

*Iwona Bąk, Beata Szczecińska*

## **OCENA SYTUACJI FINANSOWEJ SPÓLEK SEKTORA SPOŻYWCZEGO Z WYKORZYSTANIEM WIELOWYMIAROWEJ ANALIZY KORESPONDENCJI**

### **EVALUATION OF FINANCIAL SITUATION OF THE FOOD COMPANIES USING MULTIPLE CORRESPONDENCE ANALYSIS**

Katedra Zastosowań Matematyki w Ekonomii, Katedra Analizy Systemowej i Finansów,  
Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie, ul. K. Janickiego 31, 71-270 Szczecin  
e-mail: iwona.bak@zut.edu.pl, beata.szczecinska@zut.edu.pl

**Summary.** The purpose of this article is to determine which of food companies differ in plus or in minus from the average level of the selected variables describing their financial situation and what are the relations between companies in terms of the tested variables. The studied community consisted of 19 Polish food sector companies listed on the Stock Exchange in Warsaw in 2012. Data to assess the financial situation came from the basic financial reports. A preliminary list of diagnostic variables were financial ratios calculated for each of the analyzed companies. The study used correspondence analysis based on a complex array tags.

**Słowa kluczowe:** sektor spożywczy, sytuacja finansowa, wielowymiarowa analiza korespondencji, złożona macierz znaczników.

**Key words:** food sector, financial situation, multiple correspondence analysis, indicator matrix.

#### **WSTĘP**

Funkcjonowanie wszystkich podmiotów gospodarczych wymaga okresowej analizy, której wyniki z jednej strony mają ocenić realizację dotychczasowych zamierzeń, a z drugiej stać się podstawą określenia kierunków i sposobów doskonalenia działalności. Ułatwieniem w procesie podejmowania decyzji zarówno dla zarządzających, jak i inwestorów jest możliwość porównania sytuacji finansowej przedsiębiorstw z innymi, pochodzącymi z tego samego sektora gospodarki. Każde przedsiębiorstwo, bez względu na to w jakim sektorze gospodarki funkcjonuje, chce osiągnąć sukces rynkowy. O jego sukcesie rynkowym można mówić wtedy, gdy osiąga ono lepsze niż przeciętne wyniki w danym sektorze, a przejawia się to w postaci dużo większego zysku i znacznego udziału w rynku. Warunkiem rynkowego sukcesu jest osiągnięcie przewagi konkurencyjnej w stosunku do działających na rynku konkurentów<sup>1</sup>.

Konkurencyjność przedsiębiorstwa na rynku jest efektem synergicznego oddziaływania wielu czynników wewnętrznych tkwiących w przedsiębiorstwie oraz mechanizmów i uwarunkowań zewnętrznych istniejących w otoczeniu. Można ją rozumieć jako zdolność do rozwoju, osiągania korzyści i zysków oraz budowania przewagi konkurencyjnej (Dobiegała-Korona, Kasiewicz 2000).

---

<sup>1</sup> Por. (Repetowski 2010).

Celem badania jest wskazanie, które spółki sektora spożywczego notowane na GWP w Warszawie odbiegają *in plus* lub *in minus* od przeciętnego poziomu wybranych zmiennych charakteryzujących ich sytuację finansową oraz jakie są powiązania pomiędzy spółkami z punktu widzenia badanych zmiennych. W badaniu wykorzystano analizę korespondencji na podstawie zbudowanej złożonej macierzy znaczników.

## CHARAKTERYSTYKA MATERIAŁU BADAWCZEGO

Badaną zbiorowość stanowiło 19 polskich spółek sektora spożywczego notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w 2012 roku<sup>2</sup>. Dane do oceny sytuacji finansowej pochodziły z podstawowych dokumentów finansowych spółek. Sprawozdania finansowe zawierają bogatą treść ekonomiczną, której pełne poznanie i wykorzystanie w procesie zarządzania wymaga różnokierunkowych powiązań i przekształceń danych liczbowych. Prowadzi to do obliczenia odpowiednich wskaźników oraz ich oceny porównawczej (głównie w czasie i w przestrzeni) i ewentualnie dalszej analizy przyczynowej. Wiele wskaźników jest opartych na podobnych składnikach oraz charakteryzuje ten sam obszar zjawisk ekonomiczno-finansowych. O wartości analizy decydują wskaźniki o dużej pojemności informacyjnej i dlatego dąży się do ograniczania ich liczby i odpowiedniego grupowania (Bednarski 2007, Wędzki 2009). Najczęściej wyróżnia się następujące grupy wskaźników: płynności, wspomagania finansowego, obrotowości (sprawności), rentowności.

Ze względu na formę organizacyjno-prawną badanych przedsiębiorstw (spółka akcyjna) oraz rodzaj prowadzonej działalności (sektor spożywczy) do analizy wybrano dwanaście wskaźników finansowych, które stanowiły wstępną listę zmiennych diagnostycznych:

$X_1$  – wskaźnik ogólnego zadłużenia (relacja ogółu zobowiązań do całości majątku),

$X_2$  – wskaźnik rentowności sprzedaży netto ROS (relacja wyniku finansowego netto do przychodów ze sprzedaży),

$X_3$  – wskaźnik rentowności majątku ROA (relacja wyniku finansowego netto do majątku ogółem),

$X_4$  – wskaźnik rentowności kapitału własnego ROE (relacja wyniku finansowego netto do kapitału własnego),

$X_5$  – wskaźnik zyskowności na jedną akcję EPS (relacja wyniku finansowego netto do liczby akcji),

$X_6$  – wskaźnik obrotowości majątku (relacja przychodów ze sprzedaży do przeciętnego stanu zaangażowanych składników majątkowych),

$X_7$  – wskaźnik płynności bieżącej (relacja majątku obrotowego do zobowiązań krótkoterminowych),

$X_8$  – wskaźnik udziału kapitałów własnych w finansowaniu majątku (relacja kapitału własnego do całości aktywów),

$X_9$  – wskaźnik relacji zobowiązań do kapitałów własnych,

$X_{10}$  – wskaźnik relacji zobowiązań do kapitału akcyjnego,

$X_{11}$  – wskaźnik relacji zobowiązań długoterminowych do kapitału akcyjnego,

<sup>2</sup> W badaniu nie uwzględniono ośmiu spółek zagranicznych (głównie z za wschodniej granicy), które w 2012 roku także były notowane na GPW w Warszawie.

$X_{12}$  – wskaźnik relacji zobowiązań długoterminowych do ogółu zobowiązań.

Badając podobieństwo zmiennych za pomocą współczynników korelacji, zauważono występowanie bardzo silnej zależności między niektórymi wskaźnikami. W związku z tym do ostatecznego doboru zmiennych diagnostycznych zastosowano dodatkowo podejście formalne – metodę parametryczną zaproponowaną przez Hellwiga (Nowak 1990). Punktem wyjścia w tej metodzie jest macierz  $\mathbf{R}$  współczynników korelacji między potencjalnymi zmiennymi diagnostycznymi. Dla każdego wiersza tej macierzy wyznaczono sumę wartości bezwzględnej współczynników korelacji. Największa suma dotyczyła wiersza odpowiadającego zmiennej  $X_8$  i dlatego została ona uznana za pierwszą zmienną centralną. Zmiennymi satelitarnymi w stosunku do tej zmiennej są:  $X_1, X_2, X_6, X_7, X_9$ , dla których współczynniki korelacji ze zmienną  $X_8$  są nie mniejsze co do modułu niż 0,5. Skreślając odpowiednie wiersze i kolumny, zmienne te eliminuje się z dalszych rozważań i otrzymuje się zredukowaną macierz korelacji  $\mathbf{R}'$ . Powyższe postępowanie powtórzono jeszcze dwa razy, otrzymując dalsze skupienia oraz ostateczną zredukowaną macierz korelacji zmiennych izolowanych (tab. 1). W badaniu jako zmienne diagnostyczne ostatecznie przyjęto trzy zmienne centralne:  $X_8, X_4$  i  $X_{10}$  oraz podane w tabeli 1 zmienne izolowane. W ten sposób do dalszej analizy zaklasyfikowano następujące zmienne:  $X_4, X_5, X_8, X_{10}, X_{12}$ .

W zbiorze zmiennych diagnostycznych znajdują się wskaźniki, których większe wartości świadczą o lepszej sytuacji finansowej badanych spółek (stymulanty), oraz takie, których pożądanym jest ich niższy poziom (destymulanty). Do zbioru destymulant zaliczono wskaźnik relacji zobowiązań do kapitału akcyjnego ( $X_{10}$ ) i wskaźnik relacji zobowiązań długoterminowych do ogółu zobowiązań ( $X_{12}$ ).

Tabela 1. Zredukowana macierz współczynników korelacji między zmiennymi izolowanymi

Zmienne	$X_5$	$X_{12}$
$X_5$	1,0000	0,3214
$X_{12}$	0,3214	1,0000

Źródło: obliczenia własne.

## PRZYGOTOWANIE DANYCH WEJŚCIOWYCH DO ANALIZY KORESPONDENCJI

Analizę korespondencji rozpoczęto od zbudowania złożonej macierzy znaczników (Metody statystycznej... 2004; Stanimir 2005). W macierzy tej liczba wierszy była równa liczbie badanych jednostek (spółek), natomiast liczba kolumn odpowiadała podwojonej liczbie zmiennych. Taka liczba kolumn wynikała z istoty macierzy znaczników, w której elementy przyjmują wyłącznie wartości 1 i 0. Dlatego też każdą ze zmiennych zamieniono na zmienną zero-jedynkową według następującej zasady:

$$\text{dla symulant:} \quad xs_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } x_i \geq Me \\ 0 & \text{gdy } x_i < Me \end{cases}$$

$$\text{dla destymulant:} \quad xd_i = \begin{cases} 1 & \text{gdy } x_i \leq Me \\ 0 & \text{gdy } x_i > Me \end{cases}$$

Przyjęcie mediany ( $Me$ ) jako wartości granicznej wynikało z typu rozkładów badanych zmiennych (Wawrzyniak 2000), które w większości charakteryzowały się bardzo dużym zróżnicowaniem i silną asymetrią (tab. 2).

Tabela 2. Podstawowe statystyki opisowe charakteryzujące rozkład badanych zmiennych

Zmienne	Średnia	Mediana	Współczynnik zmienności	Miara asymetrii
$X_4$	- 0,289	0,030	- 475,095	- 3,932
$X_5$	3,942	0,211	307,034	2,880
$X_8$	0,525	0,530	40,777	0,182
$X_{10}$	17,001	7,114	122,416	1,509
$X_{12}$	0,232	0,209	79,629	1,925

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 3 przedstawiono niepełną złożoną macierz znaczników. W macierzy tej dla każdej jednostki (spółki) ujęto tylko wariant badanej zmiennej oznaczony symbolem  $X_{ip}$  ( $i = 1, 2, \dots, 11$ ). Wariant  $X_{in}$  pominięto, gdyż jest on przeciwieństwem wariantu  $X_{ip}$  – jeżeli dla danej spółki  $X_{ip} = 1$ , to  $X_{in} = 0$  (i odwrotnie).

Tabela 3. Niepełna złożona macierz znaczników

Spółka	Skrót nazwy spółki	$X_{4p}$	$X_{5p}$	$X_{8p}$	$X_{10p}$	$X_{12p}$
Ambra	AM	1	1	1	1	0
Colian	CO	1	1	1	0	0
Duda	DU	0	0	0	1	0
Graal	GR	1	1	1	1	1
Indykpol	ID	0	0	0	0	0
Kofola	KO	0	1	1	1	0
Kruszwica	KR	0	1	1	1	1
Makaronpol	MA	1	1	0	1	1
Mieszko	MS	0	0	0	1	0
Mispol	MI	0	0	0	0	1
Otmuchów ZPC	OT	1	1	1	0	0
Pamapol	PA	0	0	1	1	1
PBS Finanse	PB	0	0	1	1	1
Pepees	PE	1	0	1	0	0
Seko	SE	1	1	0	0	1
Wawel	WA	1	1	1	0	1
Wilbo	WI	0	0	0	1	1
ZM Henryk Kania	HK	1	0	0	0	0
Żywiec	ZY	1	1	0	0	1

Źródło: obliczenia własne.

## METODA BADANIA

Analiza korespondencji jest metodą zaliczaną do grupy metod statystycznej analizy wielowymiarowej. Metoda ta jest stosowana wówczas, gdy badane zmienne mierzone są na skali nominalnej i charakteryzują się współwystępowaniem, czyli w zbiorze badanych zmiennych nie można wyróżnić w sposób jednoznaczny zmiennej zależnej (Metody statystycznej... 2004). Punktem wyjścia w wielowymiarowej analizie korespondencji jest odpowiednie przygotowanie zbioru danych wejściowych. Liczebności przyporządkowane wariantom (kategoriom) zmiennych można zapisać w postaci: złożonej macierzy znaczników, macierzy Burt, wielowymiarowej tablicy kontyngencji i łącznej tablicy kontyngencji.

W artykule zastosowano wielowymiarową analizę korespondencji z wykorzystaniem złożonej macierzy znaczników. Procedura postępowania realizowana była w następujących etapach (Greenacre 1984, Stanimir 2005):

1. przygotowanie złożonej macierzy znaczników (tab. 3),
2. wyznaczenie wymiaru rzeczywistej przestrzeni współwystępowania na podstawie wzoru:

$$K = \sum_{q=1}^Q (J_q - 1) \quad (1)$$

gdzie:

$J_q$  – liczba kategorii zmiennej  $q$  ( $q = 1, 2, \dots, Q$ ),

$Q$  – liczba zmiennych;

3. sprawdzenie, w jakim stopniu wartości własne (inercje główne) przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają inercję całkowitą ( $\lambda$ )<sup>3</sup>; w tym celu zastosowano kryterium Greenacre'a, według którego za istotne dla badania uznaje się inercje główne większe niż odwrotność liczby analizowanych zmiennych ( $\frac{1}{Q}$ );

4. podwyższenie jakości odwzorowania w przestrzeni dwuwymiarowej poprzez modyfikację wartości własnych według propozycji Greenacre'a:

$$\tilde{\lambda}_k = \left( \frac{Q}{Q-1} \right)^2 \cdot \left( \sqrt{\lambda_{B,k}} - \frac{1}{Q} \right)^2 \quad (2)$$

gdzie:

$Q$  – liczba analizowanych zmiennych,

$\lambda_{B,k}$  –  $k$  wartość własna ( $k = 1, 2, \dots, K$ );

5. graficzna prezentacja wyników analizy korespondencji w przestrzeni dwuwymiarowej z uwzględnieniem modyfikacji wartości własnych. Nowe wartości współrzędnych zostały wyznaczone z wykorzystaniem wzoru:

$$\tilde{F} = F^* \cdot \Gamma^{-1} \cdot \tilde{\Lambda} \quad (3)$$

gdzie:

$\tilde{F}$  – macierz zmodyfikowanych wartości współrzędnych dla kategorii badanych zmiennych o wymiarze  $K \times k$ ,

$F^*$  – macierz pierwotnych wartości współrzędnych dla kategorii badanych zmiennych o wymiarze  $K \times k$ ,

$\Gamma^{-1}$  – diagonalna macierz odwrotna wartości osobliwych ( $\gamma_k$ ) o wymiarze  $k \times k$ ,

$\gamma_k$  –  $k$ -ta wartość osobliwa będąca pierwiastkiem kwadratowym z  $k$ -tej wartości własnej ( $\lambda_k$ ),

$\tilde{\Lambda}$  – diagonalna macierz zmodyfikowanych wartości własnych o wymiarze  $k \times k$ ,

$K$  – wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania.

## WYNIKI BADAŃ I DYSKUSJA

Analizę korespondencji przeprowadzono według etapów omówionych w poprzednim rozdziale<sup>4</sup>. W zbiorze analizowanych zmiennych, oprócz pięciu zmiennych zero-jedynkowych, uwzględniono zmienną: spółki, która miała 19 wariantów. W związku z tym wymiar rzeczywistej przestrzeni współwystępowania wyniósł 23 – wzór (1).

Następnie sprawdzono, w jakim stopniu wartości własne przestrzeni o niższym wymiarze wyjaśniają inercję całkowitą ( $\lambda = 3,8339$ ). Zgodnie z kryterium Greenacre'a za istotne dla

<sup>3</sup> Inercja całkowita jest sumą  $K$  wartości własnych, gdzie  $K$  jest wymiarem rzeczywistej przestrzeni współwystępowania.

<sup>4</sup> Do obliczeń i graficznej prezentacji wyników wykorzystano moduł *Analiza korespondencji* oprogramowany w pakiecie Statistica 9,0.

badania uznano inercje główne większe niż  $\frac{1}{Q} = \frac{1}{6} = 0,1667$ . Z tabeli 4 wynika, że są to inercje

dla  $K$  przyjmującego wartości do 6 włącznie<sup>5</sup>. Dla tych wymiarów przeanalizowano wartości miernika  $\tau_k$ <sup>6</sup> i okazało się, że stopień wyjaśnienia inercji w przestrzeni dwuwymiarowej wynosi 22,5449%. W celu podwyższenia jakości odwzorowania w przestrzeni dwuwymiarowej przeprowadzono modyfikację wartości własnych według wzoru (2). Pierwotne i zmodyfikowane wartości własne wraz ze stopniem wyjaśniania inercji całkowitej podano w tabeli 4.

Tabela 4. Wartości osobiwe oraz wartości własne wraz ze stopniem wyjaśnienia inercji całkowitej w wersji pierwotnej i zmodyfikowanej

K	Wartości osobiwe $\gamma_k$	Wartości własne $\lambda_k$	Procent bezwładności $\lambda_k / \lambda$	Procent skumulowany $\tau_k$	Wartości własne $\tilde{\lambda}_k$	Procent bezwładności $\tilde{\lambda}_k / \tilde{\lambda}$	Procent skumulowany $\tilde{\tau}_k$
1	0,6899	0,4760	12,4160	12,4160	0,3943	0,3004	0,3004
2	0,6232	0,3883	10,1289	22,5449	0,3001	0,2286	0,5290
3	0,5807	0,3372	8,7956	31,3405	0,2468	0,1881	0,7170
4	0,5035	0,2535	6,6120	37,9524	0,1634	0,1244	0,8415
5	0,4600	0,2116	5,5195	43,4720	0,1239	0,0944	0,9359
6	0,4084	0,1668	4,3512	47,8232	0,0842	0,0641	1,0000
					$\tilde{\lambda}_k = 1,3127$		

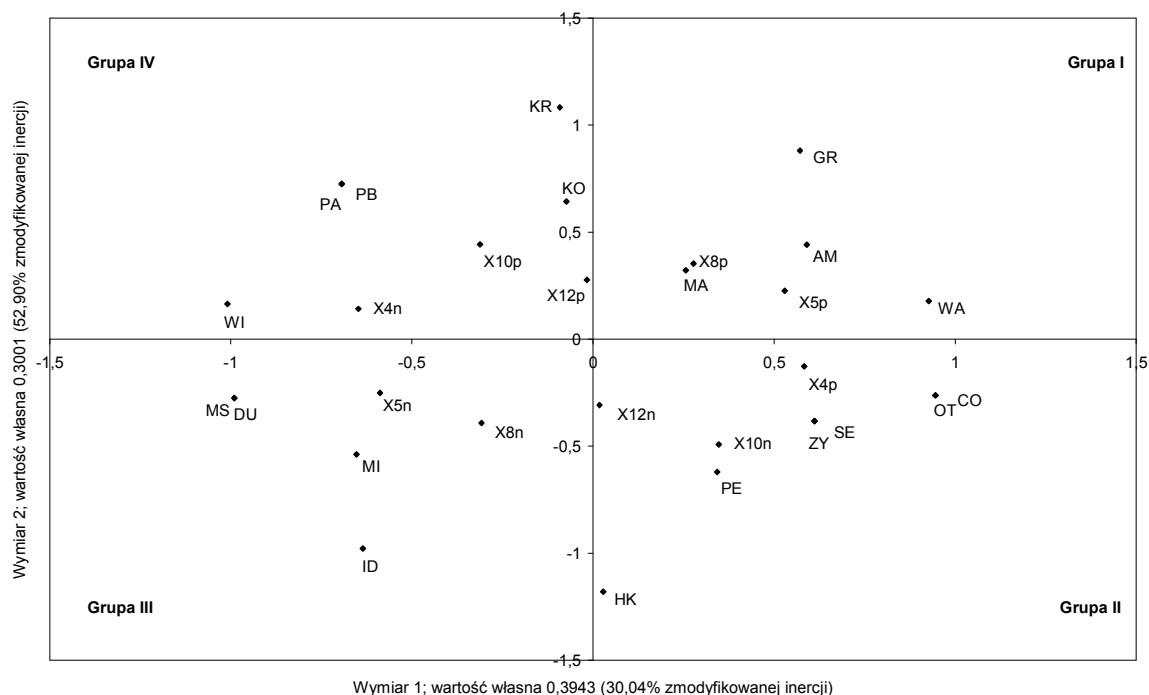
Źródło: obliczenia własne na podstawie tabeli 3.

W wyniku przeprowadzonej modyfikacji wyraźnie zwiększył się stopień wyjaśnienia inercji całkowitej. Dwie pierwsze wartości własne stanowią 52,90% zmodyfikowanej inercji całkowitej. Dlatego w graficznej prezentacji wyników wielowymiarowej analizy korespondencji w przestrzeni dwuwymiarowej uwzględniono modyfikację wartości własnych (rys. 1). Nowe wartości współrzędnych w przestrzeni dwuwymiarowej dla kategorii zmiennych zostały wyznaczone na podstawie wzoru (3). Symbol  $p$  przy poszczególnych kategoriach zmiennych oznacza pozytywny poziom, natomiast symbol  $n$  – poziom negatywny.

Interpretując rozrzut punktów na rysunku 1 uwzględniono następujące elementy: położenie punktu wobec centrum rzutowania (początek układu współrzędnych), położenie punktu względem innych punktów określających kategorie należące do tej samej zmiennej, położenie punktu względem punktu opisującego kategorie innej zmiennej (Stanimir 2005). Na tej podstawie stwierdzono, że niewiele kategorii zmiennych znajduje się blisko początku układu współrzędnych, przy czym najdalej od centrum rzutowania rozmieszczone są punkty obrazujące większość spółek. Taki układ punktów świadczy o występowaniu zależności pomiędzy kategoriami. Na uwagę zasługuje fakt, że punkty charakteryzujące kategorie należące do tej samej zmiennej położone są po przeciwnych stronach osi, co świadczy o tym, że ich profile nie są do siebie podobne, co jest konsekwencją zastosowanej w badaniu złożonej macierzy znaczników, w której wykorzystuje się zmienne zero-jedynkowe. W wyniku zastąpienia wartości rzeczywistych wartościami 0 i 1 niektóre spółki uzyskały taki sam układ zmiennych zero-jedynkowych (np. Colian i Otmuchów lub Mieszko i Duda) i dlatego na rysunku odpowiadał im ten sam punkt.

<sup>5</sup> W tabeli 4 pominięto wyniki dla  $K > 6$ , gdyż dla tych wymiarów inercje główne były nie wyższe niż 0,1667, a więc te wymiary były nieistotne w badaniu.

<sup>6</sup> Miernik ten określa udział inercji wybranego wymiaru ( $\lambda_k$ ) w inercji całkowitej ( $\lambda$ ).



Rys. 1. Prezentacja wyników analizy korespondencji wszystkich kategorii zmiennych z uwzględnieniem modyfikacji wartości własnych

Źródło: opracowanie własne.

Z uwagi na cel badania istotne jest wykazanie powiązań pomiędzy spółkami a wariantami badanych zmiennych. Oceniając sytuację finansową spółek sektora spożywczego, uwzględniono tylko te kategorie zmiennych, które znalazły się w tej samej ćwiartce układu współrzędnych i wskazują na istotne odchylenia wartości tych zmiennych *in plus* i *in minus* od przeciętnej w badanym sektorze. Brak w danej ćwiartce (segmencie) innych zmiennych oznacza, że ich poziom nie odbiegał w sposób istotny od przeciętnej. Wyniki segmentacji spółek przedstawiono w tabeli 5.

Tabela 5. Charakterystyka sytuacji finansowej spółek sektora spożywczego w 2012 roku

Grupa	Spółki	Charakterystyka sytuacji finansowej
I	Graal, Ambra, Makaronpol, Wawel	spółki z tej klasy można ocenić pozytywnie pod względem poziomu wskaźnika zyskowności na jedną akcję (EPS) oraz udziału kapitałów własnych w finansowaniu majątku
II	Colian, Otmuchów, Seko, Żywiec, Pepees, Henryk Kania	w tej klasie rentowność kapitału własnego (ROE) odchyliła się <i>in plus</i> od przeciętnej w spółkach, natomiast relacje zobowiązań całkowitych do kapitału akcyjnego oraz zobowiązań długoterminowych do ogółu zobowiązań kształtowały się poniżej przeciętnej w badanym sektorze
III	Indykpol, Mispol, Duda, Mieszko	spółki z tej klasy można ocenić negatywnie pod względem poziomu wskaźnika zyskowności na jedną akcję (EPS) oraz udziału kapitałów własnych w finansowaniu majątku
IV	Wilbo, Kofola, Kruszwica, Pamapol, PBS Finanse	w tej klasie rentowność kapitału własnego (ROE) odchyliła się <i>in minus</i> od przeciętnej w spółkach, natomiast relacje zobowiązań całkowitych do kapitału akcyjnego oraz zobowiązań długoterminowych do ogółu zobowiązań kształtowały się powyżej przeciętnej w badanym sektorze

Źródło: opracowanie własne na podstawie rysunku 1.

## PODSUMOWANIE

Na podstawie przeprowadzonych badań sformułowano diagnozę dotyczącą sytuacji finansowej spółek sektora spożywczego. Wyodrębniono cztery grupy (segmenty) spółek, które różnią się między sobą poziomem niektórych zmiennych:

– Grupa I obejmuje cztery analizowane spółki akcyjne (21,1% badanej zbiorowości), które charakteryzowały się wyższym niż przeciętny poziom w badanym sektorze dwóch wskaźników, co wskazuje na ich dobrą sytuację finansową.

– W skład grupy II weszło aż sześć przedsiębiorstw (najliczniejsza grupa), co stanowiło 31,5% ocenianego sektora i ze względu na otrzymane wyniki badań można uznać, że ich sytuacja finansowa w 2012 roku była nieco gorsza niż grupy I, ze względu na wyższy niż przeciętny w sektorze udział zobowiązań w finansowaniu majątku, co zwiększyło ich ryzyko finansowe (choć zarządzący prawdopodobnie wykorzystali w tym przypadku dodatni efekt dźwigni finansowej, który polega na tym, że zwiększenie udziału kapitałów obcych w finansowaniu firmy powoduje, w określonych warunkach, wzrost rentowności kapitału własnego).

– Grupa III, obejmująca cztery spółki akcyjne sektora spożywczego, jest przeciwieństwem grupy I, dlatego zarządzący powinni starać się poprawić ich sytuację finansową w latach następnych.

– Grupę IV stanowiło 26,3% badanej zbiorowości (pięć spółek), które nie uzyskały dodatniego efektu dźwigni finansowej.

Przy ocenie spółek pod względem ich sytuacji finansowej dodatkowo zwrócono uwagę na rozrzut punktów (spółek) na rysunku 1. Na uwagę zasługują spółki znajdujące się w tej samej grupie, ale jednocześnie znacznie oddalone od siebie i centrum rzutowania (początku układu współrzędnych). Przykładowo w grupie IV spółka Wilbo, w porównaniu z Kruszwicą S.A., znacznie różniła się pod względem rentowności oraz sposobu finansowania majątku. Wilbo S.A. w 2012 roku była nierentowna w przeciwieństwie do Kruszwicy. Ponadto dysponowała ona zdecydowanie niższą (o 50%) relacją zobowiązań do kapitału akcyjnego. W grupie drugiej spółka ZM Henryk Kania wyraźnie odbiegała od pozostałych spółek z tej grupy (szczególnie od spółek Otmuchów i Colian) pod względem wskaźnika zyskowności na jedną akcję oraz struktury finansowania majątku.

Okazuje się, że jednoznaczna ocena sytuacji finansowej spółek nie jest łatwym zadaniem i w dużej mierze może być uzależniona od zaproponowanego na wstępie badania zbioru wskaźników finansowych i prawdopodobnie zastosowanej metody<sup>7</sup>. Ponadto zastosowanie procedury formalnostatystycznej wyboru zmiennych znacząco zmniejsza pierwotny zbiór zmiennych diagnostycznych, a to z kolei ogranicza możliwości interpretacyjne otrzymanych wyników dotyczących badanego zjawiska.

Wyniki analizy finansowej oraz zaproponowana w artykule metoda kontynuowane w następnych latach mogą być podstawą do podejmowania decyzji przez różne grupy interesariuszy zarówno wewnętrznych (zarząd, kierownictwo, pracownicy), jak i zewnętrznych (właściciele, dawcy kapitału, władze państwowe i inni).

<sup>7</sup> Do wydzielenia grup typologicznych podobnych pod względem badanego zjawiska można wykorzystać wiele innych metod, np. skalowanie wielowymiarowe lub taksonomiczne mierniki rozwoju.



**PIŚMIENNICTWO**

- Bednarski L.** 2007. *Analiza finansowa w przedsiębiorstwie*, Warszawa, PWE, 76–120.
- Dobiegała-Korona B. Kasiewicz S.** 2000. Metody oceny konkurencyjności przedsiębiorstw, w: Uwarunkowania konkurencyjności przedsiębiorstw w Polsce, Red. K. Kuciński „Materiały i Prace IFGN”, t. LXXIX, Oficyna Wydaw. Warszawa, SGH, 89.
- Greenacre M.** 1984. *Theory and Applications of Correspondence Analysis*, Londyn, Academic Press, 137.
- Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych.** 2004. Red. Gatnar E., Walesiak M., Wrocław, Wydaw. AE we Wrocławiu, 299–300.
- Nowak E.** 1990. Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych, Warszawa, PWE, 28–29.
- Repetowski R.** 2010. Konkurencyjność przedsiębiorstw w dobie globalnego kryzysu finansowego, w: Przedsiębiorczość w warunkach integracji europejskiej, Przedsiębiorczość-Edukacja, Vol. 6, Warszawa-Kraków, Wydaw. Nowa Era, 92.
- Stanimir A.** 2005. Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych, Wrocław, Wydaw. AE we Wrocławiu, 42–44, 76–77.
- Wawrzyniak K.** 2000. Klasyczne i pozycyjne parametry struktury jako normy w procesie oceny działalności przedsiębiorstw. Zesz. Nauk. US nr 269, Szczecin, Wydaw. US w Szczecinie, 269–282.
- Wędzki D.** 2009. Analiza wskaźnikowa sprawozdania finansowego. T. 2, Wskaźniki finansowe, Kraków, Wolters Kluwer Polska Sp. z o.o., 41–42.