

ANNA BIENIASZ  
ZBIGNIEW GOŁAŚ  
Uniwersytet Przyrodniczy  
Poznań

## EFEKTYWNOŚĆ GOSPODAROWANIA ZAPASAMI W PRZEMYŚLE SPOŻYWCZYM

### Wprowadzenie

Jednym z najważniejszych obszarów zarządzania operacyjnego jest zarządzanie zapasami. Skuteczna realizacja tej subfunkcji zarządczej umożliwi bowiem zaspokojenie na odpowiednim poziomie zgłaszanego popytu, a także poprzez stały monitoring i prognozowanie stanu zapasów, uniknięcie nadwyżek oraz niedoboru w produkcji. W problematyce efektywności zarządzania zapasami nieuzasadnione byłoby jednak ograniczenie się wyłącznie do wskazanych wyżej aspektów popytowo-logistycznych. Niejako naturalnie nasuwa się bowiem finansowy aspekt zarządzania zapasami, związany z koniecznością ich utrzymywania oraz z kosztami, jakie generują.

Utrzymywanie zapasów wynika z wielu przesłanek, zróżnicowanych w zależności od rodzaju zapasów [15, 16, 17, 26]. Utrzymywanie zapasów surowców i materiałów wiąże się z koniecznością zapewnienia rytmiczności produkcji, z potencjalnymi korzyściami skali produkcji i dostaw, redukcją ryzyka związanego z niepewnością dostaw i czasu dostaw, dążeniem do ograniczenia wpływu sezonowości dostaw i sezonowości popytu. Natomiast w przypadku zapasów produktów gotowych pierwszorzędną przesłanką jest zapewnienie ciągłości sprzedaży, której brak przekłada się na zmniejszenie zysku ze sprzedaży, spadek reputacji firmy, a w konsekwencji negatywnie wpływa na sytuację konkurencyjną przedsiębiorstwa. Jednak utrzymywanie zapasów skutkuje ponoszeniem różnego rodzaju kosztów związanych z ich utrzymywaniem i zamawianiem. Do najważniejszych z nich należą koszty magazynowania, przeładunku i przemieszczania, ubezpieczeń, koszty wynikające ze strat w zapasach, koszty utraty rabatu od wielkości zamówień, koszty wyczerpania zapasów, a także koszty kapitałowe (utraconych korzyści) wynikające z zamrożenia kapitału w zapasach.

Wysoka ranga problematyki efektywnego zarządzania zapasami wynika także z ich udziału w strukturze aktywów. W większości przedsiębiorstw, poza sektorem finansowym i usług, zapasy stanowią znaczną część zarówno akty-

wów obrotowych, jak i aktywów ogółem. Charakterystycznym tego przykładem jest handel detaliczny, w którym te relacje są najwyższe. Według badań Gaura i in. [11], w 2003 roku w handlu detalicznym USA zapasy stanowiły 36% wartości aktywów ogółem i 53% wartości aktywów obrotowych. Na podobne relacje wskazuje Koliás i in. [17], który podaje, że w handlu detalicznym Grecji analogiczne udziały wyniosły średnio w latach 2000-2005 odpowiednio: 38% i 51%. Zapasy stanowią również znaczącą część aktywów przedsiębiorstw przemysłowych. Przykładowo, w 2010 roku w takich krajach, jak: Austria, Niemcy, Hiszpania, Francja, Włochy i Portugalia udział zapasów w wartości aktywów ogółem i aktywów obrotowych kształtował się na zbliżonym poziomie, wynoszącym odpowiednio: 15% i 30% [1]

Niniejszy artykuł ma na celu weryfikację związków przyczynowo-skutkowych między efektywnością gospodarowania zapasami a sytuacją finansową przedsiębiorstw. Jak podkreśla Capkun i in. [4], tego typu badania były dotąd prowadzone w ograniczonym zakresie, a ponadto nie uwzględniały struktury wewnętrznej zapasów. W artykule prezentujemy wyniki badań na przykładzie 28 branż (subsektorów) przemysłu spożywczego w Polsce z okresu 2005-2010.

Struktura artykułu jest następująca. Po wprowadzeniu dokonano syntetycznego przeglądu literatury, zwracając głównie uwagę na aspekty metodologiczne i wyniki badań empirycznych wpływu efektywności gospodarowania zapasami na sytuację finansową firm. W kolejnym podrozdziale sformułowano hipotezy badawcze, przedstawiono informacje dotyczące materiału źródłowego oraz opisano zastosowane metody. Treścią kolejnej części artykułu jest charakterystyka gospodarki zapasami w sektorze spożywczym; omówiono w niej zmiany udziału zapasów w aktywach, zmiany w strukturze wewnętrznej zapasów oraz dokonano analizy porównawczej długości cykli zapasów w układzie branż przemysłu spożywczego. Następnie zaprezentowano wyniki estymacji modeli regresji umożliwiające określenie siły i kierunku wpływu długości cykli zapasów na rentowność. W ostatniej części artykułu zawarto konkluzje końcowe.

### Przegląd literatury

W literaturze przedmiotu można dostrzec szereg prac analizujących wpływ gospodarki zapasami na sytuację finansową przedsiębiorstw. Problematykę tę często analizowano w kontekście efektywności kapitału obrotowego, gdzie – obok wpływu polityki zarządzania należnościami i zobowiązaniami bieżącymi – badano również wpływ polityki zarządzania zapasami na wyniki finansowe. Generalnie, większość tych badań [np. 8, 9, 19, 21, 22, 23] wskazuje na negatywny wpływ wydłużania cyklu zapasów (niskiej rotacji zapasów) na wyniki finansowe mierzone rentownością sprzedaży i/lub rentownością aktywów.

Duże zainteresowanie tą problematyką przełożyło się również na wiele publikacji w piśmiennictwie z zakresu ekonomiki produkcji, zarządzania operacyjnego i logistyki. Z badań przeprowadzonych przez Koliás i in. [17] na panelu firm handlu detalicznego Grecji oraz z badań Gaura i in. [11], a także Roumiantsev i Netessine [24] w handlu detalicznym USA wynika, że między wzrostem ro-

tacji zapasów a rentownością sprzedaży zachodzi negatywny związek. Z kolei, na odwrotną zależność w sektorze handlu detalicznego USA wskazują badania Shah i Shin [25], w świetle których wyższa produktywność zapasów prowadzi w tym sektorze do wzrostu rentowności sprzedaży.

Na wymierne korzyści finansowe z tytułu wzrostu rotacji zapasów (skracania długości cykli zapasów) wskazują na ogół badania prowadzone na poziomie sektorów, branż i przedsiębiorstw przemysłowych. Ograniczając się do publikacji z ostatnich dziesięciu lat, należy tutaj wymienić przede wszystkim badania pozytywnie weryfikujące wpływ poprawy zarządzania zapasami na wyniki finansowe przemysłu, mierzone: rentownością sprzedaży [4, 10, 18, 24, 25], rentownością zainwestowanego kapitału [3, 20], rentownością aktywów [3], długoterminową stopą zwrotu z akcji [5]. Jednak w w/w badaniach, poza badaniami Capkuna i in. [4], relację między produktywnością zapasów a wynikami finansowymi analizowano biorąc pod uwagę zapasy ogółem, abstrahując tym samym od ich struktury wewnętrznej.

Prezentowany artykuł ma na celu uzupełnienie tej luki i przedstawia wyniki badań modelowych przeprowadzonych w przemyśle spożywczym, uwzględniające cztery typy zapasów, tj. zapasy materiałów, półproduktów i produktów w toku, produktów gotowych oraz towarów. Jak słusznie podkreśla Capkun i in. [4], badania związków między wynikami finansowymi a produktywnością poszczególnych komponentów zapasów są w literaturze przedmiotu słabo reprezentowane.

### **Hipotezy badawcze, materiał źródłowy i aspekty metodologiczne**

Z przedstawionego przeglądu literatury wynika, że między efektywnością zarządzania zapasami, mierzoną długością ich cyklu, a wynikami finansowymi przedsiębiorstw występuje istotny i na ogół pozytywny związek. Uzasadnia to postawienie następujących hipotez:

- $H_{1a}$  – długość cyklu zapasów ogółem jest zróżnicowana w czasie i w układzie branż przemysłu spożywczego;
- $H_{1b}$  – skracanie/wydłużanie cyklu zapasów ogółem jest pozytywnie/negatywnie skorelowane z wynikami finansowymi przedsiębiorstw przemysłu spożywczego;
- $H_{2a}$  – długość cykli składników zapasów (materiałów, półproduktów i produktów w toku, produktów gotowych, towarów) jest zróżnicowana w czasie i w układzie branż przemysłu spożywczego;
- $H_{2b}$  – skracanie/wydłużanie cykli składników zapasów (materiałów, półproduktów i produktów w toku, produktów gotowych, towarów) jest pozytywnie/negatywnie skorelowane z wynikami finansowymi przedsiębiorstw przemysłu spożywczego.

Do weryfikacji w/w hipotez wykorzystano niepublikowane dane statystyczne Głównego Urzędu Statystycznego w układzie branż (subsektorów) przemysłu spożywczego. Badaniami objęto 28 branż przemysłu spożywczego z okresu 2005-2010, w tym 23 branże w produkcji artykułów spożywczych (PKD 2007,

kod klasy 10.11-10.92) oraz 5 branż w produkcji napojów (PKD 2007, kod klasy 11.01-11.07), wyodrębnionych według systemu klasyfikacji działalności gospodarczej PKD 2007<sup>1</sup>.

W analizie związków efektywności gospodarowania zapasami z efektywnością finansową na poziomie branż przemysłu spożywczego zastosowano pięć wskaźników produktywności zapasów oraz trzy kategorie efektywności finansowej. Oceny efektywności gospodarowania zapasami dokonano przy użyciu wskaźnika cyklu zapasów ogółem ( $CZOG_{j,t}$ ) oraz wskaźników cząstkowych, tj. cyklu materiałów ( $CZM_{j,t}$ ), cyklu zapasów półproduktów i produktów w toku ( $CZPP_{j,t}$ ), cyklu zapasów produktów gotowych ( $CZPG_{j,t}$ ) oraz cyklu towarów ( $CZT_{j,t}$ ). Wskaźniki te obliczono w sposób szczegółowy według następujących formuł [13, 26, 28, 29]:

$$CZM_{j,t} = \frac{\text{średni stan } (M_{j,t_p}, M_{j,t_k}) \times 365}{\text{koszty zużycia materiałów i energii}} \quad (\text{w dniach})$$

$$CZPP_{j,t} = \frac{\text{średni stan } (PP_{j,t_p}, PP_{j,t_k}) \times 365}{\text{koszty działalności operacyjnej}} \quad (\text{w dniach})$$

$$CZPG_{j,t} = \frac{\text{średni stan } (PG_{j,t_p}, PG_{j,t_k}) \times 365}{\text{koszty działalności operacyjnej}} \quad (\text{w dniach})$$

$$CZT_{j,t} = \frac{\text{średni stan } (T_{j,t_p}, T_{j,t_k}) \times 365}{\text{wartość sprzedanych towarów i materiałów}} \quad (\text{w dniach})$$

$$CZOG_{j,t} = CZM_{j,t} + CZPP_{j,t} + CZPG_{j,t} + CZT_{j,t}$$

gdzie:

$M_{j,t_p}$ ,  $M_{j,t_k}$  – wartość zapasów materiałów w branży  $j$  na początek ( $t_p$ ) i koniec ( $t_k$ ) roku  $t$ ;

$PP_{j,t_p}$ ,  $PP_{j,t_k}$  – wartość zapasów półproduktów i produktów w toku w branży  $j$  na początek ( $t_p$ ) i koniec ( $t_k$ ) roku  $t$ ;

$PG_{j,t_p}$ ,  $PG_{j,t_k}$  – wartość zapasów produktów gotowych w branży  $j$  na początek ( $t_p$ ) i koniec ( $t_k$ ) roku  $t$ ;

<sup>1</sup> Klasyfikacja działalności gospodarczej PKD 2007 jest zgodna z systemem tej klasyfikacji obowiązującym w Unii Europejskiej (NACE Rev.2) i w przypadku przemysłu spożywczego grupuje przedsiębiorstwa w 32 klasach (25 klas w produkcji artykułów spożywczych, 7 klas w produkcji napojów). Jednak, ze względu na przepisy dotyczące tajemnicy statystycznej, GUS nie udostępnił danych dotyczących wszystkich klas, w konsekwencji czego w artykule nie uwzględniono 2 klas: produkcji pozostałych niedestylowanych napojów fermentowanych (11.04) oraz produkcji siodu (11.06). Z kolei, w dwóch przypadkach wykorzystano wyższy poziom agregacji działalności, tj. grupę. Dotyczy to wytwarzania produktów przemianu zbóż (10.61), skrobi i wyrobów skrobiowych (10.62) oraz produkcji gotowej paszy i karmy dla zwierząt (10.9), w skład której wchodzi produkcja gotowej paszy dla zwierząt gospodarskich (10.91) i produkcja gotowej karmy dla zwierząt domowych (10.92).

$T_{j,t_p}$ ,  $T_{j,t_k}$  – wartość zapasów towarów w branży  $j$  na początek ( $t_p$ ) i koniec ( $t_k$ ) roku  $t$ .

Z kolei, efektywność finansową branż przemysłu spożywczego oceniono przy zastosowaniu takich miar, jak: rentowność operacyjna sprzedaży ( $ROS_{j,t}$ ), rentowność aktywów operacyjnych ( $ROA_{j,t}$ ) oraz rentowność kapitału własnego ( $ROE_{j,t}$ ). Wymienione wskaźniki rentowności obliczono według następujących formuł:

$$ROS_{j,t} = \frac{EBITDA_{j,t} \times 100}{S_{j,t}}$$

$$ROA_{j,t} = \frac{EBITDA_{j,t} \times 100}{\text{średni stan } (AOP_{j,t_p}, AOP_{j,t_k})}$$

$$ROE_{j,t} = \frac{EBT_{j,t} \times 100}{\text{średni stan } (KW_{j,t_p}, KW_{j,t_k})}$$

gdzie:

$EBITDA_{j,t}$  – zysk operacyjny + amortyzacja w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$S_{j,t}$  – przychody operacyjne (przychody ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów + pozostałe przychody operacyjne) w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$AOP_{j,t_p}$ ,  $AOP_{j,t_k}$  – aktywa operacyjne (rzeczowe aktywa trwałe + wartości niematerialne i prawne + należności długoterminowe + długoterminowe rozliczenia międzyokresowe + należności krótkoterminowe + zapasy) w branży  $j$  na początek ( $t_p$ ) i koniec ( $t_k$ ) roku  $t$ ;

$EBT_{j,t}$  – zysk brutto w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$KW_{j,t_p}$ ,  $KW_{j,t_k}$  – kapitał własny w branży  $j$  na początek ( $t_p$ ) i koniec ( $t_k$ ) roku  $t$ .

Aby określić siłę i kierunek wpływu wyników gospodarowania zapasami, mierzonych długością cykli, na efektywność finansową mierzoną trzema stopami rentowności, zastosowano narzędzia analizy regresji. W przypadku każdej kategorii rentowności ( $ROS_{j,t}$ ,  $ROA_{j,t}$ ,  $ROE_{j,t}$ ) oszacowano parametry sześciu równań regresji uwzględniających: osobno cykl zapasów ogółem ( $CZOG_{j,t}$ ), osobno każdy cząstkowy cykl zapasów ( $CZM_{j,t}$ ,  $CZPP_{j,t}$ ,  $CZPG_{j,t}$ ,  $CZT_{j,t}$ ) oraz jednocześnie wszystkie rodzaje cykli zapasów bez cyklu zapasów ogółem. Taki tok postępowania umożliwił przeprowadzenie analiz na różnym stopniu agregacji zapasów i tym samym stwarza większe możliwości analityczne w badaniu wpływu różnego typu zapasów na efektywność finansową. W testowaniu relacji między wynikami finansowymi a wynikami gospodarowania zapasami wzorowano się na badaniach prowadzonych w krajach rozwiniętych [3, 4, 5, 6, 10, 11, 18, 25, 27]. Uwzględnienie tych badań oraz własne koncepcje przełożyły się na konstrukcję i estymację następujących modeli regresji:

$$ROS_{j,t} = a_0 + b_1 CZ_{i,j,t} + b_2 VAS_{j,t} + b_3 EBITVA_{j,t} + b_4 ROS_{j,t-1} + b_5 BR_{k,t} + b_6 T_t + \epsilon$$

$$ROA_{j,t} = a_0 + b_1 CZ_{i,j,t} + b_2 ROS_{j,t} + b_3 ROA_{j,t-1} + b_4 BR_{k,t} + b_5 T_t + \epsilon$$

$$ROE_{j,t} = a_0 + b_1 CZ_{i,j,t} + b_2 VAS_{j,t} + b_3 ICKW_{j,t} + b_4 EBTEBIT_{j,t} + b_5 ROE_{j,t-1} + b_6 BR_{k,t} + b_7 T_t + \epsilon$$

gdzie:

$a_0$  – stała równania;

$CZ_{i,j,t}$  –  $i$ -ty cykl zapasów ( $CZOG_{j,t}$ ,  $CZM_{j,t}$ ,  $CZPP_{j,t}$ ,  $CZPG_{j,t}$ ,  $CZT_{j,t}$ ) w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$VAS_{j,t}$  – relacja wartości dodanej ( $VA_{j,t}$ ) do przychodów operacyjnych ( $S_{j,t}$ ) w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$EBITVA_{j,t}$  – relacja zysku operacyjnego ( $EBIT_{j,t}$ ) do wartości dodanej ( $VA_{j,t}$ ) w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$BR_{k,t}$  – zmienna binarna ( $k = 1$  dla branż produkcji artykułów spożywczych,  $k = 0$  dla branż produkujących napoje w roku  $t$ );

$T_t$  – zmienna czasowa ( $t = 1 \dots 6$ );

$ICKW_{j,t}$  – relacja zainwestowanego kapitału ( $IC_{j,t}$ ) do kapitału własnego ( $KW_{j,t}$ ) w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$EBTEBIT_{j,t}$  – relacja zysku brutto ( $EBT_{j,t}$ ) do zysku operacyjnego ( $EBIT_{j,t}$ ) w branży  $j$  w roku  $t$ ;

$ROS_{j,t-1}$  – rentowność operacyjna sprzedaży w branży  $j$  w roku  $t-1$ ;

$ROA_{j,t-1}$  – rentowność aktywów operacyjnych w branży  $j$  w roku  $t-1$ ;

$ROE_{j,t-1}$  – rentowność kapitału własnego w branży  $j$  w roku  $t-1$ ;

$\epsilon$  – składnik losowy.

Analiza struktury w/w modeli regresji wskazuje, że w poszukiwaniu związków między rentownością a wynikami gospodarowania zapasami, poza zmiennymi opisującymi długość cykli zapasów ( $CZOG_{j,t}$ ,  $CZM_{j,t}$ ,  $CZPP_{j,t}$ ,  $CZPG_{j,t}$ ,  $CZT_{j,t}$ ), przyjęto również inne zmienne. We wszystkich modelach zastosowano zmienną binarną ( $BR_{k,t}$ ) różnicującą badaną zbiorowość według działów przemysłu spożywczego (produkcja artykułów spożywczych lub napojów) oraz zmienną czasową ( $T_t$ ), określającą wpływ czasu. Ponadto, w każdym z modeli regresji zastosowano zmienne uwzględniające specyfikę danej kategorii rentowności. W przypadku rentowności sprzedaży ( $ROS_{j,t}$ ) zastosowano wskaźnik wartości dodanej ( $VAS_{j,t}$ ) oraz wskaźnik w postaci relacji zysku operacyjnego do wartości dodanej ( $EBITVA_{j,t}$ ), które generalnie określają efektywność kosztową. Z kolei, w modelu rentowności aktywów ( $ROA_{j,t}$ ) kierowano się przesłankami wynikającymi z teorii finansów [2, 14], w świetle której stopa zwrotu z aktywów jest funkcją rentowności sprzedaży ( $ROS_{j,t}$ ) oraz rotacji aktywów, którą w tym przypadku reprezentują wskaźniki cykli zapasów. Podobne przesłanki przesądziły o konstrukcji modelu rentowności kapitału własnego  $ROE_{j,t}$ . Stopa zwrotu z kapitału własnego jest bowiem funkcyjnie wyznaczona przez [14] rotację aktywów ( $CZ_{i,j,t}$ ), rentowność sprzedaży ( $ROS_{j,t}$ ), tzw. mnożnik kapitałowy ( $ICKW_{j,t}$ ) oraz wskaźnik kosztów finansowych ( $EBTEBIT_{j,t}$ ). Ponadto, w modelach regresji zastosowano wskaźniki rentowności z opóźnieniem czasowym ( $ROS_{j,t-1}$ ,  $ROA_{j,t-1}$ ,  $ROE_{j,t-1}$ ), które informują o wpływie wcześniejszych wyników finansowych na wyniki bieżące. Wskaźniki te są na ogół skorelowane ze zmienną objaśnianą i często stosowane w praktyce badawczej [4, 5, 6, 27].



## Znaczenie zapasów i wyniki gospodarowania zapasami w przemyśle spożywczym

W tabeli 1 przedstawiono podstawowe wyznaczniki strukturalne zapasów w przemyśle spożywczym ogółem oraz oddzielnie dla produkcji artykułów spożywczych i napojów. Z ich analizy wynika, że w okresie 2005-2010 zarysowała się dość wyraźna i korzystna tendencja redukcji udziału zapasów w aktywach ogółem i w aktywach obrotowych. W całym sektorze spożywczym udziały te zmniejszyły się bowiem odpowiednio: z 16,2% do 13,1% i z 34,5% do 30,4%, tj. średniorocznie o 4,3% i 2,5%. Ten sam kierunek zmian można zaobserwować w produkcji artykułów spożywczych i napojów, zróżnicowane są jednak w tych działach przemysłu spożywczego zarówno ranga zapasów, mierzona ich udziałem w majątku, jak i dynamika zmian (tab. 1, rys. 1). W produkcji artykułów spożywczych, w dużej mierze na skutek uwarunkowań technologicznych oraz organizacyjnych procesów wytwórczych, zapasy stanowią znacząco większą część aktywów ogółem (14,2-18,2%) i obrotowych (32,3-37,5%) aniżeli w produkcji napojów, w której udziały te są o około połowę niższe. Generalnie oznacza to, że dla sytuacji finansowej branż wytwarzających artykuły spożywcze znaczenie zapasów jest wyraźnie wyższe niż w produkcji napojów. Ponadto, można zauważyć, że działy sektora spożywczego istotnie różnią się pod względem dynamiki zmian udziału zapasów w aktywach ogółem i obrotowych. Średniorocznie w latach 2005-2010 udziały te w produkcji artykułów spożywczych zmniejszyły się odpowiednio: o 4,8% i 2,9%, podczas gdy w produkcji napojów analogiczne indeksy wyniosły -2,0% i -0,5%. Generalnie zatem, mimo dość wyraźnych różnic, w obydwu działach zarysowała się trwała i pozytywna tendencja zmian, która jednak nie zawsze musi się przekładać na wymierne korzyści ekonomiczno-finansowe. Po pierwsze – redukcja zapasów może skutkować zwiększeniem wartości przedsiębiorstw w wyniku zmniejszenia kosztów zapasów; po drugie – może jednak również tę wartość zredukować w następstwie wydatków na nieprzewidywalne wydarzenia; a po trzecie – zwiększa ryzyko płynności finansowej na skutek redukcji kapitału obrotowego.

Przeprowadzone badania wskazują również na różnice w wewnętrznej strukturze zapasów działów przemysłu spożywczego (tab. 1, rys. 2). Dominującymi składnikami zapasów (łącznie około 80%) są wprawdzie w obydwu działach materiały i produkty gotowe, niemniej można zauważyć, że w produkcji artykułów spożywczych, w stosunku do produkcji napojów, udział materiałów jest wyraźnie niższy, natomiast produktów gotowych wyraźnie wyższy.

Tabela 1

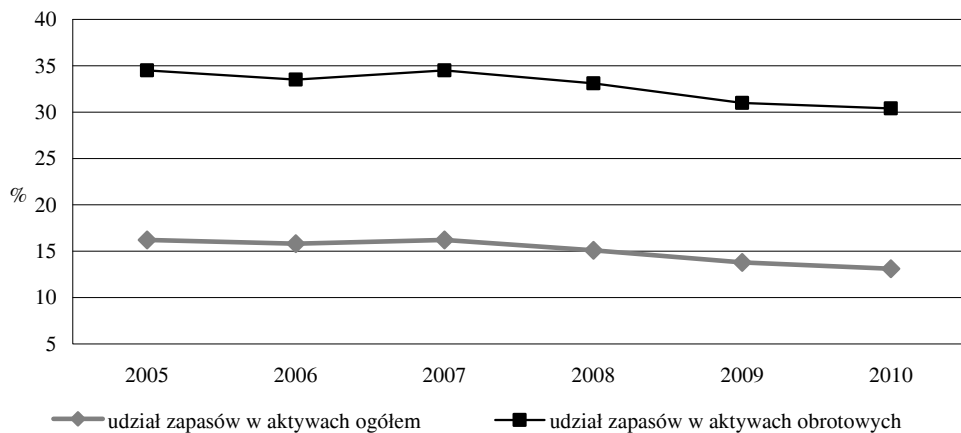
Wyznaczniki strukturalne zapasów w przemyśle spożywczym w Polsce w latach 2005-2010 (%)<sup>a</sup>

Wyszczególnienie	2005	2006	2007	2008	2009	2010	$\bar{x}$	$\Delta\%$
<b>Przemysł spożywczy ogółem</b>								
Udział zapasów w aktywach ogółem	16,2	15,8	16,2	15,1	13,8	13,1	15,0	-4,3
Udział zapasów w aktywach obrotowych	34,5	33,5	34,5	33,1	31,0	30,4	32,8	-2,5
Udział materiałów w zapasach	38,1	39,1	39,1	40,6	40,0	40,3	39,5	1,2
Udział półproduktów i produktów w toku w zapasach	11,1	11,4	12,2	12,7	13,3	13,4	12,3	3,9
Udział produktów gotowych w zapasach	42,9	41,1	40,4	38,3	37,8	36,3	39,4	-3,3
Udział towarów w zapasach	7,0	7,8	7,0	7,2	8,1	8,9	7,6	5,1
Udział zaliczek na dostawy w zapasach	0,9	0,7	1,3	1,2	0,9	1,0	1,0	2,0
<b>Produkcja artykułów spożywczych</b>								
Udział zapasów w aktywach ogółem	18,2	17,7	18,2	17,0	15,4	14,2	16,7	-4,8
Udział zapasów w aktywach obrotowych	37,5	36,4	37,2	35,8	34,0	32,3	35,5	-2,9
Udział materiałów w zapasach	36,7	38,0	38,0	39,5	39,3	40,2	38,6	1,8
Udział półproduktów i produktów w toku w zapasach	10,8	11,2	12,2	12,9	13,6	13,9	12,4	5,2
Udział produktów gotowych w zapasach	44,7	42,4	41,6	39,4	38,7	36,9	40,5	-3,8
Udział towarów w zapasach	6,9	7,8	7,0	7,0	7,4	8,1	7,3	3,4
Udział zaliczek na dostawy w zapasach	1,0	0,6	1,1	1,1	0,9	1,0	0,9	-0,4
<b>Produkcja napojów</b>								
Udział zapasów w aktywach ogółem	8,4	7,7	8,4	8,0	7,5	7,6	7,9	-2,0
Udział zapasów w aktywach obrotowych	20,3	19,2	21,0	20,7	18,4	19,9	19,9	-0,5
Udział materiałów w zapasach	50,3	49,3	48,4	49,0	45,1	41,6	47,2	-3,7
Udział półproduktów i produktów w toku w zapasach	13,9	12,9	11,7	10,9	10,3	9,6	11,4	-7,0
Udział produktów gotowych w zapasach	27,4	28,7	29,5	29,4	30,6	30,7	29,4	2,4
Udział towarów w zapasach	7,8	8,1	7,6	9,1	13,4	16,2	9,9	15,6
Udział zaliczek na dostawy w zapasach	0,7	1,0	2,7	1,5	0,6	1,8	1,2	22,0

<sup>a</sup>  $\bar{x}$  – średnia z lat 2005-2010,  $\Delta\%$  – średnioroczna dynamika zmian w latach 2005-2010.

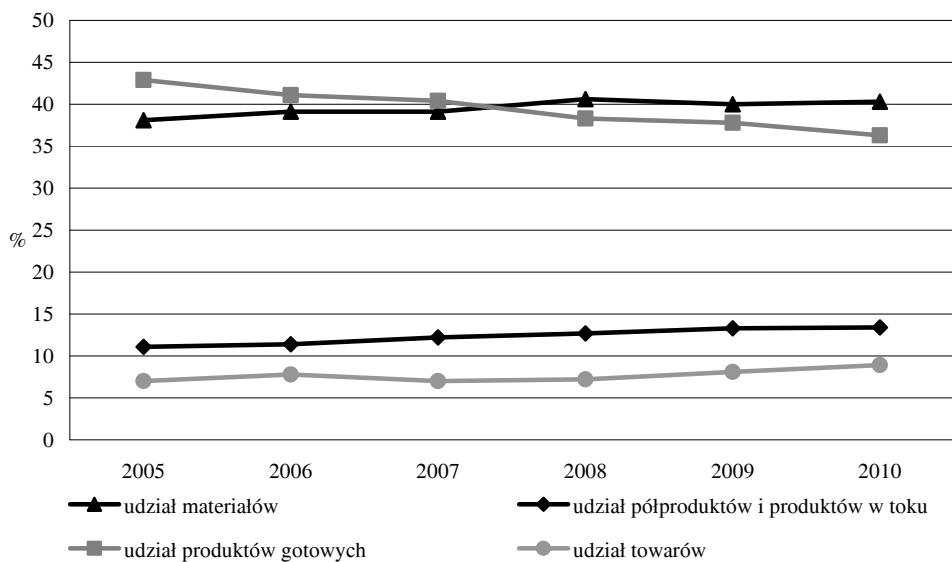
Źródło: Obliczenia własne na podstawie nie publikowanych danych GUS.





**Rys. 1.** Zmiany udziału zapasów w aktywach przemysłu spożywczego w latach 2005-2010

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.



**Rys. 2.** Zmiany struktury zapasów w aktywach przemysłu spożywczego w latach 2005-2010.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 2

Długość i dynamika zmian cykli zapasów w przemyśle spożywczym w Polsce w latach 2005-2010<sup>a</sup>

PKD	Cykle zapasów (dni)											
	Zapasów ogółem		Materiałów		Półproduktów i produktów w toku		Produktów gotowych		Towarów			
	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$
10+11	86,8	-1,6	33,6	-2,1	4,3	3,3	15,2	-1,7	33,7	-1,8		
10	84,2	-1,5	33,8	-1,9	4,3	5,8	16,3	-1,9	29,8	-1,9		
10.11	24,1	5,4	5,0	5,7	2,8	-1,7	4,5	0,2	11,8	9,6		
10.12	21,6	0,1	4,9	-0,2	2,1	-1,8	6,9	-4,9	7,7	5,9		
10.13	23,7	1,1	10,3	-1,2	3,2	-3,3	4,0	1,7	6,2	6,9		
10.20	93,1	-3,3	23,0	-0,5	2,2	10,1	8,6	-5,1	59,3	-4,5		
10.31	66,0	-0,3	27,9	0,7	3,0	-2,1	13,0	7,9	22,1	-5,6		
10.32	118,9	5,7	32,0	5,7	17,2	13,5	36,5	-3,1	33,3	10,6		
10.39	145,0	1,2	23,9	0,4	18,3	2,6	46,4	-1,8	56,4	3,4		
10.41	134,7	-9,6	109,8	-10,2	7,3	-1,5	5,8	-4,1	11,7	-15,8		
10.42	116,7	-9,6	92,3	-10,2	10,9	-1,5	5,7	-4,1	7,7	-15,8		
10.51	34,5	-1,8	9,9	-2,2	4,6	-1,8	6,8	1,8	13,2	-2,9		
10.52	84,4	6,1	30,6	10,1	0,5	58,1	16,7	10,0	36,6	1,2		
10.6	81,7	-1,2	44,7	-7,9	2,0	-7,9	10,0	-0,5	25,0	10,9		
10.71	31,4	-1,3	14,5	-2,0	0,5	-6,7	1,6	0,0	14,9	-0,5		
10.72	44,4	-2,4	20,5	-4,5	0,4	-8,4	7,5	3,6	16,0	-2,4		
10.73	74,2	-3,7	38,9	-4,7	1,1	-22,5	11,1	2,7	23,1	-4,0		
10.81	173,0	-3,2	16,6	16,1	5,4	132,8	117,4	-6,9	33,6	-3,0		
10.82	74,9	-4,8	32,2	-4,8	3,1	-4,5	8,0	-2,4	31,6	-5,4		
10.83	122,5	-3,8	58,3	-4,6	3,6	13,0	7,9	1,8	52,7	-4,7		
10.84	93,4	2,7	36,8	-4,4	1,3	15,0	9,5	7,1	45,7	7,0		
10.85	78,8	1,9	33,4	-4,9	3,3	29,9	13,5	2,5	28,7	7,7		
10.86	161,4	-12,7	51,6	4,1	4,8	-53,2	18,1	-1,2	86,9	-26,1		
10.89	85,9	0,1	31,2	2,3	1,4	12,0	10,9	-1,7	42,5	-1,2		
10.9	53,1	-0,9	28,8	-3,1	0,7	0,4	4,1	-2,9	19,5	2,1		

## Przemysł spożywczy ogółem

## Produkcja artykułów spożywczych

cd. tab. 2

PKD	Cykle zapasów (dni)											
	Zapasów ogółem		Materiałów		Półproduktów i produktów w toku		Produktów gotowych		Towarów			
	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$	$\bar{x}$	$\Delta\%$		
11	98,6	-2,0	32,9	-2,9	4,2	-7,1	10,2	0,6	51,3	-1,4		
11.01	91,0	-8,8	43,2	-2,1	2,4	-10,7	3,5	-1,1	41,9	-18,3		
11.02	160,2	-3,9	35,7	-2,5	6,5	-6,8	16,3	-3,9	101,6	-4,2		
11.03	123,0	0,0	39,7	-0,8	9,5	-6,8	19,6	4,9	54,1	0,5		
11.05	57,7	8,4	20,9	-2,9	2,3	-5,2	2,7	3,4	31,7	16,3		
11.07	61,1	-1,8	25,1	-7,8	0,1	-25,0	9,0	1,8	27,0	3,5		

<sup>a</sup>  $\bar{x}$  – średnia z lat 2005-2010,  $\Delta\%$  – średnioroczna dynamika zmian.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie nie publikowanych danych GUS.

Generalnie można zatem stwierdzić, że dla sytuacji finansowej przedsiębiorstw spożywczych podstawowe znaczenie ma efektywne gospodarowanie zapasami materiałów oraz zapasami produktów gotowych. Warto również podkreślić, że przy dość stabilnej strukturze wewnętrznej zapasów obydwu działów, rysuje się w nich przeciwstawna tendencja zmian. W produkcji artykułów spożywczych wzrostowi udziału materiałów odpowiadał bowiem spadek udziału produktów gotowych, natomiast w produkcji napojów sytuacja wygląda odwrotnie, tj. udział produktów gotowych w zapasach rośnie, a materiałów maleje. Jednak zmiany w tym obszarze nie przebiegały dynamicznie, stąd też należy sądzić, że nie wpłynęły na pogorszenie efektywności gospodarowania zapasami. Jak wskazano wcześniej, w analizowanym okresie zapasy stanowiły coraz mniejszą część aktywów, co wraz z dynamicznym wzrostem przychodów sektora spożywczego skutkowało poprawą tej efektywności. Szerszych informacji na ten temat dostarczają dane zawarte w **tabeli 2**, informujące o branżowym zróżnicowaniu i dynamice zmian efektywności gospodarowania zapasami mierzonej długością cykli zapasów.

W latach 2005-2010 średnia długość cyklu zapasów w całym sektorze spożywczym wyniosła około 87 dni, a średniorocznie cykl ten skracał się o 1,6%. Wzrost efektywności gospodarowania zapasami ogółem wynikał w tym okresie z poprawy efektywności gospodarowania wszystkimi (poza półproduktami i produktami w toku) typami zapasów. Jest to bardzo korzystna sytuacja, ponieważ skracanie cykli dotyczyło materiałów (-2,1%), produktów gotowych (-1,7%) i towarów (-1,8%), tj. tych zapasów, które najsilniej wpływają na długość cyklu całkowitego. Podobne wnioski nasuwają się z analizy zmian długości cyklu łącznego i cykli cząstkowych w produkcji artykułów spożywczych, natomiast pewne odmienności można dostrzec w produkcji napojów. W dziale napojów skracanie cykli zapasów miało relatywnie większą dynamikę, a ponadto dotyczyło również półproduktów i produktów w toku, przy jednocześnie dość stabilnym poziomie cyklu produktów gotowych.

Dane zawarte w tabeli 2 wskazują również na silne międzybranżowe zróżnicowanie długości cykli zapasów i dynamiki ich zmian. W analizowanym okresie najdłuższym cyklem zapasów ogółem wyróżniały się: produkcja cukru (10.81), produkcja artykułów homogenizowanych i żywności dietetycznej (10.86), win gronowych (11.02), pozostałe przetwarzanie i konserwowanie owoców i warzyw (10.39) oraz produkcja olejów (10.41). W tych branżach zapasy odtwarzano w długim 4-5 miesięcznym cyklu. Z kolei, najkrótszym cyklem zapasów ogółem wyróżniały się branże związane z przetwórstwem mięsa (10.11-13), produkcją pieczywa (10.71) oraz przetwórstwem mleka (10.51). W ich przypadku zapasy odtwarzano w cyklu nieprzekraczającym na ogół 1 miesiąca. Blisko 5-krotna różnica w długości cyklu zapasów między wymienionymi branżami spowodowana jest podobną skalą różnic w cyklach cząstkowych. W branżach z wysoką rotacją zapasów cykl materiałów, produktów gotowych i towarów nie przekraczał 15 dni, podczas gdy w branżach z niską rotacją zapasów cykle te były na ogół kilkakrotnie dłuższe. Wydaje się, że

przyczyn tego stanu nie należy upatrywać tylko w uwarunkowaniach technologicznych, lecz także w organizacji procesów produkcyjnych. Mimo generalnie dynamicznego postępu techniczno-technologicznego, wiele przedsiębiorstw sektora spożywczego cechuje brak systemowego podejścia do sterowania zapasami, co w praktyce uniemożliwia optymalizację ich poziomu, a w konsekwencji podnosi nadmiernie koszty i redukuje zyski. Optymistyczną prognozę generują jednak tutaj wskaźniki dynamiki zmian cykli zapasów. Prezentowane w tabeli 2 dane wskazują bowiem, że w zdecydowanej większości branż cykl zapasów ogółem oraz cykle cząstkowe ulegają skracaniu. Ten kierunek zmian jednoznacznie wskazuje na systematyczny wzrost efektywności zarządzania zapasami, co powinno znaleźć swój wyraz w poprawie efektywności finansowej.

### Modele regresji

W tej części artykułu przedstawiono podstawowe statystyki opisowe zmiennych zależnych i niezależnych (**tab. 3**) oraz wyniki estymacji parametrów modeli regresji rentowności sprzedaży, aktywów operacyjnych i kapitału własnego wraz z współczynnikami beta ( $\beta$ )<sup>2</sup> (tab. 4, 5, 6). Na podstawie danych zawartych w tabeli 3 można stwierdzić, że rozkład branż przemysłu spożywczego według cyklu zapasów ogółem oraz według cykli cząstkowych cechował się lekką asymetrią prawostronną  $\bar{x} > Q_2$ . Oznacza to, że w badanym okresie przeważały branże z długością cykli krótszą od średniej. Ponadto, zauważalna jest wysoka zmienność cykli zapasów, w tym szczególnie w odniesieniu do półproduktów i produktów w toku ( $V=111,4\%$ ) oraz produktów gotowych ( $V=146,2\%$ ).

Rozkład pozostałych zmiennych niezależnych był bardzo zbliżony do rozkładu normalnego – poza relacją zysku brutto do zysku operacyjnego (*EBTEBIT*) – cechował się niską zmiennością. Wskazuje to z jednej strony na to, że poziom efektywności kosztowej wyznaczony przez koszty materialne (*VAS*) i koszty wynagrodzeń (*EBITVA*) był w tym okresie dość stabilny, z drugiej zaś – na duży i rosnący wpływ kosztów finansowych na wyniki finansowe, który jest w układzie branż przemysłu spożywczego dość silnie zróżnicowany ( $V=74,3\%$ ). Oznacza to również, że branże przemysłu spożywczego różnią się pod względem strategii finansowych i tym samym w różnym stopniu korzystają z efektów dźwigni finansowej. Wniosek ten potwierdza w dużej mierze wskaźnik zmienności stopy rentowności kapitału własnego (*ROE*), którego poziom, w stosunku do *ROS* i *ROA*, był znacząco wyższy ( $V=78,8\%$ ).

<sup>2</sup> Współczynniki beta ( $\beta$ ) informują o relatywnym znaczeniu zmiennych niezależnych w wyjaśnianiu zmian zmiennej zależnej. Współczynniki  $\beta$  obliczono według formuły:

$$\beta_j = \frac{s_j}{s_y} \times a_j \quad ,$$

gdzie:  $a_j$  – współczynnik regresji cząstkowej przy zmiennej niezależnej,  $s_j$  – odchylenie standardowe zmiennej niezależnej,  $s_y$  – odchylenie standardowe zmiennej zależnej [12].

Tabela 3

Statystyki opisowe zmiennych modeli regresji<sup>a</sup>

Zmienne	$\bar{x}_{2005}$	$\bar{x}_{2010}$	2005-2010							
			$\bar{x}$	$s_d$	$max$	$min$	$Q_1$	$Q_2$	$Q_3$	$V(\%)$
<i>CZOG</i>	89,3	82,3	86,8	46,7	302,0	18,8	52,8	83,1	111,3	53,8
<i>CZM</i>	34,9	31,5	33,6	23,7	149,3	4,4	20,5	29,8	38,8	70,5
<i>CZPP</i>	3,9	4,6	4,3	4,8	22,8	0,0	1,2	2,7	5,4	111,4
<i>CZPG</i>	15,5	14,3	15,2	22,2	136,1	1,0	5,6	8,4	14,5	146,2
<i>CZT</i>	34,8	31,8	33,7	27,8	229,3	2,4	15,4	26,8	44,9	82,6
<i>EBITVA</i>	0,24	0,26	0,26	0,10	0,57	0,03	0,19	0,26	0,32	0,10
<i>VAS</i>	0,37	0,37	0,37	0,13	0,80	0,18	0,27	0,34	0,45	0,10
<i>ICKW</i>	1,27	1,30	1,29	0,22	2,73	1,05	1,16	1,26	1,34	16,9
<i>EBTEBIT</i>	0,47	0,57	0,51	0,38	1,23	-3,03	0,43	0,58	0,68	74,3
<i>ROS</i>	8,3	9,1	8,8	3,7	22,4	2,1	5,8	8,5	11,2	2,7
<i>ROA</i>	16,2	17,3	17,1	6,8	38,4	3,2	13,0	15,6	21,2	39,7
<i>ROE</i>	15,9	17,6	16,7	13,2	66,8	-73,9	9,7	16,4	23,8	78,8

<sup>a</sup> $\bar{x}$  – wartość średnia,  $s_d$  – odchylenie standardowe,  $max$  – wartość maksymalna,  $min$  – wartość minimalna,  $Q_1$  – kwartył pierwszy,  $Q_2$  – mediana,  $Q_3$  – kwartył trzeci,  $V(\%)$  – współczynnik zmienności  $\left(\frac{s_d \times 100}{\bar{x}}\right)$ .

**W tabeli 4** przedstawiono współczynniki równań regresji liniowej między wielkością wskaźnika rentowności sprzedaży (*ROS*) a statystycznie istotnymi zmiennymi objaśniającymi ( $p \leq 0,05$ ) oraz współczynniki determinacji ( $R^2$ ) i beta ( $\beta$ ), oszacowane na podstawie 6-letnich danych z 28 branż przemysłu spożywczego (168 obserwacji). W celu identyfikacji siły i kierunku wpływu cykli zapasów (*CZOG<sub>j,t</sub>*, *CZM<sub>j,t</sub>*, *CZPP<sub>j,t</sub>*, *CZPG<sub>j,t</sub>*, *CZT<sub>j,t</sub>*) na tę kategorię rentowności, w tabeli 4 przedstawiono sześć odrębnych modeli regresji. Modele 1-5 informują o indywidualnym wpływie cyklu zapasów ogółem (model 1) oraz o wpływie poszczególnych typów zapasów (modele 2-5), natomiast model 6 zawiera parametry funkcji uwzględniającej jednoczesny wpływ długości cykli poszczególnych typów zapasów bez cyklu zapasów ogółem. Taki tok postępowania umożliwi weryfikację hipotez o wpływie każdego z tych cykli na rentowność sprzedaży.

Analiza parametrów strukturalnych prezentowanych modeli regresji pozwala na wysunięcie następujących wniosków:

- Przyjęte zmienne niezależne wyjaśniły w wysokim stopniu zmienność rentowności sprzedaży we wszystkich sześciu modelach regresji (74,7-92,0%).
- Ujemne wartości współczynników regresji przy zmiennych: cykl zapasów ogółem (*CZOG*), cykl materiałów (*CZM*) oraz cykl półproduktów i produktów w toku (*CZPP*) wskazują jednoznacznie na negatywny wpływ wydłużania tych cykli zapasów na rentowność sprzedaży w przemyśle spożywczym.
- Dodatnie wartości współczynników regresji przy zmiennych: cykl produktów gotowych (*CZPG*) i cykl towarów (*CZT*) wskazują, że dla przedsię-



biorstw spożywczych utrzymywanie na relatywnie wyższym poziomie zapasów produktów gotowych i towarów, skutkujące wydłużonym cyklem tych zapasów, jest korzystne. Przyczyn tego stanu może być wiele, jednak wydaje się, że do najważniejszych z nich należy dążenie do utrzymywania ciągłości sprzedaży, która z jednej strony sprzyja w każdym czasie realizacji popytu, z drugiej zaś umożliwia budowanie stabilnej pozycji na rynku, który jest silnie konkurencyjny.

- Jednoczesne uwzględnienie w analizie regresji wszystkich cykli cząstkowych zapasów (model 6) wskazuje, że źródeł poprawy poziomu rentowności sprzedaży należy upatrywać w głównej mierze w skracaniu cyklu materiałów i cyklu półproduktów oraz produktów w toku, a także wydłużaniu cyklu produktów gotowych.

Tabela 4

### Modele regresji rentowności operacyjnej sprzedaży (ROS)

Zmienne <sup>a</sup>	Współczynniki regresji <sup>b</sup>					
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<i>CZOG</i>	<b>-0,005 (0,006)</b>					
<i>CZM</i>		<b>-0,026 (0,000)</b>				<b>-0,020 (0,000)</b>
<i>CZPP</i>			<b>-0,086 (0,000)</b>			<b>-0,078 (0,000)</b>
<i>CZPG</i>				<b>0,008 (0,006)</b>		<b>0,010 (0,000)</b>
<i>CZT</i>					<b>0,010 (0,023)</b>	
<i>EBITVA</i>	31,87 (0,000)	33,26 (0,000)	31,67 (0,000)	30,28 (0,000)	17,83 (0,000)	32,87 (0,000)
<i>VAS</i>	14,32 (0,000)	14,16 (0,000)	13,51 (0,000)	13,45 (0,000)		13,54 (0,000)
<i>ROS<sub>t-1</sub></i>	0,24 (0,000)	0,22 (0,000)	0,23 (0,000)	0,26 (0,000)	0,54 (0,000)	0,22 (0,000)
Stała	-6,22 (0,000)	-6,06 (0,000)	-5,93 (0,000)	-6,38 (0,000)	-0,78 (0,008)	-5,68 (0,000)
	<b>Współczynniki <math>\beta</math></b>					
<i>CZOG</i>	<b>-0,073</b>					
<i>CZM</i>		<b>-0,162</b>				<b>-0,126</b>
<i>CZPP</i>			<b>-0,109</b>			<b>-0,099</b>
<i>CZPG</i>				<b>0,049</b>		<b>0,061</b>
<i>CZT</i>					<b>0,076</b>	
<i>EBITVA</i>	0,829	0,865	0,824	0,788	0,464	0,855
<i>VAS</i>	0,503	0,498	0,475	0,473		0,476
<i>ROS<sub>t-1</sub></i>	0,229	0,218	0,220	0,256	0,519	0,211
	<b>Parametry oceny jakości modelu regresji<sup>c</sup></b>					
$R^2$	89,4	91,4	90,0	89,1	74,7	92,0
$F$	352,3	442,5	376,9	343,1	166,84	322,9
$\delta$	1,2	1,1	1,1	1,1	1,8	1,1

<sup>a</sup>Zmienne niezależne: *CZOG* – cykl zapasów ogółem, *CZM* – cykl materiałów, *CZPP* – cykl półproduktów i produktów w toku, *CZPG* – cykl produktów gotowych, *CZT* – cykl towarów, *EBITVA* – relacja zysku operacyjnego (*EBIT*) do wartości dodanej (*VA*), *VAS* – relacja wartości dodanej (*VA*) do przychodów ze sprzedaży (*S*), *ROS<sub>t-1</sub>* – rentowność operacyjna sprzedaży w roku  $t-1$  (%).

<sup>b</sup>Zamieszczone przy współczynnikach regresji wartości w nawiasach informują o poziomie istotności zmiennych niezależnych ( $p \leq 0,05$ ).

<sup>c</sup> $R^2$  – skorygowany współczynnik determinacji w %,  $F$  – statystyka Snedecora,  $\delta$  – błąd standardowy.

Źródło: Obliczenia własne.

- Najsilniejszy i jednocześnie pozytywny wpływ na rentowność sprzedaży wywierały pozostałe zmienne. W świetle miary  $\beta$  najsilniej na zmiany rentowności sprzedaży wpływały koszty wynagrodzeń (*EBITVA*) oraz efektywność kosztowa mierzona relacją wartości dodanej do przychodów (*VAS*). Ponadto, dodatnia wartość współczynnika regresji przy zmiennej  $ROS_{t-1}$  informuje o istotnym pozytywnym wpływie wyników finansowych uzyskiwanych w okresach wcześniejszych, tj. o występowaniu tzw. *halo effect*. Wpływ w/w zmiennych na rentowność sprzedaży był, co w dużej mierze oczywiste, kilkakrotnie większy aniżeli cykli zapasów.

**W tabeli 5** przedstawiono współczynniki równań regresji liniowej między wielkością wskaźnika rentowności aktywów operacyjnych (*ROA*) a statystycznie istotnymi zmiennymi objaśniającymi ( $p \leq 0,05$ ) oraz współczynniki determinacji ( $R^2$ ) i beta ( $\beta$ ), oszacowane na podstawie 6-letnich danych z 28 branż przemysłu spożywczego (168 obserwacji). Analogicznie jak w przypadku *ROS*, w celu identyfikacji siły i kierunku wpływu cykli zapasów na *ROA*, w tabeli 5 przedstawiono sześć modeli regresji. Z analizy parametrów strukturalnych tych modeli wynikają następujące wnioski:

- Przyjęte zmienne niezależne wyjaśniły w wysokim stopniu zmienność rentowności aktywów operacyjnych we wszystkich sześciu modelach regresji (77,7-82,2%).
- Ujemne wartości współczynników regresji przy wszystkich zmiennych charakteryzujących cykle zapasów wskazują jednoznacznie, że ich wydłużaniu odpowiadał negatywny kierunek zmian rentowności aktywów.
- Negatywny wpływ wydłużania cykli zapasów na rentowność aktywów był – w porównaniu do pozytywnego oddziaływania pozostałych zmiennych – wyraźnie słabszy. Niemniej można zauważyć, że w świetle miary  $\beta$ , najsilniej negatywnie na zmienność rentowności aktywów operacyjnych wpływało wydłużenie cyklu zapasów ogółem ( $\beta = -0,258$ ), najslabiej natomiast cykl towarów ( $\beta = -0,101$ ), przy porównywalnym negatywnym wpływie wydłużania pozostałych cykli.
- Z jednoczesnego uwzględnienia w analizie regresji wszystkich cykli cząstkowych zapasów (model 6) wynika, że na poprawę poziomu rentowności aktywów operacyjnych ma wpływ głównie skracanie cyklu materiałów, cyklu produktów gotowych oraz cyklu towarów.
- Wpływ pozostałych zmiennych na rentowność aktywów operacyjnych był pozytywny i znacznie silniejszy niż wyznaczników gospodarki zapasami. Biorąc pod uwagę wartości miary  $\beta$ , można stwierdzić, że siła pozytywnego kierunku oddziaływania rentowności sprzedaży (*ROS*) i tzw. *halo effect* ( $ROA_{t-1}$ ) na rentowność aktywów była około 3-4 razy większa aniżeli siła negatywnego oddziaływania wydłużania poszczególnych cykli zapasów.

Tabela 5

**Modele regresji rentowności aktywów operacyjnych (ROA)**

Zmienne <sup>a</sup>	Współczynniki regresji <sup>b</sup>					
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<i>CZOG</i>	<b>-0,038 (0,000)</b>					
<i>CZM</i>		<b>-0,037 (0,000)</b>				<b>-0,051 (0,000)</b>
<i>CZPP</i>			<b>-0,200 (0,000)</b>			
<i>CZPG</i>				<b>-0,048 (0,000)</b>		<b>-0,062 (0,000)</b>
<i>CZT</i>					<b>-0,025 (0,008)</b>	<b>-0,022 (0,009)</b>
<i>ROS</i>	1,13 (0,000)	0,97 (0,000)	0,95 (0,000)	1,06 (0,000)	0,97 (0,000)	1,18 (0,000)
<i>ROA<sub>t-1</sub></i>	0,32 (0,000)	0,44 (0,000)	0,42 (0,000)	0,40 (0,000)	0,44 (0,000)	0,29 (0,000)
Stała	4,88 (0,000)	2,15 (0,010)	2,32 (0,006)	1,69 (0,027)	1,74 (0,037)	4,97 (0,000)
	<b>Współczynniki <math>\beta</math></b>					
<i>CZOG</i>	<b>-0,258</b>					
<i>CZM</i>		<b>-0,130</b>				<b>-0,179</b>
<i>CZPP</i>			<b>-0,141</b>			
<i>CZPG</i>				<b>-0,156</b>		<b>-0,202</b>
<i>CZT</i>					<b>-0,101</b>	<b>-0,089</b>
<i>ROS</i>	0,631	0,542	0,528	0,588	0,539	0,659
<i>ROA<sub>t-1</sub></i>	0,314	0,437	0,418	0,391	0,438	0,291
	<b>Parametry oceny jakości modelu regresji<sup>c</sup></b>					
$R^2$	81,7	78,3	78,5	78,7	77,7	82,2
$F$	249,7	202,4	204,1	206,5	194,6	154,8
$\delta$	2,9	3,1	3,1	3,1	3,2	2,8

<sup>a</sup> Zmienne niezależne: *CZOG* – cykl zapasów ogółem, *CZM* – cykl materiałów, *CZPP* – cykl półproduktów i produktów w toku, *CZPG* – cykl produktów gotowych, *CZT* – cykl towarów, *ROS* – rentowność operacyjna sprzedaży (%), *ROA<sub>t-1</sub>* – rentowność aktywów operacyjnych w roku  $t-1$  (%).

<sup>b</sup> Zamieszczone przy współczynnikach regresji wartości w nawiasach informują o poziomie istotności zmiennych niezależnych ( $p \leq 0,05$ ).

<sup>c</sup>  $R^2$  – skorygowany współczynnik determinacji w %,  $F$  – statystyka Snedecora,  $\delta$  – błąd standardowy.

Źródło: Obliczenia własne.

**W tabeli 6** przedstawiono współczynniki równań regresji liniowej między wielkością wskaźnika rentowności kapitału własnego (*ROE*) a statystycznie istotnymi zmiennymi objaśniającymi ( $p \leq 0,05$ ) oraz współczynniki determinacji ( $R^2$ ) i beta ( $\beta$ ), oszacowane na podstawie 6-letnich danych z 28 branż przemysłu spożywczego (168 obserwacji). Analogicznie jak w przypadku *ROS* i *ROA*, w celu identyfikacji siły i kierunku wpływu cykli zapasów na *ROE*, w tabeli 6 przedstawiono sześć modeli regresji. Ich analiza uzasadnia postawienie następujących wniosków:

- Przyjęte zmienne niezależne wyjaśniły w wysokim stopniu zmienność rentowności kapitału własnego wszystkich sześciu modelach regresji (78,7-80,2%).
- Ujemne wartości współczynników regresji przy wszystkich zmiennych charakteryzujących cykle zapasów wskazują jednoznacznie, że ich wydłużaniu odpowiadał negatywny kierunek zmian rentowności kapitału własnego.

- Negatywny wpływ wydłużania cykli zapasów na rentowność kapitału własnego był, w porównaniu do pozytywnego oddziaływania pozostałych zmiennych, wyraźnie słabszy. W świetle miary  $\beta$ , na zmienność rentowności kapitału własnego najsilniej negatywnie wpływało wydłużenie cyklu zapasów ogółem ( $\beta=-0,139$ ) oraz cyklu materiałów ( $\beta=-0,109$ ), przy porównywalnym i relatywnie niższym negatywnym wpływie wydłużania pozostałych cykli.

Tabela 6

**Modele regresji rentowności kapitału własnego (ROE)**

Zmienne <sup>a</sup>	Współczynniki regresji <sup>b</sup>					
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
<i>CZOG</i>	<b>-0,040 (0,000)</b>					
<i>CZM</i>		<b>-0,061 (0,002)</b>				<b>-0,067 (0,000)</b>
<i>CZPP</i>			<b>-0,228 (0,014)</b>			
<i>CZPG</i>				<b>-0,036 (0,018)</b>		<b>-0,047 (0,024)</b>
<i>CZT</i>					<b>-0,035 (0,028)</b>	
<i>ROS</i>	1,08 (0,000)	1,01 (0,000)	0,98 (0,000)	1,07 (0,000)	1,02 (0,000)	1,08 (0,000)
<i>ICKW</i>	5,34 (0,025)	5,10 (0,028)	6,34 (0,001)	6,51 (0,008)	6,47 (0,008)	4,83 (0,017)
<i>EBTEBIT</i>	23,33 (0,000)	23,59 (0,000)	23,51 (0,000)	23,21 (0,000)	23,78 (0,000)	23,06 (0,000)
<i>ROE<sub>t-1</sub></i>	0,21 (0,000)	0,23 (0,000)	0,22 (0,000)	0,22 (0,000)	0,23 (0,000)	0,21 (0,000)
Stała	-11,54 (0,003)	-12,53 (0,001)	-14,82 (0,000)	-16,13 (0,000)	-15,31 (0,000)	-11,41 (0,004)
	<b>Współczynniki <math>\beta</math></b>					
<i>CZOG</i>	<b>-0,139</b>					
<i>CZM</i>		<b>-0,109</b>				<b>-0,121</b>
<i>CZPP</i>			<b>-0,083</b>			
<i>CZPG</i>				<b>-0,061</b>		<b>-0,079</b>
<i>CZT</i>					<b>-0,075</b>	
<i>ROS</i>	0,309	0,287	0,282	0,308	0,291	0,311
<i>ICKW</i>	0,088	0,084	0,105	0,108	0,107	0,081
<i>EBTEBIT</i>	0,665	0,673	0,671	0,662	0,678	0,658
<i>ROE<sub>t-1</sub></i>	0,201	0,227	0,217	0,217	0,223	0,208
	<b>Parametry oceny jakości modelu regresji<sup>c</sup></b>					
$R^2$	80,2	79,5	78,9	78,7	78,8	79,9
$F$	136,3	130,5	126,5	124,1	125,8	111,9
$\delta$	4,8	4,9	5,1	5,1	5,0	4,9

<sup>1</sup>Zmienne niezależne: *CZOG* – cykl zapasów ogółem, *CZM* – cykl materiałów, *CZPP* – cykl półproduktów i produktów w toku, *CZPG* – cykl produktów gotowych, *CZT* – cykl towarów, *ROS* – rentowność operacyjna sprzedaży (%), *ICKW* – relacja zainwestowanego kapitału (*IC*) do kapitału własnego (*KW*), *EBTEBIT* – relacja zysku brutto (*EBT*) do zysku operacyjnego (*EBIT*), *ROE<sub>t-1</sub>* – rentowność kapitału własnego w roku *t-1* (%).

<sup>2</sup>Zamieszczone przy współczynnikach regresji wartości w nawiasach informują o poziomie istotności zmiennych niezależnych ( $p \leq 0,05$ ).

<sup>3</sup> $R^2$  – skorygowany współczynnik determinacji w %,  $F$  – statystyka Snedecora,  $\delta$  – błąd standardowy.

Źródło: Obliczenia własne.

- Tak jak poprzednio, poprawa poziomu rentowności kapitału własnego w głównej mierze zależy od skracania cyklu materiałów oraz cyklu produktów gotowych, czego dowodzi jednoczesne uwzględnienie w analizie regresji wszystkich cykli cząstkowych zapasów (model 6).
- Wpływ pozostałych zmiennych na rentowność kapitału własnego był pozytywny, ale nie zawsze znacznie silniejszy niż wyznaczników gospodarki zapasami. Biorąc pod uwagę wartości miary  $\beta$ , można zauważyć, że główną determinantą rentowności kapitału własnego są koszty finansowe (*EBTEBIT*), natomiast w dalszej kolejności rentowność sprzedaży (*ROS*), wyniki finansowe uzyskiwane w okresach wcześniejszych ( $ROE_{t-1}$ ). Pozytywnie na rentowność kapitału własnego wpływał również mnożnik kapitałowy (*ICKW*). Jego wpływ na *ROE* był jednak niski i, co do wartości bezwzględnej ( $\beta=0,081 \div 0,108$ ), porównywalny z negatywnym wpływem wyników gospodarowania zapasami. Oznacza to, że w przemyśle spożywczym struktura finansowa nie przyczynia się w znaczącym stopniu do lewarowania stopy zysku z kapitału własnego.

### Podsumowanie

Utrzymywanie zapasów przez przedsiębiorstwa wynika z wielu przesłanek, wśród których należy wymienić: konieczność zapewnienia rytmiczności produkcji, korzyści skali produkcji i dostaw, redukcję ryzyka związanego z niepewnością w dostawach i w czasie dostaw, dążenie do ograniczenia wpływu sezonowości dostaw oraz sezonowości popytu, zapewnienie ciągłości sprzedaży. Jednak utrzymywanie zapasów skutkuje ponoszeniem różnego rodzaju realnych kosztów związanych z ich utrzymywaniem i zamawianiem, jak również kosztów alternatywnych. Oznacza to tym samym, że gospodarowanie zapasami ma bezpośredni związek z efektywnością finansową przedsiębiorstw i powinno podlegać optymalizacji. Z przeprowadzonych badań na przykładzie branż przemysłu spożywczego wynika, że poprawa efektywności gospodarowania zapasami stanowić może ważne źródło poprawy wyników finansowych. Wyestymowane parametry modeli regresji wskazują bowiem, że w przemyśle spożywczym skracanie cykli zapasów na ogół przekładało się na wzrost rentowności. Oznacza to również, że racjonalizacja gospodarki zapasami przyczynia się do realizacji jednego z najczęściej wymienianego współcześnie celu działalności, jakim jest wzrost wartości dla właścicieli.

**Literatura:**

1. Bank for Accounts of Companies Harmonised. The European database of aggregate information on non-financial corporations. European Central Bank, <http://www.bacheds.banque-france.fr>.
2. Brigham E.F., Gapenski L.C.: Intermediate financial management. The Dryden Press, New York 1993.
3. Cannon A.R.: Inventory improvement and financial performance. *International Journal of Production Economics*, vol. 115, no. 2, 2008.
4. Capkun V., Hameri A.P., Weiss L.A.: On the relationship between inventory and financial performance in manufacturing companies. *International Journal of Operations & Production Management*, vol. 29, no. 8, 2009.
5. Chan H., Frank M.Z., Wu O.Q.: What actually happened to the inventories of American companies between 1981 and 2000? *Management Science*, vol. 51, no. 7, 2005.
6. Chan, K., Chen N.: An unconditional asset-pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk. *Journal of Finance*, vol. 43, no. 2, 1988.
7. Chan K., Chen N., Hsieh D.: An exploratory investigation of the firm size effect. *Journal of Financial Economics*, vol. 14, no. 3, 1985
8. Deloof M.: Does working capital management affect profitability of Belgian firms? *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 30, no. 3-4, 2003.
9. Dong H.P., Su J.: The relationship between working capital management and profitability: a Vietnam case. *International Research Journal of Finance and Economics*, issue 49, 2010.
10. Eroglu C., Hofer C.: Inventory types and firm performance: vector autoregressive and vector error correction models. *Journal of Business Logistics*, vol. 32, no. 3, 2011.
11. Gaur V., Fisher M.L., Raman A.: An econometric analysis of inventory turnover performance in retail services. *Management Science*, vol. 51, no. 2, 2005.
12. Goldberger A.S.: *Teoria ekonometrii*. PWE, Warszawa 1972.
13. Golaś Z., Czerwińska-Kayzer D., Bieniasz A.: Zarządzanie kapitałem obrotowym w przemyśle spożywczym. *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej*, nr 3, 2011.
14. Hawawini G., Viallet C.: *Finance for executives. Managing for Value Creation*. Thomson Learning/South-Western, 2002.
15. Kempny D.: Koszty zapasów. *Gospodarka Materiałowa i Logistyka*, nr 7-8, 1995.
16. Kisperska-Moroń D.: Czynniki kształtujące poziom i strukturę zapasów w przedsiębiorstwach. *Gospodarka Materiałowa i Logistyka*, nr 11, 1995.
17. Koliass G.D, Dimelis S.P, Filios V.P.: An empirical analysis of inventory turnover behaviour in Greek retail sector: 2000-2005, *International Journal of Production Economics*, vol. 133, no. 1, 2011.
18. Koumanakos D.P.: The effect on inventory management on firm performance. *International Journal of productivity and Performance Management*, vol. 57, no. 5, 2008.
19. Lazaridis, I., Tryfonidis, D.: Relationship between working capital management and profitability of listed companies in the Athens stock exchange. *Journal of Financial Management and Analysis*, vol. 19, no. 1, 2006.
20. Obermaier R., Donhauser A.: Disaggregate and aggregate inventory to sales ratios over time: the case of German corporations 1993-2005. *Logistics Research*, vol. 1, no. 2, 2009.
21. Padachi K.: Trends in working capital management and its impact on firms' performance: an analysis of Mauritian small manufacturing firms. *International Review of Business Research Papers*, vol. 2, no. 2, 2006.



22. Raheman A., Qayyum A., Afza T., Bodla M.A.: Sector-wise analysis of working capital management and firm performance in manufacturing sector of Pakistan. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, vol. 2, no. 7, 2010.
23. Ramachandran A., Janakiraman M.: The relationship between working capital management efficiency and EBIT. *Managing Global Transitions*, vol. 7, no. 1, 2009.
24. Roumiantsev S., Netessine S.: What can be learned from classical inventory models? A cross-industry exploratory investigation. *Manufacturing and Service Operations Management*, vol. 9, no. 4, 2007.
25. Shah R., Shin H.: Relationships among information technology, inventory and profitability: an investigation of level invariance using sector level data. *Journal of Operations Management*, vol. 25, no. 4, 2007.
26. Sierpińska M., Wędzki D.: *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*. PWN, Warszawa 1997.
27. Sine W.D., Shane S., Di Gregorio D.: The halo effect and technology licensing: the influence of institutional prestige on the licensing of university inventions. *Management Science*, vol. 49, no. 4, 2003.
28. Wędzki D.: *Analiza wskaźnikowa sprawozdania finansowego*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2006.
29. Wędzki D.: *Strategie płynności finansowej przedsiębiorstwa; przepływy pieniężne a wartość dla właścicieli*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków 2003.

ANNA BIENIASZ  
ZBIGNIEW GOŁAŚ  
University of Life Sciences  
Poznań

## EFFICIENCY OF STOCK MANAGEMENT IN FOOD INDUSTRY

### Summary

The article attempts to verify the cause and effect relationships between the indicators of stock management and the financial performance of enterprises. The research was based on the CSO statistics for 2005-2010 divided into food industry sectors. Relying on the estimated parameters of the return on sales, return on assets and return on equity models it was stated that improvement of stock management efficiency, measured with the length of stock cycle, is positively correlated with profitability.