylor & Francis Group.
- [5] Jose M., Lancaster C., Stevens J., *Corporate returns and cash conversion cycles*, "Journal of Economics and Finance", Spring 1996.
- [6] Merta Ł., *Związek między rentownością i płynnością finansową przedsiębiorstw na przykładzie spółek branży chemicznej w Polsce*, Praca magisterska, AE, Katowice 2009.
- [7] Shin H., Soenen L., *Efficiency of working capital management and corporate profitability*, "Financial Practise and Education", Fall/Winter 1998.
- [8] Smith K., *Profitability versus liquidity tradeoffs in working capital management*, St. Paul West Publishing Company 1980.
- [9] Sobczyk M., *Statystyka*, PWN, Warszawa 2005.

- [10] Wang Y-J., *Liquidity management, operating performance, and corporate value: evidence from Japan and Taiwan*, "Journal of Multinational Financial Management" 2002, vol. 12.
- [11] Wawryszuk-Misztal A., *Strategie zarządzania kapitałem obrotowym netto w przedsiębiorstwie*, Wydawnictwo UMCS, Lublin 2007a.
- [12] Wawryszuk-Misztal A., *Zależność między zarządzaniem kapitałem obrotowym netto a rentownością na przykładzie spółek notowanych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, nr 41, Lublin 2007b.

## RELATIONSHIP BETWEEN PROFITABILITY AND LIQUIDITY OF COMPANIES OPERATING IN THE CHEMICAL SECTOR IN POLAND

### Summary

In the paper, we analyze the relationship between profitability and liquidity of companies carrying operations in the chemical sector in Poland. The research is conducted at the industry level and is divided into a few stages. We investigate the results and the methodology applied by other researchers who had analyzed the issue. In many papers the researchers demonstrate the relationship between profitability and liquidity or working capital management. However, a diversity of the results and conclusions derived from various research or lack of statistical significance in some models is a main drawback of the research that is presented by the University. That is why we postulate to test non-linear relationships between profitability and liquidity and especially  $\cap$ -shaped relationships. Data was collected from 21 listed and non-listed companies operating in the chemical sector in Poland. Data is provided by financial statements of companies and the period 2002-2006 is chosen.

The second stage of the research is to analyze the correlation between variables. We use Spearman's rank correlation coefficient and Pearson's correlation coefficient in order to analyze the correlation between variables. We confirm that profitability ratios (ROE, ROS) are positively correlated with equity ratios. We observe the negative correlation between profitability ratios and debt ratios. By comparative analysis of Spearman and Pearson correlation coefficient we conclude the direction of correlation but not its strength and significance. That proves that relationships which are analyzed are not necessarily linear. The third stage is to construct econometric models of ROE as a function of current ratio and debt/equity ratio.

We test a model:  $1 + ROE = \beta_1 \cdot CR + \beta_2 \cdot CR^2 + \gamma_1 \cdot DR + \gamma_2 \cdot DR^2$ , where  $CR$  stands for Current Ratio;  $DR$  stands for Debt Ratio. The parameters of the estimated model are significant. It is concluded that  $CR$  and  $DR$  have significant explanatory power in terms of describing variation of ROE. The estimated model enables us to find critical points and classify them. A point of local maximum is found. For the point of current ratio and debt ratio (2.9529; 1.813) ROE has local maximum. It is important to indicate that making decisions on many issues of working capital and liquidity of the specific company we shall take into account concrete variables linked with the company, its environment and risk aversion. These issues are not analyzed within the paper.