

RAFAŁ JÓŻWICKI

rjozwicki@spoleczna.pl

*Wykorzystanie instrumentów finansowych jako źródło dywersyfikacji
przychodu przedsiębiorstw*

Financial Instruments as a Source of Diversification of Corporate Income

Słowa kluczowe: dywersyfikacja; przychody finansowe; aktywa finansowe

Keywords: diversification; financial income; financial assets

Kod JEL: G30; G17; G29

Wstęp

Realizacja strategii przedsiębiorstwa oznacza podejmowanie przez nie różnego rodzaju decyzji mających wpływ na ostateczny wynik finansowy. Każde działanie, jeśli ma wpłynąć na długoterminowy wzrost potencjału i wartości przedsiębiorstwa, powinno być powiązane z przyjętą przez jednostkę strategią, oznaczającą wiązkę spójnych ze sobą działań wiążących się z realizowaniem wytyczonych celów podmiotu gospodarczego. Jednym spośród wielu problemów, przed którym stają przedsiębiorstwa, jest dokonanie wyboru, czy jednostka ma specjalizować się w określonej branży, produkcie, dziedzinie itp., czy może raczej powinna zdywersyfikować działalność poprzez produkcję odmiennych od siebie wyrobów, działalność w różnych branżach, na wielu rynkach itp. Podjęcie decyzji w tym zakresie przekłada się na późniejsze funkcjonowanie podmiotu i jego wyniki finansowe.

Prace badawcze nad kwestią dywersyfikacji działalności mają wieloletnią historię. Ich początki odnajdziemy już w końcu lat 50. XX w. w pracach Ansoffa, specjalizującego się w naukach o zarządzaniu. Przedmiot badań był kontynuowany w latach 60., 70. i 80. przez Chandlera i Didrichsena, którzy reprezentowali naukę w zakresie historii gospodarczej, a także Gorta (zaliczanego do ekonomistów), Markhama, Muellera, Berry'ego oraz reprezentujących finanse – Reida, Westona i Mansinghka [Pierścionek, 2001, s. 73].

W polskiej literaturze tematykę dotyczącą dywersyfikacji odnajdziemy przede wszystkim w publikacjach odnoszących się do: inwestycji na rynku kapitałowym [Tarczyński, Łuniewska, 2004], strategii i zarządzania przedsiębiorstwem [Kudelko, 2006, s. 75–102] czy też wykorzystania inwestycji alternatywnych [Kasprzak-Czelej, 2013, s. 255–266].

Trudność sprawia jednak odszukanie jakichkolwiek poszerzonych badań dotyczących dywersyfikacji źródeł przychodów przedsiębiorstwa w odniesieniu do wykorzystywania przez podmiot instrumentów finansowych. Wynik netto jednostki gospodarczej jest efektem nie tylko jego działalności operacyjnej, ale także mniej lub bardziej świadomego stosowania aktywów finansowych o różnorodnych terminach zapadalności. Inwestując środki pieniężne w akcje, obligacje czy inne dostępne instrumenty finansowe, podmiot spodziewa się osiągnięcia z tego właśnie tytułu określonych korzyści finansowych. Aktywność ta może wiązać się z chęcią ulokowania wolnych czasowo środków finansowych, ale także może wynikać z próby zdywersyfikowania źródeł przychodu, co dotyczyć będzie głównie instrumentów długoterminowych.

Biorąc pod uwagę powyższe, celem niniejszego opracowania jest zbadanie zaangażowania wybranych spółek przemysłowych notowanych na polskim rynku giełdowym w krótko- i długoterminowe aktywa finansowe. W obliczeniach zostały wykorzystane roczne dane finansowe zaczerpnięte ze sprawozdań jednostkowych dziewięciu spółek, które na początku kwietnia 2015 r. były zakwalifikowane do indeksu WIG30. Hipoteza przyjęta w opracowaniu zakłada, że przedsiębiorstwa aktywnie inwestują środki w instrumenty finansowe, a rozmiar tego zaangażowania jest istotny z punktu widzenia wielkości aktywów analizowanych podmiotów.

1. Dywersyfikacja jako strategia rozwoju przedsiębiorstwa

Dywersyfikacja to jedna z możliwych strategii rozwoju przedsiębiorstwa. Ogólny podział zakłada istnienie dywersyfikacji ze względu na jej dziedzinę – i tu możemy wyróżnić przedsiębiorstwa (ich strukturę produktów i usług) oraz ich rynki (ich strukturę zbytu i zaopatrzenia). W ramach pierwszego obszaru przedsiębiorstwa uznamy za zdywersyfikowane, gdy posiadają nie mniej niż dwa produkty (lub usługi) zaspokajające odmienne potrzeby klientów. Elementem zróżnicowania w ramach drugiego obszaru są całe przedsiębiorstwa, a dywersyfikacja odnosi się do określonej ich grupy.

Może ona dotyczyć przykładowo holdingu, który uznamy za zdywersyfikowany, gdy przedsiębiorstwa będą działać w różnych sektorach [Pierścionek, 2006, s. 336].

Kluczowe znaczenie dla przedsiębiorstwa ma dywersyfikacja produkcji, której zasadnicze cele to: tworzenie korzystniejszych warunków do wzrostu, efektywniejsze zaangażowanie posiadanych zasobów, poprawa wyników ekonomicznych i bezpieczeństwa finansowego [Pierścionek, 2011, s. 330].

Przesadna dywersyfikacja niesie za sobą ryzyko, którym jest utrata wyrazistej tożsamości firmy. Przedsiębiorstwo, które działa w wielu różnorodnych dziedzinach, może być narażone na utratę efektu wewnętrznej synergii. Coraz trudniej będzie mu wykorzystywać doświadczenie oraz zasoby z jednych obszarów do rozwoju innych, gdy są one coraz bardziej odmienne. Grozi to pewnego rodzaju „rozmywaniem się” wizerunku przedsiębiorstwa, utratą jego wyrazistości i spójności działań, utrudnia też strategiczne zarządzanie przedsiębiorstwem czy kreowanie drogi jego dalszego rozwoju. W takich warunkach trudno jest prowadzić skuteczne działania konkurencyjne [Kaleta, 2000, s. 143].

2. Znaczenie aktywów finansowych przedsiębiorstwa w tworzeniu wyniku netto jego działalności

Bardzo ważnym obszarem funkcjonowania przedsiębiorstwa jest jego działalność finansowa, co wiąże się z pozyskiwaniem kapitału i dokonywaniem inwestycji finansowych.

Najczęściej pojawiające się przychody finansowe to odsetki od lokat czy nabytych dłużnych papierów wartościowych, dywidendy od posiadanych akcji obcych podmiotów, prowizje od udzielonych pożyczek, premie od wyemitowanych papierów dłużnych [Ustawa z dnia 29 września 1994 r. o rachunkowości].

Działalność finansowa przedsiębiorstwa jest uzupełnieniem jego aktywności operacyjnej. Trzeba mieć jednak na uwadze, że kapitał zaangażowany przez podmiot (np. w akcje i obligacje innych jednostek czy lokaty bankowe) stanowi dywersyfikację źródeł przychodu, aczkolwiek nadmierna pula środków przeznaczona na ten cel może wskazywać, iż podmiot nie ma pomysłu na wykorzystanie kapitału w ramach podstawowej działalności operacyjnej lub ewentualnie działalność ta jest mniej rentowna niż przychody generowane w obszarze inwestycji finansowych.

Przedsiębiorstwo w ramach swojego majątku dysponuje różnego rodzaju aktywami finansowymi, wśród których możemy wyróżnić instrumenty długoterminowe oraz krótkoterminowe. Długoterminowe aktywa finansowe tworzą aktywa płatne i wymagalne lub przeznaczone do zbycia w okresie dłuższym niż 1 rok od dnia bilansowego. Grupę tę stanowią głównie akcje i udziały, obligacje, certyfikaty inwestycyjne, pozostałe papiery wartościowe, udzielone pożyczki i inne długoterminowe aktywa finansowe, tworzone przez aktywa, których nie wyszczególniono wcześniej, a których realizacja nastąpi później niż 12 miesięcy od dnia bilansowego.

Krótkoterminowe aktywa finansowe obejmują, podobnie jak długoterminowe akcje i udziały, inne papiery wartościowe, udzielone pożyczki i inne krótkoterminowe aktywa, z tą różnicą, że są one płatne i wymagalne lub przeznaczone do zbycia w ciągu maksymalnie 1 roku od dnia bilansowego lub ich założenia, wystawienia lub nabycia. Co więcej, aktywa finansowe krótkoterminowe zawierają środki pieniężne obejmujące gotówkę w kasie jednostki, środki pieniężne na rachunkach bankowych, weksle, czeki, bony handlowe i komercyjne oraz lokaty terminowe płatne w ciągu 3 miesięcy od ich wystawienia.

3. Estymacja modeli panelowych dla wybranych spółek

Dane wykorzystane do analizy pochodzą z dziewięciu spółek i obejmują dla każdej z nich lata 2010–2014. Zbiór zawierający informacje o tej samej grupie jednostek w kolejnych okresach nazywamy danymi panelowymi.

Niech y_{it} oznacza wartość zmiennej y dla obiektu i ($i=1, \dots, N$) w okresie t ($t=1, \dots, T$). Gdy założymy, że wszystkie obiekty są jednorodnie i zakładana relacja jest stała w czasie, to otrzymamy najprostszą przypadłość estymacji, czyli odpowiednik Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów (KMNK) dla danych przekrojowych. Podlega on założeniom KMNK i tą metodą wyznaczamy estymatory. Model taki można zapisać:

$$y_{it} = b_0 + \mathbf{b}^T \mathbf{x}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie:

b_0, \mathbf{b} – parametry równania

\mathbf{X}_{it} – macierz obserwacji na zmiennych objaśniających

ε_{it} – składnik losowy równania

Gdy obiekty nie są jednorodnie, wówczas mówimy o występowaniu efektów indywidualnych. Najprostszym założeniem mówi, że efekty indywidualne (dla każdego obiektu) są stałe w czasie. Powstaje w ten sposób tzw. model z efektami ustalonymi [Maddala, 2008, s. 644]:

$$y_{it} = a_i + \mathbf{b}^T \mathbf{x}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Parametr a_i stanowi wyraz wolny indywidualny dla każdego obiektu. Parametry równania (2) możemy oszacować KMNK, wprowadzając do modelu zmienne zero-jedynkowe dla poszczególnych efektów indywidualnych. Otrzymujemy w ten sposób tzw. model LSDV. Jest to jednak rozwiązanie niepraktyczne, ponieważ zmusza ono do odwracania macierzy \mathbf{X} o dużych rozmiarach. Zamiast tego przeprowadza się transformację wewnątrzgrupową [zob. Maddala, 2008, s. 645]. W jej efekcie

otrzymujemy tzw. estymator wewnątrzgrupowy, zwany niekiedy estymatorem FE i oznaczany jako $\hat{\beta}_{FE}$.

Estymator wewnątrzgrupowy podlega schematowi Gaussa-Markowa, a zatem oszacowania parametrów da się uzyskać przy pomocy Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów. Model nie zawiera jednak w swoim zapisie efektów indywidualnych. Ich wartość możemy wyznaczyć z następującego wzoru:

$$\hat{a}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}_E^T \bar{x}_i \quad (3)$$

Drugim często spotykanym wariantem dla danych panelowych są modele z efektami losowymi. Parametry a_i z równania (2) są traktowane jako zmienne losowe. Zakłada się o nich, że są niezależne od składników losowych oraz są wzajemnie niezależne [Maddala, 2008, s. 645]. W związku z powyższym wprowadzimy do równania nowy składnik losowy w postaci $v_{it} = a_i + \varepsilon_{it}$, zaś samo równanie uzyska postać:

$$y_{it} = a_0 + \mathbf{b}^T \mathbf{x}_{it} + v_{it} \quad (4)$$

W modelu z efektami losowymi nie jest możliwe oszacowanie konkretnych wartości efektów indywidualnych, gdyż stanowią one część składnika losowego. Możliwe jest jedynie oszacowanie ich wariancji. Składniki losowe dla tych samych obiektów, ale z różnych okresów, są skorelowane. Z tego powodu do estymacji nie należy używać KMNK, lecz Uogólnioną Metodę Najmniejszych Kwadratów (UMNK).

Podstawową kwestią, którą należy sprawdzić przed wykonaniem estymacji na podstawie danych panelowych, jest wybór rodzaju modelu. Przede wszystkim musimy rozstrzygnąć, czy użyjemy modelu z efektami indywidualnymi czy też takowe nie występują. Do tego celu można wykorzystać test Breuscha-Pagana [Maddala, 2008, s. 64]. Sprawdza on, czy wariancja składników losowych dla wszystkich obiektów jest taka sama, co zapisujemy w postaci następującego zespołu hipotez:

$$H_0: \sigma_a^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_a^2 \neq 0$$

Statystyka testu ma postać:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left(\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T e_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} \right) \quad (5)$$

gdzie:

e_{it} – reszty z modelu regresji łącznej

Sprawdzian testu ma rozkład chi-kwadrat z jednym stopniem swobody. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej i brak istotnego zróżnicowania efektów, a zatem można zastosować model regresji łącznej.

Odrzucenie w teście Breuscha-Pagana weryfikowanej hipotezy oznacza istotny wpływ efektów indywidualnych. W takiej sytuacji należy rozstrzygnąć, czy są to efekty ustalone czy losowe. Pomocny staje się test Hausmana, dla którego zestaw hipotez wygląda następująco:

H_0 : estymatory FE i RE są nieobciążone, a RE jest bardziej efektywny.

H_1 : estymator FE jest nieobciążony, zaś RE jest obciążony lub nastąpił błąd specyfikacji modelu.

Powyższe hipotezy weryfikujemy na podstawie sprawdzianu postaci:

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \left(\hat{V}(\hat{\beta}_{FE}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{RE}) \right)^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (6)$$

gdzie:

$\hat{\beta}_{FE}$, $\hat{\beta}_{RE}$ – wektory ocen parametrów z modeli FE i RE

$\hat{V}(\hat{\beta}_{FE})$, $\hat{V}(\hat{\beta}_{RE})$ – macierze wariancji i kowariancji obu estymatorów

Sprawdzian testu ma rozkład chi-kwadrat z liczbą stopni swobody równą liczbie szacowanych parametrów. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej należy zastosować model z ustalonymi efektami. Brak podstaw do jej odrzucenia wskazuje na wykorzystanie modelu z efektami losowymi.

4. Analiza inwestycji finansowych wybranych spółek z indeksu WIG30

Do wszystkie obliczeń wykorzystano pakiet GRET. Jako pierwsze przedstawiono badanie wpływu aktywów na przychody ze sprzedaży. Zebrane dane roczne obejmują dziewięć spółek w okresie 5 lat, co daje łącznie 45 obserwacji.

Najpierw wykonano test Breuscha-Pagana. Statystyka tego testu LM okazała się równa 68,5619 z wartością p wynoszącą 1,23e-016. Oznacza to odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej. W modelu należy uwzględnić efekty indywidualne.

W tej sytuacji należy sprawdzić, który rodzaj efektów należy włączyć do modelu. Dla testu Hausmana mamy $H = 6,62287$ z wartością p równą 0,01. Trzeba zatem odrzucić hipotezę zerową na rzecz alternatywnej, która zakłada, że lepszy będzie estymator z ustalonymi efektami. W efekcie estymacji podlegały parametry następującego równania:

$$PRZYCH_SPRZED_{it} = a_i + b_i AKTYWA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

gdzie:

$PRZYCH_SPRZED_{it}$ – przychody ze sprzedaży spółki i w okresie t [tys. PLN]

$AKTYWA_{it}$ – całkowita wartość aktywów spółki i w okresie t [tys. PLN]

Model regresji łącznej, wykonany jako pierwszy na potrzeby wyżej wymienionych testów statystycznych, wykazał obecność heteroskedastyczności, wobec czego parametry modelu (7) z korektą wprowadzają odporne błędy standardowe. Nie zmienia ona wartości oszacowanych parametrów, a jedynie oceny błędów.

Wyniki estymacji znalazły się w tab. 1. Na ich podstawie stwierdzono, że wzrost aktywów o 1 tys. zł zwiększy przychody ze sprzedaży średnio o 0,4546 tys. zł przy pozostałych warunkach niezmiennych. Wpływ zmiennej objaśniającej na objaśnianą uznajemy wobec tego za silny. Wyraz wolny w modelu (7) nie posiada interpretacji, ponieważ zmienna objaśniająca nie może być równa zero.

Tab. 1 zawiera również statystyki opisujące jakość oszacowań. Współczynnik determinacji R^2 informuje, że w obrębie całej 45-elementowej próby dopasowanie modelu do danych wyniosło 91%, co jest bardzo dobrą wartością. Wewnątrzgrupowy współczynnik determinacji (Within R^2) wskazuje, że w obrębie samych spółek dopasowanie było niskie i wynosiło około 10%. Należy jednak pamiętać, że przychody ze sprzedaży większości spółek bardzo się zmieniały w ciągu badanych 5 lat. Oba parametry w modelu (7) okazały się istotne statystycznie, o czym świadczą bardzo niskie wartości p dla statystyk t-Studenta w tab. 1. Są to bowiem wartości poziomu istotności, które należałoby przyjąć, aby nie doszło do odrzucenia hipotezy o braku istotnego wpływu zmiennej. Ogólnie rzecz biorąc, oszacowany model (7) charakteryzuje się dobrymi własnościami statystycznymi.

Drugą interesującą nas zależnością był wpływ inwestycji krótkoterminowych na przychody finansowe. Na podstawie analizy danych, dotyczących obu wymienionych zmiennych, wybraliśmy potęgową postać równania.

Tab. 1 Wyniki estymacji modelu (7)

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	Wartość p
const	1,0615e+07	1,9649e+06	5,4024	<0,00001
AKTYWA	0,4546	0,1278	3,5578	0,0011
R^2	0,9809	Within R^2		0,0988

Źródło: obliczenia własne.

Statystyka LM testu Breuscha-Pagana równa się 51,9199 z wartością $p = 5,78e-013$, co bardzo wyraźnie pokazuje, że i w tym modelu należy uwzględnić efekty indywidualne. Z kolei test Hausmana z wynikami $H = 0,353$ z wartością $p = 0,55267$ informuje o braku podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. W związku z tym należy oszacować parametry modelu panelowego z efektami losowymi w następującej postaci:

$$\ln PRZYCH_FIN_{it} = a_0 + b_i \ln INW_KROT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

gdzie:

$PRZYCH_FIN_i$ – wartość przychodów finansowych spółki i w okresie t [tys. PLN]

INW_KROT_i – wartość inwestycji krótkoterminowych spółki i w okresie t [tys. PLN]

Wyniki obliczeń otrzymane przy pomocy pakietu GRETTL prezentuje tab. 2. Estymator RE nie pozwala na uzyskanie wartości poszczególnych współczynników determinacji, jak to ma miejsce w modelach z ustalonymi efektami. Jako przybliżenie dopasowania użyjemy współczynnika R^2 z modelu szacowanego KMNK, w którym przyjął on wartość 42%. To niezły wynik, biorąc pod uwagę, że wszystkie analizowane spółki w badanym okresie odznaczały się dużymi zmianami przychodów finansowych.

Jeśli chodzi o wartości p dla statystyk t-Studenta, to wskazują one, że oba parametry istotnie różniły się od zera. Wzrost poziomu inwestycji krótkoterminowych o 1% spowoduje wzrost przychodów finansowych o 0,3028% przy pozostałych warunkach niezmiennych. Inwestycje tego typu odgrywają więc ważną rolę w kształtowaniu się wartości przychodów finansowych. Jako kolejny element analizy wykorzystamy stosunek inwestycji długoterminowych do łącznych aktywów oraz inwestycji krótkoterminowych do aktywów. Wskaźniki te zostały wyznaczone dla każdej ze spółek oddzielnie dla każdego okresu.

Naszym celem jest sprawdzenie, czy między rozkładami wskaźników dla grupy interesujących nas spółek wystąpiły istotne różnice w kolejnych latach.

Z punktu widzenia własności statystycznych szeregu powinniśmy zweryfikować prawdziwość następującego zespołu hipotez:

H_0 : wszystkie k populacji mają takie same rozkłady.

H_1 : nie wszystkie k populacji mają takie same rozkłady.

W celu ich weryfikacji użyjemy testu Kruskala-Wallisa, który jest nieparametrycznym odpowiednikiem jednokierunkowej ANOVA, ale wymaga spełnienia mniej rygorystycznych założeń. Wybieramy go ze względu na długość próby (9 spółek) i dużą dyspersję analizowanych zmiennych finansowych.

Tab. 2. Wyniki estymacji modelu (8)

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	Wartość p
const	7,4183	1,5427	4,809	<0,00001
ln_INW_KROT	0,3028	0,116	2,612	0,0124

Źródło: obliczenia własne.

W teście Kruskala-Wallisa zamiast wartości obserwacji używa się ich rang. Weryfikowana hipoteza mówi, że wszystkie analizowane populacje mają takie same rozkłady. Test ten jednak jest najbardziej wrażliwy na różnice w położeniu populacji, a średnia jest jedną z miar położenia. Statystyka testu ma rozkład chi-kwadrat o $k-1$ stopniach swobody, gdzie k oznacza liczbę podzbiorów i wyraża się wzorem:

$$KW = \frac{12}{n(n+1)} \left(\sum_{j=1}^k \frac{R_j^2}{n_j} \right) - 3(n+1) \quad (9)$$

gdzie:

n_j – liczebność danego podzbioru

n – liczebność całej próby będąca sumą liczebności k podzbiorów

R_j – suma rang w obrębie próby z k -tego podzbioru

Spółki wybrane do badania mają jedną cechę wspólną – prowadzą działalność przemysłową i wchodzi w skład WIG30. Z tego powodu wydaje się właściwe potraktowanie ich jako pewnej zbiorowości i analiza zmian cech tej zbiorowości w czasie. Same spółki różnią się jednak branżą, wielkością itp. Aby doprowadzić je do porównywalności, obliczyliśmy dwa wskaźniki: relację inwestycji długoterminowych do łącznych aktywów oraz relację inwestycji krótkoterminowych do łącznych aktywów.

Przy pomocy testu Kruskala-Wallisa dokonamy porównania rozkładów wyżej wspomnianych wskaźników w latach 2010–2014. Dziewięć wskaźników dla 1 roku będzie w tej sytuacji przedstawiać rozkład polityki inwestycyjnej wybranej grupy spółek. Weryfikujemy zatem hipotezę mówiącą o tym, że rozkłady tej polityki w ciągu 5 lat nie ulegały istotnym zmianom wobec hipotezy twierdzącej, że przynajmniej dla niektórych lat wystąpiły istotne różnice. Dla relacji inwestycji długoterminowych do aktywów statystyka testu KW równała się 0,5733 z wartością p wynoszącą 0,966. Brak więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Rozkłady wartości wskaźnika w latach 2010–2014 nie różnią się od siebie w znaczący sposób. Nie wydaje się to zaskakujące, biorąc pod uwagę horyzont tego typu inwestycji. Z kolei dla stosunku inwestycji krótkoterminowych do sumy aktywów uzyskaliśmy $KW=3,6393$, zaś wartość p wyniosła 0,457. Ponownie brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Jest to dość ciekawy wniosek. Okazuje się bowiem, że w grupie wybranych do analizy spółek polityka inwestycji krótkoterminowych, choć bardziej zróżnicowana od wariantu długoterminowego, w ciągu 5 lat nie ulegała istotnym zmianom.

Na koniec przyjrzymy się, jak kształtują się udziały aktywów finansowych w sumie aktywów badanych spółek, co obrazuje tab. 3.

Tab. 3. Udział aktywów finansowych ogółem w aktywach łącznych w latach 2010–2014 (%)

Spółka	2010	2011	2012	2013	2014
Bogdanka (LWB)	20,04	6,60	6,56	8,66	7,79
JSW	21,73	39,59	35,79	35,65	22,90
KGHM	18,91	47,27	5,70	3,28	3,15
Synthos (SNS)	30,78	27,60	4,28	1,21	23,50
Azoty (ATT)	13,27	4,62	13,11	0,45	0,75
PKN	4,86	10,14	5,06	7,34	12,43
PGNiG	37,11	35,20	38,42	40,86	47,41
Lotos	8,09	7,87	3,31	4,57	4,06
Boryszew	1,54	0,75	0,99	4,59	4,49

Źródło: obliczenia własne na podstawie raportów rocznych analizowanych spółek za lata 2010–2014.

Jak wynika z tab. 3, można zaobserwować pewne charakterystyczne zachowania: utrzymywanie niskiego zaangażowania w finansowe aktywa długoterminowe (Bogdanka, PKN, Lotos, Boryszew), utrzymywanie relatywnie wysokiego zaangażowania w finansowe aktywa długoterminowe (JSW, PGNiG), obniżanie zaangażowania w finansowe aktywa długoterminowe (KGHM, Azoty), nieregularność objawiającą się znaczną zmiennością zaangażowania w finansowe aktywa długoterminowe (Synthos).

Podsumowanie

W podsumowaniu opracowania należy stwierdzić, iż analiza statystyczna wskazuje na istnienie zależności pomiędzy wielkością posiadanych aktywów finansowych a przychodami finansowymi. Odnośnie do polityki zarządzania finansowymi aktywami długoterminowymi obserwujemy zmiany w zakresie kształtowania się ich wartości, a także zauważamy, że strategia prowadzenia finansowych inwestycji krótkoterminowych w analizowanych spółkach zmianom tym nie ulega. Dodatkowo można zauważyć, iż spółki posiadają zróżnicowane udziały aktywów finansowych w ich łącznej sumie i stosują strategie utrzymywania niskiego lub wysokiego zaangażowania, obniżania jego poziomu lub zmienności w badanym okresie.

Bibliografia

- Aczel A., *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa 2000.
- Kaleta A., *Strategia konkurencji w przemyśle*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2000.
- Kasprzak-Czelej A., *Możliwości dywersyfikacji ryzyka z wykorzystaniem inwestycji alternatywnych*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, nr 2, cz. 4.
- Kudielko J., *Dywersyfikacja działalności jako strategia wzrostu i rozwoju przedsiębiorstwa*, Wydawnictwo Cuprum, Wrocław 2006.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, PWN, Warszawa 2008.
- Pierścionek Z., *Strategie konkurencji i rozwoju przedsiębiorstwa*, PWN, Warszawa 2006.
- Pierścionek Z., *Strategie rozwoju firmy*, PWN, Warszawa 2001.
- Pierścionek Z., *Zarządzanie strategiczne w przedsiębiorstwie*, PWN, Warszawa 2011.
- Sprawozdania roczne badanych spółek za lata 2010–2014.
- Tarczyński W., Łuniewska M., *Dywersyfikacja ryzyka na polskim rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Placet, Warszawa 2004.
- Ustawa z dnia 29 września 1994 r. o rachunkowości (Dz.U. 1994, nr 121, poz. 591 z późn. zm.).

Financial Instruments as a Source of Diversification of Corporate Income

Economic activity of each entity requires making decisions how to engage their resources in order to maximize their benefits. One of the strategy in this regard is to diversify sources of income. The paper analyzes the degree of the financial involvement of the selected industrial companies, listed on the Polish stock market in the long and short-term financial assets. The analysis covers the period 2010–2014. The results indicate that companies apply different strategies and the involvement some of them in the financial assets is important from the point of view of the size of their assets.

Wykorzystanie instrumentów finansowych jako źródło dywersyfikacji przychodu przedsiębiorstw

Działalność gospodarcza każdego podmiotu wymaga podejmowania decyzji dotyczących tego, w jaki sposób angażować posiadane zasoby, aby maksymalizować swoje korzyści. Jedną ze strategii w tym zakresie jest dywersyfikacja źródeł przychodu. W artykule dokonano analizy, w jakim rozmiarze wybrane spółki przemysłowe, notowane na polskim rynku giełdowym, angażują swoje środki w długo- i krótkoterminowe aktywa finansowe. Analiza obejmuje lata 2010–2014. Uzyskane wyniki wskazują na to, że przedsiębiorstwa stosują w omawianym zakresie odmienne strategie, a zaangażowanie niektórych z nich w aktywa finansowe jest istotne z punktu widzenia rozmiaru ich aktywów.