

# PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

# RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 412

## Zarządzanie finansami firm – teoria i praktyka

Redaktorzy naukowi

Adam Kopiński

Paweł Kowalik



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu  
Wrocław 2015

Redakcja wydawnicza: Aleksandra Śliwka  
Redakcja techniczna: Barbara Łopusiewicz  
Korekta: Justyna Mroczkowska  
Łamanie: Beata Mazur  
Projekt okładki: Beata Dębska

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania  
znajdują się na stronach internetowych  
[www.pracnaukowe.ue.wroc.pl](http://www.pracnaukowe.ue.wroc.pl)  
[www.wydawnictwo.ue.wroc.pl](http://www.wydawnictwo.ue.wroc.pl)

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons  
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska  
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
Wrocław 2015

**ISSN 1899-3192**  
**e-ISSN 2392-0041**

**ISBN 978-83-7695-568-1**

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:  
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu  
ul. Komandorska 118/120, 53-345 Wrocław  
tel./fax 71 36 80 602; e-mail: [econbook@ue.wroc.pl](mailto:econbook@ue.wroc.pl)  
[www.ksiegarnia.ue.wroc.pl](http://www.ksiegarnia.ue.wroc.pl)

Druk i oprawa: TOTEM

## Spis treści

<b>Wstęp</b> .....	9
<b>Andrzej Babiartz:</b> Zorganizowana część przedsiębiorstwa z branży gier komputerowych jako wkład do nowej spółki z udziałem funduszu VC (Organized part of a company from the computer games industry as a contribution to the new venture).....	11
<b>Krystyna Brzozowska:</b> Znaczenie Europejskiego Banku Inwestycyjnego w rozwoju partnerstwa publiczno-prywatnego w Europie (A role of the European Investment Bank in European PPP development).....	24
<b>Elżbieta Drogosz-Zabłocka, Agnieszka Kopańska:</b> Partnerstwo publiczno-prywatne – analiza korzyści dla interesu publicznego w przypadku wykorzystania w szkolnictwie zawodowym w Polsce (Public Private Partnership – value for money in case of vocational education in Poland) .....	35
<b>Krzysztof Dziadek:</b> Zarządzanie finansami projektów unijnych w świetle badań empirycznych (Financial management of projects co-financed from the EU in the light of empirical research).....	46
<b>Anna Feruś:</b> Wykorzystanie nowych modeli kapitalizacji do oceny spłaty kredytu przy równych ratach kapitałowo-odsetkowych na przykładzie Banku Pekao SA (Use of new models of capitalization for the evaluation of the credit equal installments of capital and interest on the example of Bank PEKAO S.A.) .....	56
<b>Piotr Figura:</b> Zróżnicowanie płynności finansowej w zależności od wielkości przedsiębiorstwa (Diversity of financial liquidity depending on the size of an enterprise) .....	66
<b>Iwona Gorzeń-Mitka:</b> Gender differences in risk management. Small and medium sized enterprise perspective (Różnice w zarządzaniu ryzykiem ze względu na płeć. Perspektywa małych i średnich przedsiębiorstw).....	80
<b>Joanna Hady, Małgorzata Leśniowska-Gontarz:</b> Analiza wydatków na ochronę zdrowia a kondycja zdrowotna polskiego społeczeństwa (Expenditures on healthcare system against health condition of Polish society)...	90
<b>Dagmara Hajdys:</b> System wsparcia partnerstwa publiczno-prywatnego w Polsce na tle systemów wybranych państw Unii Europejskiej (Poland's PPP support system as juxtaposed with the systems operating in selected countries) .....	106
<b>Jacek Kalinowski:</b> The impact of the use of funding sources for targeted research projects on the accounting system of research institutes in Poland	

– the results and analysis of the survey (Wpływ wykorzystania źródeł finansowania celowych projektów badawczych na system rachunkowości w instytutach badawczych w Polsce – wyniki i analiza badań ankietowych)	118
<b>Paweł Kowalik:</b> Kryzys finansowo-gospodarczy a stan finansów publicznych nowych krajów członkowskich UE (Financial and economic crisis vs. the condition of public finances in new Member States of the EU).....	134
<b>Paweł Kowalik, Małgorzata Kwiedorowicz-Andrzejewska:</b> Poziome wyrównanie dochodów w Polsce na przykładzie Dolnego Śląska (Model of horizontal equalization in Poland – example of Lower Silesian Voivodeship) .....	144
<b>Justyna Kujawska:</b> Wydatki na opiekę zdrowotną a efekty zdrowotne – analiza porównawcza krajów europejskich metodą DEA (Health care expenditures vs. health effects – comparative analysis of European countries by DEA method) .....	156
<b>Agnieszka Kuś, Magdalena Pawlik:</b> Wykorzystanie modelu regresji wielorakiej do określenia czynników kształtujących poziom kapitału obrotowego w przedsiębiorstwach przemysłowych (The application of multiple regression model for determining factors shaping the level of working capital in industrial companies).....	166
<b>Jacek Lipiec:</b> Risk of public family firms (Ryzyko giełdowych firm rodzinnych) .....	185
<b>Katarzyna Lisińska:</b> Determinanty struktury kapitału na poziomie państwa na podstawie przeglądu literatury (Country-specific capital structure determinants. Review of the literature) .....	204
<b>Tomasz Łukaszewski, Wojciech Głocko:</b> Wpływ cen energii i systemu wsparcia na efektywność inwestycji wiatrowych w Polsce (Impact of selected instruments of energy market on wind farm efficiency in Poland).....	216
<b>Barbara Michalak-Prymon:</b> Zakres stosowania przez podmioty sektora bankowego dokumentu <i>Zasady ładu korporacyjnego dla instytucji nadzorowanych</i> (Implementation of corporate governance principles by the institutions supervised by the financial supervision authority).....	229
<b>Ireneusz Miciuła:</b> Methods for providing economic safety in business transactions in the context of currency risk (Metody zapewnienia bezpieczeństwa ekonomicznego w transakcjach biznesowych w kontekście ryzyka walutowego) .....	246
<b>Magdalena Mikołajek-Gocejna:</b> Willingness to disclose information versus investors' expectations in companies listed on the Warsaw Stock Exchange (Skłonność spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie do ujawniania informacji a oczekiwania inwestorów) .....	257
<b>Dorota Starzyńska:</b> Aktywność innowacyjna przedsiębiorstw a przynależność do sektorów przemysłu wynikająca z różnych poziomów techniki w świetle badań ankietowych (Innovation activities in manufacturing enterprises by technology levels in the light of the survey) .....	273

---

<b>Wacława Starzyńska, Magdalena Sobocińska:</b> Ocena konkurencyjności rynku zamówień publicznych na przykładzie oprogramowania informatycznego (Evaluation of competitiveness of public procurement market on the example of computer software) .....	287
<b>Emilia Stola, Artur Stefański:</b> The relation between the share of family enterprises in the credit portfolio and the quality of the entire bank credit portfolio and profitability of selected cooperative banks' asset (Zależność między udziałem przedsiębiorstw rodzinnych w portfelu kredytowym a jakością całego portfela kredytowego i rentownością majątku wybranych banków spółdzielczych) .....	296
<b>Jarosław Szymański:</b> Pozacenowe kryteria wyboru najkorzystniejszej oferty a nowelizacja prawa zamówień publicznych (Non-price criteria for selecting the best offer and amendment of the law on public procurement) .....	308
<b>Anna Wawryszuk-Misztal:</b> Bezpośrednie koszty emisji akcji w pierwszej ofercie publicznej na GPW w Warszawie (Direct costs of share issuance in IPO on the Warsaw Stock Exchange) .....	320
<b>Paweł Wnuczak:</b> Skuteczność rekomendacji wydawanych przez analityków giełdowych w okresach stagnacji na rynkach kapitałowych (Effectiveness of recommendations issued by stock market analysts in periods of stagnation on capital markets) .....	333
<b>Magdalena Załęczna:</b> Przestrzenne rozmieszczenie inicjatyw partnerstwa publiczno-prywatnego w Polsce (Spatial distribution of Public Private Partnership's ideas in Poland) .....	343
<b>Danuta Zawadzka, Ewa Szafraniec-Siluta, Roman Ardan:</b> Factors influencing the use of debt capital on farms (Czynniki wpływające na wykorzystanie kapitału obcego przez gospodarstwa rolne) .....	356

## Wstęp

Działalność gospodarcza, w skali zarówno makroekonomicznej, jak i mikroekonomicznej, składa się z gospodarki realnej wytwarzającej dobra i świadczącej usługi, w której kluczową rolę odgrywa szeroko rozumiana sfera finansów, obejmująca trzy zasadnicze grupy zagadnień: racjonalnego wyboru celów jednostek (organizacji) gospodarczych w aspekcie finansowym, optymalnych źródeł ich finansowania, a także efektywnego wykorzystania zgromadzonych zasobów finansowych.

Procesy globalizacyjne, a także kryzysy polityczne i wojskowe, sytuacja gospodarcza w Unii Europejskiej spowodowana falą imigracji, załamanie w gospodarce chińskiej muszą być uwzględniane przy podejmowaniu bieżących i strategicznych decyzji finansowych. Ponadto okoliczności te przyczyniają się do powstawania niekorzystnych warunków gospodarowania przedsiębiorstw w sferze pozyskiwania kapitałów, a w skali makro mogą prowadzić do powiększania deficytu i długu publicznego. Warunki zewnętrzne i wewnętrzne wymuszają jeszcze większą koncentrację teorii i praktyki zarządzania finansami na problemach zarówno finansów publicznych, jak i finansów przedsiębiorstw. Chodzi mianowicie o takie zarządzanie finansami, które powoduje pomnażanie bogactwa właścicieli kapitału i jednocześnie prowadzi do wzrostu dobrobytu całych społeczności. Zagadnieniom tym poświęcone są artykuły opublikowane w niniejszym zeszycie Prac Naukowych. Problematyka poruszana w przedstawionych opracowaniach dotyczy między innymi następujących obszarów zarządzania finansami: pozyskiwania kapitałów przez inicjatywy partnerstwa publiczno-prywatnego, udziału *venture capital*, zarządzania finansami w jednostkach sektora publicznego, np. w służbie zdrowia, zarządzania ryzykiem w podmiotach gospodarczych, sterowania strukturą kapitału i płynnością finansową przedsiębiorstwa, finansowania działalności innowacyjnej przedsiębiorstw, oceny efektywności inwestycji w odnawialne źródła energii, finansowych aspektów zamówień publicznych, finansów sektora bankowego oraz efektywności rynku kapitałowego.

Artykuły wchodzące w skład niniejszej publikacji są związane z coroczną konferencją „Zarządzanie finansami – teoria i praktyka”, organizowaną przez Katedrę Finansów Przedsiębiorstwa i Zarządzania Wartością oraz Katedrę Finansów Publicznych i Międzynarodowych Wydziału Zarządzania, Informatyki i Finansów Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu z udziałem pracowników naukowych z najważniejszych ośrodków akademickich w Polsce, przedstawicieli praktyki gospodarczej i gości zagranicznych. Konferencja ewoluowała od wąskiego niegdyś ujęcia zarządzania finansami firm do ujęcia szerszego, którego istotą jest objęcie różnych sfer działalności gospodarczej, w których zarządzanie finansami ma duże

znaczenie. Dotyczy to finansów międzynarodowych, w tym finansów Unii Europejskiej, finansów centralnych (rządowych), finansów lokalnych (w tym jednostek samorządowych), finansów służb publicznych, jak również finansów wielu innych podmiotów gospodarczych.

Jako redaktorzy naukowci książki w imieniu autorów i własnym wyrażamy głęboką wdzięczność recenzentom – Paniom Profesor: Agacie Adamskiej, Aurelii Bielawskiej, Krystynie Brzozowskiej, Teresie Famulskiej, Małgorzacie M. Hybkiej, Wacławie Starzyńskiej, Paulinie Ucieklak-Jeż, oraz Panom Profesorom: Jerzemu Kitowskiemu, Jakubowi Marszałkowi i Jerzemu Różańskiemu – za wnikliwe recenzje i cenne uwagi, które przyczyniły się do powstania publikacji na odpowiednio wysokim poziomie naukowym.

Mamy nadzieję, że niniejsza lektura będzie inspiracją nie tylko do dalszych badań naukowych, ale również do wdrażania innowacyjnych rozwiązań w zakresie finansów zarówno w sektorze przedsiębiorstw, jak i w sektorze publicznym.

*Adam Kopiński, Paweł Kowalik*

---

**Agnieszka Kuś, Magdalena Pawlik**

Państwowa Szkoła Wyższa im. Papieża Jana Pawła II w Białej Podlaskiej  
e-mails: lewczukaga@wp.pl, magdalenahodun@o2.pl

---

**WYKORZYSTANIE MODELU  
REGRESJI WIELORAKIEJ  
DO OKREŚLENIA CZYNNIKÓW KSZTAŁTUJĄCYCH  
POZIOM KAPITAŁU OBROTOWEGO  
W PRZEDSIĘBIORSTWACH PRZEMYSŁOWYCH**

---

**THE APPLICATION OF MULTIPLE  
REGRESSION MODEL FOR DETERMINING FACTORS  
SHAPING THE LEVEL OF WORKING CAPITAL  
IN INDUSTRIAL COMPANIES**

---

DOI: 10.15611/pn.2015.412.14  
JEL Classification: G32, C580

**Streszczenie:** W artykule przedstawiono zmienne determinujące wartość kapitału obrotowego w przedsiębiorstwach przemysłowych oraz wskazano siłę i kierunki wpływu tych czynników na wielkość majątku obrotowego finansowanego kapitałami stałymi. 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. Efekty przeprowadzonej analizy wskazują, iż kształtując poziom kapitału obrotowego, odzwierciedlający stosowanie określonej strategii gospodarowania tymże kapitałem, należy zwracać uwagę na poszczególne wskaźniki płynności finansowej, rotacji, zadłużenia oraz struktury majątku i kapitału przedsiębiorstw. Wyniki badań nie potwierdziły istotnych zależności pomiędzy wartością kapitału obrotowego a wskaźnikami efektywności przedsiębiorstw.

**Słowa kluczowe:** kapitał obrotowy, model regresji wielorakiej, przedsiębiorstwa przemysłowe.

**Summary:** The article presents variables determining the value of the working capital in industrial companies. 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 smallest squares method, 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. The effects of the conducted analysis indicate that to shape the level of working capital, which is reflecting the use of a defined working capital management strategy, it is crucial to pay attention to the



individual financial liquidity indicators, rotation, debt and the structure of the companies' property and capital. The results of the research have not confirmed the significant correlation between the value of the working capital and the companies' effectiveness indicators.

**Keywords:** working capital, multiple regression model, industrial companies.

## 1. Wstęp

W teorii finansów przedsiębiorstw kapitał obrotowy jest jedną z kluczowych kategorii finansowych. D. Wędzki definiuje kapitał obrotowy jako różnicę wartości aktywów obrotowych i zobowiązań krótkoterminowych wraz z krótkoterminowymi innymi rozliczeniami międzyokresowymi. Jest ona równoważna części aktywów obrotowych finansowanej kapitałem własnym, rezerwami na zobowiązania, zobowiązaniami długoterminowymi oraz pozostałą częścią rozliczeń międzyokresowych [Wędzki 2003].

Kształtowanie poziomu kapitału obrotowego związane jest z realizacją przez przedsiębiorstwo odpowiedniego zarządzania kapitałem obrotowym, a więc odpowiedniej strategii finansowej. M. Sierpińska i D. Wędzki wyróżniają, zgodnie z koncepcją dochód-ryzyko, następujące strategie gospodarowania kapitałem obrotowym: konserwatywną, agresywną i umiarkowaną [Sierpińska, Wędzki 2001]. H. Zalewski uważa, iż celem strategii konserwatywnej<sup>1</sup> jest utrzymanie bezpieczeństwa finansowego przedsiębiorstwa, przejawiającego się wysokim poziomem płynności finansowej. Niemal całość majątku obrotowego powinna być pokryta kapitałem stałym. Suma kapitałów własnych i zobowiązań długoterminowych odpowiada więc wartości netto aktywów trwałych, powiększonych o maksymalną wartość aktywów obrotowych [Zalewski 1998]. A. Kusak stwierdza, iż przedsiębiorstwa utrzymują stosunkowo wysoki stan najbardziej płynnych aktywów, czyli środków pieniężnych i krótkoterminowych papierów wartościowych, oraz wysoki stan zapasów materiałów i wyrobów gotowych. Ponadto podmioty gospodarcze stosujące strategię konserwatywną preferują nabywców o wysokiej wiarygodności [Kusak 2004]. Według D. Wędzkiego taka polityka działania ogranicza ryzyko i zapewnia całkowite bezpieczeństwo finansowe, aczkolwiek powoduje wzrost kosztów kapitału i obniżenie stopy zwrotu ze względu na konieczność utrzymywania odpowiednich rozmiarów kapitału finansującego aktywa obrotowe. W przedsiębiorstwach realizujących konserwatywną politykę gospodarowania kapitałem obrotowym minimalizowany jest udział zobowiązań krótkoterminowych w finansowaniu majątku obrotowego, unika się przede wszystkim emitowania krótkoterminowych dłużnych papierów wartościowych, zaciągania pożyczek, kredytów i zobowiązań leasingowych, gdyż związane jest z nimi ryzyko wystąpienia ujemnego efektu dźwigni finansowej [Wędzki 2003].

<sup>1</sup> W. Bień określa strategię konserwatywną mianem zachowawczej [Bień 1992].

Strategia agresywna<sup>2</sup> zakłada przeciwny sposób postępowania niż w konserwatywnej. Według H. Zalewskiego przedsiębiorstwa, ustalając źródła finansowania aktywów obrotowych, kierują się maksymalizacją wartości dla właścicieli. W związku z tym kapitały stałe powinny finansować jedynie aktywa trwałe. Majątek obrotowy, ze względu na ich krótki czas zaangażowania w jednostce gospodarczej, powinien być finansowany zobowiązaniami krótkoterminowymi [Zalewski 1998]. A. Bartkiewicz podkreśla, iż krótkoterminowe finansowanie jest tańsze od długoterminowego ze względu na różnice stóp procentowych i bardziej elastyczne, ponieważ wartość zobowiązań krótkookresowych może być stosunkowo łatwo zmniejszona lub zwiększona w zależności od potrzeb jednostki gospodarczej [Bartkiewicz 2004]. Ponadto A. Kusak stwierdza, iż przedsiębiorstwa stosujące strategię agresywną utrzymują jak najmniejszy udział płynnych aktywów, minimalizowane są rozmiary zapasów, sprzedaż wyrobów gotowych jest realizowana również do odbiorców o mniejszej wiarygodności. Wykorzystywane są różnorodne instrumenty wspierające sprzedaż, tj. wydłużone terminy płatności, rozkładanie płatności na raty [Kusak 2004]. D. Wędzki zauważa, iż efektem preferowania zobowiązań krótkoterminowych jest większe ryzyko utraty płynności, co w konsekwencji może doprowadzić do upadłości przedsiębiorstwa. Ponadto krótkoterminowe stopy procentowe wykazują tendencję do częstszych zmian. W strukturze zobowiązań bieżących jako podstawowe źródło pochodzenia aktywów obrotowych wykorzystuje się zobowiązania generujące odsetki, ponieważ pozwalają one na osiągnięcie dodatniego efektu dźwigni finansowej, redukuje się natomiast wartość zobowiązań z tytułu dostaw i usług oraz wekslowych [Wędzki 2003].

Strategia umiarkowana<sup>3</sup> jest wyśrodkowaniem cech charakteryzujących strategię konserwatywną i agresywną. J. Czekaj i Z. Dresler stwierdzają, iż przedsiębiorstwa realizujące tę strategię utrzymują zapasy na umiarkowanym poziomie. Zamiast środków pieniężnych utrzymuje się krótkoterminowe papiery wartościowe, które wykorzystuje się w sytuacjach sezonowego zapotrzebowania. Aktywa obrotowe finansowane są zarówno przez kapitały stałe, jak i zobowiązania bieżące. Sytuacja taka prowadzi do optymalnych rezultatów. Pozwala na minimalizację ryzyka związanego z utratą płynności finansowej oraz minimalizację kosztów zaangażowania kapitału obrotowego [Czekaj, Dresler 2005].

Na wielkość kapitału obrotowego, oprócz wyżej wymienionych kategorii ekonomicznych, wpływają również inne czynniki. A. Czarny, D. Wędzki i M. Hamrol wyróżnili zależne i niezależne od przedsiębiorstwa determinanty kapitału obrotowego. Czynniki, na które podmioty gospodarcze mają wpływ, są: stosowana technologia, rodzaj branży, długość cyklu produkcyjnego, jakość zarządzania, zmienność przepływów pieniężnych, strategia inwestowania, strategia finansowania, rentowność sprzedaży, produktywność majątku. Do czynników niezależnych od przedsię-

<sup>2</sup> D. Krzemińska określa strategię agresywną mianem dynamicznej [Krzemińska 2002].

<sup>3</sup> D. Wędzki określa strategię umiarkowaną mianem elastycznej [Wędzki 2003].

biorstwa zaliczyli m.in. obecną oraz przyszłą koniunkturę gospodarczą oraz koszty związane z prowadzeniem działalności gospodarczej [Czarny 2006; Wędzki 2003; Hamrol (red.) 2007].

## 2. Cel i metody badań

Celem opracowania jest określenie zmiennych determinujących kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłowych oraz wskazanie siły i kierunku wpływu tych czynników na wielkość majątku obrotowego finansowanego kapitałami stałymi. 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 25 wskaźników opisujących sytuację finansową przedsiębiorstw. Były to wskaźniki rentowności, płynności finansowej, sprawności działania, zadłużenia, struktury majątkowo-kapitałowej oraz wskaźniki rynkowe. Spośród powyższych wskaźników wybrano te najlepsze, czyli najmocniej skorelowane ze zmienną objaśnianą, a jednocześnie słabo skorelowane z pozostałymi zmiennymi objaśniającymi [Stanisz 2007]. 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]. Oszacowany tą metodą model może jednak zawierać zmienne nieistotne statystycznie (dołączenie kolejnej zmiennej objaśniającej może powodować utratę istotności innej, wcześniej już dołączonej zmiennej), dlatego też w sytuacji wystąpienia tego niepożądanego zjawiska 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].

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 [Chatterjee, Hadi 2012].

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].

Po oszacowaniu modelu spełniającego wyżej opisane warunki dokonano jego dalszej weryfikacji mającej na celu sprawdzenie prawdziwości 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]. Analizy statystyczne wykonano za pomocą pakietu STATISTICA PL, przyjmując poziom istotności 0,05.

Przeprowadzone badania objęły spółki notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie, które według klasyfikacji stosowanej przez GPW zaliczane są do branży przemysłowej. Dokonując wyboru tej branży, zwrócono uwagę przede wszystkim na złożoność sytuacji w zakresie gospodarowania kapitałem obrotowym. 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 Servis. 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 uniemożliwiał obliczenie wybranych wskaźników finansowych. Ostatecznej analizie poddano 32 przedsiębiorstwa przemysłowe. Badania przeprowadzono dla całej populacji przedsiębiorstw oraz dodatkowo w następujących wybranych sektorach: przemysłu spożywczego, elektromaszynowego 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).

### 3. Wyniki badań

W pierwszej kolejności przeprowadzono badania dla branży przemysłowej ogółem. W tabeli 1 przedstawiono wyniki oszacowanego metodą regresji krokowej postępującej modelu regresji wielorakiej, w którym zmienną objaśnianą jest wartość kapitału obrotowego w przedsiębiorstwach przemysłowych ogółem. Analiza wyników estymacji parametrów otrzymanego modelu wskazuje na brak istotności parametrów dla większości zmiennych objaśniających. Brak dowodów na istotność zmiennej nie zawsze jest jednak powodem do jej usunięcia z modelu. Wysoka wartość współczynnika determinacji ( $R^2 = 0,7872$ ) w połączeniu z brakiem istotności większości zmiennych objaśniających wskazuje na występowanie niepożądanego w modelu zjawiska współliniowości, które występuje wówczas, gdy zmienne niezależne są skorelowane ze sobą. Fakt ten potwierdzają także wysokie wartości wskaźnika inflacji wariancji VIF, które w kilku przypadkach przekraczają akceptowalną wartość równą 10 (tab. 1).

**Tabela 1.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w branży przemysłowej

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
ROA	1740806	1928349	0,90274	0,376019	0,139468	2,579334
Cykl konwersji zobowiązań	-123	332	-0,37017	0,714644	-0,081069	5,183227
Cykl konwersji gotówki	-1036	515	-2,01151	0,056132	-0,550152	8,083748
Wskaźnik płynności bieżącej	85479	494737	0,17278	0,864338	0,229492	190,6578
Wskaźnik płynności szybkiej	203302	656629	0,30961	0,759641	0,381295	163,9076
Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego	-225491	75619	-2,98192	<b>0,006667</b>	-0,397390	1,919264
Aktywa trwale/aktywa obrotowe	-193287	101486	-1,90457	0,069417	-0,474319	6,702503
Zapasy/aktywa obrotowe	2751057	1648836	1,66848	0,108778	0,555342	11,97203
Należności krótkoterminowe/aktywa obrotowe	-89133	771268	-0,11557	0,908999	-0,024316	4,784002
Pokrycie aktywów trwałych kapitałem stałym	217288	316042	0,68753	0,498625	0,108611	2,696843
Zobowiązania długoterminowe/pasywa ogółem	5150295	1370331	3,75843	<b>0,001023</b>	0,706233	3,815702
Przychody ze sprzedaży na jedną akcję	3776	8316	0,45412	0,654001	0,072323	2,740958
Wyraz wolny		-1242031	617507	-2,01136		

Tabela 1, cd.

Współczynnik determinacji $R^2$	0,7871683
Skorygowany współczynnik determinacji $R^2$	0,67612567
Standardowy błąd estymacji	52195,128
Statystyka F	7,0889
<i>p-value</i>	0,000

Źródło: opracowanie własne.

W dalszej części podjęto próbę oszacowania modelu, który nie będzie miał opisanych wyżej niepożądanych własności. Tabela 2 zawiera wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłowych ogółem po eliminacji współliniowości oraz zmiennych nieistotnych. Przeprowadzona analiza pozwoliła na uzyskanie modelu z sześcioma statystycznie istotnymi zmiennymi objaśniającymi: cykl konwersji gotówki, wskaźnik płynności szybkiej, wskaźnik zadłużenia kapitału własnego, wskaźnik relacji aktywów trwałych do aktywów obrotowych, udział zapasów w aktywach obrotowych, udział zobowiązań długoterminowych w pasywach ogółem. Stymulantami kapitału obrotowego są: wskaźnik płynności szybkiej, udział zapasów w aktywach obrotowych oraz udział zobowiązań długoterminowych w pasywach ogółem, przy czym ten ostatni wskaźnik ma największy wpływ na zmienną objaśnianą (tej zmiennej odpowiada największa wartość bezwzględna parametru beta, będącego unormowaną wartością parametru przy zmiennej). Wraz ze wzrostem udziału zobowiązań długoterminowych w pasywach ogółem o 0,01 kapitał obrotowy wzrasta średnio o 54253,00 przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostaną na tym samym poziomie. Wzrostowi poziomu zapasów, jak również zdolności przedsiębiorstw przemysłowych do regulowania zobowiązań krótkoterminowych przy wykorzystaniu płynnych aktywów finansowych towarzyszy wzrost wartości kapitału obrotowego. Ponadto zwiększenie udziału stabilnych, obcych źródeł finansowania niewymagających szybkiego zwrotu powoduje skłanianie się ku bardziej rygorystycznej strategii gospodarowania kapitałem obrotowym. Wyniki badań wskazują, iż cykl konwersji gotówki, wskaźnik zadłużenia kapitału własnego oraz wskaźnik relacji aktywów trwałych do aktywów obrotowych ujemnie oddziałują na zmienną objaśnianą. Na ogół dłuższy cykl konwersji gotówki występuje przy prowadzeniu konserwatywnej polityki gospodarowania kapitałem obrotowym. Aczkolwiek długość cyklu zależy od rodzaju produkcji, a zbyt długi cykl konwersji gotówki może sugerować kłopoty z zachowaniem płynności. Jeżeli cykl operacyjny podlega wydłużaniu się, to utracie płynności finansowej pozwala zapobiec odpowiednie zwiększenie okresu spłaty zobowiązań. W przedsiębiorstwach przemysłowych zmniejszeniu stopnia unieruchomienia majątku przedsiębiorstw towarzyszy wzrost kapitału obrotowego. Ponadto wzrost zaangażowania obcych źródeł finansowania w stosunku do źródeł własnych wpływa na zwiększenie stopnia agresywności gospodarowania kapitałem obrotowym.

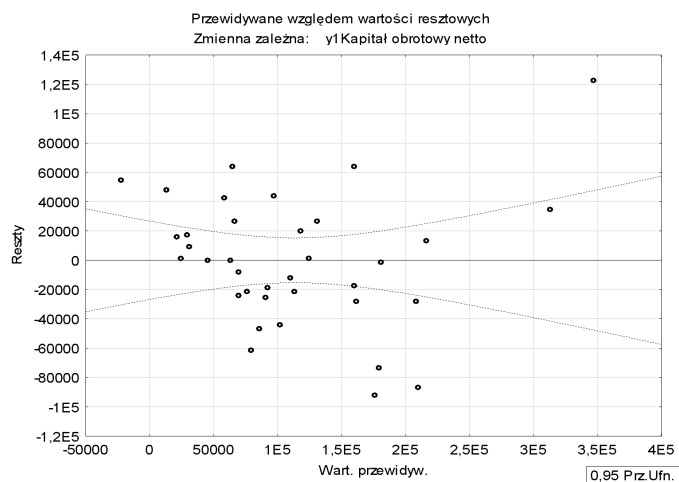
**Tabela 2.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w branży przemysłowej po redukcji współliniowości oraz eliminacji zmiennych nieistotnych metodą regresji wstecznej

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
Cykl konwersji gotówki	-959	273,1	-3,51327	0,001472	-0,509426	2,580752
Wskaźnik płynności szybkiej	335448	64141,2	5,22983	0,000013	0,629135	1,776313
Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego	-220686	64329,6	-3,43055	0,001829	-0,388922	1,577635
Aktywa trwale/aktywa obrotowe	-256108	74226,9	-3,45033	0,001737	-0,628478	4,07254
Zapasy/aktywa obrotowe	2750772	818489,2	3,36079	0,002193	0,555285	3,350858
Zobowiązania długoterminowe/ pasywa ogółem	5425300	971020,8	5,58721	0,000005	0,743943	2,176193
Wyraz wolny	-904139	159123,4	-5,68200	0,000004		

Współczynnik determinacji $R^2$	0,76374022
Skorygowany współczynnik determinacji $R^2$	0,71485889
Standardowy błąd estymacji	48974,68
Statystyka <i>F</i>	15,624
<i>p-value</i>	0,000
Test Durbin-Watson: statystyka testowa DW seryjna korelacja reszt	1,629 0,183
Test Shapiro-Wilka: Statystyka testowa SW <i>p-value</i>	0,981 0,806

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki przeprowadzonej analizy wskazują (tab. 2), że przyjęte zmienne niezależne pozwalają na wyjaśnienie 76,37% ogółu wariancji kapitału obrotowego ( $R^2 = 0,7637$ ), co okazało się wynikiem istotnym statystycznie (statystyka *F* Fishera = 15,624;  $p = 0,000$ ). Po wyeliminowaniu zmiennych nieistotnych wzrosło dopasowanie modelu (wskazuje na to wyższa wartość skorygowanego współczynnika determinacji wynosząca 71,49% oraz wyższa wartość statystyki *F* Fishera). Oszacowany model spełnia założenia metody najmniejszych kwadratów. Wyniki testu Durbin-Watsona potwierdzają, iż między resztami modelu nie występuje autokorelacja (DW = 1,629). Zgodność reszt z rozkładem normalnym została pozytywnie zweryfikowana za pomocą testu Shapiro-Wilka (SW = 0,981,  $p = 0,806 > 0,05$ ). Homoskedastyczność wariancji składnika losowego potwierdzono metodą graficzną za pomocą oceny wzrokowej rozkładu reszt względem wartości przewidywanych (rys. 1).



**Rys. 1.** Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w branży przemysłowej

Źródło: opracowanie własne.

W dalszej części oszacowano liniowe modele ekonometryczne oddzielnie dla przedsiębiorstw przemysłu spożywczego, metalowego oraz elektromaszynowego. Do budowy modeli, adekwatnie jak w przypadku przedsiębiorstw przemysłowych ogółem, w pierwszej kolejności wykorzystano metodę regresji krokowej postępującej. Tabela 3 przedstawia wyniki estymacji parametrów liniowego modelu regresji wielorakiej, w którym zmienną objaśnianą jest wartość kapitału obrotowego w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego. Analiza wyników estymacji parametrów modelu wskazuje, iż pięć rozpatrywanych zmiennych objaśniających: ROE, wskaźnik płynności bieżącej, wskaźnik relacji aktywów trwałych do aktywów obrotowych, wskaźnik pokrycia aktywów trwałych kapitałem własnym, wskaźnik pokrycia aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi mają statystycznie istotny wpływ na wartość kapitału obrotowego (poziom istotności 0,05). Współczynnik determinacji wskazuje, że 80,80% zmiennej objaśnianej zostało wyjaśnionych przez model ( $R^2 = 0,8080$ ). Wysokie wartości VIF odpowiadające niektórym występującym w modelu zmiennym wskazują na zjawisko współliniowości, dlatego też w dalszej kolejności podjęto próbę jego eliminacji.

Tabela 4 zawiera wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego po eliminacji zjawiska współliniowości oraz zmiennych nieistotnych. Z równania wynika, iż oszacowany model jest statystycznie istotny (statystyka  $F$  Fishera = 21,824;  $p = 0,000$ ), analizowane zmienne zaś pozwalają na wyjaśnienie 81,96% ogółu wariacji kapitału obrotowego ( $R^2 = 0,8196$ ). Skorygowany współczynnik determinacji uległ nieznacznemu spadkowi i ukształtował się na poziomie 0,6409. Jest to najprawdopodobniej



**Tabela 3.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
ROS	147118	111237,3	1,32256	0,197954	0,50658	15,41283
ROE	489791	197060,2	2,48549	<b>0,019983</b>	0,49024	1,678432
Wskaźnik płynności bieżącej	-159934	38232,3	-4,18321	<b>0,000309</b>	-0,99294	5,933415
Wskaźnik ogólnego zadłużenia	670450	405328,9	1,65409	0,110613	0,58893	19,24002
Aktywa trwałe/aktywa obrotowe	46193	21643,2	2,13431	<b>0,042807</b>	0,48190	8,916471
Pokrycie aktywów trwałych kapitałem własnym	350244	80778,3	4,33587	<b>0,000208</b>	0,63665	3,363425
Pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi	-643974	119335,9	-5,39631	<b>0,000013</b>	-1,93539	19,99
Zobowiązania długoterminowe/pasywa ogółem	-245922	277430,8	-0,88643	0,383835	-0,29755	18,13894
Zysk (strata) netto na jedną akcję	-13121	6952,1	-1,88737	0,070774	-0,82149	14,37753
Przychody ze sprzedaży na jedną akcję	-1266	1427,6	-0,88668	0,383702	-0,27932	16,064
Wyraz wolny	120301	165143,1	0,72847	0,473096		

Współczynnik determinacji $R^2$	0,80803302
Skorygowany współczynnik determinacji $R^2$	0,73124622
Standardowy błąd estymacji	20738,1116
Statystyka $F$	10,523
<i>p-value</i>	0,000

Źródło: opracowanie własne.

spowodowane zmniejszeniem liczby zmiennych objaśniających. Co więcej, ta nieznaczną stratą została zrekompensowana usunięciem zmiennych nieistotnych oraz zjawiska współliniowości (w analizowanym modelu wszystkie wskaźniki VIF przyjmują wartość niższą niż 10). Analiza reszt modelu potwierdziła jego poprawność (tab. 4). Wartość statystyki testowej Durбина-Watsona ( $DW = 1,887$ ) pozwoliła wnioskować, iż w otrzymanym modelu brak jest autokorelacji reszt. Normalność rozkładu reszt zbadano testem Shapiro-Wilka. Otrzymana wartość *p-value*,  $p = 0,769 > 0,05$ , nie dała podstaw do odrzucenia hipotezy o zgodności rozkładu reszt z rozkładem normalnym ( $SW = 0,98$ ). Równomierny rozkład punktów na wykresie rozrzutu reszt

względem wartości przewidywanych potwierdził homoskedastyczność wariancji składnika losowego (rys. 2).

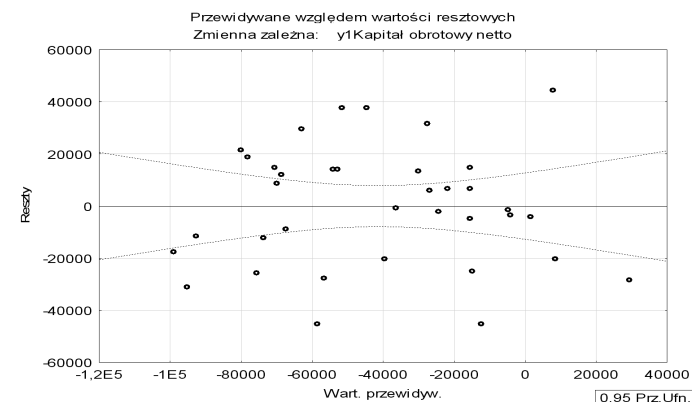
**Tabela 4.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego po redukcji współliniowości oraz eliminacji zmiennych nieistotnych metodą regresji wstecznej

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
Wskaźnik płynności bieżącej	-64152	25113,21	-2,55450	0,015594	-0,39828	2,369427
Aktywa trwałe/aktywa obrotowe	39109	10577,63	3,69737	0,000813	0,40800	1,186861
Pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi	-370264	52092,11	-7,10788	0,000000	-1,11279	2,389007
Wyraz wolny	293453	78330,28	3,74635	0,000710		

Współczynnik determinacji $R^2$	0,81957039
Skorygowany współczynnik determinacji $R^2$	0,64091709
Standardowy błąd estymacji	23971,173
Statystyka <i>F</i>	21,824
<i>p-value</i>	0,000
Test Durbin-Watson: statystyka testowa DW seryjna korelacja reszt	1,887 0,008
Test Shapiro-Wilka: Statystyka testowa SW <i>p-value</i>	0,98 0,769

Źródło: opracowanie własne.

W uzyskanym modelu, przedstawionym w tab. 4, trzy zmienne okazały się istotnymi statystycznie predyktorami kapitału obrotowego. Są to: wskaźnik płynności bieżącej, udział aktywów trwałych w aktywach obrotowych oraz pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi. W przedsiębiorstwach spożywczych wzrost stopnia unieruchomienia majątku powoduje zwiększanie się wartości kapitału obrotowego, a więc skłania przedsiębiorstwa do realizowania bardziej restrykcyjnej polityki gospodarowania kapitałem obrotowym. W świetle wyników badań wskaźnik płynności bieżącej oraz wskaźnik pokrycia aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi wpływają negatywnie na wartość kapitału obrotowego w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego. W przypadku pierwszej zmiennej sytuacja taka może wynikać z faktu, iż płynność finansową kształtują decyzje podejmowane w różnych obszarach zarządzania finansami, a zarządzanie kapitałem obrotowym jest jednym z tych obszarów. W przedsiębiorstwach przemysłu



**Rys. 2.** Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego

Źródło: opracowanie własne.

spożywczego zwiększenie stopnia zaangażowania zobowiązań w finansowaniu majątku obrotowego jest przesłanką do prowadzenia bardziej agresywnej polityki gospodarowania kapitałem obrotowym. Analiza wartości parametrów beta pokazuje, iż spośród występujących w modelu zmiennych niezależnych największy wpływ na wartość kapitału obrotowego przedsiębiorstw ma wskaźnik pokrycia aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi. Wraz ze wzrostem tego wskaźnika o 0,01 wartości zmiennej zależnej maleje średnio o 3702,64 zł (przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostaną na tym samym poziomie).

Drugim sektorem, dla którego podjęto próbę określenia czynników kształtujących kapitał obrotowy, był sektor przemysłu metalowego. Do budowy modelu, adekwatnie jak w przypadku przedsiębiorstw ogółem i przedsiębiorstw przemysłu spożywczego, wykorzystano metodę regresji krokowej postępującej. Pomimo iż otrzymany w ten sposób model jest statystycznie istotny (statystyka  $F$  Fishera = 16,496;  $p = 0,000$ ) oraz dobrze dopasowany do danych empirycznych ( $R^2 = 0,8048$ ), zawiera zaledwie trzy zmienne statystycznie istotne: wskaźnik płynności gotówkowej, wskaźnik udziału zapasów w aktywach obrotowych oraz wskaźnik pokrycia aktywów kapitałem własnym (tab. 5). Fakt ten w połączeniu z dużymi wskaźnikami inflacji wariancji wskazuje na przybliżoną współliniowość niektórych zmiennych. W dalszej części podjęto więc próbę eliminacji tego zjawiska.

Tabela 6 przedstawia wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego po redukcji współliniowości i eliminacji zmiennych nieistotnych. Otrzymany model jest statystycznie istotny ( $F = 32,842$ ;  $p = 0,000$ ). Poprawność oszacowanego modelu potwierdza również analiza miar dopasowania i własności reszt. Po wyeliminowaniu zmiennych nieistotnych skorygowany współczynnik determinacji uległ nieznacznemu

**Tabela 5.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
ROS	697439	695512	1,00277	0,324560	0,228355	7,440199
Cykl konwersji należności	-1909	1340	-1,42482	0,165260	-0,303604	6,514149
Wskaźnik płynności bieżącej	-507582	263799	-1,92412	0,064558	-0,817906	25,9242
Wskaźnik płynności gotówkowej	1218911	425995	2,86133	<b>0,007893</b>	1,106698	21,46291
Zapasy/aktywa obrotowe	5238502	1353832	3,86939	<b>0,000596</b>	0,599566	3,444712
Pokrycie aktywów trwałych kapitałem własnym	2390224	765799	3,12122	<b>0,004153</b>	0,395455	2,303097
Zysk (strata) netto na jedną akcję	100375	62952	1,59447	0,122057	0,207066	2,41962
Wyraz wolny	-3921830	975077	-4,02207	<b>0,000396</b>		

Współczynnik determinacji R <sup>2</sup>	0,80483890
Skorygowany współczynnik determinacji R <sup>2</sup>	0,75604863
Standardowy błąd estymacji	207892,32132
Statystyka <i>F</i>	16,496
<i>p-value</i>	0,000

Źródło: opracowanie własne.

spadkowi i ukształtował się na poziomie 0,6453. Jest to jednak konsekwencja małej w porównaniu z poprzednim przypadkiem liczby zmiennych objaśniających. Model ten wyjaśnia 66,56% wariancji 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  $p > 0,05$ ). Ponieważ wyniki testu Durбина-Watsona  $DW = 1,38$  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 2,55 i leży poza obszarem krytycznym ( $2,55 < 3,841$ ), co pozwala wnioskować, iż reszty modelu nie są skorelowane. Homoskedastyczność wariancji składnika losowego potwierdza regularne rozłożenie punktów na wykresie rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych, co przedstawiono na rys. 3.

Wyniki badań wskazują, iż istotnymi statystycznie predyktorami kapitału obrotowego (tab. 6) są dwie zmienne, które mają dodatni wpływ na wartość kapitału obrotowego: wskaźnik płynności bieżącej oraz wskaźnik pokrycia aktywów trwałych kapitałem własnym, przy czym ten ostatni wskaźnik ma największy wpływ na

**Tabela 6.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego po redukcji współliniowości oraz eliminacji zmiennych nieistotnych metodą regresji wstecznej

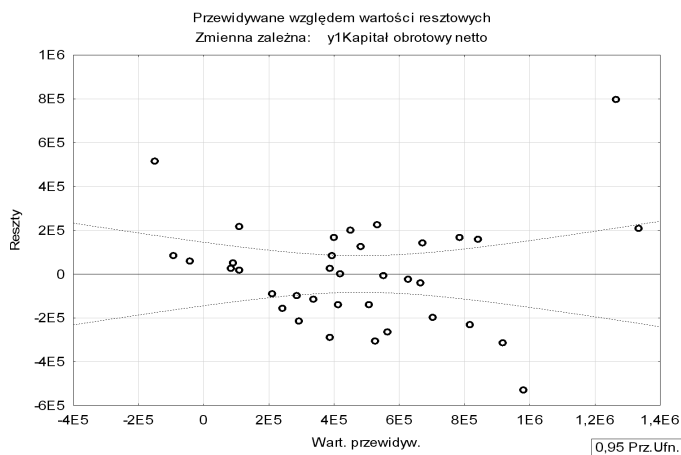
Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
Wskaźnik płynności bieżącej	340898	62602,9	5,44539	0,000005	0,549315	1,00423
Pokrycie aktywów trwałych kapitałem własnym	3436786	609723,7	5,63663	0,000003	0,568606	1,00423
Wyraz wolny	-5037600	829919,1	-6,06999	0,000001		

Współczynnik determinacji $R^2$	0,66560128
Skorygowany współczynnik determinacji $R^2$	0,64533469
Standardowy błąd estymacji	250666,42748
Statystyka <i>F</i>	32,842
<i>p-value</i>	0,000
Test Durбина-Watsona: statystyka testowa DW seryjna korelacja reszt	1,38 0,28
Test Shapiro-Wilka: Statystyka testowa SW <i>p-value</i>	0,95 0,08
Test mnożników Lagrange'a: Wartość statystyki chi kwadrat: Wartość krytyczna	34*0,075 = 2,55 3,841

Źródło: opracowanie własne.

zmienną objaśnianą. Wraz ze wzrostem pokrycia aktywów trwałych kapitałem własnym o 0,01 kapitał obrotowy wzrasta średnio o 34367,86 (przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostaną na tym samym poziomie). Można powiedzieć, że wartości kapitału obrotowego sprzyja zarówno płynność bieżąca, jak i złota reguła bilansowania. Zatem im większa jest zdolność przedsiębiorstwa do regulowania zobowiązań krótkoterminowych na podstawie aktywów obrotowych oraz im w wyższym stopniu majątek przedsiębiorstw (trwały i obrotowy) jest finansowany kapitałem własnym, tym przedsiębiorstwa skłaniają się do prowadzenia bardziej rygorystycznej strategii gospodarowania kapitałem obrotowym.

Ostatnim sektorem, dla którego podjęto próbę określenia czynników determinujących kapitał obrotowy, był sektor przemysłu elektromaszynowego. Wyniki estymacji liniowego modelu ekonometrycznego, w którym zmienną objaśnianą jest wartość kapitału obrotowego, przedstawia tab. 7. Analiza wyników estymacji parametrów modelu wskazuje, iż cztery spośród przyjętych zmiennych objaśniających: wskaźnik płynności bieżącej, wskaźnik płynności gotówkowej, wskaźnik zadłużenia kapitału



**Rys. 3.** Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu metalowego

Źródło: opracowanie własne.

własnego oraz pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi mają statystycznie istotny wpływ na wartość kapitału obrotowego (poziom istotności 0,05). Oszacowany model wyjaśnia 87,29% zmienności kapitału obrotowego ( $R^2 = 0,8729$ ), jednak wysokie wartości wskaźników VIF wskazują na współliniowość niektórych zmiennych, którą należy wyeliminować.

W dalszej kolejności za pomocą metody regresji wstecznej oszacowano nowy model, w którym zjawisko współliniowości nie występuje, zaś wszystkie zmienne niezależne są istotne statystycznie. Wyniki estymacji tego modelu zawiera tab. 8. Jest to model statystycznie istotny (statystyka  $F$  Fishera = 42,181;  $p = 0,000$ ) i dobrze dopasowany do danych ( $R^2 = 0,8448$ ). Skorygowany współczynnik determinacji uległ nieznacznemu spadkowi i ukształtował się na poziomie 0,8248, jednak ta nieznaczną stratę została zrekompensowana usunięciem zmiennych nieistotnych. Za pomocą testu Shapiro-Wilka zweryfikowano hipotezę mówiącą o tym, że reszty modelu podlegają rozkładowi normalnemu. Wyliczona na podstawie próby wartość statystyki testowej  $SW = 0,97$  oraz wartość  $p$ -value  $p = 0,46 > 0,05$  świadczą o tym, iż nie ma podstaw do odrzucenia weryfikowanej hipotezy o normalności rozkładu reszt. Wartość statystyki testowej dla testu Durbina-Watsona  $DW = 1,61$  znalazła się w przedziale nieokreśloności tego testu, dlatego też dodatkowo zastosowano test mnożników Lagrange'a. Wyniki tego testu nie pozwoliły na odrzucenie hipotezy o braku autokorelacji reszt (statystyka chi kwadrat = 1,36). Wzrokowa ocena wykresu reszt względem wartości przewidywanych (rys. 4) potwierdziła stałość wariancji składnika losowego, co w połączeniu z powyższymi wynikami potwierdza poprawność oszacowanego modelu.

**Tabela 7.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu elektromaszynowego

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
Wskaźnik płynności bieżącej	-19633	5377,21	-3,65107	<b>0,001062</b>	-0,60596	6,067777
Wskaźnik płynności gotówkowej	22892	8520,80	2,68665	<b>0,012003</b>	0,44614	6,074485
Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego	13913	6661,40	2,08858	<b>0,045958</b>	0,29692	4,452062
Wskaźnik zadłużenia długoterminowego	-2712	48420,74	-0,05602	0,955725	-0,00882	5,458217
Pokrycie aktywów trwałych kapitałem własnym	88462	54829,88	1,61339	0,117875	0,63414	34,03097
Pokrycie aktywów trwałych kapitałem stałym	-113883	59331,71	-1,91943	0,065173	-0,66103	26,12671
Pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi	-229766	26689,33	-8,60893	<b>0,000000</b>	-1,32269	5,200046
Wyraz wolny	252629	41811,85	6,04204	<b>0,000002</b>		

Współczynnik determinacji $R^2$	0,87289222
Skorygowany współczynnik determinacji $R^2$	0,84111528
Standardowy błąd estymacji	4276,6
Statystyka $F$	27,469
<i>p-value</i>	0,000

Źródło: opracowanie własne.

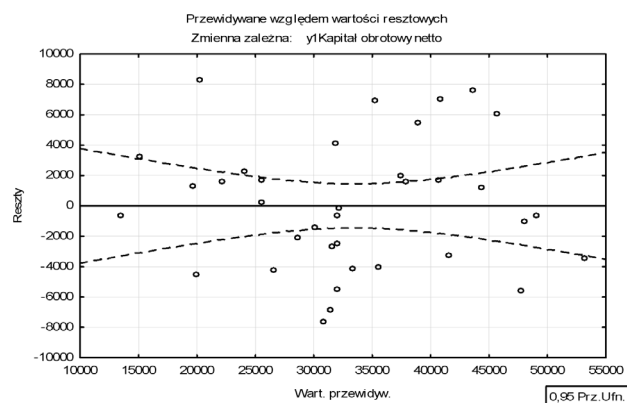
Efekty przeprowadzonej analizy wskazują, iż wzrost wskaźnika płynności gotówkowej określający możliwość bezzwłocznej spłaty zobowiązań powoduje zwiększenie się wartości kapitału obrotowego, a więc skłania przedsiębiorstwa przemysłu elektromaszynowego do realizowania bardziej restrykcyjnej polityki gospodarowania kapitałem obrotowym. W świetle wyników badań wskaźnik płynności bieżącej wskaźnik zadłużenia długoterminowego, pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi wpływają negatywnie na wartość kapitału obrotowego. W przypadku pierwszej zmiennej, adekwatnie jak w przedsiębiorstwach przemysłu spożywczego, sytuacja taka może wynikać z faktu, iż zarządzanie kapitałem obrotowym jest tylko jednym z obszarów decyzyjnych kształtujących płynność finansową. W przedsiębiorstwach przemysłu elektromaszynowego wzrost zobowiązań długoterminowych, obejmujących kredyty i pożyczki, wyemitowane obligacje i inne długi, których termin spłaty jest dłuższy niż 1 rok w stosunku do kapitałów własnych, skłania przedsiębiorstwa do prowadzenia bardziej agresywnej polityki gospodarowania kapitałem obrotowym.

**Tabela 8.** Wyniki estymacji parametrów modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu elektromaszynowego po redukcji współliniowości oraz eliminacji zmiennych nieistotnych metodą regresji wstecznej

Zmienna objaśniająca	Parametr przy zmiennej	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>	Beta (unormowana wartość parametru przy zmiennej)	Wskaźnik inflacji wariancji (VIF)
Wskaźnik płynności bieżącej	-18912	5483,29	-3,44899	0,001642	-0,58371	5,720562
Wskaźnik płynności gotówkowej	14033	6709,78	2,09144	0,044775	0,27349	3,415126
Wskaźnik zadłużenia długoterminowego	-61124	27288,05	-2,23995	0,032404	-0,19871	1,571722
Pokrycie aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi	-183626	19333,79	-9,49769	0,000000	-1,05708	2,474047
Wyraz wolny	199156	20568,89	9,68238	0,000000		

Współczynnik determinacji $R^2$	0,84478486
Skorygowany współczynnik determinacji $R^2$	0,82475710
Standardowy błąd estymacji	4511,5
Statystyka <i>F</i>	42,181
<i>p-value</i>	0,000
Test Durбина-Watsona: statystyka testowa DW seryjna korelacja reszt	1,61 0,18
Test Shapiro-Wilka: Statystyka testowa SW <i>p-value</i>	0,97 0,46
Test mnożników Lagrange'a: Wartość statystyki chi kwadrat: Wartość krytyczna	34*0,04 = 1,36 3,841

Źródło: opracowanie własne.



**Rys. 4.** Wykres rozrzutu reszt względem wartości przewidywanych modelu liniowego opisującego kapitał obrotowy w przedsiębiorstwach przemysłu elektromaszynowego

Źródło: opracowanie własne.



wania kapitałem obrotowym. Ponadto zwiększenie stopnia finansowania aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi, a więc podjęcie większych starań o zachowanie złotej reguły bilansowania aktywów obrotowych, powoduje spadek wartości kapitału obrotowego. Z badań wynika, iż największy wpływ na kapitał obrotowy ma wskaźnik pokrycia aktywów obrotowych zobowiązaniami krótkoterminowymi. Wraz ze wzrostem tego wskaźnika o 0,01 wartość zmiennej zależnej maleje średnio o 1836,26 (przy założeniu, że pozostałe zmienne objaśniające pozostaną na tym samym poziomie).

#### 4. Zakończenie

W opracowaniu dokonano określenia zmiennych determinujących wartość kapitału obrotowego 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 po eliminacji współliniowości oraz zmiennych nieistotnych uzyskano model liniowy opisujący kapitał obrotowy z sześcioma statystycznie istotnymi zmiennymi objaśniającymi. Wskaźnik płynności szybkiej, udział zapasów w aktywach obrotowych oraz udział zobowiązań długoterminowych w pasywach ogółem dodatkowo wpływają na wzrost poziomu kapitału obrotowego. Natomiast cykl konwersji gotówki, wskaźnik zadłużenia kapitału własnego oraz wskaźnik relacji aktywów trwałych do aktywów obrotowych ujemnie oddziałują na zmienną objaśnianą. Efekty przeprowadzonej analizy wskazują, iż kształtując poziom kapitału obrotowego, odzwierciedlający stosowanie określonej strategii gospodarowania tymże kapitałem, należy zwracać uwagę na poszczególne wskaźniki płynności finansowej, rotacji, zadłużenia oraz struktury majątku i kapitału przedsiębiorstw. Wyniki badań nie potwierdziły istotnych zależności pomiędzy wartością kapitału obrotowego a wskaźnikami efektywności przedsiębiorstw.

2. Wyniki analiz, przeprowadzonych oddzielnie dla trzech wybranych sektorów, wskazują, iż w przypadku przedsiębiorstw spożywczych, metalowych i elektromaszynowych, kształtując poziom kapitału obrotowego, powinno się głównie zwracać uwagę na wybrane wskaźniki płynności finansowej, zadłużenia przedsiębiorstw oraz złote reguły bilansowania. Należy podkreślić, iż w przypadku spółek przemysłu spożywczego i elektromaszynowego wskaźnik płynności bieżącej negatywnie oddziałuje na wartość kapitału obrotowego. Sytuacja taka może wynikać z faktu, iż płynność finansową kształtują decyzje podejmowane w różnych obszarach zarządzania finansami, a zarządzanie kapitałem obrotowym jest tylko jednym z tych obszarów.

## Literatura

- Bartkiewicz A., 2004, *Wpływ strategii finansowania majątku obrotowego na płynność finansową na przykładzie spółek giełdowych przemysłu lekkiego*, [w:] Pluta W. (red.), *Zarządzanie finansami firmy – teoria i praktyka*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Bień W., 1992, *Zarządzanie finansami przedsiębiorstwa*, Stowarzyszenie Księgowych w Polsce, Warszawa.
- Chatterjee S., Hadi A.S., 2012, *Regression Analysis by Example 5th Edition*, Wiley, New Jersey.
- Czarny A., 2006, *Zapotrzebowanie na kapitał obrotowy netto na przykładzie wybranych spółek giełdowych*, [w:] Krawczyk W. (red.), *Budżetowanie działalności jednostek gospodarczych – teoria i praktyka*, Agencja Wydawniczo-Poligraficzna ART-TEKST, Kraków.
- Czekaj J., Dresler Z., 2005, *Zarządzanie finansami przedsiębiorstw – podstawy teorii*, PWN, Warszawa.
- Hamrol M. (red.), 2007, *Analiza finansowa przedsiębiorstwa, ujęcie sytuacyjne*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Krzemińska D., 2002, *Finanse przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, Poznań.
- Kusak A., 2004, *Płynność finansowa – analiza i sterowanie*, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Notoria Serwis, 2013, *Wyniki finansowe spółek giełdowych* (CD).
- Rabiej M., 2012, *Statystyka z programem Statistica*, Wydawnictwo Helion, Gliwice.
- Sierpińska M., Wędzki D., 2001, *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*, PWN, Warszawa.
- Stanisz A., 2007, *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem Statistica PL na przykładach z medycyny. T. 2. Modele liniowe i nieliniowe*, StatSoft Polska, Kraków.
- Wędzki D., 2003, *Strategie płynności finansowej przedsiębiorstwa, przepływy pieniężne a wartość dla właścicieli*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Zalewski H., 1998, *Finanse firmy w spółkach i innych podmiotach gospodarczych*, Ośrodek Doradztwa i Doskonalenia Kadr, Gdańsk.