

ZBIGNIEW GOŁAŚ
IZABELA KURZAWA
Uniwersytet Przyrodniczy
Poznań

ZASTOSOWANIE UPORZĄDKOWANEGO MODELU LOGITOWEGO W ANALIZIE RENTOWNOŚCI BRANŻ PRZEMYSŁU SPOŻYWCZEGO

Wprowadzenie

Wskaźniki rentowności są szeroko wykorzystane w ocenie wyników finansowych przedsiębiorstw i korzyści dla ich właścicieli. Jednak w praktyce ich przydatność jest w dużej mierze ograniczona ze względu na syntetyczny charakter i wynikający z niego ograniczony zakres treści informacyjnych. Stąd też w praktyce badawczej szersze zastosowanie znalazły procedury dezagregacji wskaźników finansowych i włączania ich w systemy wskaźników, co umożliwia wielowymiarową i przyczynowo-skutkową analizę różnych problemów finansowych [zob. 1, 2, 4, 5, 6, 7, 9, 18, 19, 20].

Głównym celem prezentowanej pracy jest wielowymiarowa analiza zróżnicowania rentowności w krajowym przemyśle spożywczym. Analizę przeprowadzono na bazie zaproponowanej dekompozycji wskaźnika rentowności sprzedaży i w połączeniu z systemem wskaźników wiążących rentowność sprzedaży z rentownością aktywów i kapitału własnego. Ponadto, w celu określenia istotności (siły i kierunku wpływu) poszczególnych składników systemu, zastosowano metody statystyczne – uporządkowane modele logitowe.

Materiały źródłowe i metody badawcze

W pracy wykorzystano niepublikowane dane statystyczne Głównego Urzędu Statystycznego w Warszawie z lat 2006-2011 [15], które umożliwiają analizę rentowności w układzie sekcji, grup i klas przemysłu spożywczego oraz w układzie wielkości przedsiębiorstw. W artykule zaprezentowano wyniki analizy opisowej rentowności na poziomie sekcji i klas oraz wyniki analizy logitowej na poziomie klas z uwzględnieniem wielkości przedsiębiorstw¹. Podstawą ana-

¹ Do przemysłu spożywczego zaliczono produkcję artykułów spożywczych (sekcja C, dział 10) oraz produkcję napojów (sekcja C, dział 11). Według PKD 2007, w produkcji artykułów spożywczych wyróżnia się 25 branż (klasy 10.11-10.92), a w produkcji napojów 7 branż (klasy 11.01-11.07) [17].

liz była dekompozycja wskaźników rentowności, za punkt wyjścia przyjmując równanie modelu Du Ponta, w którym rentowność kapitału własnego (ROE) jest ujmowana w postaci iloczynu rentowności aktywów (ROA) i mnożnika kapitałowego (MK) lub w szerszym ujęciu, w postaci iloczynu rentowności sprzedaży (ROS), rotacji aktywów (ROT) oraz mnożnika kapitałowego (MK):

$$ROE = ROA \times MK = ROS \times ROT \times MK$$

gdzie:

$$ROE = \frac{\text{zysk netto (ZN)}}{\text{kapitał własny (KW)}}, \quad ROA = \frac{\text{zysk netto (ZN)}}{\text{aktywa (A)}}, \quad ROS = \frac{\text{zysk netto (ZN)}}{\text{przychody (P)}},$$

$$MK = \frac{\text{aktywa (A)}}{\text{kapitał własny (KW)}}, \quad ROT = \frac{\text{przychody (P)}}{\text{aktywa (A)}}$$

W artykule zaproponowano autorską propozycję modyfikacji powyższych zależności poprzez dekompozycję wskaźnika rentowności sprzedaży (ROS). Propozycja ta przekłada się na następujący system wskaźników:

$$ROS = WVAB \times WAM \times WKP \times WPPKO \times WPKF \times WZSN \times WEP$$

gdzie:

$$WVAB - \text{wskaźnik wartości dodanej brutto: } WVAB = \frac{\text{wartość dodana brutto (VAB)}}{\text{przychody (P)}},$$

$$WAM - \text{wskaźnik kosztów amortyzacji: } WAM = \frac{\text{wartość dodana netto (VAN)}}{\text{wartość dodana brutto (VAB)}};$$

$$WKP - \text{wskaźnik kosztów pracy: } WKP = \frac{\text{zysk ze sprzedaży (ZS)}}{\text{wartość dodana netto (VAN)}};$$

$WPPKO$ – wskaźnik pozostałych przychodów i kosztów operacyjnych:

$$WPPKO = \frac{\text{zysk operacyjny (ZOP)}}{\text{zysk ze sprzedaży (ZS)}};$$

$WPKF$ – wskaźnik przychodów i kosztów finansowych:

$$WPKF = \frac{\text{zysk z działalności gospodarczej (ZDG)}}{\text{zysk operacyjny (ZOP)}};$$

$WZSN$ – wskaźnik zdarzeń nadzwyczajnych:

$$WZSN = \frac{\text{zysk brutto (ZB)}}{\text{zysk z działalności gospodarczej (ZDG)}};$$

$$WEP - \text{wskaźnik efektu podatkowego: } WEP = \frac{\text{zysk netto (ZN)}}{\text{zysk brutto (ZB)}}.$$

Powyższe wskaźniki umożliwiają zapisanie rentowności kapitału własnego (ROE) w postaci następującego równania:

$$ROE = \frac{ZN}{KW} = \frac{VAB}{P} \times \frac{VAN}{VAB} \times \frac{ZS}{VAN} \times \frac{ZOP}{ZS} \times \frac{ZDG}{ZOP} \times \frac{ZB}{ZDG} \times \frac{ZN}{ZB} \times \frac{P}{A} \times \frac{A}{KW}$$

Struktura powyższego równania wskazuje, że za punkt wyjścia w procedurze dekompozycji przyjęto wskaźnik wartości dodanej (*WVAB*) w postaci relacji wartości dodanej brutto (*VAB*) do przychodów (*P*), informujący o zdolności generowania wartości wnoszonych przez przedsiębiorstwo w relacji do kosztów zewnętrznych wynikających z kontaktów z otoczeniem [1, 20]. Wskaźnik ten jest ponadto uznawany za podstawowy wyznacznik zaawansowania techniczno-technologicznego [16, 20]. Z wartością dodaną powiązane są również następujące dwa wskaźniki (*WAM*, *WKP*), które informują o wpływie kosztów amortyzacji (*VAN/VAB*) oraz kosztów pracy (*ZS/VAN*) na poziom rentowności. Kolejne dwa wskaźniki (*WPPKO*, *WPKF*) określają wpływ pozostałej działalności operacyjnej (*ZOP/ZS*) oraz działalności finansowej (*ZDG/ZOP*) na wzrost lub wytracanie zysku, w następstwie dodatniego lub ujemnego salda pozostałych przychodów i kosztów operacyjnych oraz salda przychodów i kosztów finansowych. Trzecim obszarem analitycznym jest poziom nadzwyczajny. W proponowanym modelu dekompozycji rentowności został on uwzględniony we wskaźniku *WZSN* (*ZB/ZDG*), który informuje o wpływie zysków i strat nadzwyczajnych na rentowność. Ostatni wskaźnik (*WEP=ZN/ZB*), tzw. efektywna stopa podatkowa, ma związek z podziałem zysku i informuje o skali wytracania zysku brutto z tytułu opodatkowania przedsiębiorstw.

Zaprezentowane wyżej wskaźniki zostały zintegrowane z systemem rentowności *ROA* i *ROE*. W konsekwencji uzyskano znacząco rozbudowane systemy analityczne, które poza rotacją aktywów (*ROT=P/A*) i mnożnikiem kapitałowym (*MK=A/KW*), umożliwiają modelowanie rentowności (*ROA*, *ROE*) w kontekście dodatkowych uwarunkowań.

Do modelowania rentowności kapitału własnego użyto wielomianowego modelu logitowego kategorii uporządkowanych (tzw. uporządkowanego modelu logitowego, który modeluje skumulowane prawdopodobieństwa). W modelu tym zmienna zależna jest dyskretna i przyjmuje wartości z przeliczalnego i skończonego zbioru wartości (kategorii) o określonej hierarchii. Przyjmijmy, że *i*-ta jednostka (w tym przypadku branża przemysłu spożywczego) charakteryzuje się jednym spośród *J* poziomem kondycji finansowej (1 – bardzo niskim, 2 – niskim, 3 – średnim, 4 – wysokim). Modelowaniu w tym przypadku podlegają tzw. skumulowane logity, czyli logarytmy ilorazów prawdopodobieństwa przynależności *i*-tej branży do kategorii nie wyższej niż *j*-ta (p_{ij}) i prawdopodobieństwa do niego przeciwnego ($1-p_{ij}$). Kategoria kondycji finansowej branży (w tym przypadku *ROE*) determinowana jest przez *k* – zestaw zmiennych egzogenicznych (zestaw wskaźników systemu *ROE*) oraz składnik losowy. W przypadku *J* kategorii otrzymuje się *J*-1 równań logitowych [10]:

$$\text{logit}(p_{ij}) = \ln \frac{\Pr(y_i \leq j)}{\Pr(y_i > j)} = \ln \frac{p_{ij}}{1-p_{ij}} = \beta_{0g} + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon \quad (g=1,2,\dots,J-1)$$

np. dla $j=4$:

$$\text{logit}(p_1) = \ln \frac{\Pr(y_i \leq 1)}{\Pr(y_i > 1)} = \ln \frac{p_1}{1-p_1}$$

$$\text{logit}(p_1 + p_2) = \ln \frac{\Pr(y_i \leq 2)}{\Pr(y_i > 2)} = \ln \frac{p_1 + p_2}{1 - p_1 - p_2}$$

$$\text{logit}(p_1 + p_2 + p_3) = \ln \frac{\Pr(y_i \leq 3)}{\Pr(y_i > 3)} = \ln \frac{p_1 + p_2 + p_3}{1 - p_1 - p_2 - p_3}$$

$$\text{oraz } p_1 + p_2 + p_3 + p_4 = 1$$

Do identyfikacji czynników wpływających na kondycję finansową branż przemysłu spożywczego, mierzoną stopą zwrotu z kapitału własnego (*ROE*), zastosowano uporządkowany model logitowy postaci:

$$y_i^* = x_i^T \beta + \varepsilon_i$$

gdzie:

y_i^* – zmienna nieobserwowalna odnosząca się do i -tej obserwacji (branży), związana jest z jej dyskretnymi odpowiednikami: $y_i = j$, jeśli $\tau_{j-1} \leq y_i^* \leq \tau_j$;

τ_j – wartości progowe (ang. *cut-points*), przy czym:

$$-\infty = \tau_0 < \tau_1 < \dots < \tau_m < \tau_{m+1} = \infty ;$$

β – wektor parametrów;

x_i – wektor wartości zmiennych egzogenicznych (objaśniających) dla i -tej obserwacji;

ε_i – składnik losowy dla i -tej obserwacji;

$i = 1, 2, \dots, N$ – liczba obserwacji.

Po oszacowaniu parametrów modelu, przewidywane prawdopodobieństwo przynależności i -tej jednostki (branży) do j -tej kategorii kondycji finansowej – klasy *ROE*) można zapisać:

$$\begin{aligned} \Pr(y = j | \mathbf{x}) &= \Pr(\tau_{j-1} \leq y^* < \tau_j | \mathbf{x}) = \Pr(\tau_{j-1} \leq \mathbf{x}\beta < \tau_j | \mathbf{x}) \\ &= F(\tau_j - \mathbf{x}\beta) - F(\tau_{j-1} - \mathbf{x}\beta) \end{aligned}$$

gdzie F oznacza dystrybuantę rozkładu logistycznego składnika losowego. Należy zauważyć, że w oszacowanym modelu parametry przy zmiennych objaśniających są takie same dla każdej kategorii j (klas *ROE*), tzw. założenie proporcjonalnych szans – regresji równoległych. Oznacza ono, że stosunek między każdą parą porównywanych grup kategorii (klas *ROE*) jest ten sam, tzn. współczynniki opisujące związek między zmiennymi w najniższej w porównaniu do wszystkich wyższych kategorii (porównanie klasy 1 do pozostałych wyższych) zmiennej objaśnianej są takie same jak te, które opisują relacje między kolejnym wyższym stopniem kategorii i pozostałych kategorii wyższych (porównanie klasy 1 i 2 do pozostałych wyższych) itd. Jeżeli związek między wszystkimi parami kategorii w ramach tej samej grupy porównań jest proporcjonalny, wówczas istnieje tylko jeden zestaw oszacowanych parametrów przy zmiennych objaśniających. Jeżeli założenie proporcjonalności ilorazów szans nie byłoby spełnione, należy oszacować tzw. uogólniony uporządkowany model logitowy, co prowadzi do oszacowania różnych zestawów parametrów przy zmiennych

objaśniających między każdą porównywaną parą grup kategorii wynikowych (klas ROE). W celu weryfikacji tego założenia zastosowano test Branta oraz Wolfe'a i Goulda [3, 8 11, 21]. Idea stosowanych w tym celu testów opiera się na sprawdzeniu, czy model bez warunku założenia regresji równoległych byłby lepiej dopasowany niż model podtrzymujący to ograniczenie. Podstawą testu jest oszacowanie $J-1$ regresji dwumianowych. Dla testu Branta zmienne objaśniane w tych regresjach zdefiniowane są następująco:

$$z_j = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_i > j \\ 0 & \text{dla } y_i \leq j \end{cases} \quad \text{dla } j = 1, 2, \dots, J - 1$$

Hipoteza zerowa testu łącznego Branta wyraża równość odpowiednich parametrów we wszystkich regresjach dwumianowych dla wszystkich zmiennych objaśniających. Odrzucenie tej hipotezy oznacza, że przynajmniej dla jednej zmiennej parametry różnią się w co najmniej dwóch modelach dwumianowych, tzn. że założenie proporcjonalnych szans nie jest spełnione. Natomiast testy indywidualne pozwalają na wskazanie, dla których zmiennych parametry w regresjach dwumianowych różnią się.

W przypadku testu Wolfe'a i Goulda zmienne objaśniane w regresjach dwumianowych definiuje się odwrotnie niż w poprzednim teście:

$$z_j = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_i \leq j \\ 0 & \text{dla } y_i > j \end{cases} \quad \text{dla } j = 1, 2, \dots, J - 1$$

Wspomniany test pozwala na porównanie dopasowania zestawu modeli dwumianowych z dopasowaniem standardowego modelu uporządkowanego. Odrzucenie hipotezy zerowej o równym dopasowaniu obu modeli oznacza, że założenie regresji równoległych nie jest spełnione i wymuszenie go na modelu istotnie pogarsza jego dopasowanie.

Jeżeli uporządkowany model logitowy nie spełnia założenia proporcjonalnych szans, należy oszacować uogólniony model uporządkowany, który uwzględnia zmienność parametrów β w zależności od kategorii (w tym przypadku klasy ROE).

Do oceny jakości oszacowanych uporządkowanych modeli logitowych rentowności kapitału własnego wykorzystano następujące charakterystyki:

1. Badanie łącznej istotności wszystkich zmiennych objaśniających (istotność modelu) na podstawie testu ilorazu wiarygodności na bazie statystyki $LR = 2(\ln L - \ln L_0)$, która ma rozkład chi-kwadrat z liczbą stopni swobody p – równą liczbie szacowanych parametrów (z wyłączeniem szacowanych wartości progowych),

gdzie:

L – wartość funkcji wiarygodności badanego modelu,

L_0 – wartość funkcji wiarygodności modelu uwzględniającego jedynie stałą.

Test ten można również stosować do porównywania dowolnych modeli zagnieżdżonych, tzn. takich, że jeden powstaje z drugiego poprzez zmniejszenie liczby zmiennych objaśniających (np. można zbadać, czy uogólnio-

ny model uporządkowany jest lepszy od standardowego uporządkowanego modelu logitowego). Wówczas w w/w wzorze na statystykę testową zamiast L_0 należy użyć wartość funkcji wiarygodności modelu z mniejszą liczbą szacowanych parametrów. Liczba stopni swobody jest różnicą liczby parametrów z porównywanych modeli.

2. Test Walda – badanie istotności ocen parametrów (hipoteza zerowa zakłada brak istotności każdego z parametrów modelu osobno):

$$\begin{cases} H_0: \beta_i = 0 \\ H_1: \beta_i \neq 0 \end{cases} \quad z = \frac{\hat{\beta}_i}{D(\hat{\beta}_i)} \quad (i=1, \dots, p)$$

3. Pseudo – R^2 McFaddena [12, 13]:

$$R_{McFaddena}^2 = 1 - \frac{\ln L}{\ln L_0}$$

Miernik ten teoretycznie przyjmuje wartości z przedziału $[0,1]$, ale nie może być interpretowany jak współczynnik determinacji z klasycznej regresji liniowej. Im wyższa wartość tego miernika, tym lepiej oszacowany model.

4. Zliczeniowy R^2 , definiowany w kontekście proporcji trafnych prognoz:

$$\text{Zliczeniowy } R^2 = \frac{\text{liczba trafnych prognoz}}{\text{\u0142ączna liczba obserwacji}}$$

Im wyższa wartość miernika, tym lepszy model.

5. Pseudo R^2 McKelvey & Zavoina [8, 14]:

$$R_{M,Z}^2 = \frac{\widehat{\text{var}}(\hat{y}^*)}{\widehat{\text{var}}(\hat{y}^*) + \widehat{\text{var}}(\varepsilon)},$$

gdzie $\widehat{\text{var}}(\hat{y}^*)$ – wariancja, $\widehat{\text{var}}(\varepsilon) \cong \frac{\pi^2}{3}$ w modelu logistycznym.

Miernik ten jest najbardziej podobny do klasycznego R^2 ; im wyższa jego wartość, tym lepiej dopasowany model.

6. Kryteria informacyjne Akaika i Bayesa-Schwartzta – kryteria te nie mają ustalonego zakresu wartości, służą jedynie do porównywania oszacowanych modeli. Im niższą wartość przyjmują te kryteria, tym lepszy model.

Zróźnicowanie struktury i poziomu rentowności w przemyśle spożywczym

W tabeli 1 zamieszczono wartości poszczególnych wskaźników oraz stopy rentowności (ROS , ROA , ROE) w układzie działów i ogółem w przemyśle spożywczym w trzech podokresach lat 2006-2011. Z ich analizy wynika, że działy produkcji artykułów spożywczych i napojów różnią się wyraźnie pod względem rentowności sprzedaży (od 3,0% do 3,5% i od 4,5% do 6,3%), a przyczyn tego stanu należy upatrywać głównie w różnicach poziomu wskaźnika wartości dodanej ($WVAB$), kosztów pracy (WKP), pozostałych przychodów i kosztów operacyjnych ($WPPKO$) oraz przychodów i kosztów finansowych ($WPKF$). Wśród nich największe względne różnice występują w poziomie wskaźnika kosztów pracy (WKP). W produkcji artykułów spożywczych wskaźnik ten w badanych

podokresach mieścił się bowiem w przedziale od 29,1% do 31,3%, podczas gdy w produkcji napojów – od 33,5% do 41,6%. Wynika to ze znaczących różnic w wydajności pracy² i znajduje swoje potwierdzenie we wskaźniku wartości dodanej (*WVAB*), wynoszącym w produkcji artykułów spożywczych od 17,1% do 17,7%, a w produkcji napojów od 19,7% do 23,7%. Liczby te wskazują, że w ujęciu względnym, wskaźnik wartości dodanej był w produkcji napojów wyższy o ponad 20% w stosunku do produkcji artykułów spożywczych.

Pozostałe wskaźniki systemu *ROS* na ogół różnicowały działy przemysłu spożywczego w wyraźnie niższym stopniu, co prowadzi do wniosku, że w analizowanych podokresach ich wpływ na poziom rentowności sprzedaży był porównywalny. Należy jednak podkreślić, że wśród tych wskaźników, jak i wskaźników z wartością dodaną, zauważalne są istotne różnice w poziomie zmienności i dynamice zmian. W produkcji artykułów spożywczych największa zmienność w latach 2006-2011 cechowała wskaźnik przychodów i kosztów finansowych ($V_{WPKF} = 12,1\%$), który ponadto średniorocznie zmniejszał się ($\Delta WPKF = -1,3\%$). Oznacza to, że w tym dziale zarysowała się negatywna tendencja wytracania zysku na skutek wzrostu kosztów finansowych, kompensowanych w coraz mniejszym stopniu przez przychody finansowe³. Pozostałe wskaźniki cechowały się w tym dziale wyraźnie mniejszą zmiennością. Jednak biorąc pod uwagę ich średnioroczną dynamikę, można dostrzec, że w latach 2006-2011 zmiany *ROS*, poza wskaźnikiem przychodów i kosztów finansowych, wyznaczone były głównie przez negatywny kierunek zmian wskaźnika wartości dodanej ($\Delta WVAB = -1,3\%$)⁴ i zdarzeń nadzwyczajnych ($\Delta WZSN = -0,4\%$)⁵ oraz przez pozytywny kierunek zmian wskaźnika kosztów pracy ($\Delta WKP = 3,2\%$)⁶.

² W badanych podokresach wydajność pracy, mierzona wartością dodaną netto, była w produkcji napojów 2,5-3-krotnie wyższa niż w produkcji artykułów spożywczych. Ponadto, wyższej ocenie działu produkcji napojów w zakresie wydajności pracy i wskaźnika kosztów pracy odpowiadał znacząco wyższy poziom kosztów pracy na 1 zatrudnionego. W badanych podokresach średni poziom kosztów pracy na 1 zatrudnionego (wynagrodzenia + pochodne) wynosił bowiem odpowiednio: 32-46 tys. zł (produkcja artykułów spożywczych) oraz 53-73 tys. zł (produkcja napojów).

³ W badanych latach koszty finansowe w dziale produkcji artykułów spożywczych drastycznie wzrastały. Przykładowo, w 2006 r. wynosiły 1,71 mld zł, w 2008 r. wzrosły do 3,12 mld zł, a w 2011 r. obniżyły się do 2,64 mld zł, tj. poziomu wyższego o 51% w stosunku do 2006 r. W całym okresie głównym źródłem kosztów finansowych w produkcji artykułów spożywczych były odsetki, stanowiące odpowiednio: 65% (2006-2007), 40% (2008-2009) oraz 59% (2010-2011) wartości kosztów finansowych ogółem. Znaczący spadek udziału odsetek w kosztach finansowych w okresie 2008-2009 spowodowany był silnym wzrostem pozostałych kosztów finansowych, w tym głównie z tytułu ujemnych różnic kursowych.

⁴ W produkcji artykułów spożywczych zmiany te wynikały z wyższego średniorocznego tempa przyrostu kosztów materialnych (8,5%) niż przychodów (8,2%).

⁵ W badanych podokresach poziom pozostałych przychodów operacyjnych w produkcji artykułów spożywczych był stabilny i nominalnie wynosił 1,9-2,1 mld zł. W następstwie systematycznego przyrostu zysku ze sprzedaży relatywny wpływ tych przychodów na rentowność był coraz mniejszy.

⁶ W badanych podokresach poziom pozostałych kosztów rodzajowych w produkcji artykułów spożywczych był stabilny i wynosił 2,3-2,5 mld zł. W konsekwencji koszty te w coraz mniejszym stopniu redukowały zwiększającą się wartość dodaną, a tym samym korzystnie wpływały na poziom zysku ze sprzedaży.

Tabela 1

Poziom, struktura oraz dynamika zmian rentowności w przemyśle spożywczym

Zmienne	Produkcja artykułów spożywczych			Produkcja napojów			Przemysł spożywczy razem		
	2006-2007	2008-2009	2010-2011	2006-2007	2008-2009	2010-2011	2006-2007	2008-2009	2010-2011
Średni poziom wyznaczników struktury rentowności i stóp rentowności (w %)									
<i>WVAB</i>	17,6	17,7	17,1	23,7	22,7	19,7	18,6	18,6	17,5
<i>WAM</i>	83,9	84,4	84,4	83,6	85,2	84,9	83,8	84,6	84,5
<i>WKP</i>	29,1	28,9	31,3	39,9	41,6	33,5	31,5	31,9	31,8
<i>WPPKO</i>	105,5	108,9	105,9	97,3	96,0	103,2	103,2	105,0	105,1
<i>WPKF</i>	93,1	75,7	87,9	100,3	88,9	93,0	95,0	79,4	88,9
<i>WZSN</i>	100,1	100,4	100,2	100,2	101,2	100,0	100,1	100,7	100,1
<i>WEP</i>	82,0	81,4	83,6	81,3	81,7	81,6	81,8	81,5	83,2
<i>ROS</i>	3,5	3,0	3,5	6,3	5,6	4,5	3,9	3,5	3,7
<i>ROT</i>	1,9	1,9	1,8	1,7	1,6	1,5	1,9	1,8	1,8
<i>ROA</i>	6,7	5,6	6,4	10,5	9,2	6,9	7,5	6,4	6,5
<i>MK</i>	2,1	2,1	2,0	2,2	2,3	2,4	2,1	2,1	2,1
<i>ROE</i>	14,1	11,8	13,0	23,3	21,2	16,4	15,9	13,7	13,5

Współczynnik zmienności (*V*) i średnioroczna dynamika zmian (*Δ*) wyznaczników struktury rentowności

Zmienne	2006-2011		2006-2011		2006-2011	
	<i>V</i> (%)	<i>Δ</i> (%)	<i>V</i> (%)	<i>Δ</i> (%)	<i>V</i> (%)	<i>Δ</i> (%)
<i>WVAB</i>	4,2	-1,3	9,1	-4,2	4,6	-2,0
<i>WAM</i>	0,5	0,3	1,2	0,4	0,5	0,3
<i>WKP</i>	9,6	3,2	13,6	-5,0	5,6	1,4
<i>WPPKO</i>	3,1	0,1	5,1	0,9	2,2	0,2
<i>WPKF</i>	12,1	-1,3	9,2	-0,7	10,8	-1,3
<i>WZSN</i>	0,3	-0,4	0,9	-0,2	0,5	-0,3
<i>WEP</i>	2,9	0,4	2,3	0,4	2,6	0,5
<i>ROS</i>	20,4	0,9	19,9	-8,3	16,9	-1,2
<i>ROT</i>	3,2	-0,8	7,8	-3,9	3,1	-1,3
<i>ROA</i>	19,4	0,1	24,7	-11,9	17,1	-2,5
<i>MK</i>	1,8	-1,0	4,5	1,0	1,1	-0,7
<i>ROE</i>	19,4	-0,9	23,6	-11,0	17,4	-3,2

Źródło: Obliczenia własne na podstawie niepublikowanych danych GUS.

Znacznie większa zmienność cechowała branżę napojów. Z danych zawartych w tabeli 1 wynika, że najmniejsza stabilność cechowała głównie wskaźniki: kosztów pracy ($5,6\% \leq V_{WKP} \leq 9,6\%$), wartości dodanej ($4,2\% \leq V_{WVAB} \leq 9,1\%$) oraz przychodów i kosztów finansowych ($9,2\% \leq V_{WPKF} \leq 12,1\%$). Ponadto w tym dziale wyższa zmienność w czasie była na ogół powiązana z negatywnym,

z punktu widzenia rentowności, kierunkiem zmian poszczególnych wskaźników. Szczególnie widoczne jest to w przypadku wskaźnika wartości dodanej ($\Delta WVAB = -4,2\%$) oraz wskaźnika kosztów pracy ($\Delta WKP = -5,0\%$)⁷.

Wymienione uwarunkowania rentowności sprzedaży, określone przez wskaźniki systemu *ROS*, wskazują na szereg różnic między branżą artykułów spożywczych a branżą napojów, i to zarówno co do ich poziomu, jak i zmienności. Efektem tych różnic są niższe poziomy *ROS* w produkcji artykułów spożywczych ($3,0\% \leq \overline{ROS} \leq 3,5\%$), wyższe zaś w produkcji napojów ($4,5\% \leq \overline{ROS} \leq 6,3\%$). Niższej rentowności sprzedaży w produkcji artykułów spożywczych należy upatrywać głównie w słabszej zdolności kreowania wartości dodanej, skutkującej mniej korzystną relacją tej wartości do przychodów, oraz w jej wytracaniu z tytułu kosztów pracy. Generalnie jednak, średnioroczna dynamika zmian wskaźników w tym dziale była niska, a średnioroczny wzrost *ROS* wynoszący 0,9% świadczy o większej sile oddziaływania zmian pozytywnych niż negatywnych, z punktu widzenia poziomu rentowności. Z kolei, w branży napojów większe zdolności kreowania wartości dodanej widoczne w mnożnikach *WVAB* i *WPKR* uległy wyraźnemu osłabieniu, co wraz ze zmianami innych czynników (zwłaszcza kosztów finansowych) przełożyło się na silny średnioroczny spadkowy trend rentowności sprzedaży ($\Delta ROS = -8,3\%$).

W podobnym kontekście, ale uwzględniającym rotację aktywów (*ROT*), należy postrzegać zmiany rentowności aktywów. Z badań wynika, że w produkcji artykułów spożywczych rotacja aktywów była relatywnie wyższa ($1,8 \leq \overline{ROT} \leq 1,9$) niż w produkcji napojów ($1,5 \leq \overline{ROT} \leq 1,7$), a ponadto podlegała niewielkim wahaniom ($V_{ROT} = 3,2\%$), kreśląc słabą tendencję spadkową ($\Delta ROT = -0,8\%$). Wypadkową tych zmian w produkcji artykułów spożywczych był w miarę stabilny poziom *ROA* ($5,6\% \leq \overline{ROA} \leq 6,7\%$) w analizowanych podokresach, z niewielką, w granicach błędu, tendencją wzrostową ($\Delta ROA = 0,1\%$). Pod tym względem mniej korzystnie prezentuje się branża napojów, w której niższy poziom rotacji podlegał w badanym okresie regresowi ($\Delta ROT = -3,9\%$) i w powiązaniu z malejącą rentownością sprzedaży ($\Delta ROS = -8,3\%$) skutkowałam deprecjacją *ROA* (z 10,5% do 6,9%). Ponadto, średnioroczne dynamiki zmian wskazują wyraźnie, że siła negatywnego oddziaływania kierunku zmian *ROS* na *ROA* była ponad dwukrotnie większa niż negatywnego oddziaływania spadku rotacji aktywów.

Powiązanie rentowności sprzedaży i rotacji aktywów lub samej rentowności aktywów z mnożnikiem kapitałowym umożliwia estymację stopy rentowności kapitału własnego (*ROE*). Analiza tych powiązań prowadzi do wniosku, że stopień lewarowania (*MK*) rentowności kapitału własnego (*ROE*) był w obydwu działach dość podobny, co świadczy o zbliżonej strukturze ich kapitału. Ponadto, zarówno w produkcji artykułów spożywczych ($\Delta MK = -1,0\%$), jak i napojów ($\Delta MK = 1,0\%$), mnożnik kapitału własnego podlegał słabym zmianom, co oznacza, że przeciętnie w badanym okresie również w marginalnym

⁷ W produkcji napojów zmiany te wynikały z wyraźnie wyższego średniorocznego tempa przyrostu kosztów materialnych (6,5%) niż przychodów (5,2%).

stopniu wpływał na zmiany *ROE*. Oznacza to również, że zmienność *ROE* była determinowana głównie przez zmienność *ROS* oraz, chociaż w wyraźnie mniejszym stopniu, przez zmienność rotacji aktywów.

W tabeli 2 przedstawiono średnie poziomy rozpatrywanych wskaźników w układzie klas (branż) przemysłu spożywczego z lat 2009-2011. Ich analiza wskazuje na bardzo silne zróżnicowanie branż, zarówno co do poziomu poszczególnych miar rentowności, jak i ich uwarunkowań określonych przez poziomy uwzględnionych wskaźników. Biorąc pod uwagę rentowność sprzedaży (*ROS*), można zauważyć, że jej poziom wahał się w szerokim przedziale: od $-0,7\%$ do $17,1\%$. Wśród najbardziej rentownych (*ROS*) branż przemysłu spożywczego należy wymienić: 10.81 – produkcję cukru ($17,1\%$), 11.05 – piwa ($8,6\%$), 10.52 – lodów ($7,8\%$), 10.71 – pieczywa ($7,3\%$) oraz 10.73 – makaronów ($7,1\%$). Z kolei do grupy o najniższym poziomie *ROS* należy zaliczyć: 10.85 – wytwarzanie gotowych posiłków i dań ($-0,7\%$), 11.01 – destylowanie alkoholi ($0,0\%$), 10.41 – produkcję olejów ($0,9\%$) oraz 11.03 – produkcję cydru ($1,0\%$). Z danych zawartych w tabeli 2 wynika również, że w każdej z branż *ROS* jest uwarunkowana wyraźnie zróżnicowanym poziomem poszczególnych wskaźników. Jednak uogólniając, można stwierdzić, że przeciętnie branże o wysokim poziomie *ROS*, w stosunku do branż o niskim *ROS*, wyróżniają się wysokim poziomem wskaźnika wartości dodanej (*WVAB*), wartość dodana jest w nich w znacznie mniejszym stopniu redukowana przez koszty pracy (*WKP*), wynik finansowy jest w marginalnym stopniu determinowany przez pozostałą działalność operacyjną (*WPPKO*), a działalność finansowa (*WPKF*) nie prowadzi do znaczącego wytracania rentowności. W branżach o niskim poziomie *ROS* wskaźniki te prezentują się zdecydowanie niekorzystnie. Wydaje się jednak, że najsilniej negatywnie na *ROS* wpływały w nich wysokie koszty finansowe, w małym stopniu kompensovane przychodami finansowymi, co przy generalnie niskim wskaźniku wartości dodanej oraz wysokich kosztach pracy prowadziło do słabych wyników finansowych z działalności gospodarczej lub generowania strat z tej działalności.

W ujęciu branżowym silne różnice widoczne są również w odniesieniu do stopy rentowności aktywów (*ROA*), której średni poziom latach 2009-2011 mieścił się w szerokim przedziale od $-0,9\%$ do $18,3\%$. Jednak *ROA* klasyfikuje branże przemysłu spożywczego bardzo podobnie jak *ROS*. Oznacza to, że siła wpływu rotacji aktywów (*ROT*) na poziom *ROA* była na ogół porównywalna w badanych branżach i uzasadnia tym samym upatrywanie przyczyn zróżnicowania *ROA* głównie w tych samych czynnikach, które determinują zróżnicowanie poziomu *ROS*. Nie oznacza to oczywiście, że zróżnicowanie i siła wpływu rotacji aktywów były marginalne. Z danych zawartych w tabeli 2 wynika bowiem, że rotacja aktywów jest bardzo ważną determinantą rentowności aktywów, co szczególnie zauważalne jest w przetwórstwie mięsa (klasy 10.11, 12, 13). W przypadku tych branż niskie poziomy *ROS* ($1,4\% \leq ROS \leq 2,8\%$) były bowiem powiązane z wysokim poziomem rotacji ($2,8 \leq ROT \leq 3,4$), wskazującym na krótki, tj. około 4-miesięczny cykl odtwarzania majątku przychodami, umożliwiającą tym branżom uzyskanie stopy *ROA* na poziomie zbliżonym do średniej w przemyśle spożywczym ogółem.

Tabela 2

**Branżowe zróżnicowanie składników systemu *ROE* w przemyśle spożywczym
(średnia 2009-2011)**

Branża ^a	WVAB	WAM	WKP	WPPKO	WPKF	WZSN	WEP	ROS	ROT	ROA	MK	ROE
10.11	12,5	84,9	23,5	107,4	61,7	99,4	69,9	1,5	2,8	4,0	2,2	8,8
10.12	11,2	86,1	22,5	107,2	71,7	100,0	86,9	1,4	3,4	4,8	2,7	12,7
10.13	14,7	86,1	24,1	119,3	84,8	100,0	89,4	2,8	2,9	7,9	2,1	16,7
10.20	16,2	87,8	29,2	110,7	76,1	99,9	77,7	2,8	1,8	5,0	2,6	13,3
10.41	8,5	73,6	36,2	82,9	55,3	100,1	76,7	0,9	1,8	1,9	2,6	5,1
10.42	19,8	88,5	32,8	106,5	99,1	100,0	76,5	5,0	1,6	8,1	1,4	11,4
10.51	13,7	80,5	21,4	124,0	93,4	100,2	83,2	2,3	2,1	4,7	2,1	10,0
10.52	30,8	87,8	33,4	102,0	86,6	100,0	96,6	7,8	1,9	14,6	2,0	28,9
10.71	31,6	87,6	29,9	106,6	90,4	99,9	91,2	7,3	2,0	14,8	1,9	27,4
10.72	26,7	85,2	27,8	122,6	84,8	100,0	87,4	6,2	1,6	10,5	2,1	21,0
10.73	24,5	84,6	32,3	124,0	92,4	100,0	92,1	7,1	1,4	10,1	1,9	19,4
10.81	31,9	85,9	77,0	98,1	101,8	99,9	81,8	17,1	0,9	15,4	1,7	26,1
10.82	25,5	85,6	26,7	100,0	119,1	100,0	85,0	6,0	1,1	6,5	1,7	10,7
10.83	23,8	79,7	36,3	107,1	85,2	100,0	87,1	5,6	1,3	7,5	1,8	12,9
10.84	26,6	91,8	34,6	101,4	95,2	100,0	82,4	6,7	1,8	11,9	1,9	22,2
10.85	17,4	79,4	7,5	209,4	-55,0	101,7	120,2	-0,7	1,7	-0,9	4,6	-7,2
10.86	25,5	84,9	26,7	108,5	92,7	100,0	81,8	4,7	1,3	5,8	1,8	10,4
11.01	7,7	87,0	26,0	86,6	-27,5	100,0	104,9	0,0	1,7	1,0	3,4	3,6
11.03	12,4	79,7	12,3	328,6	39,8	100,0	121,7	1,0	1,9	1,7	2,3	3,5
11.05	25,2	85,0	43,9	100,1	104,4	100,0	89,2	8,6	2,1	18,3	2,6	48,4
11.07	28,9	83,8	26,2	100,4	94,0	100,1	81,2	5,0	1,0	5,2	1,9	9,9

^a 10.11 – przetwarzanie i konserwowanie mięsa (bez drobiu); 10.12 – przetwarzanie i konserwowanie mięsa z drobiu; 10.13 – produkcja wyrobów z mięsa (bez mięsa drobiowego); 10.20 – przetwarzanie i konserwowanie ryb, skorupiaków i mięczaków; 10.41 – produkcja olejów i pozostałych tłuszczów płynnych; 10.42 – produkcja margaryny i tłuszczów jadalnych; 10.51 – przetwórstwo mleka i wyrób serów; 10.52 – produkcja lodów; 10.71 – produkcja pieczywa, świeżych wyrobów ciastkarskich i ciastek; 10.72 – produkcja sucharów i herbatników, wyrobów ciastkarskich i ciastek; 10.73 – produkcja makaronów, klusek, kuskusu i podobnych wyrobów mącznych; 10.81 – produkcja cukru; 10.82 – produkcja kakao, czekolady i wyrobów cukierniczych; 10.83 – przetwórstwo herbaty i kawy; 10.84 – produkcja przypraw; 10.85 – wytwarzanie gotowych posiłków i dań; 10.86 – produkcja artykułów spożywczych homogenizowanych i żywności dietetycznej; 11.01 – destylowanie, rektyfikowanie i mieszanie alkoholi; 11.03 – produkcja cydru i pozostałych win owocowych; 11.05 – produkcja piwa; 11.07 – produkcja napojów bezalkoholowych, wód mineralnych i pozostałych wód butelkowanych.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie niepublikowanych danych GUS.

Powiązanie *ROA* z dźwignią kapitałową (*MK*) umożliwia analizę przyczynowo-skutkową rentowności kapitału własnego (*ROE*). Dane tabeli 2 świadczą o tym, że stopień lewarowania stopy zwrotu z kapitału własnego nie skutkowało większymi zmianami w klasyfikacji branż przemysłu spożywczego. Na ogół bowiem branże o wysokim poziomie *ROA* uzyskiwały wysoki poziom *ROE*. Nie dotyczy to jednak branż o bardzo niskiej lub ujemnej rentowności sprzedaży i aktywów (10.85, 11.01). W ich przypadku wysoka dźwignia ($3,4 \leq MK \leq 4,6$)

więzała się z niską lub negatywną rentownością kapitału własnego. Warto podkreślić, że w krajowym przemyśle spożywczym szczególnie wysoką stopą ROE wyróżnia się branża piwowarska (48,4%). Na wysoką efektywność finansową w tej branży wpływa zarówno ponadprzeciętna rentowność sprzedaży, rotacja aktywów, i w konsekwencji, ponadprzeciętny poziom rentowności aktywów, który w połączeniu z relatywnie wysoką dźwignią prowadzi do bardzo wysokiej rentowności kapitału własnego.

Uporządkowane modele logitowe rentowności kapitału własnego

W tabeli 3 przedstawiono w układzie 4 klas rentowności kapitału własnego (ROE) wyodrębnionych na podstawie kryterium kwartyłowego podstawowe statystyki opisowe 432 badanych branż przemysłu spożywczego z lat 2005-2011, uwzględnionych (poza ROE) w konstrukcji uporządkowanego modelu logitowego. Na podstawie wysokich wartości klasycznych i pozycyjnych współczynników zmienności można stwierdzić, że w badanych klasach rentowności występuje znaczne zróżnicowanie większości zmiennych, a ponadto zmienne te silnie różnicują wyodrębnione klasy.

Biorąc pod uwagę branże przemysłu spożywczego o bardzo niskiej rentowności ($ROE < 6,1\%$), można zauważyć, że przeciętnie charakteryzowały się one niskim wskaźnikiem wartości dodanej ($\overline{WVAB}_{ROE1} = 15,3\%$), relatywnie wysokimi kosztami pracy skutkującymi generowaniem straty brutto ze sprzedaży ($\overline{WKP}_{ROE1} = -13,0\%$) oraz wysokim wskaźnikiem pozostałych przychodów i kosztów operacyjnych ($\overline{WPPKO}_{ROE1} = 188,3\%$). Branże te cechuje także wysoki wskaźnik przychodów i kosztów finansowych ($\overline{WPKF}_{ROE1} = -82,0\%$), które jednoznacznie wskazują, z jednej strony, na znaczącą kompensatę strat w pozostałej działalności operacyjnej, z drugiej zaś na generowanie strat w następstwie negatywnego salda kosztów i przychodów finansowych. Ponadto, przeciętnie w tej klasie rentowności strata na działalności gospodarczej była powiększana w następstwie negatywnego salda zysków i strat nadzwyczajnych ($\overline{WZSN}_{ROE1} = 98,7\%$). Koresponduje ona z bardzo niskim poziomem wskaźnika efektu podatkowego ($\overline{WEP}_{ROE1} = 7,0\%$), wynikającym z wysokiej częstości występowania w tej klasie rentowności branż ze stratami brutto i netto. Konsekwencją tych uwarunkowań był, powiązany z relatywnie niższym poziomem rotacji ($\overline{ROT}_{ROE1} = 1,7$) i zbliżonym do średniej ogólnej poziomem mnożnika kapitałowego ($\overline{MK}_{ROE1} = 2,3$), ujemny przeciętny poziom rentowności ($\overline{ROE1} = -14,9\%$). Należy również podkreślić, że analizowane wskaźniki w najniższej klasie rentowności ($ROE 1$) charakteryzują się największym, w stosunku do pozostałych klas, zróżnicowaniem, mierzonym klasycznym i pozycyjnym współczynnikiem zmienności.

Biorąc z kolei pod uwagę branże sklasyfikowane w pozostałych klasach rentowności kapitału własnego ($ROE 2$, $ROE 3$, $ROE 4$), można zauważyć pewną prawidłowość. Polega ona na tym, że im wyższa klasa rentowności, tym wyższe wartości wskaźnika wartości dodanej ($\overline{WVAB}_{ROE2} = 18,7\% < \overline{WVAB}_{ROE3} < \overline{WVAB}_{ROE4} = 24,2\%$); mniejsze obciążenie wartości dodanej kosztami amortyzacji ($\overline{WAM}_{ROE2} = 83,1\% < \overline{WAM}_{ROE3} < \overline{WAM}_{ROE4} = 87,7\%$) i pracy ($\overline{WKP}_{ROE2} = 23,6\% < \overline{WKP}_{ROE3}$

$< \overline{WKP}_{ROE4} = 39,8\%$); mniejsze i malejące, ale również pozytywne znaczenie dla wyników finansowych pozostałej działalności operacyjnej ($\overline{WPPKO}_{ROE2} = 125,6\%$ $< \overline{WPPKO}_{ROE3} < \overline{WPPKO}_{ROE4} = 114,9\%$); wyraźnie słabsze oddziaływanie działalności finansowej na rentowność ($\overline{WPKF}_{ROE2} = 82,4\%$ $< \overline{WPKF}_{ROE3} < \overline{WPKF}_{ROE4} = 97,7\%$); marginalne znaczenie zysków i strat nadzwyczajnych ($\overline{WZSN}_{ROE2} = 100\%$ $< \overline{WZSN}_{ROE3} < \overline{WZSN}_{ROE4} \cong 100,8\%$); bardziej korzystny wpływ efektu podatkowego ($\overline{WEP}_{ROE2} = 81,7\%$ $< \overline{WEP}_{ROE3} < \overline{WEP}_{ROE4} = 87,4\%$); stabilny wpływ dźwigni kapitałowej ($\overline{MK}_{ROE2} = \overline{MK}_{ROE3} = \overline{MK}_{ROE4} = 2,2\%$); wyższa rotacja majątku ($\overline{ROT}_{ROE2} = 1,9\%$ $< \overline{ROT}_{ROE3} < \overline{ROT}_{ROE4} = 2,1\%$) oraz znaczący wzrost stopy zwrotu z kapitału własnego ($\overline{ROE}_2 = 9,6\%$ $< \overline{ROE}_3 < \overline{ROE}_4 = 29,8\%$).

Tabela 3

Statystyki opisowe zmiennych modelu ROE w układzie klas (poziomu) ROE^a

Poziom ROE ^b	ST ^c	WVAB	WAM	WKP	WPPKO	WPKF	WZSN	WEP	ROT	MK	ROE
ROE 1 bardzo niski	1	15,3	76,4	-13,0	188,3	-82,0	98,7	7,0	1,7	2,3	-14,9
	2	14,0	78,8	7,4	109,3	37,0	100,0	71,5	1,6	2,5	-0,9
	3	45,8	13,5	-670,7	206,9	-455,5	41,7	4113,7	37,4	160,1	-365,8
	4	36,9	7,7	191,2	42,8	126,3	0,1	32,3	26,8	24,3	-862,8
ROE 2 niski	1	18,7	83,1	23,6	125,6	82,4	100,0	81,7	1,9	2,2	9,6
	2	18,7	83,5	23,1	112,5	79,4	100,0	82,5	1,6	2,2	9,9
	3	34,9	5,1	39,9	46,7	48,6	1,5	8,9	38,8	21,7	18,8
	4	27,0	3,4	23,0	14,2	11,1	0,1	5,6	30,1	13,6	14,7
ROE 3 średni	1	19,1	83,9	29,9	129,9	88,6	101,3	87,3	2,0	2,2	15,6
	2	17,7	84,6	29,8	109,7	87,5	100,0	86,6	1,8	2,2	15,3
	3	39,5	4,9	33,5	72,4	17,4	12,0	12,0	38,1	19,9	14,2
	4	32,8	3,0	22,2	8,8	8,2	0,0	3,7	30,0	10,0	12,8
ROE 4 wysoki	1	24,2	87,7	39,8	114,9	97,7	100,8	87,4	2,1	2,2	29,8
	2	25,5	87,7	36,2	104,5	94,5	100,0	87,2	2,0	2,0	25,1
	3	36,0	4,3	31,6	57,4	36,4	7,5	6,7	32,4	51,7	36,9
	4	28,1	3,0	24,1	5,9	4,0	0,0	5,2	17,4	15,4	22,9
Ogółem	1	19,3	82,8	20,1	139,7	46,7	100,2	65,9	1,9	2,2	10,0
	2	18,5	84,2	26,6	107,7	83,9	100,0	84,9	1,8	2,2	12,5
	3	42,0	9,0	242,8	147,8	433,3	21,7	224,0	37,6	86,8	321,3
	4	34,3	3,8	33,3	11,8	15,2	0,1	6,7	26,7	18,0	55,4

^a Wszystkie zmienne, poza ROT i MK, w %.

^b Klasy ROE: ROE 1 <6,1; 6,1 ≤ ROE 2 <12,4; 12,4 ≤ ROE 3 ≤ 19,9; ROE 4 >19,9.

^c ST – statystyki opisowe: 1 – średnia arytmetyczna, 2 – mediana, 3 – klasyczny współczynnik zmienności oparty na średniej arytmetycznej i odchyleniu standardowym (w %), 4 – pozycyjny współczynnik zmienności oparty na medianie i odchyleniu ćwiartkowym (w %).

Źródło: Opracowanie własne.

W tabeli 4 przedstawiono oszacowane parametry uporządkowanego modelu logitowego rentowności kapitału własnego branż przemysłu spożywczego, w konstrukcji którego przyjęto zestaw zmiennych zaproponowanego systemu *ROE* oraz dodatkowo zmienne binarne, reprezentujące kategorie wielkości przedsiębiorstw (*W1* – małe, *W2* – średnie, *W3* – duże)⁸. Na podstawie przeprowadzonego testu istotności parametrów Walda stwierdzono statystyczną istotność prawie wszystkich parametrów stojących przy zmiennych objaśniających na poziomie istotności $p=0,05$. Jedynie zmienne reprezentujące wpływ zysków i strat nadzwyczajnych (*WZNS*) oraz wielkości przedsiębiorstwa (*W2* – sektor średnich przedsiębiorstw) okazały się nieistotne ($p>0,05$). Należy zauważyć, że w oszacowanym modelu parametry przy zmiennych objaśniających są takie same dla każdej *j*-klasy rentowności kapitału własnego, co wynika z *a priori* przyjętego założenia proporcjonalnych szans (założenia regresji równoległych). W celu weryfikacji tego przypuszczenia przeprowadzono testy Branta oraz Wolfe'a i Goulda.

Tabela 4

Wyniki oszacowania parametrów uporządkowanego modelu logitowego rentowności kapitału własnego (*ROE*) branż przemysłu spożywczego

Zmienne objaśniające	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka z Walda	Istotność p	Iloraz szans
<i>WVAB</i>	0,233	0,029	8,120	0,000	1,263
<i>WAM</i>	0,134	0,034	3,940	0,000	1,144
<i>WKP</i>	0,148	0,014	10,230	0,000	1,159
<i>WPPKO</i>	0,002	0,001	3,700	0,000	1,002
<i>WPKF</i>	0,057	0,009	6,090	0,000	1,058
<i>WZSN</i>	-0,016	0,013	-1,250	0,210	0,984
<i>WEP</i>	0,109	0,017	6,450	0,000	1,115
<i>ROT</i>	2,062	0,272	7,570	0,000	7,860
<i>MK</i>	1,309	0,298	4,400	0,000	3,702
<i>W2</i>	0,413	0,304	1,360	0,175	1,511
<i>W3</i>	0,768	0,337	2,280	0,023	2,155
<i>cut1</i>	36,026	3,590	-	-	-
<i>cut2</i>	39,989	3,754	-	-	-
<i>cut3</i>	43,177	3,875	-	-	-

Źródło: Obliczenia własne.

Jak wskazują dane zawarte w tabeli 5, testy łączne Branta oraz Wolfe'a i Goulda dla wszystkich parametrów są statystycznie istotne ($p<0,05$), co świadczy o naruszeniu założenia regresji równoległych. Natomiast z testów indywidualnych wynika, że za taki stan odpowiedzialne są dwie zmienne, tj. zmienna *WAM* informująca o wpływie amortyzacji oraz zmienna *WKP* informująca

⁸ Za poziom referencyjny (odniesienia) przyjęto sektor małych przedsiębiorstw przemysłu spożywczego (*W1*). Do oszacowania parametrów uporządkowanych modeli logitowych wykorzystano program STATA 12.

o wpływie kosztów wynagrodzeń na *ROE*. Oznacza to tym samym, że współczynniki przy tych zmiennych objaśniających różnią się istotnie między parami porównywanych klas *ROE*. Z kolei, parametry dla pozostałych zmiennych różnią się znacznie słabiej, najmniej dla zmiennej *WPPKO* ($p=0,901$), informującej o wpływie tzw. pozostałej działalności operacyjnej na *ROE*.

Tabela 5

Wyniki oszacowania parametrów modeli logitowych dla par porównywanych grup kategorii rentowności kapitału własnego (*ROE*) branż przemysłu spożywczego oraz testu Branta oraz Wolfe'a i Goulda

Zmienne objaśniające	<i>ROE 1</i> w porównaniu do <i>ROE 2,3,4</i>	<i>ROE 1 i 2</i> w porównaniu do <i>ROE 3,4</i>	<i>ROE 1,2,3</i> w porównaniu do <i>ROE 4</i>	Statystyka testowa <i>chi2</i>	Istotność <i>p</i>	<i>df</i>
<i>WVAB</i>	0,2565	0,2347	0,3263	2,090	0,351	2
<i>WAM</i>	0,0738	0,0612	0,2952	9,990	0,007	2
<i>WKP</i>	0,0903	0,1547	0,1990	9,400	0,009	2
<i>WPPKO</i>	0,0007	0,0032	0,0056	0,210	0,901	2
<i>WPKF</i>	0,0418	0,0413	0,0532	1,360	0,508	2
<i>WZSN</i>	0,0599	0,0786	-0,0073	1,240	0,537	2
<i>WEP</i>	0,1565	0,1641	0,0694	5,880	0,053	2
<i>ROT</i>	2,9737	2,1482	2,7255	1,370	0,503	2
<i>MK</i>	0,4864	1,4330	1,4890	3,000	0,223	2
<i>W2</i>	-0,4827	1,1166	0,5691	4,410	0,110	2
<i>W3</i>	0,7316	1,2705	0,7404	0,750	0,687	2
Stała	-39,2564	-48,2125	-60,0095			
Łączny test Branta	-	-	-	79,130	0,000	22
Łączny test Wolfe'a i Goulda	-	-	-	54,94	0,000	22

Źródło: Obliczenia własne.

W konsekwencji niespełnienia założenia proporcjonalnych szans (regresji równoległych, równoległości linii), w kolejnym etapie analizy oszacowano parametry uogólnionego uporządkowanego modelu logitowego, który uwzględnia zmienność parametrów przy zmiennych objaśniających w zależności od klasy (poziomu) *ROE*.

Zaprezentowany w tabeli 6 uogólniony uporządkowany model logitowy charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem do danych empirycznych (McKelvey & Zavoina's $R^2 = 0,994$; zliczeniowy $R^2 = 0,780$; pseudo $R^2 = 0,655$) oraz statystyczną istotnością ($p > 0,05$) większości parametrów przy zmiennych objaśniających. W pierwszej grupie porównań poziomu rentowności kapitału własnego (*ROE 1* do *ROE 2, 3, 4*), statystycznie nieistotne ($p > 0,05$) okazały się parametry przy zmiennych *WAM*, *WPPKO*, *WPKF*, *MK* oraz *W2* i *W3*. Oznacza to tym samym, że bardzo niska stopa *ROE* (*ROE 1*), w stosunku do wyższych stóp *ROE* (*ROE 2, 3, 4*), nie jest uwarunkowana kosztami amortyzacji, efektyw-

nością pozostałej działalności operacyjnej, działalnością finansową, dźwignią kapitałową oraz wielkością przedsiębiorstw. Biorąc pod uwagę kolejne porównania poziomu *ROE* (*ROE* 1, 2 do *ROE* 3, 4 oraz *ROE* 1, 2, 3 do *ROE* 4), można zauważyć, że nieistotne okazały się tylko parametry przy zmiennych informujących o wpływie zdarzeń nadzwyczajnych (*WZSN*), wpływie efektu podatkowego (*WEP*) oraz wpływie wielkości przedsiębiorstw (*W2*, *W3*).

Analizując wartości parametrów uogólnionego uporządkowanego modelu logitowego zawarte w tabeli 6, można zauważyć, że bardzo niska rentowność kapitału własnego (*ROE* 1) w porównaniu do pozostałych wyższych klas rentowności (*ROE* 2, 3, 4) była silnie powiązana ze wskaźnikiem wartości dodanej (*WVAB*), wskaźnikiem kosztów pracy (*WKP*), wskaźnikiem kosztów i przychodów finansowych (*WPKF*), wskaźnikiem efektu podatkowego (*WEP*) oraz rotacją aktywów (*ROT*). Zmienne te miały pozytywny wpływ na szansę zmiany najniższej klasy rentowności (*ROE* 1) na wyższą (*ROE* 2, 3 lub 4). Przykładowo, jednostkowy wzrost (o 1 p.p.) zmiennej *WVAB* zwiększa szansę branż przemysłu spożywczego o bardzo niskiej rentowności (*ROE* 1) na przejście do wyższego (*ROE* 2, 3, 4) poziomu rentowności (przy założeniu *ceteris paribus*) aż 1,229 razy. Natomiast jednostkowy wzrost wartości zmiennych *WKP* szansę taką zwiększa 1,083 razy, *WPKF* 1,037 razy, *WEP* 1,140 razy, a *ROT* aż 9,503 razy (co wiąże się z jednostką, w jakiej mierzona jest zmienna *ROT*). Można zatem stwierdzić, że główne źródła przejścia z bardzo niskiej rentowności kapitału własnego stanowią przede wszystkim: poprawa zdolności kreowania wartości dodanej, redukcja kosztów finansowych, optymalizacja podatkowa oraz produktywniejsze wykorzystanie zasobów majątkowych.

Z kolei, porównując branże przemysłu spożywczego o bardzo niskim (*ROE* 1) i niskim (*ROE* 2) poziomie *ROE* z branżami o średniej (*ROE* 3) i wysokiej rentowności (*ROE* 4) zauważono, że wszystkie zmienne objaśniające (oprócz *WZSN*, *W2*, *W3*) miały istotnie dodatni wpływ na szansę polepszenia się sytuacji finansowej. Oznacza to, że jednostkowy wzrost tych zmiennych generował zwiększenie szansy przejścia z niskich (*ROE* 1, 2) do wysokich (*ROE* 3, 4) kategorii rentowności kapitału własnego. Podstawowych możliwości w uzyskiwaniu dobrych wyników finansowych, mierzonych stopą zwrotu z kapitału własnego (*ROE* 3, 4), należy zatem upatrywać głównie w: stymulowaniu postępu technologicznego, umożliwiającego uzyskiwanie wysokiej relacji wartości dodanej do przychodów (*WVAB*); w racjonalnym inwestowaniu w aktywa trwałe i racjonalnym gospodarowaniu tymi składnikami majątku (*WAM*); we wzroście wydajności pracy, zmniejszającym jednostkowe koszty pracy i zwiększającym tym samym udział zysku ze sprzedaży w wartości dodanej (*WKP*); w efektywnym zarządzaniu pozostałą działalnością operacyjną (*WPPKO*); w racjonalnej polityce finansowania działalności, redukującej skalę wytracania zysku na skutek kosztów finansowych (*WPKF*), połączonej z racjonalnym poziomem dźwigni kapitałowej (*MK*) i optymalizacją podatkową (*WEP*), oraz we wzroście produktywności składników majątkowych (*ROT*). Zauważyć również można, że im wyższa klasa wyjściowa rentowności kapitału własnego, tym większa szansa przejścia do wyższej klasy rentowności pod wpływem wzrostu poziomu wymienionych wyżej zmiennych objaśniających.

Tabela 6

Wyniki oszacowania parametrów uogólnionego uporządkowanego modelu logitowego rentowności kapitału własnego (ROE) branż przemysłu spożywczego

Zmienne objaśniające	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka z Walda	Istotność <i>p</i>	Iloraz szans
Bardzo niski (ROE 1) poziom ROE w porównaniu z niskim (ROE 2), średnim (ROE 3) i wysokim (ROE 4) poziomem ROE					
WVAB	0,206	0,067	3,080	0,002	1,229
WAM	0,117	0,063	1,850	0,064	1,124
WKP	0,080	0,022	3,680	0,000	1,083
WPPKO	0,001	0,001	0,980	0,328	1,001
WPKF	0,036	0,009	4,160	0,000	1,037
WZSN	0,050	0,060	0,830	0,407	1,051
WEP	0,131	0,028	4,610	0,000	1,140
ROT	2,252	0,775	2,910	0,004	9,503
MK	0,543	0,487	1,110	0,265	1,721
W2	-0,140	0,720	-0,190	0,846	0,869
W3	0,871	0,804	1,080	0,279	2,388
Stała	-37,390	9,371	-3,990	0,000	0,000
Bardzo niski (ROE 1) i niski (ROE 2) poziom ROE w porównaniu z średnim (ROE 3) i wysokim (ROE 4) poziomem ROE					
WVAB	0,309	0,057	5,370	0,000	1,361
WAM	0,116	0,054	2,140	0,033	1,123
WKP	0,242	0,034	7,020	0,000	1,274
WPPKO	0,017	0,003	4,900	0,000	1,017
WPKF	0,059	0,010	5,740	0,000	1,061
WZSN	0,219	0,168	1,300	0,194	1,244
WEP	0,196	0,035	5,570	0,000	1,216
ROT	2,834	0,517	5,480	0,000	17,016
MK	2,145	0,535	4,010	0,000	8,546
W2	0,440	0,506	0,870	0,385	1,553
W3	0,765	0,556	1,380	0,169	2,148
Stała	-78,676	19,079	-4,120	0,000	0,000
Bardzo niski (ROE 1), niski (ROE 2) i średni (ROE 3) poziom ROE w porównaniu z wysokim (ROE 4) poziomem ROE					
WVAB	0,399	0,065	6,120	0,000	1,491
WAM	0,327	0,078	4,160	0,000	1,387
WKP	0,241	0,034	7,000	0,000	1,273
WPPKO	0,020	0,004	5,390	0,000	1,020
WPKF	0,104	0,025	4,160	0,000	1,110
WZSN	0,043	0,027	1,610	0,108	1,044
WEP	0,034	0,034	1,000	0,319	1,034
ROT	3,587	0,626	5,730	0,000	36,132
MK	2,396	0,813	2,950	0,003	10,979
W2	0,370	0,651	0,570	0,570	1,447
W3	1,029	0,722	1,430	0,154	2,798
Stała	-77,863	11,052	-7,030	0,000	0,000

McKelvey & Zavoina's $R^2 = 0,994$; zliczeniowy $R^2 = 0,780$; pseudo $R^2 = 0,655$

Źródło: Obliczenia własne.

Podsumowanie i wnioski

Dekompozycja syntetycznych miar rentowności w znaczący sposób poszerza możliwości analityczne przyczyn zróżnicowania poziomu rentowności. Zaproponowany w artykule system dekompozycji rentowności kapitału własnego umożliwi wielowymiarową analizę uwarunkowań tej kategorii rentowności. Jego implementacja do branż przemysłu spożywczego, przy zastosowaniu modeli regresji logitowej kategorii uporządkowanych wykazała, że przyczyn zróżnicowania *ROE* w branżach przemysłu spożywczego należy upatrywać przede wszystkim w zdolności kreowania wartości dodanej, kosztach pracy, racjonalnym zarządzaniu kosztami finansowymi, efektywnym wykorzystaniu zasobów majątkowych, a także w bardziej agresywnym kształtowaniu struktury kapitałowej, przesądzającym o poziomie dźwigni finansowej. Podsumowując, zastosowany uporządkowany model logitowy rentowności kapitału własnego okazał się bardzo dobrym narzędziem do oceny istotności czynników wpływających na wysokość stóp *ROE* na poziomie branż przemysłu spożywczego. Ponadto, zaproponowany model obok wartości aplikacyjnych posiada również walory praktyczne. Umożliwia on prognozowanie prawdopodobnych scenariuszy przechodzenia z bardzo niskiego poziomu rentowności kapitału własnego do coraz korzystniejszych wyników finansowych, mierzonych tą kategorią rentowności.

Literatura:

1. Bednarski L.: Analiza finansowa w przedsiębiorstwie. PWE, Warszawa 2002.
2. Bieniasz A., Czerwińska D., Gołaś Z.: Rentowność kapitału własnego przedsiębiorstw. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstw*, nr 8, 2009.
3. Brant R.: Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, t. 46, nr 4, 1990.
4. Dudycz T.: Analiza finansowa jako narzędzie zarządzania finansami przedsiębiorstwa. Indygo Zahir Media, Wrocław 2011.
5. Dudycz T.: Pomiar efektywności przedsiębiorstwa w stosunku do zainwestowanego kapitału. *Rachunkowość*, nr 4, 2001.
6. Gołaś Z., Paszkowski S.: Struktura i determinanty rentowności kapitału własnego w rolnictwie krajów Europy Środkowo-Wschodniej. *Acta Scientiarum Polonorum, Oeconomia*, nr 6, 2009.
7. Gołaś Z.: Uwarunkowania rentowności kapitału własnego w rolnictwie (cz. I). *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 3, 2008.
8. Gruszczyński M.: Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych. Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa 2010.
9. Hawawini G., Viallet C.: *Finanse menedżerskie. Kreowanie wartości dla akcjonariuszy*. PWE, Warszawa 2007.
10. Hilbe J.M.: *Logistic regression models*. Chapman & Hall/CRC Press, Boca Raton 2009.
11. Long J.S., Freese J.: *Regression models for categorical dependent variables using Stata (second edition)*. Stata Press Publication, College Station, Texas 2006.
12. Maddala G.S.: *Ekonometria*. PWN, Warszawa 2006.

13. McFadden D.L.: Conditional logit analysis of qualitative choice behavior [w:] *Frontiers in econometrics* (red. P. Zarembka). Academic Press, 1974.
14. McKelvey R., Zavoina W.: A Statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables. *Journal of Mathematical Sociology*, nr 4, 1975.
15. Niepublikowane dane GUS: Statystyczne sprawozdanie finansowe F-02 – bilans sporządzony na dzień 01.01 i 31.12 oraz rachunek zysków i strat w układzie sekcji, grup, klas i wielkości przedsiębiorstw przemysłu spożywczego (produkcji artykułów spożywczych i produkcji napojów) za lata 2006-2011.
16. Rachwał T., Wiedermann K., Kilar W.: Rola przemysłu w gospodarce układów regionalnych Unii Europejskiej. *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, nr 14, 2009.
17. Schemat Klasyfikacji PKD 2007, <http://www.stat.gov.pl>.
18. Sierpińska M., Jachna T.: *Ocena przedsiębiorstwa według standardów światowych*. PWN, Warszawa 1993.
19. Sierpińska M., Niedbała B.: *Controlling operacyjny w przedsiębiorstwie*. PWN, Warszawa 2003.
20. Wędzki D.: *Analiza wskaźnikowa sprawozdania finansowego*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2006.
21. Wolfe R., Gould W.: An approximate likelihood-ratio test for ordinal response models. *Stata Technical Bulletin*, 7(42), 1998.

ZBIGNIEW GOŁAŚ
IZABELA KURZAWA
University of Life Sciences
Poznań

THE APPLICATION OF ORDERED LOGIT MODEL IN THE ANALYSIS OF THE PROFITABILITY OF FOOD INDUSTRY

Summary

The article addresses the problem of financial determinants of return on equity (ROE) in the food industry in Poland. The analysis was conducted on the basis of the decomposition of the rate of return on sales and in conjunction with the system of indicators linking the return on sales to return on assets and equity. In addition, in order to identify the significance of individual components of the ROE system, ordered logit regression models were estimated.

The parameters of logit regression of the ordered categories justify why we look for reasons for the ROE diversity among food industries primarily in the ability to generate the added value, in the labour costs, in the rational management of financial costs, in the efficient use of wealth and in the formation of a more aggressive capital structure, determining the level of leverage.