

POLSKA AKADEMIA NAUK
KOMITET EKONOMII ROLNICTWA I ROZWOJU OBSZARÓW WIEJSKICH

WYDZIAŁ NAUK EKONOMICZNYCH
SZKOŁY GŁÓWNEJ GOSPODARSTWA WIEJSKIEGO

ROCZNIKI NAUKOWE
EKONOMII ROLNICTWA
I ROZWOJU OBSZARÓW
WIEJSKICH

Tom 102

Zeszyt 4

**ROCZNIKI NAUKOWE EKONOMII ROLNICTWA
I ROZWOJU OBSZARÓW WIEJSKICH**

**ANNALS OF AGRICULTURAL ECONOMICS
AND RURAL DEVELOPMENT**

Vol. 102 – No. 4

P O L S K A A K A D E M I A N A U K
KOMITET EKONOMII ROLNICTWA I ROZWOJU
OBSZARÓW WIEJSKICH

WYDZIAŁ NAUK EKONOMICZNYCH
SZKOŁY GŁÓWNEJ GOSPODARSTWA WIEJSKIEGO W WARSZAWIE

**ROCZNIKI NAUKOWE
EKONOMII ROLNICTWA
I ROZWOJU OBSZARÓW
WIEJSKICH**

Tom 102 – Zeszyt 4

Warszawa 2015

RADA NAUKOWA

Jerzy Wilkin (przewodniczący),
Nidzara Osmanagic Bedenik, Ernst Berg, Michal Lostak, Olena Slavkova,
Josu Takala, Bogdan Klepacki, Andrzej Kowalski, Walenty Poczta

KOMITET REDAKCYJNY

Stanisław Stańko (redaktor naczelny),
Bolesław Borkowski, Anna Grontkowska (sekretarz), *Stanisław Urban,*
Zygmunt Wojtaszek, Justyna Franc-Dąbrowska

Adres Redakcji: 02-787 Warszawa, ul. Nowoursynowska 166

Recenzenci

Alina Daniłowska, Hanna Dudek, Tadeusz Filipiak, Barbara Gołębiewska,
Mariusz Hamulczuk, Jan Hybel, Lilianna Jabłońska, Irena Jedrzejczyk, Michał Jerzak,
Ryszard Kata, Joanna Kisielińska, Tomasz Klusek, Bożena Nosecka, Irena Ozimek,
Karolina Pawlak, Barbara Roszkowska, Henryk Runowski, Stanisław Stańko,
Aldona Zawojska, Wojciech Ziętara

Redakcja

Anna Grontkowska

Redakcja językowa

Ewa Rodek

Weryfikacja tekstów języka angielskiego

Tom Kubicki

Okladkę projektował

Jerzy Cherka

© Polska Akademia Nauk – Komitet Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich
i Wydział Nauk Ekonomicznych Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

ISSN 2353-4362

Warszawa 2015

Realizacja wydawnicza: „Wies Jutra” Sp. z o.o.

02-991 Warszawa, ul. Brzdowa 112F

tel./fax (22) 643 82 60

e-mail: wiesjutra@poczta.onet.pl

Nakład 200 egz., ark. wyd. 8,0, ark. druk. 6,5

SPIS TREŚCI

Andrzej Czyżewski, Jakub Staniszewski – Cenowe uwarunkowania zmian struktury czynników wytwórczych w rolnictwie polskim w latach 1999-2013.....	7
Justyna Franc-Dąbrowska, Małgorzata Porada-Rochoń, Katarzyna Karbowskiak – Narzędzia identyfikacji niewypłacalności przedsiębiorstw sektora prywatnego.....	18
Sylwia Małażewska, Adam Wąs – Determinanty wartości krajobrazu rolniczego jako dobra publicznego.....	26
Piotr Sulewski – Awersja do ryzyka a skłonność rolników do wprowadzania zmian w gospodarstwach rolnych	41
Stanisław Bagiński, Aleksandra Socha – Wielkość banku spółdzielczego a jego efektywność	50
Paweł Kraciński – Unijny eksport produktów ogrodnich do Rosji w latach 2004-2013	60
Wioleta Sobczak – Zmiany hurtowych i detalicznych cen wybranych gatunków warzyw.....	67
Sylwia Kierczyńska – Produkcja, eksport i ceny zagęszczonego soku jabłkowego a ceny skupu jabłek do przetwórstwa w Polsce.....	74

CONTENTS

Andrzej Czyżewski, Jakub Staniszewski – THE PRICE CONDITIONS AND CHANGES OF THE STRUCTURE OF PRODUCTION FACTORS IN POLISH AGRICULTURE IN YEARS 1999-2013	7
Justyna Franc-Dąbrowska, Małgorzata Porada-Rochoń, Katarzyna Karbowskiak – TOOLS IDENTIFICATION OF DEFAULT PRIVATE SECTOR COMPANIES	18
Sylwia Małazewska, Adam Wąs – DETERMINANTS OF VALUE OF AGRICULTURAL LANDSCAPE AS PUBLIC GOOD	26
Piotr Sulewski – FARMERS’ RISK AVERSION AND THEIR ATTITUDES TOWARDS CHANGES IN FARMS	41
Stanisław Bagieński, Aleksandra Socha – THE SIZE OF COOPERATIVE BANK AND EFFICIENCY	50
Paweł Kraciński – EXPORT OF HORTICULTURAL PRODUCTS FROM UE TO RUSSIA IN THE YEARS 2004-2013	60
Wioleta Sobczak – VOLATILITY OF RETAIL AND PRODUCER PRICES FOR THE SELECTED VGETABLES	67
Sylwia Kierczyńska – THE RELATIONSHIP BETWEEN PRODUCTION, EXPORT AND PRICES OF APPLE JUICE CONCENTRATE AND THE PRICES FOR APPLE FOR PROCESSING IN POLAND	74

CENOWE UWARUNKOWANIA ZMIAN STRUKTURY CZYNNIKÓW WYTWÓRCZYCH W ROLNICTWIE POLSKIM W LATACH 1999-2013

Andrzej Czyżewski, Jakub Staniszewski

Katedra Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu
Kierownik katedry: prof. dr hab. Andrzej Czyżewski

Słowa kluczowe: elastyczność cenowa, struktury czynników wytwórczych, rolnictwo
Key words: price elasticity, structures of production factors, agriculture

S y n o p s i s. Przeprowadzone badania dotyczą kwestii oddziaływania cen w rolnictwie i jego otoczeniu na wykorzystywane przy produkcji rolniczej zasoby pracy, kapitału i ziemi oraz ich produktywność. Celem artykułu jest ustalenie, w jak dużym stopniu zmiany zachodzące w strukturach wytwórczych polskiego rolnictwa w latach 1999-2013 wynikały z dostosowań do cenowych uwarunkowań na rynkach produktów rolnych i czynników wytwórczych. Estymowane parametry elastyczności cenowej wskazały na niewielką wrażliwość struktur wytwórczych w rolnictwie na impulsy cenowe w krótkim okresie oraz większą w długim. W przypadku wielkości zasobów i produktywności czynnika ziemi elastyczność okazała się bliska zeru. Najwyższa zaś była w przypadku produktywności kapitału, zasobów pracy oraz wydajności pracy.

WPROWADZENIE

Niska ogólna elastyczność podaży uznawana jest za naturalną dla rolnictwa przez wzgląd na silne uzależnienie tego sektora od czynników egzogenicznych (np. pogody) oraz procesów biologicznych [Hamulczuk, Stańko 2008, s. 20]. Fakt ten niesie za sobą rozliczne implikacje, determinujące w znacznym stopniu odrębność i szczególny charakter rolnictwa w gospodarce rynkowej. W niskiej elastyczności podaży artykułów rolnych upatruje się również kanału rozprzestrzeniania się w rolnictwie kryzysów ekonomicznych [Stępień 2011, s. 33]. Niska elastyczność podaży oznacza, że producenci rolni nie są w stanie odpowiednio reagować na spadki popytu i cen, co powoduje nadprodukcję surowców rolnych i pogłębia nierównowagę. Co więcej, mechanizm ten oddziałuje asymetrycznie, w większym stopniu dotykając gospodarstw mniejszych. Więksi producenci rolni ze względu na bardziej zaawansowane technicznie metody produkcji są bowiem w stanie elastyczniej dostosowywać podaż do cenowych uwarunkowań panujących na rynku. Należy również wspomnieć o występującym w przypadku rolnictwa efekcie Kinga. W sytuacji, gdy elastyczność cenowa popytu jest niższa niż podaży, działania polityki rolnej nakierowane na utrzymanie cen skupu wyższych niż cena równowagi, kształtowana przez mechanizmy rynkowe, prowadzą do bardziej niż proporcjonalnego przyrostu produkcji i pogłębiającego się kryzysu nadprodukcji [Hamulczuk, Stańko 2008, s. 49].

Niską elastyczność cenową podaży surowców rolnych można rozpatrywać również w charakterze determinanty pogorszenia się stosunku cen towarów sprzedawanych do cen towarów nabywanych przez rolników (tzw. nożyc cen). Niska elastyczność produkcji rolnej prowadzi do większej zmienności cen aniżeli produkcji. W konsekwencji zmiany cen są wyższe w porównaniu do cen dóbr i usług w gospodarce, a zatem nożyce cen rozwierają się na niekorzyść rolnictwa. Ma to miejsce najczęściej w okresie dekoniunktury, podczas gdy w okresie wzrostu relacje cenowe działają na korzyść rolnictwa [Grzelak 2011]. Niska elastyczność cenowa podaży może być rozpatrywana również w kontekście czynnika zwiększającego ryzyko produkcji rolnej. Ogranicza ona bowiem możliwość reakcji na spadki cen na rynkach surowców rolnych, co powoduje pogłębienie ryzyka produkcji rolniczej [Rembisz, Sielska 2013, s. 176]. Co więcej, rolnicy narażeni są na tego typu ryzyko w dużo większym stopniu niż przedstawiciele innych grup zawodowych [Hamulczuk, Stańko 2008, s. 18]. Przekonanie o niskiej cenowej elastyczności podaży artykułów spożywczych wyrażał również Andrzej Czyżewski [Czyżewski 2009, s. 18], proponując nawet pominięcie cenowych dostosowań producentów rolnych przy konstrukcji modeli makroekonomicznych. Istnieje zatem powszechna zgodność co do niskich wartości elastyczności cenowej podaży artykułów rolnych oraz co do istotnego wpływu tego stanu rzeczy na sytuację rolnictwa.

Warto przytoczyć również proponowane dotychczas przez badaczy wyjaśnienia niskiej elastyczności cenowej w rolnictwie. Poza wspomnianą na wstępie zależnością rolnictwa od warunków naturalnych, przyjmowaną przez większość badaczy niejako „z dobrodziejstwem inwentarza”, wskazuje się na rozliczne elementy pozostające w związku przyczynowo-skutkowym z podażą artykułów rolnych. Jednym z proponowanych wyjaśnień jest występowanie w rolnictwie tzw. kosztów transakcyjnych. Przez wzgląd na nie część gospodarstw, zamiast produkować na rynek, decyduje się na samozaopatrzeniową formę gospodarowania, zmniejszając tym samym globalną podaż [Key i in. 2000]. Skoro jednak dynamika tych kosztów tylko w niewielkim stopniu jest odzwierciedlona w cenach skupu produktów rolnych, to zmienna ta staje się w mniejszym stopniu związana z wielkością podaży. Z kolei Gale Johnson¹ [Johnson 1950], badając przyczyny wyraźnie niższych spadków produkcji i zatrudnienia w rolnictwie w czasie wielkiego kryzysu w USA, w stosunku do wyników sektora produkcji przemysłowej, wskazał na istotną rolę niskiej elastyczności podaży czynników wytwórczych w rolnictwie.

Właśnie w kontekście wykorzystywanych w produkcji rolnej zasobów, a konkretnie ich struktur, warto przyrzeć się tytułowemu problemowi. Pojęcie struktur, czyli „zintegrowanych systemów rozróżnialnych, lecz wzajemnie oddziałujących elementów”, sytuuje struktury gospodarki wśród naczelných determinant różnic w poziomie rozwoju [Blankenburg i in. 2008]. W kontekście rolnictwa pojęcie struktur sprowadza się do określenia struktury agrarnej², rozumianej jako kształt oraz układ pól uwzględniający aspekty prawno-społeczne dotyczące posiadania oraz użytkowania ziemi, wybrane zagadnienia socjologiczne i kulturowe, a także ekonomiczne [Bogocz 2010, s. 79-80]. Podejście takie zasadniczo jednak ogranicza zakres

¹ Autor wymienia również inne potencjalne przyczyny niższej dynamiki spadku produkcji i zatrudnienia w rolnictwie w USA w okresie wielkiego kryzysu: 1) wysokie koszty stałe produkcji rolnej związane z powiązaniem pracowników z gospodarstwem oraz kosztami alternatywnymi posiadania ziemi; 2) większą skłonność rolników do sprzedaży po niższych cenach niż do zmniejszenia wolumenu produkcji; 3) duży udział produkcji „na potrzeby własne”; 4) czynniki „techniczne” produkcji rolnej ograniczające reakcję na impulsy cenowe, związane głównie z długim cyklem produkcyjnym; 5) niski poziom zmonopolizowania producentów rolnych [Johnson 1950, s. 541-547].

² Obszerne i wielopłaszczyznowe przeglądu struktury agrarnej Polski i Unii Europejskiej dokonuje Adam Majchrzak [2015, s. 101-159].

badania nad strukturami wytwórczymi rolnictwa, pomijając pozostałe istotne dla produkcji rolnej czynniki wytwórcze – kapitał i pracę. Zatem pełny obraz rolniczych struktur czynników wytwórczych można otrzymać dopiero przez ukazanie kombinacji trzech zasobów oraz ich wewnętrznej złożoności. Ponadto analizę struktur rozszerzyć można o stronę wynikową, ukazującą strukturę produkcyjną³. Podejście takie czyni badania nad strukturami wytwórczymi rolnictwa zagadnieniem złożonym i wielowymiarowym⁴. W kontekście elastyczności podaży znaczenie struktur wytwórczych, utożsamianych z kombinacją stosowanych w rolnictwie czynników wytwórczych (pracy, kapitału i ziemi), jest równie istotne. Zgodnie z prawem podaży, wielkość produkcji rośnie wraz ze wzrostem cen. Jednak to od decyzji producenta zależy, w jaki sposób odpowie na impulsy cenowe. Do zmian w rozmiarach produkcji może on dążyć w sposób intensywny lub ekstensywny, forsując zmiany produktywności lub zasobu każdego z czynników wytwórczych – pracy, kapitału i ziemi.

Celem artykułu jest ustalenie, w jak dużym stopniu zmiany zachodzące w strukturach wytwórczych polskiego rolnictwa w latach 1999-2013 wynikały z dostosowań do cenowych uwarunkowań na rynkach produktów rolnych i czynników wytwórczych. Dla jego osiągnięcia, obliczona i porównana zostanie elastyczność zasobowa i efektywnościowa zastosowania poszczególnych czynników wytwórczych.

SZACOWANIE CENOWEJ ELASTYCZNOŚCI PODAŻY ARTYKUŁÓW ROLNYCH I STRUKTUR CZYNNIKÓW WYTWÓRCZYCH

W teorii mikroekonomii cenowa elastyczność podaży określana jest jako stosunek względnej zmiany wielkości podaży dobra w stosunku do względnej zmiany jego ceny [Rekowski 2011, s. 74]. O ile jednak operacjonalizacja tego prostego konceptu na gruncie badań mikroekonomicznych nie nastrocza wielu trudności, o tyle w kontekście badań makro- czy też mezoekonomicznych, szczególnie zaś tych powiązanych ze specyficznym sektorem rolnym, pomiar elastyczności cenowej podaży stanowi dużo większe wyzwanie. Zvi Griliches [1956] zaproponował sposób estymacji elastyczności cenowej podaży oparty na średniej oszacowanych wcześniej wartości elastyczności cenowej popytu na czynniki wytwórcze, ważonej ich udziałem w całkowitej wielkości poniesionych nakładów. Marc Nerlove [1956] zauważył jednak, że wyniki oszacowań elastyczności podaży surowców rolnych (utożsamianej w jego podejściu z powierzchnią zasiewu danego zboża) mogą być zaniżone ze względu na brak rozróżnienia w obliczeniach prognozowanej przez rolników ceny, która stanowi główną ceną determinantę podaży, z ceną z okresu poprzedniego. W zaproponowanej metodzie, uwzględniającej to swoiste dla rolnictwa opóźnienie decyzyjne jako determinantę podaży badacz wyszczególnił również ceny z wcześniejszych okresów. Model Nerlove'a stanowił bazę dalszych badań elastyczności cenowej podaży, których przeglądu dokonali Hossein Askari i John Cummings [1977]. Wskazali oni dokonane w modelu modyfikacje trojkiej natury. Po pierwsze, zmiany dotyczyły uwzględnianych w modelu zmiennych. Do określenia cen stosowano najczęściej rzeczywiste ceny rynkowe, stosunek cen producentów do indeksów cen konsumentów, wskaźnik nożyc cenowych oraz

³ Podejście takie prezentują A. Czyżewski i Anna Matuszczak [Czyżewski, Matuszczak 2006, s. 30-65], w badaniach struktur wytwórczych rolnictwa uwzględniając poza strukturą agrarną również strukturę zatrudnienia, zasobów materialnych oraz produkcji.

⁴ Przykładem tej wielowymiarowości mogą być poglądy rozszerzające strukturalną analizę rolnictwa o struktury zarządcze i sytuujące ten obszar badań w obrębie założeń ekonomii neoinstytucjonalnej [Czyżewski 2007].

stosunek cen danego produktu do cen innych produktów rolnych. Do określenia rozmiarów podaży stosowano zaś fizyczne rozmiary produkcji lub powierzchnię upraw. Po drugie, do modelu wprowadzano też dodatkowe zmienne, istotnie wpływające na wielkość podaży. Najczęściej dotyczyły one warunków pogodowych, postępu w metodach produkcji, poprawy infrastruktury oraz wzrostu popytu. Po trzecie, analizę rozszerzono o rośliny plonujące w cyklu wieloletnim. Należy wspomnieć także pracę Luthera G. Tweetena i Leroy'a Quance'a [1969, s. 350], w której oszacowano wpływ cen produktów rolniczych na dostosowanie ilości i wydajności nakładów w rolnictwie.

W artykule przyjęto metodę obliczania elastyczności zaproponowaną przez Leenderta Marinusa Koycka [za: Zieliński 2002, s. 30-35]. Zakłada ona występowanie opóźnień, których efekt jest asymetryczny i zmniejsza się w stałym, proporcjonalnym stopniu. Przyjmując powyższe założenie oraz traktując czas jako zmienną dyskretną, funkcję podaży produktów rolniczych można przedstawić wzorem:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n b_i p_{t-i} \quad (1)$$

gdzie: Y_t – wielkość podaży w okresie t , p_{t-1} – wskaźnik relacji cen⁵ w okresie $t-1$, α , b_0 , b_i – szacowane parametry strukturalne.

Zgodnie z założeniem przyjętym przez Koycka, seria współczynników b_i może w pewnym punkcie, np. $i = k$, przyjąć formę ciągu geometrycznego o stałym ilorazie δ , gdzie $0 \leq \delta < 1$. Wówczas Y_t staje się funkcją $k-1$ nieważonych opóźnionych cen i geometrycznie wyrażonych przeciętnych wszystkich pozostałych cen. Dla $k = 0$ równanie przybiera postać:

$$Y_t = \alpha + b_0 p_t + b_0 \delta p_{t-1} + b_0 \delta^2 p_{t-2} + \dots \quad (2)$$

Jeżeli zaś równanie zostanie opóźnione o jeden okres i przemnożone przez δ , to przybiera postać:

$$\delta Y_{t-1} = \alpha \delta + b_0 \delta p_{t-1} + b_0 \delta^2 p_{t-2} + \dots \quad (3)$$

Odejmując od formuły (3) formułę (2), otrzymujemy następujące wyrażenie:

$$Y_t = \alpha (1 - \delta) + b_0 p_t + \delta Y_{t-1} \quad (4)$$

Parametry równania (4) oszacować można na podstawie danych makroekonomicznych, korzystając z metody najmniejszych kwadratów, i na ich podstawie określić wartości krótkookresowej oraz długookresowej elastyczności zgodnie ze wzorami:

$$\varepsilon_k = b_0 \frac{\bar{p}}{\bar{Y}} \quad (5)$$

$$\varepsilon_d = \frac{b_0 \bar{p}}{1 - \delta \bar{Y}} \quad (6)$$

gdzie: ε_k – elastyczność krótkookresowa, ε_d – elastyczność długookresowa, \bar{p} – przeciętny poziom wskaźnika relacji cen, \bar{Y} – przeciętna wielkość podaży.

⁵ Rozumiany jako stosunek zmiany cen towarów sprzedawanych do zmiany cen towarów nabywanych, dla zmian liczonych w stosunku do roku poprzedniego (indeks łańcuchowy).

Wartość wskaźnika elastyczności krótkookresowej reprezentuje przeciętną wartość elastyczności struktur czynników wytwórczych w badanym okresie, wskaźnik elastyczności długookresowej obrazuje zaś skumulowany efekt zmiany relacji przyrostu cen produktów rolnych do przyrostu cen środków produkcji. Wskaźnik elastyczności długookresowej ujmuje zatem wpływ zmian wskaźnika nożyc cen w okresie $t - 2$ oraz wcześniejszych, z uwzględnieniem ich geometrycznie malejącej siły oddziaływania. Można więc przyjąć za krótki okres jeden rok, gdy to zmiana ceny jest w stanie wywołać reakcję po stronie podaży, za długi okres perspektywę wieloletnią, gdy możliwe jest pełne dostosowanie się producentów rolnych do zmian w poziomie lub strukturze cen [Zieliński 2002, s. 17]. Zaprezentowaną metodę wykorzystano do określenia elastyczności zasobów pracy, kapitału

Tabela 1. Zmienne wykorzystane w badaniu cenowej elastyczności struktur czynników wytwórczych

Zmienna	Symbol	Źródło	Opis
Produkcja towarów rolniczych (ang. <i>agricultural goods output</i>)	Y	Eurostat ¹	suma wartości produkcji roślinnej i zwierzęcej (bez uwzględnienia wartości wyświadczonych usług) w cenach bazowych (z uwzględnieniem dopłat do produktów oraz podatków), stałych z 2005 r. (bez uwzględnienia inflacji), wyrażona w mln zł
Powierzchnia użytków rolnych (ang. <i>agricultural land</i>)	L	GUS	suma powierzchni pod zasiewami, gruntów ugorowanych, upraw trwałych (w tym sadów), ogrodów przydomowych, łąk trwałych oraz pastwisk trwałych, wyrażona w tys. ha
Nakłady pracy w rolnictwie (ang. <i>agricultural labour input</i>)	W	Eurostat ²	całkowite nakłady pracy ludzkiej w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego, wyrażone w tys. AWU ^a
Nakłady kapitału w rolnictwie	C	Eurostat ³	suma zużycia pośredniego (ang. <i>total intermediate consumption</i>) i zużycia środków trwałych (ang. <i>fixed capital consumption</i>) w cenach bazowych (z uwzględnieniem dopłat do produktów oraz podatków), stałych z 2005 r. (bez uwzględnienia inflacji), wyrażona w mln zł
Nożyce cen dla rolnictwa	p	GUS	stosunek wskaźnika cen produktów rolnych sprzedawanych do wskaźnika cen towarów i usług zakupywanych
Produktywność ziemi	L_p	obliczenia własne	iloraz wartości produkcji towarów rolniczych do powierzchni użytków rolnych (Y/L)
Wydajność pracy	W_p	obliczenia własne	iloraz wartości produkcji towarów rolniczych do nakładów pracy w rolnictwie (Y/W)
Produktywność kapitału	C_p	obliczenia własne	iloraz wartości produkcji towarów rolniczych do nakładów kapitału w rolnictwie (Y/C)

Kody Eurostat: ¹ aact_eaa03; ² aact_ali01; ³ aact_eaa03.

^a Ze względu na duży udział pracy w niepełnym wymiarze godzin oraz sezonowego zatrudnienia pracowników dorywczych nakłady pracy w rolnictwie zostały wyrażone w umownych rocznych jednostkach pracy (AWU). Umowna jednostka pracy (AWU) jest ekwiwalentem czasu przepracowanego w ciągu roku w gospodarstwie rolnym przez 1 osobę pełnozatrudnioną w rolnictwie. W Polsce przyjęto 2120 godzin przepracowanych w ciągu roku jako równoważnik pełnego etatu (roczną jednostką pracy) [GUS 2015, s. 50].

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Kalińska, Wrzaszcz 2006, s. 11, GUS 2015].

i ziemi oraz elastyczności ich produktywności względem zmian w rozmiarach wskaźnika nożyc cenowych. Zakres czasowy badania obejmuje lata 1999-2013. Szczegółową specyfikację danych wykorzystanych w badaniu przedstawiono w tabeli 1.

WYNIKI BADAŃ

Pierwszym etapem szacowania elastyczności zgodnie z przyjętą metodą jest estymacja funkcji regresji dla równania (4). Wyniki estymacji zaprezentowano w tabeli 2. Wskazują one na małą zależność zmiennych opisujących czynniki wytwórcze oraz ich produktywność od uwarunkowań cenowych. W większości przypadków zmienność wyjaśniana była bowiem w głównej mierze przez wartości zmiennej objaśnianej z okresu poprzedniego. W większości przypadków oszacowane modele dobrze opisywały zmienność badanych zjawisk, o czym świadczą wysokie wartości wielorakiego R^2 , znajdujące się w przedziale 0,54-0,92. Jedynie w przypadku zmiennej opisującej zasób kapitału żadna ze zmiennych wprowadzonych do modelu nie była istotna statystycznie, co doprowadziło do sytuacji, w której całe równanie regresji okazało się nieistotne statystycznie na poziomie $\alpha = 0,05$ (wartość statystyki $p > 0,05$). Przyjęta metoda zakłada liniową postać regresji i do jej szacowania wykorzystano metodę najmniejszych kwadratów. Aby móc zastosować ją w klasycznej formie należy spełnić wiele założeń. Wyniki weryfikacji tych założeń, dokonane za pomocą statystycznych testów serii, testu Shapiro-Wilka oraz testu Goldfelda-Quandta przedstawiono w tabeli 3. Ze względu na występowanie w modelach opóźnionej zmiennej czasowej zrezygnowano z pomiaru autokorelacji testem Durбина-Watsona. W przypadku testów serii i Goldfelda-Quandta szeregowania reszt dokonano według rosnącej wartości zmiennej reprezentującej opóźnioną wartość nożyc cen. Wartości empiryczne testów, zapisane wytłuszczonym drukiem, odnoszą się do równań regresji, w których założenia klasycznej metody najmniejszych kwadratów nie są spełnione.

Tabela 2. Wyniki estymacji parametrów równań regresji opisujących kształtowanie elastyczności cenowej czynników wytwórczych w rolnictwie

Zmienna objaśniana	Równanie regresji	Wielorakie R^2
W	$W = 149,59 + 312,85 p_{t-1} + 0,77^\alpha W_{t-1}$	0,7470
W_p	$W_p = 5842,48 - 4623,28 p_{t-1} + 0,99^\alpha W_{pt-1}$	0,9247
W_p^*	$W_p^* = -3,96 + 3701,73^\alpha p_{t-1} + 0,87^\alpha W_{pt-1}$	0,9998
C	$C = 27820,25^\alpha + 2076,52 p_{t-1} + 0,30 C_{t-1}$	0,1859
C_p	$C_p = 0,03 + 0,1918 p_{t-1} + 0,85^\alpha C_{pt-1}$	0,8639
L	$L = 5705,63 - 262 p_{t-1} + 0,71^\alpha L_{t-1}$	0,5477
L_p	$L_p = 149,59 + 312,85 p_{t-1} + 0,77^\alpha L_{pt-1}$	0,8038
L_p^*	$L_p^* = 0,8180 + 402,25 p_{t-1} + 0,87^\alpha L_{pt-1}$	0,9997

W – nakłady pracy, W_p – wydajność pracy, C – nakłady kapitału, C_p – produktywność kapitału, L – nakłady ziemi, L_p – produktywność ziemi; $^\alpha$ parametry istotne statystycznie na poziomie $\alpha = 0,05$. Równania regresji nieistotne na poziomie $\alpha = 0,05$ zapisano **wytłuszczonym drukiem**.
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat i GUS.

Tabela 3. Weryfikacja założeń metody najmniejszych kwadratów estymacji parametrów równań regresji opisujących kształtowanie elastyczności cenowej czynników wytwórczych w rolnictwie

Wyszczególnienie	Wartości krytyczne ($\alpha = 0,05$)	W	W_p	W_p^*	C	C_p	L	L_p	L_p^*
Losowość ¹	X	8 ₃₋₁₁	7 ₄₋₁₂	5 ₄₋₁₂	10 ₄₋₁₂	9 ₄₋₁₂	8 ₄₋₁₂	9 ₃₋₁₁	7 ₄₋₁₂
Normalność rozkładu ²	0,88	0,91	0,97	0,91	0,94	0,87	0,74	0,86	0,99
Homoskedastyczność ³	3,79	3,78	7,19	1,58	1,21	3,02	2,12	6,65	1,33

Oznaczenia jak w tabeli 2.

* Wyniki testów dla ważonej metody najmniejszych kwadratów: ¹ test serii, przedział wartości krytycznych w subskrypcie dolnym, ² test Shapiro-Wilka, ³ test Goldfelda-Quandt.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki przeprowadzonych testów wskazują na pewne odstępstwa od założeń klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Brak normalności rozkładu reszt w przypadku kilku szacowanych modeli wynikać może jednak z niewielkiej liczby obserwacji ($N = 15$) oraz z istotnego wpływu zmiennych nieuwzględnionych w modelu. Dostępność danych nie pozwala na zwiększenie liczby obserwacji, a stosowana metoda szacowania elastyczności nie uzasadnia dodania do modelu dodatkowych zmiennych, co zasadniczo uniemożliwia korektę błędów. Heteroskedastyczność, czyli niestałość wariancji w zbiorze reszt, występująca w przypadku modeli opisujących elastyczność produktywności pracy i ziemi względem zmian wielkości nożyc cenowych, została skorygowana przez zastosowanie ważonej metody najmniejszych kwadratów. Wyniki szacowania równań regresji tą metodą zaprezentowano w tabeli 2. (oznaczone symbolem *). Modele te cechowała wysoka wartość wielorakiego R^2 . Również testy założeń klasycznej metody najmniejszych kwadratów wykonane dla tych modeli (tab. 3.) nie wskazały braku ich spełnienia, co uzasadnia wykorzystanie do dalszych obliczeń współczynników oszacowanych na ich podstawie.

Niska istotność zależności pomiędzy wielkością wskaźnika nożyc cen a badanymi zmiennymi pozwala przypuszczać, że również szacowane w kolejnym etapie badań wskaźniki elastyczności będą niskie. Natomiast wysokie wartości δ implikują relatywnie wysokie względem wskaźników krótkookresowych wartości elastyczności długookresowej. Wskaźniki cenowej elastyczności struktur czynników wytwórczych, oszacowane zgodnie ze wzorami (5) i (6), prezentuje tabela 4.

Oszacowane wartości wskaźników elastyczności potwierdzają stawianą na podstawie badań literaturowych hipotezę o niskiej elastyczności cenowej struktur czynników wytwórczych w rolnictwie. Po analizie uzyskanych wyników trzeba stwierdzić, że zdecydowanie najniższą elastycznością charakteryzował się czynnik ziemi. Konstatacja ta nie jest zaskakująca, zważywszy na niemobilność

Tabela 4. Elastyczność cenowa struktur czynników wytwórczych w rolnictwie polskim w latach 1999-2013

Zmienna objaśniana	Elastyczność	
	krótkookresowa	długookresowa
W	0,1388	0,6111
W_p^*	0,1039	0,8351
C	0,0481	0,0687
C_p	0,1389	0,9430
L	-0,0137	-0,0477
L_p^*	0,0410	0,3068

Oznaczenia jak w tabeli 2.

* Wartości z modeli szacowanych ważoną metodą najmniejszych kwadratów.

Źródło: opracowanie własne.

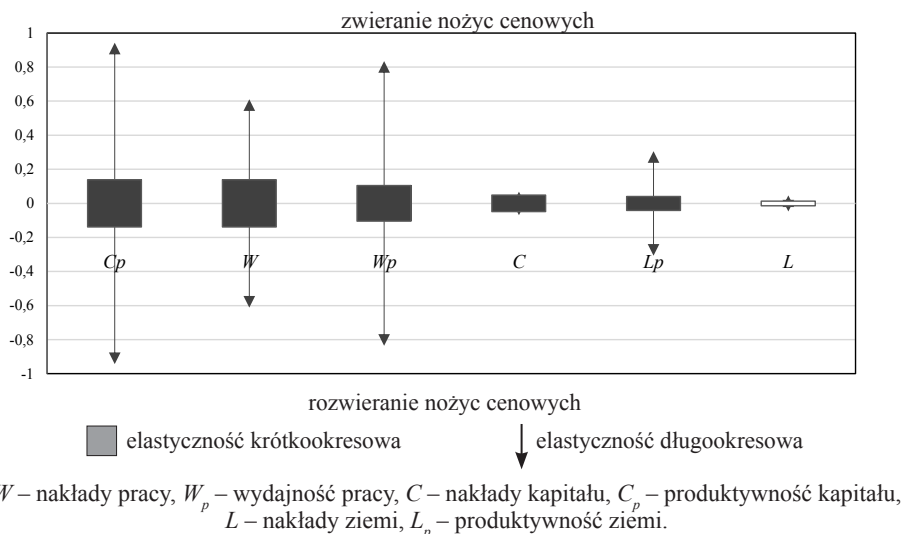
i ograniczoność tego zasobu oraz mezoekonomiczny charakter przeprowadzonych badań. W obrębie sektora rolnego jako całości nie ma bowiem możliwości zwiększania zasobu ziemi, co odzwierciedla jedynie nieznacznie różniąca się od zera wartość wskaźników elastyczności, zarówno w krótkim, jak i długim okresie. Rolnicy mają natomiast możliwość reakcji na impulsy cenowe poprzez zmiany produktywności, jednak w tej sytuacji elastyczność jest mała, choć znacząco wzrasta w długim okresie. Duża różnica pomiędzy wartością krótko- i długookresowej elastyczności w tym przypadku dowodzić może dużego uzależnienia wydajności ziemi w polskim rolnictwie od struktury agrarnej. Jej niekorzystne ukształtowanie (rozdrobnienie gospodarstw) nie pozwala znacząco poprawić produktywności w krótkim okresie. Istotną poprawę osiągnąć można dopiero w dłuższym okresie, wraz z zachodzeniem procesów koncentracji produkcji.

Niewiele większą elastyczność zidentyfikowano w przypadku zasobów kapitału. Również na nią mogą wpływać czynniki zewnętrzne. Z jednej bowiem strony, polskie rolnictwo jest niedokapitalizowane, co wynika z utrudnionego dostępu do finansowania inwestycji w gospodarstwie, z drugiej zaś – majątek trwały w większości gospodarstw jest bardzo zużyty, co czyni jego sprzedaż (zmniejszenie jego zasobów) nieopłacalnym.

Wyższą elastyczność można wskazywać w przypadku trzech pozostałych badanych zmiennych – produktywności kapitału, zasobów pracy i wydajności pracy, choć wciąż jest to elastyczność niska. Z powyżej wymienionych najsilniej na zmiany nożyc cen reaguje produktywność kapitału – zarówno w krótkim, jak i długim okresie. Sytuację tę można powiązać z posiadanymi przez gospodarstwa rolne w Polsce rezerwami w tym zakresie. Kiedy majątek jest wykorzystywany poniżej swojej maksymalnej produktywności, w prosty sposób zwiększać można intensywność jego użycia, przekładającą się w dalszej kolejności na wyniki produkcyjne. Bardziej dogłębnie należy przyjrzeć się również wskaźnikom zasobów oraz wydajności pracy. Traktując je zbiorczo można stwierdzić, że czynnik ten okazał się najbardziej elastyczny z omawianych. Jednak za interesujący należy uznać fakt, że w krótkim okresie relatywnie wyższa jest elastyczność zasobów, podczas gdy w długim wydajności. Zależność tę tłumaczyć można specyfiką pracy w rolnictwie, która w dużej mierze wykonywana jest przez właściciela gospodarstwa i jego rodzinę⁶. W krótkim okresie zatem można łatwo zmieniać wielkość strumienia z zasobów czynnika pracy zaangażowanych przy produkcji rolniczej, poprzez zmianę obciążenia pracą członków rodziny. W długim okresie te proste środki jednak się wyczerpują i konieczna jest zmiana jakościowa, polegająca na zmianie wydajności pracy. Na rysunku 1. prezentowano omawiane wyniki w sytuacji zwierania (pozytywny efekt dochodowy w rolnictwie) i rozwierania nożyc cenowych (pogorszenie sytuacji w tym zakresie).

Długość strzałki obrazuje rozmiary elastyczności długookresowej, słupka zaś – elastyczności krótkookresowej. Im są one dłuższe, tym elastyczność jest większa, co oznacza też większą wrażliwość wielkości i produktywności zasobów na zmiany wskaźnika nożyc cen. Zwrot strzałki oznacza kierunek oddziaływania. Charakterystyczna dla większości badanych zmiennych jest sytuacja dodatniej elastyczności – wzrostu nakładów/produktywności w sytuacji zwierania nożyc cenowych i spadku w sytuacji rozwierania. Określając kierunki ewolucji struktur czynników wytwórczych rolnictwa w Polsce w sytuacji zmiany nożyc cenowych należy stwierdzić, iż zarówno w przypadku ich rozwierania, jak i zwierania jedyną zmienną zasobową podlegającą istotnej zmianie są nakłady pracy. Zmniejszają się one w sytuacji rozwierania i zwiększają w sytuacji zwierania nożyc cenowych. Sektor

⁶ W 2013 r. pracodawcy i pracujący na własny rachunek w gospodarstwach indywidualnych w rolnictwie stanowili 95% wszystkich osób pracujących w rolnictwie [GUS 2015, s. 149].



Rysunek 1. Elastyczność struktur czynników wytwórczych polskiego rolnictwa w sytuacji rozwarcia i zwarcia nożyc cenowych
 Źródło: opracowanie własne.

rolny silniej reaguje poprzez zmiany jakościowe w odniesieniu do wydajności pracy i produktywności kapitału. Wszystkie badane zmienne, w krótkim i długim okresie, cechuje jednak niska elastyczność względem zmian nożyc cenowych.

WNIOSKI

Dokonane w opracowaniu oszacowanie dowodzi niskiej elastyczności struktur czynników wytwórczych względem nożyc cenowych w polskim rolnictwie. Elastyczność cenowa struktur czynników wytwórczych w Polsce w dużej mierze determinowana jest specyficznymi właściwościami tych czynników oraz uwarunkowaniami zewnętrznymi, charakterystycznymi dla polskiego rolnictwa. O ile niska elastyczność zasobów i produktywności ziemi wydaje się uniwersalna dla większości krajów, o tyle niska elastyczność zasobów kapitału i relatywnie wysoka zasobów i wydajności pracy stanowi symptom niedokapitalizowania oraz nadmiernego uzależnienia produkcji od czynnika pracy, specyficznych dla rolnictwa w Polsce. Na podstawie niskiej elastyczności cenowej wnioskować też można o wciąż słabym powiązaniu rolnictwa z rynkami rolnymi i niskiej wrażliwości na impulsy z nich płynące. Do potwierdzenia powyższych tez niezbędne byłoby jednak wyznaczenie porównywalnych wskaźników elastyczności struktur czynników wytwórczych dla innych krajów, w szczególności pozostałych krajów Unii Europejskiej.

LITERATURA

- Askari Hossein, Cummings John Thomas, 1977: *Estimating agricultural supply response with the Nerlove model: a survey*, „International economic review”, vol. 18, no. 2, s. 257-292.
- Blankenburg Stephanie, Palma José Gabriel, Tregenna Fiona, 2008: *Structuralism*, The New Palgrave Dictionary of Economics, Second Edition, Palgrave Macmillan.
- Bogocz Danuta, 2010: *Historyczne uwarunkowania regionalnych zróżnicowań struktury obszarowej gospodarstw rolnych w Polsce*, [w] *Statystyczne studium struktury agrarnej w Polsce*, red. Karol Kukuła, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 79-117.
- Czyżewski Andrzej, 2009: *Potrzeba badań makroekonomicznych w gospodarce żywnościowej*, „Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy”, nr 2, s. 11-28.
- Czyżewski Andrzej, Matuszczak Anna, 2006: *Rolnictwo Unii Europejskiej i Polski. Studium porównawcze struktur wytwórczych i regulatorów rynków rolnych*, Wyd. AE, Poznań.
- Czyżewski Bazyli, 2007: *Instytucje w tworzeniu struktury agrobiznesu*, [w] *Uniwersalia polityki rolnej w gospodarce rynkowej ujęcie makro i mikroekonomiczne*, red. A. Czyżewski, Wyd. AE, Poznań, s. 57-98.
- Eurostat, 2015: *Economic Accounts for Agriculture*, <http://ec.europa.eu/eurostat/web/agriculture/data/database>, dostęp: 12.05.2015.
- Griliches Zvi, 1959: *The demand for inputs in agriculture and a derived supply elasticity*, „Journal of Farm Economics”, nr 41 (2), s. 309-332.
- Grzelak Aleksander, 2015: *Próba oceny odporności rolnictwa na zmiany koniunktury gospodarczej z perspektywy doświadczeń Polski*, [w] *Problemy rozwoju rolnictwa i gospodarki żywnościowej w pierwszej dekadzie członkostwa Polski w UE*, red. Andrzej Czyżewski, Bogdan Klepacki, s. 42-54.
- GUS, 2015: *Rocznik statystyczny rolnictwa 2014*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
- Hamulczuk Mariusz, Stańko Stanisław (red.), 2008: *Zarządzanie ryzykiem cenowym a możliwości stabilizowania dochodów producentów rolnych*. IERiGŻ–PIB, Warszawa.
- Johnson Gale, 1950: *The nature of the supply function for agricultural products*, „The American Economic Review”, vol. 40, no. 4, s. 539-564.
- Kalińska Justyna, Wrzeszcz Tomasz, 2006: *Metodologia sporządzania rachunków ekonomicznych dla rolnictwa w Polsce*, [w:] *Wyniki ekonomiczne polskiego rolnictwa w ujęciu europejskim i regionalnym*, red. Zbigniew Floriańczyk, IERiGŻ–PIB, Warszawa, s. 9-20.
- Key Nigel, Sadoulet Elisabeth, De Janvry Alain, 2000: *Transactions costs and agricultural household supply response*, „American Journal of Agricultural Economics”, nr 82 (2), s. 245-259.
- Majchrzak Adam, 2015: *Ziemia rolnicza w krajach Unii Europejskiej w warunkach ewolucji wspólnej polityki rolnej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Nerlove Marc, 1956: *Estimates of the elasticities of supply of selected agricultural commodities*, „Journal of Farm Economics”, nr 38 (2), s. 496-509.
- Rekowski Marek, 2011: *Mikroekonomia*, Wydawnictwo Akademia, Poznań.
- Rembisz Włodzimierz, Sielska Agata, 2013: *Ryzyko i cenowa elastyczność podaży produkcji rolniczej*, „Studia Ekonomiczne/Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach”, nr 163, s. 175-190.
- Stępień Sebastian, 2011: *Związki wahań cyklicznych w rolnictwie z koniunkturą gospodarczą*, „Roczniki Nauk Rolniczych, seria G”, t. 98, z. 3, s. 32-41.
- Tweeten Luther G., Quance Leroy, 1969: *Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches*, „American Journal of Agricultural Economics”, vol. 51, no. 2, s. 342-352.
- Zieliński Kazimierz, 2002: *Elastyczność podaży produktów rolniczych w Polsce*, „Zeszyty Naukowe. Akademia Ekonomiczna w Krakowie”, Seria Specjalna, Monografie, nr 154.

Andrzej Czyżewski, Jakub Staniszewski

*THE PRICE CONDITIONS AND CHANGES OF THE STRUCTURE OF PRODUCTION
FACTORS IN THE POLISH AGRICULTURE IN THE YEARS 1999-2013*

Summary

Conducted research concerns the impact of the prices on the volume and the productivity of production factors. The purpose of the article is to explain to what extent changes in the structures of production factors in the Polish agriculture in the years 1999-2013 are the consequence of adaptation to price conditions on the agricultural products markets and production factors markets. The estimated parameters of the price elasticity of production factors structures indicated low sensitivity of the production factors in agriculture on price impulse in the short term and higher the long term. In the case of the volume and the productivity of land factor, elasticity was close to zero. The highest elasticity characterized capital productivity, labour productivity and labour volume.

Adres do korespondencji:
Prof. dr hab. Andrzej Czyżewski, mgr Jakub Staniszewski
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
Katedra Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej
al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań
e-mail: a.czyzewski@ue.poznan.pl, jakub.staniszewski@ue.poznan.pl

NARZĘDZIA IDENTYFIKACJI NIETYPLACALNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW SEKTORA PRYWATNEGO¹

*Justyna Franc-Dąbrowska**, *Małgorzata Porada-Rochoń***,
*Katarzyna Karbowski**

*Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Kierownik katedry: prof. dr hab. Henryk Runowski

**Katedra Ekonomiki Przedsiębiorstw Uniwersytetu Szczecińskiego
Kierownik katedry: prof. dr hab. Juliusz Engelhardt

Słowa kluczowe: niewypłacalność przedsiębiorstw, bezpieczeństwo finansowe, sektor prywatny, sektor rolny

Key words: insolvency of enterprises, financial security, the private sector, the agricultural sector

S y n o p s i s. Celem badania było zdiagnozowanie i ocena, czy niewypłacalność przedsiębiorstw sektora prywatnego (ze szczególnym uwzględnieniem sektora małych i średnich przedsiębiorstw oraz sektora rolnego) można oceniać z wykorzystaniem poziomu przychodów ze sprzedaży. W analizach panelowych małych i średnich przedsiębiorstw uwzględniono dane z lat 2007-2011 dla 451 przedsiębiorstw (łącznie 2255 obserwacji), a po przekształceniach 408 jednostek (łącznie 1942 obserwacje). Do uzupełnienia analizy wykorzystano badania przeprowadzone z użyciem kwestionariusza ankiety w 2014 r. Stwierdzono, że identyfikacja niewypłacalności jest postępowaniem wieloaspektowym, wymagającym postrzegania problemów finansowych przedsiębiorstwa m.in. z punktu widzenia *cash flow*, zapewnienia bezpieczeństwa finansowego czy kontroli czynników powiązanych z poziomem przychodów ze sprzedaży.

WSTĘP

Identyfikacja niewypłacalności przedsiębiorstw w dynamicznie zmieniającym się otoczeniu stała się nie lada wyzwaniem tak dla samych przedsiębiorców, jak osób z ich otoczenia. Badania z tego zakresu prowadzone są od wielu lat (szczególnie szeroko realizowane w zakresie prognozowania upadłości i bankructw przedsiębiorstw²). Nadal jednak aktualna pozostaje kwestia: jakie narzędzia pozwalają skutecznie i w stosunkowo prosty sposób zidentyfikować rosnące ryzyko niewypłacalności.

Na wstępie należy zdefiniować pojęcie „niewypłacalność”. Jest ona rozumiana jako niezdolność do pokrycia majątkiem zobowiązań przedsiębiorstwa. Niewypłacalność ma

¹ Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki, przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2011/03/B/HS4/05503.

² Badania prowadzili m.in. Elżbieta Mączyńska [Mączyńska 2009], Katarzyna Boratyńska [Boratyńska 2014], Błażej Prusak i Tomasz Korol [Prusak, Korol 2009].

charakter długoterminowy, w przeciwieństwie do utraty płynności, która rozumiana jest jako brak możliwości terminowego regulowania zobowiązań, a zatem rozpatrywana jest w ujęciu krótkoterminowym. Niewypłacalność i utrata płynności zwykle ze sobą współwystępują, gdyż utrata płynności w dłuższej perspektywie prowadzi do niewypłacalności.

Jedną ze zmiennych warunkujących funkcjonowanie i rozwój przedsiębiorstwa jest poziom przychodów ze sprzedaży. Problematyka niewypłacalności i poziomu przychodów ze sprzedaży wiąże się z kwestią możliwości i tempa zamiany należności za sprzedane produkty (usługi) na gotówkę. Istota poziomu i możliwości wzrostu przychodów ze sprzedaży jest ważna dla przedsiębiorstw sektora prywatnego, a szczególnie dla sektora małych i średnich przedsiębiorstw, w tym rolnego, z tego powodu, że są to podmioty szczególnie narażone na zatory płatnicze, a zatem i na problemy z terminowym regulowaniem zobowiązań. W tych jednostkach niezwykle ważne są czynniki kształtujące poziom przychodów ze sprzedaży, ze szczególnym uwzględnieniem efektów pieniężnych ze zrealizowanej sprzedaży. Większość podmiotów z obszaru rolnictwa ma cechy małego i średniego przedsiębiorstwa, można więc w obszarze narzędzi identyfikacji niewypłacalności rozpatrywać te dwa sektory łącznie.

Niewypłacalność przedsiębiorstw w większości wypadków prowadzi do ich bankructwa. W odniesieniu do małych i średnich przedsiębiorstw, a także małych jednostek funkcjonujących w rolnictwie trudno doszukiwać się rozbudowanych możliwości restrukturyzacyjnych (szczególnie w obszarze finansowym). Takie możliwości istnieją, jednak aby możliwa była skuteczna poprawa sytuacji finansowej przedsiębiorstwa, konieczne jest ustalenie takich narzędzi identyfikacji niewypłacalności, które pozwolą na skuteczną reakcję przedsiębiorcy.

W toku prowadzonych w ramach projektu badań rozpoznano część narzędzi (np. poziom *cash flow*³, relację kapitału własnego do aktywów trwałych i inne), które można wykorzystać w identyfikacji ryzyka niewypłacalności. Pole badań pozostaje jednak nadal szerokie. W niniejszym opracowaniu podjęto próbę zweryfikowania jako determinanty niewypłacalności zmiennej, którą są przychody ze sprzedaży. Nie ma bowiem możliwości funkcjonowania przedsiębiorstwa w dłuższym czasie, jeśli nie będzie ono wytwarzać produktów (usług), które znajdą na rynku nabywców. Dodatkowo ważne są możliwości stabilizacji, a także wzrostu poziomu sprzedaży. Kolejnym niezbędnym warunkiem jest skuteczna zamiana przychodów ze sprzedaży na gotówkę i dalsze ich efektywne wykorzystanie. Jednym z elementów łączących kwestie przepływów pieniężnych i poziomu sprzedaży jest obszar bezpieczeństwa finansowego przedsiębiorstwa wyrażany całkowitym finansowaniem aktywów trwałych kapitałem własnym (w najbardziej rygorystycznym ujęciu złotej reguły bilansowej). Obszar ten został rozpatrzony na wcześniejszym etapie badania, nie będzie więc tu opisywany. Dotychczasowe rozważania dają podstawę do uznania za zasadne przyjęcie poziomu przychodów ze sprzedaży jako kolejnej zmiennej w procedurze identyfikacji niewypłacalności przedsiębiorstw sektora prywatnego (ze szczególnym uwzględnieniem małych i średnich przedsiębiorstw – w tym z sektora rolniczego).

Należy pamiętać o niejednorodności podmiotów w ramach poszczególnych sektorów (co chociażby na przykładzie spółek Agencji Nieruchomości Rolnych wykazała Anna Grontkowska [Grontkowska 2007]), a problem ten dotyczy zarówno sektora małych i średnich przedsiębiorstw, jak i podmiotów rolniczych.

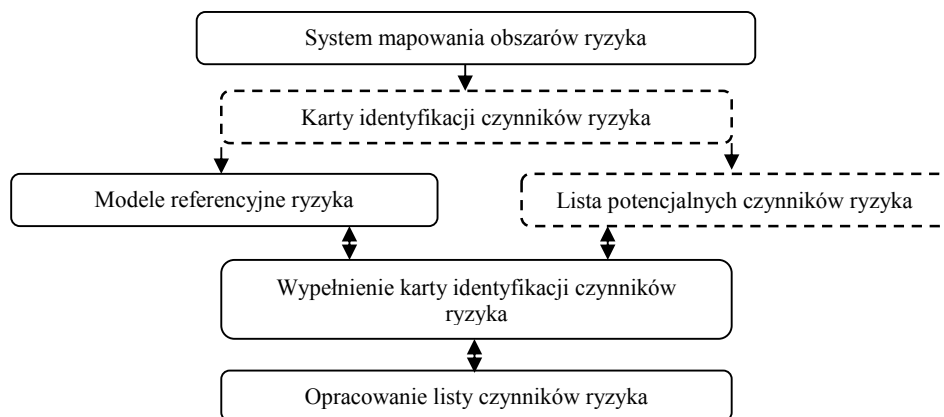
³ por. np. [Franc-Dąbrowska, Porada-Rochoń 2015].

Poszukując w literaturze uzasadnienia dla przychodów ze sprzedaży jako narzędzia identyfikacji niewypłacalności, warto przywołać badania Bogusława Gołębiowskiego, który przytaczając badania Andrzeja Parzonko⁴, wskazał, że wzrost produkcji (mleka) może przynieść korzystny efekt, jednak pod warunkiem racjonalnych inwestycji, gdyż zbyt wysoki ich poziom może przyczynić się do niewypłacalności [Gołębiowski 2008]. Badania relacji między rentownością a płynnością finansową w znacznie zróżnicowanej grupie przedsiębiorstw – wybranych grup producentów owoców i warzyw – prowadzili Joanna Pawlak i Dariusz Paszko, wykazując pozytywną zależność między płynnością finansową a rentownością [Pawlak, Paszko 2014]. Potwierdzenie dodatknej zależności między odrębnymi obszarami oceny sytuacji finansowej przedsiębiorstwa jest także ważne z punktu widzenia badania ryzyka niewypłacalności. Niewypłacalność może bowiem grozić nie tylko przedsiębiorstwu, które boryka się z trudnościami płatniczymi, ale także takim podmiotom, które kumulują nadmierne poziomy środków pieniężnych, ponosząc koszty alternatywne ich biernego utrzymywania, a także ograniczając (lub wręcz uniemożliwiając) ich rozwój. Z drugiej strony, ryzyko niewypłacalności dotyczy przedsiębiorstw, w których się nie inwestuje, jak i w tych przeinwestowanych.

Potwierdzenie wagi zależności między płynnością a rentownością można odnaleźć w badaniach Danuty Zawadzkiej, Romana Ardana i Ewy Szafraniec-Siluty, którzy stwierdzili, że w przedsiębiorstwach rolniczych wzrost poziomu rentowności aktywów ogółem powoduje wzrost wskaźnika płynności szybkiej. Dodatkowo, zwiększenie poziomu finansowania aktywów przedsiębiorstw rolniczych kapitałem własnym skutkuje poprawą wskaźnika szybkiego płynności finansowej [Zawadzka i in. 2011]. Istnieje więc dowiedziona naukowo zależność między płynnością i rentownością. Z kolei rentowność jest bezpośrednio zależna od poziomu przychodów ze sprzedaży, a to z kolei poszerza pole badań nad niewypłacalnością przedsiębiorstw. Jak wynika z badań Anny Kobiałki, w przedsiębiorstwach rolniczych analizowanych przez tę autorkę (branża mięsna) ponad 90% stanowiły przychody operacyjne [Kobiałka 2014]. A zatem jest to czynnik istotnie oddziałujący na możliwości dalszego funkcjonowania podmiotów. Z kolei wagę znaczenia przychodów ze sprzedaży dla małych i średnich przedsiębiorstw z punktu widzenia popytu na kredyt handlowy w badaniach modelowych udowodniła Danuta Zawadzka [Zawadzka 2009]. Uwzględniając więc różne typy badań, jak również różne grupy podmiotów, stwierdzono, że nie ma wątpliwości co do wagi przychodów ze sprzedaży w identyfikacji ryzyka niewypłacalności. Dotychczas prowadzone badania w zakresie niewypłacalności nie były ukierunkowane jednak na rozpatrywanie tej kategorii finansowej jako przydatnej w tym obszarze analiz. Dodatkowo sam poziom czy zmiana poziomu przychodów ze sprzedaży nie dają jeszcze informacji o zagrożeniu niewypłacalnością. Istotne są determinanty pozytywnie i negatywnie wpływające na tę kategorię. Dopiero takie podejście umożliwi opracowanie bardziej kompleksowej metody identyfikacji niewypłacalności.

Aby możliwe było kompleksowe usystematyzowanie narzędzi identyfikacji niewypłacalności w przedsiębiorstwach prywatnych, konieczne jest postępowanie według schematu (rys. 1.) zaproponowanego przez Jacka Wawrzynowicza, Karola Wąjszczuka i Rafała Bauma [Wawrzynowicz i in. 2012]. Schemat ten pozwala jednocześnie na wskazanie miejsca badania w zakresie poszukiwania narzędzi identyfikacji niewypłacalności, co z kolei umożliwia ich kompleksowe ujęcie i przeciwdziałanie temu ryzyku.

⁴ Andrzej Parzonko porównywał gospodarstwa o zróżnicowanej liczbie krów: od 7 do 50 [Parzonko 2006].



-- -- przerywaną linią zaznaczono etapy postępowania, których w warstwie metodycznej i empirycznej dotyczy badanie przedstawione w niniejszym artykule

Rysunek 1. Schemat systematyzujący procedurę użycia narzędzi identyfikacji niewypłacalności
Źródło: opracowanie własne na podstawie [Wawrzynowicz i in. 2012].

Metodyka identyfikacji niewypłacalności przedsiębiorstw jest złożona, a do oceny ryzyka niewypłacalności wykorzystuje się wiele metod i modeli. Poza standardowymi narzędziami sytuacji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw, w tym uwzględnieniem także liczby, wieku i wykształcenia kierownictwa oraz pracowników, ocenie w pierwszym etapie zdolności do terminowego regulowania zobowiązań, rozpatruje się również potrzeby i możliwości inwestycyjne (więcej o klasyfikacjach metod identyfikacji niewypłacalności w: [Franc-Dąbrowska i in. 2015]).

CEL I METODYKA BADAŃ

Celem badania było zaproponowanie jako narzędzia identyfikacji niewypłacalności przedsiębiorstw sektora prywatnego (ze szczególnym uwzględnieniem sektora małych i średnich przedsiębiorstw – MSP, w tym z sektora rolnego) poziomu przychodów ze sprzedaży. Jednocześnie podjęto próbę opracowania modelu ekonometrycznego – panelowego (panel zbilansowany) na mikro danych finansowych przedsiębiorstw. Badanie to miało na celu zidentyfikowanie determinantów wpływających pozytywnie i negatywnie na poziom przychodów ze sprzedaży, co z punktu widzenia długoterminowego postrzegania płynności finansowej przedsiębiorstw (szczególnie małych narażonych na ryzyko zatorów płatniczych) wydaje się jednym z kluczowych elementów oceny zagrożenia niewypłacalnością.

W analizach panelowych MSP uwzględniono dane za lata 2007-2011 dla 451 przedsiębiorstw (łącznie 2255 obserwacji). W kolejnych iteracjach dokonano logarytmowania zmiennych objaśnianej i objaśniających, co umożliwiło na uzyskanie lepiej uwarunkowanego formalnie modelu, a w modelu uwzględniono ostatecznie 408 jednostek (łącznie 1942 obserwacje). Dodatkowo w opracowaniu uwzględniono wyniki badań ankietowych

przeprowadzonych w 2014 r. na podstawie autorskiego kwestionariusza ankiety, obejmujących 100 obserwacji.

Opracowano model panelowy o stałych efektach (*fixed effects*). Jest to model, który uwzględnia wpływ wszystkich niezmiennych w czasie czynników specyficznych dla każdej jednostki. Ustalone efekty indywidualne eliminowane są przez uśrednienie modelu względem czasu (indeksu t) [Kufel 2007]:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

gdzie: $t = 1, \dots, T$ – liczba okresów, $i = 1, \dots, N$ – liczba jednostek, y_{it} – zmienna objaśniana, α_i – indywidualny efekt, stały względem czasu i różny dla różnych jednostek, X_{it} – wektor $1 \times n$ obserwacji n zmiennych objaśniających, dla i -tej jednostki w czasie t , ε_{it} – wektor $(T \times 1)$ T składników losowych dla i -tej jednostki.

W modelu jako zmienną objaśnianą przyjęto poziom przychodów ze sprzedaży. Do zbioru zmiennych objaśniających po merytorycznej weryfikacji i analizie współliniowości zakwalifikowano miary finansowe z bilansu i rachunku zysków i strat. Model poddano formalnej weryfikacji.

WYNIKI BADAŃ I DYSKUSJA

W tabeli 1. zaprezentowano wyniki analiz panelowych dla grupy MSP. W związku z wagą poziomu sprzedaży dla osiągnięcia korzyści finansowych, w tym po uregulowaniu należności – wpływu środków pieniężnych umożliwiających utrzymanie płynności finansowej – jest ona jednym z ważnych obszarów analiz niewypłacalności. Identyfikując ryzyko niewypłacalności, należy więc mieć na uwadze determinanty przychodów ze sprzedaży. Istotne są zarówno zmienne pozytywnie na nią wpływające, jak i determinanty o negatywnym oddziaływaniu. Ich rozpoznanie ma na celu nie tylko działanie prewencyjne, ale także stymulowanie działań pożądaných, umożliwiających dalszy rozwój przedsiębiorstw.

Stwierdzono, że czynnikiem negatywnie wpływającym na zmienną objaśnianą jest poziom wynagrodzeń. Uwagę zwraca to, że wynik ten znalazł potwierdzenie w badaniach ankietowych przeprowadzonych w ramach realizowanego projektu badawczego (badania przeprowadzone w 2014 r.). Z badań tych wynika, że przedsiębiorcy wśród czynników postrzeganych jako ważne w identyfikacji ryzyka niewypłacalności przedsiębiorstw zgłaszali problem zatrudnienia (przejawiający się odpływem młodych, aktywnych pracowników). Utrata wartościowych pracowników może znacząco odbić się na możliwościach dalszego sprawnego funkcjonowania przedsiębiorstwa, a tym samym na poziomie sprzedaży. Ważne – chociaż wcale niewzbudzające wątpliwości – wydają się dwie kolejne zmienne: zobowiązania bieżące i koszt materiałów, które pozytywnie powiązane są ze zmienną objaśnianą. Takie zależności można wyjaśnić potrzebą zwiększenia poziomu surowców wykorzystywanych w procesie produkcyjnym, a zatem i jednocześnie zwiększającym się poziomem zobowiązań. Ich wzrost pozwala dalej na zwiększenie skali sprzedaży. Podobne (dodatknie) powiązanie przychodów ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów z kosztem wytworzenia produktów wykazała w badaniach modelowych dotyczących spółdzielni mleczarskich Marzena Chmielewska [Chmielewska 2009]. Niezależnie więc od tego, czy badania dotyczą sektora MSP, czy też rolniczego, pewne zależności są takie

Tabela 1. Model panelowy opracowany dla małych i średnich przedsiębiorstw

Estymacja Ustalone efekty, z wykorzystaniem 1942 obserwacji					
Włączono 408 jednostek danych przekrojowych					
Szereg czasowy długości = 6					
Zmienna zależna (Y): Przychody ze sprzedaży [euro]					
Odporne błędy standardowe (robust HAC)					
Wyszczególnienie	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Studenta	p-value	Istotność
Const	4,7170600	0,3471900	13,5864	<0,0001	***
l_wynagrodzenia	-0,2679230	0,0520931	-5,1432	<0,0001	***
l_zobowiązania_bieżące_th_EUR	0,1892110	0,0242312	7,8086	<0,0001	***
l_koszt_materiałów_th_EUR	0,2858830	0,0578148	4,9448	<0,0001	***
l_kapitał_właścicieli/aktywa_ogółem	0,0532626	0,0200098	2,6618	0,0079	***
l_kapitał_obrotowy_netto_th_EUR	0,0661325	0,0102451	6,4550	<0,0001	***
l_środki_trwałe_th_EUR	0,0380724	0,0134176	2,8375	0,0046	***
dt_2	0,1140270	0,0156254	7,2976	<0,0001	***
dt_3	0,1139030	0,0221132	5,1509	<0,0001	***
dt_4	0,1306620	0,0215891	6,0522	<0,0001	***
dt_5	0,1400550	0,0248448	5,6372	<0,0001	***
dt_6	0,0860523	0,0240595	3,5766	0,0004	***
R-kwadrat = 0,975333					
Kryterium informacyjne Akaike'a = -736,3301					
Statystyka F(6, 1523) > 87,1199, p = 4,99881e-094					

*** zmienna istotna przy poziomie istotności 1%.

Źródło: badania własne.

same lub zbliżone, gdyż nie są skutkiem specyfiki branży, a efektem naturalnych zależności zachodzących w przedsiębiorstwie.

Wśród dodatnio powiązanych z przychodami ze sprzedaży zmiennych wyróżnić również należy poziom kapitału własnego finansującego aktywa ogółem przedsiębiorstwa, co – przy powiększaniu poziomu kapitału własnego – pozwala na zwiększenie bezpieczeństwa finansowego przedsiębiorstwa, a to umożliwia przeciwdziałanie ryzyku niewypłacalności. Podobne właściwości, chociaż w krótkiej perspektywie, ma sprawne zarządzanie kapitałem obrotowym netto. Przeprowadzono wiele badań, zarówno w odniesieniu do sektora MSP (por. np.: [Zawadzka 2009]), jak i przedsiębiorstw rolniczych (por. np. [Bereźnicka 2011]), w których dowiedziono pozytywny wpływ tego czynnika na sytuację finansową przedsiębiorstw.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Przeprowadzone badania pozwoliły na identyfikację determinant poziomu przychodów ze sprzedaży w podmiotach sektora małych i średnich przedsiębiorstw. Dodatkowo uzyskane wyniki analizy znalazły potwierdzenie w studiach literatury i innych badaniach, zarówno dotyczących MSP, jak i przedsiębiorstw rolniczych. Stwierdzono, że przychody ze sprzedaży (a w konsekwencji środki pieniężne uzyskane z tej sprzedaży) nie tylko stanowią o możliwości funkcjonowania przedsiębiorstwa na rynku i jego rozwoju, ale mogą być również jedną z miar umożliwiających identyfikację, a zatem dają szansę przeciwdziałania niewypłacalności przedsiębiorstw.

Szczególną uwagę w procesie identyfikacji niewypłacalności z wykorzystaniem przychodów ze sprzedaży należy zwrócić na problem zatrudnienia. Z punktu widzenia analizy mikro danych ekonomiczno-finansowych dotyczy to kosztów wynagrodzeń, a z perspektywy zarządzających przedsiębiorstwami – problemu z utrzymaniem stałej, dobrze przygotowanej kadry pracowników. Pojawiające się ryzyko niewypłacalności może wpłynąć niekorzystnie na postawę pracowników, co może przyczynić się do obniżenia efektywności. Obecnie pracowników cechuje wysoki stopień wrażliwości związany z warunkami pracy.

Reasumując, należy stwierdzić, że identyfikacja niewypłacalności jest postępowaniem wieloaspektowym, wymagającym postrzegania problemów finansowych przedsiębiorstwa nie tylko z punktu widzenia *cash flow*, zapewnienia bezpieczeństwa finansowego, lecz także kontroli czynników powiązanych z poziomem przychodów ze sprzedaży.

LITERATURA

- Bereźnicka Joanna, 2011: *Poziom kapitału obrotowego a możliwości generowania kapitału finansowego w rodzinnych gospodarstwach rolniczych*, „Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G”, t. 98, z. 4, s. 49-55.
- Boratyńska Katarzyna, 2014: *The theoretical aspects of measuring the costs of corporate bankruptcy*, „Equilibrium: Quarterly Journal of Economics and Economic Policy”, vol. 9, no. 3, s. 43-57.
- Chmielewska Marzena, 2009: *Zależności między przychodami ze sprzedaży a kosztami w spółdzielniach mleczarskich*, „Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G”, t. 96, z. 3, s. 121-130.
- Franc-Dąbrowska Justyna, Porada-Rochoń Małgorzata, 2015: *Effects of cash flow management on SME insolvency: methodological approach*, Proceedings of World Business, Finance and Management Conference, 14-15 December 2015, World Business Institute Australia, s. 88-97.
- Franc-Dąbrowska Justyna, Porada-Rochoń Małgorzata, Ziolo Magdalena, Babczuk Arkadiusz, 2015: *Stabilizowanie finansów podmiotów sektora publicznego i prywatnego w warunkach zaburzeń finansowych*, Wydawnictwo CEDEWU Sp. z o.o., s. 98-104.
- Gołębiowski Bogusław, 2008: *Uwarunkowania rozwoju produkcji mleka w gospodarstwach wielkotowarowych w województwie zachodniopomorskim*, „Roczniki Nauk Rolniczych Seria G”, t. 95, z. 1, s. 103-110.
- Grontkowska Anna, 2007: *Zmiany zasobów i wyników spółek ANR w latach 1996-2005*, „Roczniki Nauk Rolniczych Seria G”, t. 94, z. 1, s. 66-73.
- Kobiałka Anna, 2014: *Czynniki kształtujące rentowność przedsiębiorstw przemysłu mięsnego*, „Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu”, t. XVI, z. 4, s. 141-146.
- Kufel Tadeusz, 2007: *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Mączyńska Elżbieta, 2009: *Meandry upadłości przedsiębiorstw. Klęska czy druga szansa?*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Parzonko Andrzej, 2006: *Możliwości rozwojowe gospodarstw ukierunkowanych na produkcję mleka*, „Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G”, t. 93, z. 1, s. 83-91.

- Pawlak Joanna, Paszko Dariusz, 2014: *Rentowność kapitału własnego a poziom płynności finansowej wybranych grup producentów owoców i warzyw*, „Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich”, t. 101, z. 3, s. 162-170.
- Prusak Błażej, Korol Tomasz, 2009: *Upadłość przedsiębiorstw a wykorzystanie sztucznej inteligencji*, Wydawnictwo CEDEWU, Warszawa.
- Wawrzynowicz Jacek, Wajszczuk Karol, Baum Rafał, 2012: *Specyfika czynników ryzyka w przedsiębiorstwach rolnych – próba holistycznego podejścia*, „Zarządzanie i Finanse”, t. 1, z. 2, s. 349-360.
- Zawadzka Danuta, 2009: *Determinanty popytu małych przedsiębiorstw na kredyt handlowy. Identyfikacja i ocena*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań, s. 108-146.
- Zawadzka Danuta, Ardan Roman, Szafraniec-Siluta Ewa, 2011: *Płynność finansowa a rentowność przedsiębiorstw rolnych w Polsce – ujęcie modelowe*, „Zeszyty Naukowe SGGW. Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej”, nr 64, s. 195-207.

Justyna Franc-Dąbrowska, Małgorzata Porada-Rochon, Katarzyna Karbowskiak

TOOLS FOR IDENTIFICATION OF INSOLVENCY OF PRIVATE SECTOR COMPANIES

Summary

The aim of the study was to identify if the insolvency of private sector companies (particularly small and medium-sized enterprises and the agricultural sector) may be assessed by the level of sales. The panel analyses of small and medium size enterprises took into account data from the years 2007-2011 for 451 companies (a total of 2,255 observations), and the transformation of 408 units (a total of 1,942 observations). The research was supplemented with a questionnaire in 2014. It was found that the identification of insolvency is a multi-faceted procedure that requires perceiving the company's financial problems from the standpoint of cash flow, ensuring financial security and controlling factors associated with the level of sales revenues.

Adres do korespondencji:
Dr hab. Justyna Franc-Dąbrowska, prof. SGGW, dr Katarzyna Karbowskiak
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa
tel. (22) 593 42 74, 593 42 15
e-mail: justyna_franc_dabrowska@sggw.pl, kasiakarbowskiak@wp.pl

Dr hab. Małgorzata Porada-Rochon
Uniwersytet Szczeciński
ul Cukrowa 8, 71-004 Szczecin
e-mail: malgorzata.rochon@wzieu.pl

DETERMINANTY WARTOŚCI KRAJOBRAZU ROLNICZEGO JAKO DOBRA PUBLICZNEGO

Sylvia Małazewska, Adam Wąs

Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Kierownik katedry: prof. dr hab. Henryk Runowski

Słowa kluczowe: krajobraz rolniczy, dobra publiczne, metoda CART, wycena, wartość, determinanty
Key words: agricultural landscape, public goods, CART method, valuation, value, determinants

S y n o p s i s. Opracowanie dotyczy określenia determinant wpływających na wartość dóbr publicznych na przykładzie krajobrazu rolniczego. W celu określenia wpływu cech demograficznych i osobowościowych na wartościowanie krajobrazu przeprowadzono badania empiryczne metodą wywiadu kierowanego na próbie 100 respondentów zamieszkujących wiejsko-miejską gminę Góra Kalwaria w 2015 roku. Gmina została dobrana w sposób celowy, a respondenci do badania w sposób warstwowo-przypadkowy, zgodnie z warstwami ustalonymi na podstawie wyników pozyskanych z Banku Danych Lokalnych GUS. W badaniach przeprowadzono analizy jednowymiarowe oraz zastosowano metodę drzew klasyfikacyjnych i regresyjnych CART, która okazała się przydatna przy określaniu determinant wartości dóbr publicznych na przykładzie krajobrazu rolniczego. Wykazano ujemną zależność między czasem spędzonym na oglądaniu telewizji a wartością krajobrazu, natomiast nie potwierdzono wpływu wysokości dochodu, miejsca zamieszkania oraz płci na wartość krajobrazu rolniczego. W badaniach uzupełniono dotychczas znany zestaw determinant demograficznych o liczbę osób zamieszkujących w gospodarstwie domowym.

WSTĘP

Wspólna polityka rolna (WPR) od wielu lat wpływa na kształt rolnictwa w Unii Europejskiej. Jej cele podlegają nieustannym dostosowaniom, które mają sprostać pojawiającym się coraz to nowym wyzwaniom. W ostatnich latach można zauważyć, że ewolucja WPR i jej legitymizacja coraz wyraźniej odnoszą się nie tylko do podstawowych procesów produkcyjnych i ekonomicznych, ale uwzględniają wielofunkcyjność rolnictwa, w tym jedną z jego funkcji, jaką jest dostarczanie przez rolnictwo dóbr i usług mających charakter dóbr publicznych [Tomczak 2009, Czyżewski, Kułyk 2011, Kupidura i in. 2011]. Znaczenie produkcji dóbr publicznych w rolnictwie było podkreślane przez wielu badaczy [Latacz-Lohmann, van der Hamsvoort 1997, Vatn 2002, Abler 2004, Cooper i in. 2009, Wilkin 2010], jak również przez wiele organizacji [Komisja Europejska 1997, OECD 2001, IAASTD 2008].

Dobro publiczne w tradycyjnym ujęciu to dobro charakteryzujące się dwiema cechami: niekonkurencyjnością konsumpcji oraz niemożnością wyłączenia z konsumpcji [Atkinson, Stiglitz 1980, za: Czyżewski, Kułyk 2011]. Jest ono dostarczane każdemu potencjalnemu

odbiorcy niezależnie od tego czy czerpie z niego korzyści, czy też nie. Użyteczność czerpana z dobra publicznego zależy od preferencji odbiorcy [Daniłowska 2014]. Z tych względów dystrybucja dóbr publicznych, które nie mają rynkowych wskaźników wartości [Płotkowski 2008], nie może być regulowana przez rynek rozumiany w ujęciu ekonomii neoklasycznej. W tym kontekście szczególny charakter mają dobra publiczne dostarczane przez rolnictwo, gdyż ich dostępność zależy zarówno od uwarunkowań przyrodniczych, jak i działalności człowieka. Ponadto należy zauważyć, iż dostarczane przez rolnictwo dobra publiczne mają często charakter efektów zewnętrznych procesów produkcji rolniczej. Z tego względu podejmowane przez rolników działania i stosowane praktyki produkcyjne mogą przyczynić się do zwiększenia dostępności dóbr publicznych, ale w przypadku prowadzenia przez nich gospodarki rabunkowej mogą pomniejszać ich wartość. W konsekwencji poziom dostarczanych przez rolnictwo dóbr publicznych w niektórych regionach może być niższy od poziomu oczekiwanego przez społeczeństwo [Brunstad i in. 1995, OECD 2001]. Nawet gdy obecny poziom dostarczania rolniczych dóbr publicznych jest zadowalający, może się okazać, że w przyszłości będzie na poziomie niższym od oczekiwanego przez społeczeństwo [Piorr i in. 2009, Verburg i in. 2006]. W celu ustalenia optymalnej ilości dostępnych dóbr publicznych potrzebna jest ocena zarówno obecnego, jak i przyszłego zapotrzebowania zgłaszanego przez społeczeństwo [Westhoek i in. 2013]. Możliwości dokładnego określenia tego zapotrzebowania są bardzo ograniczone ze względu na trudności metodologiczne oraz brak informacji i kompleksowych badań [Hall i in. 2004, Solek 2004, Hodge i in. 2007]. Zagadnienie to jest bardzo ważne, gdyż wycena zasobów przyrodniczych i dóbr publicznych na obszarach wiejskich jest niezbędnym warunkiem racjonalnego gospodarowania zasobami przyrodniczymi [Brelík 2013] i w przyszłości przypuszczalnie będzie podstawą do określania wsparcia działań proekologicznych ze środków publicznych [Popławski 2013].

W opracowaniu skupiono się na wycenie jednego z dóbr publicznych generowanych przez rolnictwo, którym jest krajobraz rolniczy. Wyboru dokonano ze względu na specyfikę tego dobra. Krajobrazy rolnicze występują na obszarach wiejskich, które zajmują w Polsce 93,2% powierzchni kraju [GUS 2011].

Krajobraz rolniczy zaliczany jest do środowiskowych dóbr publicznych m.in. przez Tamsina Cooper'a i współautorów [Cooper i in. 2009] oraz Jerzego Wilkina [Wilkin 2010]. Według Marioli Staniak i współautorów [Staniak i in. 2007] krajobraz rolniczy to zarówno użytki rolne, sieć osadnicza i drogowa, jak i elementy krajobrazu, do których zalicza się zadrzewienia i zalesienia, mało- i średniopowierzchniowe ekosystemy o charakterze naturalnym i półnaturalnym, korytarze ekologiczne, strefy buforowe i ekotony na granicach poszczególnych ekosystemów. Liczba i rozmieszczenie tych elementów powinny być tak dobrane, aby zapewniony został mozaikowy układ krajobrazu.

W Europejskiej Konwencji Krajobrazowej definiuje się krajobraz jako *obszar, postrzegany przez ludzi, którego charakter jest wynikiem działania i interakcji czynników przyrodniczych i/lub ludzkich* [Council of Europe 2000, s. 2]. Krajobraz rolniczy jest uwidocznionym wynikiem interakcji rolnictwa, zasobów naturalnych oraz środowiska. Ponadto obejmuje rekreacyjne, kulturalne i inne wartości społeczne. Natomiast według OECD krajobraz może być uznany za połączenie trzech głównych elementów: struktury krajobrazu lub jego wyglądu (cechy środowiskowe, typy użytkowania ziemi, obiekty stworzone przez człowieka lub cechy kulturowe), funkcji krajobrazowych (miejsce do życia i pracy, odwiedzania, zapewniające różne usługi w zakresie ochrony środowiska) oraz walorów krajobrazowych (koszty rolników na utrzymanie krajobrazu i miejsc społecznie wartościowych w tym krajobrazie, takich jak wartości rekreacyjne i kulturalne) [OECD 2000].

Wycena dóbr publicznych sprowadza się do określenia ich wartości dla społeczeństwa. Można założyć, że wartość będzie tym większa, im większa będzie różnica między dostępnymi dobrami publicznymi a zgłaszanym zapotrzebowaniem. Z tego względu ważne jest określenie głównych czynników determinujących zapotrzebowanie zgłaszane przez społeczeństwo na dobra publiczne. W ostatnich latach opublikowano niewiele prac poruszających tę tematykę w odniesieniu do rolnictwa. Wynika z nich, że można zidentyfikować główne czynniki wpływające na zapotrzebowanie społeczeństwa na krajobraz rolniczy, jednak badacze nie są zgodni co do kierunku oddziaływania wyszczególnionych determinant.

Jednym z najczęściej wskazywanych czynników determinujących zapotrzebowanie na krajobraz rolniczy jest wiek respondentów. Zauważyli to w swoich badaniach m.in. John Balling i John Falk [Balling, Falk 1982], Elizabeth Lyons [Lyons 1983] a także Ervin Zube, David Pitt i Gary Evans [Zube i in. 1983]. Lars Drake [Drake 1992] oraz Bjørn Kaltenborn i Tore Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002] wykazali, że wiek jest ujemnie skorelowany z popytem na krajobraz. Natomiast badania Alizy Fleischer i Yacova Tsur [Fleischer, Tsur 2000] oraz Hideo Aizaki'ego, Kazuro Sato, Hiroshi Osari [Aizaki i in. 2006] pokazały odwrotną zależność – starsi respondenci zgłaszali większe zapotrzebowanie na krajobraz rolniczy. Różnice w badaniach tych badaczy można próbować wytłumaczyć różnicami regionalnymi. L. Drake oraz B. Kaltenborn i T. Bjerke prowadzili badania w Skandynawii, H. Aizaki z zespołem w Chinach, a A. Fleischer i Y. Tsur w Izraelu.

Badania L. Drake'a [Drake 1992] wykazały, że chęć do zapłacenia za wspieranie krajobrazu jest dodatnio skorelowana z dochodem. Ponownie odwrotną zależność zaobserwowali A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000], którzy stwierdzili, że osoby o wyższym dochodzie są skłonne zapłacić mniej za ochronę krajobrazu rolniczego niż osoby o niższym dochodzie (istotna statystycznie $p\text{-value} < 0,1$). Ta zmienna jednak nie została scharakteryzowana, ze względu na brak jej istotności statystycznej na poziomie $p\text{-value} < 0,05$.

Kongjian Yu [Yu 1995], jak również B. Kaltenborn i T. Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002], badając preferencje odnośnie krajobrazu, stwierdzili, że osoby mieszkające na wsi bardziej preferują krajobraz rolniczy niż osoby mieszkające w mieście. Również w holenderskim badaniu przeprowadzonym przez Agnes van den Berg z zespołem [van der Berg i in. 1998] wykazano, że rolnicy wyżej oceniają piękno krajobrazu naturalnego (wiejskiego) niż pozostali mieszkańcy terenów wiejskich i goście.

W badaniach prowadzonych przez K. Yu [Yu 1995] wskazano, że kolejnym czynnikiem, który wpływa na preferencje odnoszące się do krajobrazu, jest poziom wykształcenia, jednak nie można stwierdzić jednoznacznie kierunku zależności, gdyż ta cecha jest powiązana z innymi takimi, jak np. wiek i środowisko życia. Ponadto K. Yu stwierdził, że wykonywany zawód wywiera istotny wpływ na preferencje krajobrazowe chińskich respondentów. Pozytywne skorelowanie poziomu wykształcenia z popytem na krajobraz wykazał w swoich badaniach L. Drake [Drake 1992], podobne wyniki uzyskali A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000].

Na wielkość zapotrzebowania na krajobraz rolniczy mogą wpływać również czynniki kulturowe (m.in. etniczność) [Bourassa 1990, Hartig 1993], indywidualne cechy osobowości i czynniki demograficzne inne niż wiek [Gonzalez-Bernaldez, Parra 1979]. Mogą to być m.in. płeć, która okazała się równie ważną determinantą w badaniach np. Douglass'a Hawes'a [Hawes 1998], A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000] czy Petera Howley'a, Cathal Donoghue'a, Stephen Hynes'a [Howley i in. 2012]. Według wymienionych badaczy, kobiety zgłaszają większe zapotrzebowanie na krajobraz niż mężczyźni bądź ich

preferencje dotyczące krajobrazu są większe. Natomiast w badaniach K. Yu [Yu 1995] ta determinanta nie miała znaczenia.

W krajowej literaturze temat wartościowania dóbr publicznych nie był często poruszany. O ile problem ten badano w odniesieniu do dóbr publicznych wytworzonych przez naturę, takich jak np. Morze Bałtyckie [Żylicz i in. 1995], czy parki narodowe [Malinowska 2010], o tyle prace dotyczące wyceny dóbr publicznych związanych z rolnictwem są mniej liczne. Z tego względu niniejsza praca stanowi próbę wypełnienia tej luki.

Celem poznawczym badań opisanych w artykule było określenie wartości krajobrazu rolniczego za pomocą metody wyceny warunkowej (CVM). Celem metodycznym było zaś wskazanie jej głównych determinant. Badania empiryczne z wykorzystaniem proponowanej metodyki przeprowadzono w miejsko-wiejskiej gminie Góra Kalwaria, a ich wyniki porównano z rezultatami uzyskanymi przez innych badaczy.

METODYKA BADAŃ

W licznych badaniach empirycznych do oszacowania zapotrzebowania na dobra publiczne, takie jak komunikacja miejska, regulacje odnoszące się do zanieczyszczenia powietrza i zachowanie otwartej przestrzeni, stosowano referenda [Wu, Cutter 2011]. Do szacowania wartości krajobrazu najczęściej wykorzystywana jest metoda ankietowa w połączeniu z metodami wyceny dóbr nierynkowych, m.in. metodą wyceny warunkowej *Contingent Valuation Method* (CVM) czy *Travel Cost Method* (TCM).

Do określenia wartości krajobrazu rolniczego jako dobra publicznego na potrzeby opracowania użyto CVM jako jednej z najpowszechniej stosowanych i bezpośrednich metod wyceny dóbr nierynkowych [Hoyos, Mariel 2010]. Została ona uznana przez komisję Arrowa-Solowa za poprawną przy szacowaniu wartości środowiskowych dóbr nierynkowych [Arrow i in. 1993]. Howard Bowen [Bowen 1943] i Siegfried von Ciriacy-Wantrup [Ciriacy-Wantrup 1947] jako pierwsi pisali o możliwości wykorzystania tej metody do badania preferencji konsumentów odnośnie dóbr środowiskowych. Prekursorem jej zastosowania w praktyce był Robert Davis, który wprowadził termin „metoda wyceny warunkowej” [Davis 1963]. Kompletny opis zarówno historii zastosowania, jak i rozwoju metod bezpośrednich został zawarty w pracy Richarda Carsona i Michaela Hanemanna [Carson, Hanemann 2005]. Metoda wyceny warunkowej jest w kanonie narzędzi współczesnej ekonomii, czyli narzędzi umożliwiających racjonalne podejmowanie decyzji [www.polforex.wne.uw.edu.pl]. W Polsce serię zastosowań tej metody zapoczątkowały pionierskie badania przeprowadzone przez Tomasza Żylicza, dotyczące wyceny Morza Bałtyckiego w latach 90. XX wieku. Na podstawie badań została oszacowana gotowość dorosłego Polaka do zapłaty za przywrócenie Bałtyku do życia w wysokości 169 zł/rok [Wartości... 2011, www.polforex.wne.uw.edu.pl]. Pomimo iż wyniki badań dotyczących wyceny ekonomicznej wartości dóbr nierynkowych budzą liczne wątpliwości [Żylicz 2007], to stopniowo ugruntowują w Polsce świadomość tego, że środowisko przyrodnicze i inne trudno mierzalne dobra mogą być wyceniane [Czajkowski, www.polforex.wne.uw.edu.pl]. Jednak taka wycena nie wyczerpuje wartości badanych dóbr, a ukazuje tylko wagę, jaką realnie ludzie przywiązują do nich w świetle swoich decyzji ekonomicznych.

Badania z wykorzystaniem CVM polegają na przeprowadzeniu wywiadów z konsumentami, którzy podają swoje hipotetyczne ceny odnośnie dobra nierynkowego, o które są pytani [Becla i in. 2012]. W tym celu wykorzystuje się jeden z dwóch wariantów.

Pierwszy polega na szacowaniu korzyści na podstawie odpowiedzi na bezpośrednie pytanie o kwotę, jaką respondenci byliby skłonni zapłacić za dane dobro (WTP – *willingness to pay*, czyli skłonność do zapłaty). Natomiast w drugim wariancie pytanie dotyczy wartości, która rekompensowałaby zmianę bądź utratę danego dobra, wyrażoną w cenach pseudorynkowych (WTA – *willingness to accept*, czyli skłonność do akceptacji). W niniejszych badaniach posłużono się wariantem WTP, który jest częściej stosowany w badaniach [Wedgwood, Sansom 2003].

W kwestionariuszu ankiety pytanie dotyczące wartości krajobrazu rolniczego jako dobra publicznego zostało zadane zgodnie z wariantem WTP metody CVM. Respondenci określali, jaką kwotę w ujęciu rocznym byliby skłonni przeznaczyć na utrzymanie krajobrazu rolniczego. W dalszej części kwestionariusza zawarto pytania dotyczące cech demograficzno-ekonomicznych oraz zainteresowań respondentów. Do tych pierwszych należały: płeć (kobieta, mężczyzna), wiek (od 20 lat wzwyż), liczba osób w gospodarstwie domowym, liczba osób poniżej 18. roku życia w gospodarstwie domowym, miesięczny dochód na osobę w gospodarstwie domowym (wyrażony w złotych w przedziałach: 0-1000, 1000-1500, 1500-2000, 2000-2500, 2500-3000, powyżej 3000 zł), miejsce zamieszkania (miasto, wieś), zatrudnienie (pracownik fizyczny, pracownik biurowy, osoba na utrzymaniu, samozatrudniony) oraz wykształcenie (podstawowe, zawodowe, średnie, wyższe). Pozostałe pytania dotyczyły zwyczajów i nawyków, jak np. palenie papierosów (tak, nie), odwiedzanie terenów wiejskich poza miejscem zamieszkania (tak, nie), formy odpoczynku (skala Likerta: 0 – sam, 6 – w dużej grupie), postawy względem ryzyka (2 pytania w skali Likerta: 0 – skrajny ryzykant, 6 – bardzo ostrożny; 0 – skrajny pesymista, 6 – skrajny optymist) oraz korzystanie z internetu, granie w gry na urządzeniach elektronicznych, takich jak telefon i komputer (określane w skali Likerta: 0 – w ogóle, 6 – bardzo często), zainteresowań respondentów m.in. sportem, polityką, kulturą, religią, które respondent określał w skali Likerta (0 – brak zainteresowania, 6 – duże zainteresowanie).

Do określenia determinant wpływających na preferencje odnośnie krajobrazu lub ocenę jego wartości stosowano dotychczas różne metody i modele ekonometryczno-statystyczne. A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000] dokonywali tego za pomocą modeli regresji, a H. Aizaki z zespołem [Aizaki i in. 2006] posłużyli się ekonometrycznym modelem TSP 4.5 (*Time Series Processor*). Innym podejściem do tego zagadnienia było wykorzystanie wielowymiarowej analizy wariancji MANOVA [van der Berg i in. 1998].

W niniejszym opracowaniu do określenia determinant wartości krajobrazu rolniczego wykorzystano metodę drzew klasyfikacyjnych i regresyjnych CART (ang. *Classification and Regression Trees*), która została opracowana w 1984 roku przez Leo Breimana [Breiman i in. 1984, za: Łapczyński 2005]. Dzięki tej metodzie nie ma konieczności tworzenia zmiennych zero-jedynkowych ze zmiennych kategoryalnych oraz standaryzowania zmiennych. Ponadto można ją stosować zarówno do danych dyskretnych, jak i ciągłych, a uzyskane wyniki są wizualizowane w czytelny sposób. Dodatkową zaletą metody jest sposób postępowania z brakującymi wartościami zmiennych oraz przypadkami odstającymi poprzez tworzenie zmiennych zastępczych (ang. *surogates*) czy konkurencyjnych (ang. *competitors*).

Drzewa tworzone za pomocą algorytmu CART są binarne i zawierają dokładnie dwie gałęzie w każdym z węzłów. Metoda pozwala na skonstruowanie rankingu zmiennych predykcyjnych przez określenie ich ważności. Reguły podziału drzewa, sposoby jego przycinania oraz inne istotne informacje potrzebne do stworzenia drzewa tą metodą zostały szczegółowo opisane przez L. Breimana [Breiman i in. 1984, za: Łapczyński 2003]. Była ona dotychczas wykorzystywana do badania różnych problemów ekonomicznych, m.in.

do klasyfikacji wyjazdów turystycznych seniorów ze względu na rodzaj wyjazdu oraz segmentacji gospodarstw domowych seniorów w Polsce ze względu na ich uczestnictwo w ruchu turystycznym [Bąk 2012], analizy zależności między poziomem ochrony przed ubóstwem a wiekiem emerytalnym [Siwek 2005], segmentacji rynku motoryzacyjnego [Łapczyński 2002], określenia zarządzania ryzykiem przez polskie spółki giełdowe [Klimczak 2007] czy analizy migracji ludności w Polsce [Matusik i in. 2012].

WYNIKI BADAŃ

Badania empiryczne przeprowadzono na początku września 2015 roku metodą wywiadu kierowanego w próbie 100 respondentów zamieszkujących wiejsko-miejską gminę Góra Kalwaria. Jej dobór był celowy. Położenie gminy na granicy obszarów rolniczych i aglomeracji warszawskiej warunkuje duże zróżnicowanie badanej populacji pod kątem badanych cech na relatywnie małym obszarze. Dobór próby do badań był przeprowadzony w sposób, który umożliwiłby uogólnienie uzyskanych rezultatów na populację mieszkańców badanej gminy. Z uwagi na ograniczenia w dostępie do danych osobowych, a tym samym brak możliwości zastosowania doboru losowego w celu zapewnienia możliwie największej reprezentatywności próby, zastosowano dobór warstwowo-przypadkowy. Na podstawie dostępnych danych dla 2011 roku z Banku Danych Lokalnych [stat.gov.pl] określono strukturę populacji w odniesieniu do wieku, płci oraz miejsca zamieszkania. Na podstawie ustalonego opisu populacji generalnej ustalono liczebność poszczególnych warstw próby (tab. 1.).

Tabela 1. Struktura badanej próby

Kryterium	Udział respondentów [%]										
	20-29		30-39		40-49		50-59		60 i więcej		ogółem
Wiek [lata]	M	K	M	K	M	K	M	K	M	K	
Płeć*											
Miasto	3	3	4	5	3	3	3	4	7	10	45
Wieś	5	5	5	5	5	5	4	4	7	10	55
Ogółem	8	8	9	10	8	8	7	8	14	20	100

* M – mężczyźni, K – kobiety.

Źródło: badania własne.

Badaniem objęto osoby powyżej 20. roku życia. Założenie takie zostało przyjęte w celu uzyskania opinii osób samodzielnie dysponujących dochodami. Na podstawie danych statystycznych [GUS 2015] ustalono, że osoby poniżej 20. roku życia mają znikomy udział w strukturze osób pracujących (poniżej 1%, po uwzględnieniu pracy dorywczej).

Respondenci do badania byli dobierani przypadkowo na obszarze gminy, aż do uzyskania pożądaney liczby wywiadów dla każdej z wyznaczonych warstw. Na podstawie uzyskanych odpowiedzi obliczono przeciętną wartość krajobrazu rolniczego dla całej próby (61,07 zł/rok) oraz średnie dla grup respondentów utworzonych na podstawie cech charakteryzujących próbę. Statystyczną istotność różnic pomiędzy średnimi dla wyłonionych grup ustalono za pomocą testu ANOVA rang Kruskala-Wallisa. Dla cech o różnicach istotnych statystycznie ($p\text{-value} < 0,05$) można przyjąć, że zaobserwowane wyniki można uogólnić na populację mieszkańców gminy Góra Kalwaria (tab. 2.).

Tabela 2. Szacowana wartość krajobrazu rolniczego dla mieszkańców gminy Góra Kalwaria [zł/rok] według czynników determinujących

Kryterium	Opis*	Wielkości w grupie						p-value **		
		1	20-29	30-39	40-49	50-59	60 i więcej			
Wiek [lata]	1							0,2281		
	2	122,5	60,0	56,6	51,0	39,3				
	3	17	19	16	15	33				
Dochód na osobę w gospodarstwie domowym [tys. zł/m-c]	1	0-1	1-1,5	1,5-2,0	2,0-2,5	2,5-3,0	> 3,0	0,9507		
	2	64,1	58,7	77,5	40,7	52,5	60,0			
	3	22	26	26	14	10	2			
Płeć	1	kobieta			mężczyzna			0,4027		
	2	49,8			74,3					
	3	54			46					
Wykształcenie	1	podstawowe		zawodowe		średnie		wyższe		0,0749
	2	11,3		48,7		53,8		84,9		
	3	4		31		31		34		
Liczba osób w gospodarstwie domowym	1	1	2	3	4	5	6	0,0013		
	2	16,8	36,3	69,5	100,8	75,0	25,8			
	3	14	21	21	25	13	6			
Miejsce zamieszkania	1	miasto				wieś			0,1089	
	2	41,9				76,8				
	3	45				55				
Odwiedzanie terenów wiejskich	1	tak				nie			0,0035	
	2	77,5				27,8				
	3	67				33				
Częstotliwość odwiedzania terenów wiejskich	1	raz w roku	kilka razy w roku	raz w miesiącu	kilka razy w miesiącu	kilka razy w tygodniu		0,1053		
	2	144,3	77,3	53,3	85,3	24,3				
	3	7	28	9	16	7				
Oglądanie telewizji	1	0***	1	2	3	4	5	6	0,0345	
	2	47,0	90,7	55,3	91,8	19,6	24,8	8,8		
	3	5	14	17	33	14	13	4		
Postawa (ryzykant/ostrożny)	1	0	1	2	3	4	5	6	0,4225	
	2	57,5	62,0	62,1	94,1	29,4	68,3	28,1		
	3	2	5	14	26	24	21	8		
Korzystanie z internetu	1	0***	1	2	3	4	5	6	0,3520	
	2	38,6	84,2	40	86,1	79,2	47,9	85,8		
	3	24	6	10	9	12	21	18		
Zainteresowanie religią	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,2497	
	2	64,0	51,8	153,3	38,1	32,4	68,9	63,8		
	3	10	11	9	18	19	22	11		
Zainteresowanie techniką	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,0488	
	2	50,6	22,0	60,0	58,5	117,6	6,3	23,6		
	3	8	11	10	23	25	12	11		
Zainteresowanie sportem	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,2975	
	2	67,5	42,7	36,7	75,1	55,1	130,0	28,6		
	3	8	11	23	28	14	9	7		
Zainteresowanie modą	1	0****	1	2	3	4	5	6	0,6311	
	2	47,7	91,7	31,8	75,6	84,0	57,7	23,0		
	3	24	15	14	19	10	13	5		

* 1 – przedziały, 2 – średnia wartość krajobrazu rolniczego [zł/rok], 3 – liczebność grupy; ** p-value dla testu ANOVA rang Kruskala-Wallisa (niskie wartości świadczą o występowaniu istotnych statystycznie różnic między wydzielonymi grupami); *** 0 – nigdy; 6 – bardzo często; **** 0 – niezainteresowany; 6 – bardzo zainteresowany. Źródło: badania własne.

Prezentowane w tabeli 2. wyniki wskazują determinanty różnicujące wartość krajobrazu rolniczego w badanej populacji. Zgodnie z oczekiwaniami fakt odwiedzania terenów wiejskich w celach rekreacyjnych wpływa na wartość krajobrazu wiejskiego. Osoby, które przynajmniej raz w roku odwiedzają tereny wiejskie w celach wypoczynkowych, cenią krajobraz rolniczy znacznie wyżej od pozostałej części badanych. Można również zauważyć, że istnieje zróżnicowanie wartości w zależności od częstotliwości wizyt na terenach wiejskich, jednak uogólnienie tego wniosku na badaną populację nie jest w pełni uprawnione (p -value $\sim 0,105$).

Wyraźne różnice w wartości krajobrazu rolniczego można zauważyć wśród grup wydzielonych ze względu na poziom wykształcenia oraz liczbę osób w gospodarstwie domowym. Wyniki wyraźnie wskazują na rosnącą wartość krajobrazu rolniczego wraz z poziomem wykształcenia. W przypadku liczby osób w gospodarstwie domowym kierunek zależności nie jest oczywisty. Najwyżej walory krajobrazu rolniczego oceniały osoby z rodzin czteroosobowych. Przekroczenie tej liczby osób w rodzinie powoduje niższą wartość krajobrazu. Dodatkowe testy nie pozwoliły na potwierdzenie hipotezy, że dochody na osobę są zróżnicowane w rodzinach o różnej liczebności (p -value = 0,5526). Należy zatem założyć, że istnieją inne powody niż niski dochód, które determinują niższą wartość krajobrazu w dużych rodzinach.

Pewien wpływ na wartość krajobrazu mają zainteresowania respondentów. Wyraźnie różną wartość krajobrazu można zaobserwować wśród grup wydzielonych ze względu na czas spędzany przed telewizorem. Osoby deklarujące częstsze oglądanie telewizji wyraźnie niżej cenią krajobraz od osób sporadycznie spędzających czas przed telewizorem. Istotnie statystycznie zróżnicowanie wartości krajobrazu zaobserwowano ze względu na poziom zainteresowania techniką, jednak kierunek zależności nie jest w tym przypadku oczywisty.

Natomiast dla wydzielonych grup według kryterium wieku, dochodów, miejsca zamieszkania oraz płci średnia wartość krajobrazu rolniczego nie wykazuje istotnych statystycznie różnic. W celu określenia kierunku zależności pomiędzy wartością krajobrazu a badanymi determinantami obliczono dodatkowo wskaźniki korelacji rangowej tau-Kendalla (tab. 3.).

Zmienną najsilniej skorelowaną z deklarowaną wartością krajobrazu rolniczego była częstotliwość oglądania telewizji. Ujemne wartości wskaźnika potwierdzają wyniki uzyskane z wykorzystaniem testu Kruskala-Wallisa. Odwrotną zależność zaobserwowano w przypadku poziomu wykształcenia. Uzyskane wartości wskaźnika korelacji potwierdzają dodatni wpływ wykształcenia na wskazywaną przez respondentów wartość krajobrazu. Ponadto wykazano dodatnią i statystycznie istotną zależność między liczebnością rodziny, częstotliwością korzystania z internetu oraz poziomem zainteresowania sportem a wartością krajobrazu. Niemniej wnioskowanie w odniesieniu do tych cech powinno być ostrożne ze względu na niemo-

Tabela 3. Wskaźniki korelacji tau-Kendalla dla wybranych cech (grupowanie analogiczne jak w tabeli 2.) i wartości krajobrazu [zł/rok]

Cecha	Współczynnik korelacji
Oglądanie telewizji	-0,226***
Liczba osób w gospodarstwie domowym	0,224***
Wykształcenie	0,202***
Korzystanie z internetu	0,155**
Zainteresowanie sportem	-0,129*
Częstotliwość odwiedzania terenów wiejskich	-0,110
Dochód na osobę (dla przedziałów)	-0,015
Zainteresowanie modą	0,097
Wiek (lata)	-0,099
Zainteresowanie religią	-0,109

Istotność: * 0,1, ** 0,05, *** 0,01.
Źródło: badania własne.

notoniczny charakter tych zależności. Pozostałe wymieniane w literaturze zmienne, takie jak dochód w przeliczeniu na osobę, wiek respondentów, częstotliwość odwiedzania obszarów wiejskich czy poziom zainteresowania modą lub religią, okazały się słabo skorelowane z deklarowaną wartością krajobrazu.

Do określenia determinant wartości krajobrazu w ujęciu wielowymiarowym zastosowano metodę drzew regresyjnych. Jako zmienną zależną przyjęto kwotę, którą respondent byłby skłonny zapłacić za korzystanie z krajobrazu rolniczego (wyrażoną w zł/rok), natomiast zbiór zmiennych niezależnych tworzyły:

- predyktory jakościowe: płeć, miejsce zamieszkania, odwiedzanie terenów wiejskich, zatrudnienie oraz palenie papierosów;
- predyktory ilościowe: wiek, liczba osób w gospodarstwie domowym, liczba osób poniżej 18 lat w gospodarstwie domowym, wykształcenie, miesięczny dochód na osobę w gospodarstwie domowym, forma odpoczynku, postawy względem ryzyka.

Natomiast pozostałe zmienne podano w skali trzystopniowej¹: zainteresowanie polityką, kulturą, modą, sportem, kwestiami religii, zdrowym żywieniem, techniką, spożywanie żywności ekologicznej, czas korzystania z internetu, czas oglądania TV, granie w gry, wrażliwość na piękno przyrody.

Za pomocą procedury postępowania z metodą CART zbudowano drzewo regresyjne zaprezentowane na rysunku 1. Wyłoniono następujące determinanty: wiek, zainteresowanie religią, zainteresowanie modą, forma odpoczynku, oglądanie TV, postawa (ryzykant/optymista) oraz kupowanie żywności ekologicznej. Należy jednak zaznaczyć, że zgodnie ze specyfiką metody należy je interpretować we wzajemnym powiązaniu. Analiza wykresu polega na sumowaniu kryteriów, które posłużyły do wyodrębnienia poszczególnych podgrup. Każde kolejne piętro wykresu zawiera bardziej szczegółowy podział badanej próby oraz ustaloną w ramach wydzielonej grupy przeciętną wartość krajobrazu. Na samym szczycie wykresu podano średnią wartość krajobrazu rolniczego (61,07 zł/rok) uzyskaną w badanej próbie (n = 100). Pierwszy węzeł różnicuje wartość krajobrazu rolniczego na podstawie wieku respondentów. Ustalono, że dla grupy 21 osób w wieku poniżej 31 lat wartość krajobrazu rolniczego to średnio 123,10 zł rocznie, podczas gdy dla osób starszych (79 respondentów) tylko 44,58 zł/rok. W grupie osób młodszych możemy wyodrębnić dwie grupy respondentów według kryterium zainteresowania religią. Osoby młode, jednocześnie zainteresowane religią (5 osób) określiły wartość krajobrazu na 242 zł rocznie. Wśród pozostałych osób podobny wynik uzyskano w przypadku młodych osób niezainteresowanych zbyt religią, ale interesujących się modą. Osoby wyodrębnione w tych dwóch grupach były skłonne przeznaczyć na utrzymanie krajobrazu rolniczego około 240 zł rocznie.

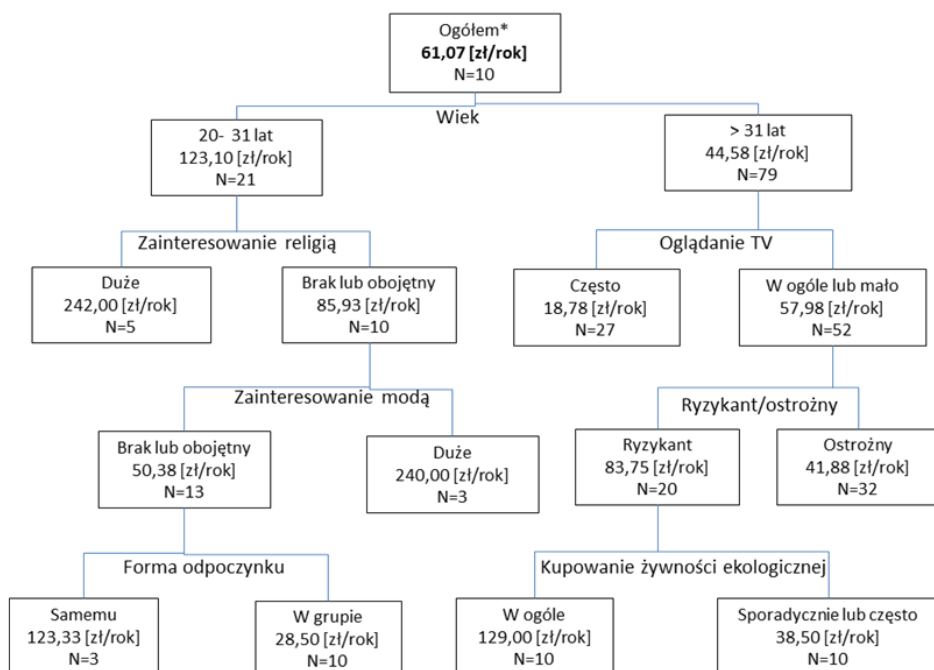
W dalszej kolejności pod względem wartości krajobrazu można wskazać kolejne dwie grupy osób deklarujące możliwe wydatki na utrzymanie krajobrazu rolniczego na poziomie około 120 zł rocznie. Do pierwszej z grup, relatywnie licznej (10% badanych), można zaliczyć osoby w wieku powyżej 31 lat, co najwyżej sporadycznie oglądające telewizję, akceptujące ryzyko i niekupujące żywności ekologicznej. Można przypuszczać, że wśród tych osób przeważali ludzie prowadzący aktywny tryb życia, którzy jednocześnie większą wagę przywiązują do przebywania na świeżym powietrzu niż do diety.

Podobna wartość krajobrazu została określona przez stosunkowo nieliczną grupę (3% badanych) młodych osób, przejawiających niewielkie zainteresowanie modą lub religią, preferujących samotny odpoczynek. Znacznie niższą wartość krajobrazu (38 zł/rok) odnotowano

¹ Mimo umieszczenia w kwestionariuszu skali Likerta w zakresie 0-6 ostatecznie, ze względu na ograniczenia wynikające z liczebności próby odpowiedzi analizowano w skali trzystopniowej.

w analogicznej grupie osób preferujących wypoczynek w towarzystwie innych ludzi (10% badanych). Można przypuszczać, że osoby wspólnie spędzające czas wolny przywiązują mniejszą wagę do krajobrazu, a skupiają większą uwagę na relacjach międzyludzkich.

Wśród osób w wieku powyżej 31 lat liczną grupę stanowiły osoby często oglądające telewizję (27% badanej próby), deklarujące potencjalne wydatki na utrzymanie krajobrazu rolniczego na bardzo niskim poziomie, niespełna 19 zł rocznie. Można domniemywać, że respondenci z tej grupy preferują bierny wypoczynek przed telewizorem i dlatego nie zgłaszali znaczącego zapotrzebowania na krajobraz rolniczy. W grupie starszych osób, nieoglądających telewizji znaczący odsetek stanowiły osoby, które stroniły od ryzyka. Ta najliczniejsza grupa respondentów (32% próby) określiła swój potencjalny wkład w utrzymanie krajobrazu na około 42 zł rocznie. Można przypuszczać, że ostrożność, na którą wskazali respondenci, powoduje, że w pierwszej kolejności zabezpieczają swoje prywatne potrzeby, a dopiero w dalszej kolejności są skłonni ponosić wydatki związane z dobrami publicznymi. Podobnie wartość krajobrazu rolniczego określili respondenci (10% próby), którzy uznali się za co najmniej obojętnych względem ryzyka i deklarowali zakup żywności ekologicznej. Można przypuszczać, że relatywnie niska wartość krajobrazu wśród tych respondentów wynika z większego ukierunkowania na zdrowy styl odżywiania oraz uszczuplenia domowego budżetu ze względu na zakupy droższej, ekologicznej żywności.



* Objasnienie wartości na diagramie: pierwszy wiersz – badana podgrupa, drugi wiersz – średnia deklarowana wartość krajobrazu rolniczego, trzeci wiersz – N (liczebność próby w węźle).

Rysunek 1. Determinanty wartości krajobrazu rolniczego – drzewo regresyjne opracowane za pomocą metody CART
Źródło: opracowanie własne.

DYSKUSJA

Uzyskane wyniki częściowo potwierdzają rezultaty uzyskane przez innych badaczy. Grupy respondentów wyłonione według przedziałów wiekowych nie różnicowały wartości krajobrazu. Należy jednak zaznaczyć, że zmienna „wiek” w połączeniu z innymi cechami umożliwiła wyłonienie grup w analizie wykonanej za pomocą drzew regresyjnych. Pozwala to na potwierdzenie wyników uzyskanych m.in. przez L. Drake’a [Drake 1992] czy B. Kaltenborn i T. Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002], wskazujących na wyższą wartość krajobrazu deklarowaną przez osoby młodsze. Na poziomie badanej próby ujemny współczynnik korelacji między wiekiem respondentów a wartością krajobrazu również potwierdza taki kierunek zależności, jednak nie może być uogólniony na całą badaną populację, którą są mieszkańcy gminy Góra Kalwaria.

Wykształcenie respondentów, podobnie jak w badaniach L. Drake’a [Drake 1992] czy A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000] wykazuje pozytywną korelację z wartością krajobrazu. Poza wymienionymi czynnikami także indywidualne cechy osobowości mogą wpływać na wartościowanie krajobrazu, co wykazano w pracy [Gonzalez-Bernaldez i in. 1979]. Za pomocą drzew regresyjnych ustalono, że w przypadku części badanych respondentów takimi cechami mogą być: postawa względem ryzyka, częstotliwość oglądania telewizji, zakupy żywności ekologicznej czy zainteresowanie religią lub modą. Analiza związku między cechami osobowościowymi a wartością krajobrazu przeprowadzona z wykorzystaniem współczynnika korelacji potwierdza istnienie istotnej w skali całej populacji ujemnej zależności między czasem spędzonym na oglądaniu telewizji a wartością krajobrazu.

Nie potwierdzono, podobnie jak w pracy K. Yu [Yu 1995], istotnego wpływu płci jako determinanty wartości krajobrazu, co stoi w sprzeczności z innymi pracami [Hawes 1998, Fleischer, Tsur 2000, Howley i in. 2012] wykazującymi zróżnicowanie względem tego wskaźnika. Nie potwierdzono również wpływu dochodu przypadającego na jedną osobę w gospodarstwie domowym na wartościowanie krajobrazu. Na istnienie takiej zależności wskazywali L. Drake [Drake 1992] oraz A. Fleischer i Y. Tsur [Fleischer, Tsur 2000], jednak nie byli oni zgodni co do jej kierunku. Podobnie w przypadku miejsca zamieszkania jednoznacznie nie potwierdzono statystycznie istotnego wpływu tej cechy na wartość krajobrazu. K. Yu [Yu 1995], B. Kaltenborn i T. Bjerke [Kaltenborn, Bjerke 2002] oraz A. van den Berg z zespołem [van den Berg i in. 1998] wyróżniali tę cechę jako determinantę wartości, jednak kierunek jej oddziaływania był odmienny u poszczególnych badaczy. Ponadto, na co w dotychczas publikowanych badaniach nie zwracano uwagi, wykazano statystycznie istotną zależność między liczbą osób w gospodarstwie domowym respondentów a wartościowaniem krajobrazu.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Przeprowadzone badania mogą stanowić przyczynek do pogłębionych badań na większej próbie badawczej. W badaniach potwierdzono przydatność metody CART do określania determinant wyceny krajobrazu rolniczego. W szczególności, na co wskazują również inne publikacje, metoda ta pozwala na klasyfikacje prób charakteryzowanych przez wiele cech o dotychczas niestwierdzonych powiązaniach przy wykorzystaniu danych o różnej skali, bez konieczności weryfikacji założeń co do ich rozkładu. Jednak metoda ta

wymaga liczniejszych prób badawczych, zwłaszcza w przypadku weryfikowania dużego zestawu cech diagnostycznych. Ważną zaletą metody CART jest możliwość wskazania czynników silnie różnicujących tylko część badanej zbiorowości. Przykładowo wykazano, że zależność wartości krajobrazu od częstotliwości oglądania telewizji występuje tylko w grupie osób w wieku powyżej 31 lat, podczas gdy na postawę osób w wieku poniżej 31. roku życia wpływają inne czynniki.

Wyniki badań potwierdziły część dotychczas uzyskanych wyników w odniesieniu do czynników demograficznych, wskazując jednocześnie na silny wpływ liczebności rodziny na wartość krajobrazu. Jednak niemonotoniczny charakter zależności wymaga przeprowadzenia dokładniejszych analiz w tym kierunku.

Istotnym wynikiem badań było wskazanie znaczącego udziału determinant osobowościowych na wartość krajobrazu rolniczego. Wpływ tej grupy czynników nie był dotychczas często opisywany. Oprócz wykazania znaczenia częstotliwości oglądania telewizji ujemnie wpływającej na wartość krajobrazu zauważono niewielki związek między korzystaniem z internetu a wartością krajobrazu oraz potencjalnym wpływem innych zainteresowań (moda, religia, żywność ekologiczna) na różnicowanie zgłaszanego zapotrzebowania na badane dobro publiczne.

LITERATURA

- Abler David, 2004: *Multifunctionality, agricultural policy, and environmental policy*, „Agricultural and Resource Economics Review”, 33, s. 8-17.
- Aizaki Hideo, Kazuro Sato, Hiroshi Osari, 2006: *Contingent valuation approach in measuring the multifunctionality of agriculture and rural areas in Japan*, „Paddy and Water Environment”, nr 4, s. 217-222.
- Arrow Kenneth, Solow Robert, Portney Paul, Learner Edward, Rodner Ray, Schuman Howard, 1993: *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation*, www.darrs.noaa.gov/library/pdf/cvblue.pdf.
- Balling John D., Falk John H., 1982: *Development of visual preference for natural environments*, „Environment and Behavior”, nr 14, s. 5-28.
- Bąk Iwona, 2012: *Wykorzystanie drzew klasyfikacyjnych i regresyjnych do analizy wyjazdów turystycznych gospodarstw domowych seniorów w Polsce*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, t. XIII (3), s. 7-17.
- Becla Agnieszka, Czaja Stanisław, Zielińska Anetta, 2012: *Analiza kosztów-korzyści w wycenie środowiska przyrodniczego*, Wydawnictwo Difin, Warszawa.
- Bourassa Steven C., 1990: *A paradigm for landscape aesthetics*, „Environment and Behavior”, nr 22, s. 787-812.
- Bowen Howard R., 1943: *The interpretation of voting in the allocation of economic resources*, „Quarterly Journal of Economics”, nr 58, s. 27-48.
- Brelik Agnieszka, 2013: *Dobra publiczne a zrównoważony rozwój agroturystyki – w poszukiwaniu wskaźników wyceny*. Materiały konferencyjne z IX kongresu PTE, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, <http://kongres.pte.pl/kongres/do-pobrania.html> [dostęp 15.10.2015].
- Brunstad Rolf Jens, Gaasland Ivar, Vårdal Erling, 1995: *Agriculture as a provider of public goods: a case study for Norway*, „Agricultural Economics”, nr 13, s. 39-49.
- Carson Richard T., Michael W. Hanemann, 2005: *Contingent valuation*, [w] *Handbook of Environmental Economics*, nr 2, red. K.G. Mäler, J.R. Vincent, Elsevier B.V., Amsterdam.
- Ciriacy-Wantrup von Siegfried, 1947: *Capital returns from soil-conservation practices*, „Journal of Farm Economics”, nr 29, s. 1181-1196.
- Cooper Tamsin, Hart Kaley, Baldock David, 2009: *Provision of Public Goods through Agriculture in the European Union*, IEES.
- Council of Europe, 2000: *European Landscape Convention*, France.
- Czyżewski Andrzej, Kulyk Piotr, 2011: *Dobra publiczne w koncepcji wielofunkcyjnego rozwoju rolnictwa – ujęcie teoretyczne i praktyczne*, „Problemy Rolnictwa Światowego”, nr 11 (2), s. 16-25.

- Daniłowska Alina, 2014: *Koncepcja dóbr publicznych a rolnictwo*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 360, s. 244-252.
- Davis Robert K., 1963: *The Value of Outdoor Recreation: An Economic Study of the Maine Woods*, rozprawa doktorska, Harvard University.
- Dobra publiczne a zrównoważony rozwój agroturystyki – w poszukiwaniu wskaźników wyceny. Ekonomia dla przyszłości. Odkrywać naturę i przyczyny zjawisk gospodarczych*. IX Kongres Ekonomistów Polskich, www.kongres.pte.pl, dostęp: 15.10.2015.
- Drake Lars, 1992: *The non-market value of the Swedish agricultural landscape*, „European Review of Agricultural Economics”, nr 19 (3), s. 351-364.
- Fleischer Aliza, Tsur Yacov, 2000: *Measuring the recreational value of agricultural landscape*, „European Review of Agricultural Economics”, nr 27, s. 385-398.
- Gonzalez-Bernaldez Fernando, Parra F., 1979: *Dimensions of landscape preferences from pairwise comparisons*, [w] red. G.H. Elsner, R.D. Smardon, Our National Landscape. General Technical Report PSW-35. USDA Forest Service, Berkeley, CA, USA.
- GUS, 2011: *Obszary wiejskie w Polsce*, Warszawa.
- GUS, 2015: *Aktywność ekonomiczna ludności Polski*. I kwartał 2015, Warszawa.
- Hall Clare, McVittie Alistair, Moran Dominic, 2004: *What does the public want from agriculture and the countryside? A review of evidence and methods*, „Journal of Rural Studies”, nr 20, s. 211-225.
- Hartig Terry, 1993: *Nature experience in transactional perspective*, „Landscape and Urban Planning”, nr 25, s. 17-36.
- Hawes Douglass K., 1998: *Travel-related lifestyle profiles of older woman*, „Journal of Travel Research”, nr 27, s. 22-32.
- Hodge Ian, Reader Mark, 2007: *Maximising the Provision of Public Goods from Future Agri-Environment Schemes*, Land Use Policy Group, Cambridge.
- Howley Peter, Donoghue Cathal, Hynes Stephen, 2012: *Exploring public preferences for traditional farming landscapes*, „Landscape and Urban Planning”, nr 104, s. 66-74.
- Hoyos David, Mariel Petr, 2010: *Contingent Valuation: past, present and future*, „Prague Economic Papers”, nr 4, s. 329-343.
- IAASTD, 2008: *Summary for Decision Makers of the Global Report*. Island Press, Washington.
- Kaltenborn Bjørn S., Bjerke Tore, 2002: *Associations between environmental value orientations and landscape preferences*, „Landscape and Urban Planning”, nr 59, s. 1-11.
- Klimczak Karol, 2007: *Przesłanki zarządzania ryzykiem w polskich spółkach giełdowych: analiza CART*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 455, s. 81-90.
- Komisja Europejska, 1997: *Conclusions of the Europe a Union Agricultural Council Meeting*, European Commission, Brussels.
- Kupidura Przemysław, Kupidura Adrianna, Łuczewski Michał, 2011: *Wartość krajobrazu. Rozwój przestrzeni obszarów wiejskich*, Wydawnictwo PWN, Warszawa.
- Łapczyński Mariusz, 2002: *Badania segmentów rynku motoryzacyjnego z zastosowaniem drzew klasyfikacyjnych (CART)*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 586, s. 87-102.
- Łapczyński Mariusz, 2003: *Drzewa klasyfikacyjne w badaniach satysfakcji i lojalności klientów*, www.statsoft.pl.
- Łapczyński Mariusz, 2005: *Podejście regresyjne w budowie drzew klasyfikacyjnych CART*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 680, s. 135-151.
- Latacz-Lohmann Uwe, van der Hamsvoort Carel, 1997: *Auctioning conservation contracts: a theoretical analysis and an application*, „American Journal of Agricultural Economics”, nr 79 (2), s. 407-418.
- Lyons Elizabeth, 1983: *Demographic correlates of landscape preference*, „Environment and Behavior”, nr 15, s. 487-511.
- Malinowska Ewa, 2010: *Wpływ atrakcyjności wizualnej krajobrazu na potencjał turystyczny Narwiańskiego Parku Narodowego i jego otuliny*, [w] *Krajobrazy Rekreacyjne – Kształtowanie, Wykorzystanie, Transformacja*, „Problemy Ekologii Krajobrazu”, t. 27, s. 277-285.
- Matusik Stanisław, Pietrzak Michał, Wilk Justyna, 2012: *Ekonomiczno-społeczne uwarunkowania migracji wewnętrznych w Polsce w świetle metody drzew klasyfikacyjnych*, „Studia Demograficzne”, nr 2 (162), s. 3-28.
- OECD, 2000: *Environmental indicators for agriculture: methods and results – the stocktaking report. Landscape. Document 88332*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.

- OECD, 2001: *Multifunctionality. Towards an Analytical Framework*, Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Piorr Anette, Ungaro Fabrizio, Ciancaglini Arianna, Happe Kathrin, Sahrbacher Amanda, Sattler Claudia, Uthes Sandra, Zander Peter, 2009: *Integrated assessment of future CAP policies: land use changes, spatial patterns and targeting*, „Environmental Science and Policy”, nr 12, s. 1122-1136.
- Plotkowski Lech, 2008: *Ekonomiczne aspekty oceny funkcji lasu, czyli gospodarka leśna w koncepcji zrównoważonego rozwoju*, „Studia i Materiały Centrum Edukacji Przyrodniczo-Leśnej”, R. 10, z. 3 (19), s. 252-272.
- Popławski Łukasz, 2013: *Problemy wyceny dóbr i usług środowiskowych na obszarach wiejskich*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 317, s. 250-260.
- Siwek Alicja, 2005: *Stopa zastąpienia a ochrona przed ubóstwem w kalkulacji świadczeń emerytalnych w Polsce*, [w] *Procesy demograficzne w starzejącym się społeczeństwie*, „Zeszyt nr 11 Sekcji Analiz Demograficznych”, Komitet Nauk Demograficznych PAN, s. 49-70.
- Solek Adrian, 2004: *Wybrane zagadnienia podaży dóbr publicznych*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 632, s. 91-104.
- Staniak Mariola, Feledyn-Szewczyk Beata, Bojarszczuk Joanna, 2007: *Bioróżnorodność jako ważny element planowania obszarów wiejskich*, [w] *Możliwości międzynarodowej współpracy w dziedzinie ochrony środowiska i wdrażania zrównoważonego rozwoju w nowym okresie programowania Unii Europejskiej (2007-2013)*, red. K. Giordano, P. Legutko-Kobus, KUL, Lublin, s. 110-116.
- Tomczak Franciszek, 2009: *Zmiany i reformy WPR, konsekwencje dla rolnictwa i finansowania polityki rolnej*, „Program Wieloletni 2005-2009”, nr 126, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Wartości nierynkowych korzyści z lasów. Metody wyceny oraz zastosowanie wyników w analizach ekonomicznych*, 2011: Warszawa, POLFOREX, www.polforex.wne.uw.edu.pl/docs/przewodnik_v3_final.pdf.
- Van der Berg Agnes E., Vlek Charles A.J., Coeterier J. Frederick, 1998: *Group differences in the aesthetic evaluation of nature development plans: a multilevel approach*, „Journal of Environmental Psychology”, nr 18, s. 141-157.
- Vatn Arild, 2002: *Multifunctional agriculture: some consequences for international trade regimes*, „European Review of Agricultural Economics”, nr 29 (3), s. 309-327.
- Verburg Peter H., Schulp C.J.E., Witte N., Veldkamp A., 2006: *Downscaling of land use change scenarios to assess the dynamics of European landscapes*, „Agriculture, Ecosystems and Environment”, nr 114 (1), s. 39-56.
- Wedgwood Alison, Sansom Kevin, 2003: *Willingness-to-pay surveys. A streamlined approach. Guidance notes for small town water services*, Water, Engineering and Development Centre, Loughborough University.
- Westhoek Henk, Overmars Koen P., van Zeijts Henk, 2013: *The provision of public goods by agriculture: Critical questions for effective and efficient policy making*, „Environmental Science & Policy”, nr 32, s. 5-13.
- Wilkin Jerzy, 2010: *Wielofunkcyjność rolnictwa. Kierunki badań, podstawy metodologiczne i implikacje praktyczne*, Warszawa, IRWiR PAN.
- Wu Xiaoyu, Cutter Bowman, 2011: *Who votes for public environmental goods in California? Evidence from a spatial analysis of voting for environmental ballot measures*, „Ecological Economics”, nr 70 (3), s. 554-563.
- Yu Kongjian, 1995: *Cultural variations in landscape preference: comparisons among Chinese sub-groups and Western design experts*, „Landscape and Urban Planning”, nr 32 (2), s. 107-126.
- Zube Ervin H., Pitt David G., Evans Gary W., 1983: *A lifespan developmental study of landscape assessment*, „Journal of Environmental Psychology”, nr 3, s. 115-128.
- Żylicz Tomasz, 2007: *Wycena dóbr nierynkowych*, „Aura”, sierpień 2007.
- Żylicz Tomasz, Bateman Ian, Georgiou Steven, Markowska Agnieszka, Dzięgielewska Dominika, Turner R. Kerry, Graham Andreas, Langford Ian, 1995: *Contingent valuation of eutrophication damage in the Baltic Sea region*, CSERGE Working Paper GEC 95-03.
www.polforex.wne.uw.edu.pl
www.stat.gov.pl

Sylwia Małażewska, Adam Wąs

DETERMINANTS OF VALUE OF AGRICULTURAL LANDSCAPE AS PUBLIC GOOD

Summary

The paper concerns the determinants that affect the value of public goods on the example of agricultural landscape. To examine the effect of demographic and personality determinants on the landscape value empirical research was carried out using direct interview in a sample of 100 respondents living in rural-urban municipality of Góra Kalwaria in 2015. The municipality was selected in a targeted manner whereas the respondents to the survey were selected in a random manner according to the layers established on the basis of the results obtained from the Local Data Bank. Univariate statistics and the CART - classification and regression trees method have been used in the analysis. Results confirmed the suitability of CART for determining the factors influencing valuation of public goods based on the example of agricultural landscape. The results confirm the effect of previously recognized determinants like age, risk attitude, the frequency of watching TV, buying organic food as well as interest in religion and fashion (individual personality variables). Impacts of the income, place of residence and sex on the valuation of the agricultural landscape were not confirmed. In the study the previously known set of demographic determinants was complemented by a number of people living in the household.

Adres do korespondencji:

Mgr Sylwia Małażewska, dr hab. Adam Wąs
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Wydział Nauk Ekonomicznych
ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa
e-mail: sylwia_malazewska@sggw.pl, adam_was@sggw.pl

AWERSJA DO RYZYKA A SKŁONNOŚĆ ROLNIKÓW DO WPROWADZANIA ZMIAN W GOSPODARSTWACH ROLNYCH

Piotr Sulewski

Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie

Kierownik katedry: prof. dr hab. Henryk Runowski

Słowa kluczowe: awersja do ryzyka, rolnictwo, zmiany

Key words: risk aversion, agriculture, changes

S y n o p s i s. W opracowaniu przeanalizowano zależność między częstotliwością zmian dokonywanych w gospodarstwach rolnych a stopniem awersji do ryzyka rolników. Przeprowadzone badanie wykazało, że liczba zmian dotyczących podstawowych obszarów funkcjonowania gospodarstw znacząco różniła się w zależności od stopnia awersji do ryzyka. Zaobserwowano, że rolnicy o niskim poziomie awersji do ryzyka znacznie częściej wprowadzali lub planowali wprowadzanie zmian, podczas gdy wysoki poziom awersji wiązał się zazwyczaj z niższą częstotliwością wdrażania zmian. Dokonane obserwacje prowadzą do wniosku, że postawa rolników względem ryzyka może stanowić ważny element w procesie zmian strukturalnych w rolnictwie.

WPROWADZENIE

Problematyka zmian i ich znaczenie dla funkcjonowania przedsiębiorstw i społeczności jest obszarem dość częstych rozważań ekonomistów. Zmiana jest procesem dostosowywania się podmiotów gospodarczych do rzeczywistości, która z natury jest zmienna [Sobka 2014]. Turbulentne otoczenie sprawia, że zmiany w gospodarce można uznać za zjawisko permanentne, chociaż towarzyszące im zagrożenia stają się przyczyną oporu wobec zmian [Carr i in. 1998]. Zmienne otoczenie powoduje jednak, że sukces na rynku odnieść mogą jedynie te przedsiębiorstwa, w których zmiana postrzegana jest nie tylko jako zagrożenie, ale też jako szansa. Zmiany mogą być klasyfikowane według różnych kryteriów, co prowadzi do wyodrębnienia odmiennych ich rodzajów. Można wskazać m.in. zmiany o charakterze innowacyjnym i adaptacyjnym, zmiany dobrowolne i narzucone, całościowe i częściowe [Walas-Trębacz 2009]. Zmiany w przedsiębiorstwach zachodzą w wyniku reakcji na określony układ czynników otoczenia lub wewnętrzne potrzeby organizacji. Szczególnie istotne w odniesieniu do zmian zachodzących w przedsiębiorstwach wydaje się rozróżnienie ze względu na kryterium trwałości – zmiany trudno odwracalne mogą wyznaczać warunki funkcjonowania przedsiębiorstwa na wiele lat, mają więc zazwyczaj charakter strategiczny i wiążą się z większym ryzykiem niż zmiany operacyjne o odwracalnym charakterze. W przypadku rolnictwa potrzebę zmian wiąże się zazwyczaj z pogarszającymi się wskaźnikami rentowności, co uzasadnia m.in. konieczność wzrostu skali produkcji czy zmian w jej strukturze. W ujęciu zagregowanym prowadzi to do przemian strukturalnych w skali całego sektora gospodarstw.

Problematyka zmian nabiera szczególnego znaczenia w okresach transformacji gospodarczej. Rolnictwo w Polsce jest sektorem, który proces przemian przechodzi od ponad ćwierć wieku [Józwiak, Ziętara 2013, Wąs 2013]. Badania prowadzone w Polsce na początku transformacji ustrojowej rozpoczętej w 1989 roku wykazywały, że wartością, której najbardziej zabrakło rolnikom wraz z końcem gospodarki centralnie planowanej, stało się poczucie bezpieczeństwa i stabilizacji [Rosner 1995, Majewski, Perepeczko 2001, Podedworna 2005]. Wojciech Józwiak i Wojciech Ziętara wskazali, że *dluższy okres stabilizacji pozwala gospodarstwom osiągnąć stan swoistej równowagi ekonomicznej, który wyraża się możliwie najkorzystniejszym wykorzystaniem posiadanych zasobów. Zmiana warunków gospodarowania wyraża gospodarstwa z tego stanu i wtedy producenci podejmują i realizują decyzje, które przywracają pożądaną dla nich równowagę ekonomiczną* [Józwiak, Ziętara 2013]. Przywrócenie tej równowagi wiąże się z koniecznością adaptacji do nowych (zmienionych) warunków gospodarowania. Poczucie bezpieczeństwa ściśle koresponduje z problemem ryzyka, które przejawia się w zmienności wartości oczekiwanej. W ujęciu behawioralnym staje się ona źródłem poczucia braku bezpieczeństwa, co determinuje przyjmowanie przez decydentów postaw awersji względem ryzyka. Można więc postawić hipotezę, że stopień awersji do ryzyka przekłada się na podejmowane przez decydentów (rolników) decyzje i wdrażane działania.

Zagadnienie dostosowywania się producentów rolnych do różnego rodzaju zmian było dotychczas przedmiotem analiz wielu badaczy, zarówno w kraju, jak i za granicą [np. Warren 1990, Gallup Europe 2000, Halamska i in. 2003, Józwiak 2003, Podedworna 2005, Wilkin 2006, Donati i in. 2015, Kiełbasa, Puchała 2015]. Badania prowadzone w tym obszarze dotyczą często zagadnienia postaw rolników analizowanych w określonym kontekście sytuacyjnym, wynikającym np. z reform polityki rolnej, realizowanych inwestycji, wdrażania innowacji itd.

TEORETYCZNE PODSTAWY AWERSJI DO RYZYKA WŚRÓD ROLNIKÓW

Ryzyko w rolnictwie ma duże znaczenie, bo wynika przede wszystkim z uzależnieniem procesów produkcyjnych od warunków przyrodniczych [Czyżewski 2006]. Specyfika produkcji rolniczej sprawia, że ryzyko produkcyjne w rolnictwie można w dużym stopniu uznać za pierwotne względem innych jego rodzajów. Z analiz OECD [2011] przeprowadzonych z wykorzystaniem modeli ekonometrycznych wynika, że zmienność plonów odpowiada za ponad połowę zmienności cen. Ryzyko cenowe i produkcyjne stanowią podstawę ryzyka dochodowego. Za podstawowe narzędzie stabilizacji dochodów w warunkach wspólnej polityki rolnej można uznać płatności obszarowe, chociaż ich istnienie związane jest z ryzykiem instytucjonalnym, przejawiającym się w możliwych zmianach systemu wsparcia rolnictwa. Katalog czynników ryzyka w rolnictwie uzupełnia ryzyko osobowe, związane z m.in. z wypadkami w gospodarstwie. Wszystkie z wyszczególnionych czynników składają się na łączne ryzyko gospodarstwa. Mając świadomość istniejących zagrożeń, rolnicy przyjmują wobec ryzyka określone postawy, których wyrazem jest awersja do ryzyka. Należy mieć na uwadze, że postawy przyjmowane przez danego decydenta wobec różnych rodzajów ryzyka mogą się różnić. Poziom akceptacji dla ryzyka może wynikać zarówno z obiektywnego prawdopodobieństwa niekorzystnych zdarzeń, jak również z subiektywnych wyobrażeń rolnika o tym prawdopodobieństwie (wyobrażenia te kształtowane są m.in. przez poziom percepcji, który wynika z wiedzy i zrozumienia zjawisk). W ujęciu teorii oczekiwanej użyteczności awersja do ryzyka, a tym samym jego akceptowalny poziom mają

charakter indywidualny. Zbyt wysoki poziom awersji do ryzyka przejawia się niechęcią do podejmowania działań, które w przekonaniu decydenta są zbyt ryzykowne. Zbyt niski poziom awersji do ryzyka może być przyczyną nadmiernych strat wynikających z zaniechania działań redukujących ryzyko. Biorąc pod uwagę indywidualny charakter funkcji oczekiwanej użyteczności, trudno obiektywnie wskazać rodzaje zmian, które mieszczą się w obszarze ryzyka akceptowalnego (zależą one od czynników indywidualnych).

Ze względu na znaczenie awersji do ryzyka w analizie mechanizmów decyzyjnych, kwestia postawy rolników względem ryzyka stanowiła dość często przedmiot badań naukowych [Bard, Barry 2001, Meuwissen i in. 200]. Dotychczas interesowano się głównie kwestią metod umożliwiających określenie stopnia awersji i wskazanie ewentualnego ich związku z parametrami charakterystyki gospodarstwa. Można również spotkać opracowania wskazujące na wpływ różnego rodzaju zmian na poziom ryzyka lub stopień awersji do ryzyka wśród rolników [Meuwissen i in. 1999, Bard, Barry 2001]. Rozważania prowadzone w tym obszarze wskazują, że np. większa liberalizacja rynków rolnych czy też zmiany klimatyczne prowadzą do wzrostu ryzyka. W części opracowań z tego obszaru badawczego analizowano również wpływ tych zmian na strategię zarządzania ryzykiem, ograniczając się zazwyczaj do instrumentów i narzędzi podnoszących stabilność gospodarowania [np. Meuwissen i in. 2008]. Brak jest jednak opracowań, które podejmowałyby problematykę relacji pomiędzy postawą rolników względem ryzyka a zmianami wprowadzanymi w gospodarstwach.

METODYKA

W opracowaniu podjęto próbę określenia związku pomiędzy postawą polskich rolników względem ryzyka a wdrażanymi przez nich zmianami na poziomie gospodarstwa rolnego. Zagadnienie to wydaje się istotne, chociażby z powodu przekształceń strukturalnych, które oceniane są jako zbyt powolne w stosunku do potrzeb współczesnej gospodarki [Wąs 2013]. Określenie związku między postawami względem ryzyka a skłonnością lub niechęcią do wdrażania zmian stanowić może przyczynek do podjęcia dyskusji nad rolą ryzyka w procesie przekształceń strukturalnych w rolnictwie. Za punkt odniesienia w badaniach przyjęto ryzyko produkcyjne, co wynika z jego pierwotnego charakteru względem innych rodzajów ryzyka.

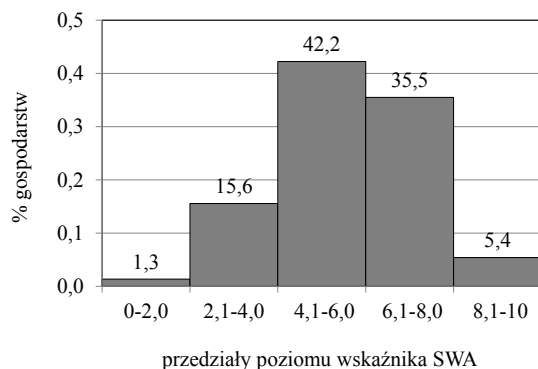
Badaniami objęto grupę 593 gospodarstw z całego kraju, prowadzących rachunkowość rolną FADN (ang. *Farm Accountancy Data Network*). Obiekty do badań wybrane zostały przy zastosowaniu procedury doboru warstwowo-losowego. Szczegóły dotyczące tej procedury w odniesieniu do bazy FADN można znaleźć w opracowaniach Adama Wąsa [Wąs 2013] i Piotra Sulewskiego [Sulewski 2015]. Dane dotyczące konstrukcji całej próby badawczej FADN zostały opisane w publikacjach dotyczących FADN [FADN 2012]. Badana grupa odzwierciedlała strukturę próby badawczej FADN pod względem wielkości ekonomicznej, typu produkcyjnego i położenia geograficznego. W wylosowanych gospodarstwach doradcy z ośrodków doradztwa rolniczego (zbierający dane do systemu FADN) przeprowadzili pogłębione wywiady kierowane, które umożliwiły m.in. ocenę postaw rolników wobec ryzyka. Każdy obiekt w badanej próbie (podobnie jak w FADN) reprezentuje określoną liczbę gospodarstw, wobec czego wszystkie dane miały charakter ważony i dotyczyły całej zbiorowości znajdującej się w polu obserwacji polskiego FADN (738 tys. gospodarstw towarowych w 2012 r.). Zastosowanie danych ważonych wyeliminowało konieczność oceny istotności statystycznej (wszystkie liczebności dotyczą całej zbiorowości gospodarstw w Polsce).

Do określenia stosunku rolników do ryzyka wykorzystano syntetyczny wskaźnik awersji do ryzyka (SWA). Wskaźnik ten skonstruowany został na podstawie odpowiedzi rolników na pytania dotyczące skłonności/niechęci do podejmowania ryzykownych działań w obszarze działalności rolniczej. Stanowi on miarę w uproszczony sposób odzwierciedlającą postawy rolników wobec ryzyka produkcyjnego. Im wyższy stopień niechęci rolnika do podejmowania ryzykownych działań, tym większa wartość wskaźnika. Wskaźnik ten jest wielkością niemianowaną i zawiera się w przedziale od 0 (brak awersji do ryzyka) do 10 (bardzo wysoka awersja). Wskaźnik skonstruowany został według metodyki przedstawionej w opracowaniu P. Sulewskiego [Sulewski 2015]. Metoda ta jest alternatywą dla ilościowego podejścia bazującego np. na współczynniku Arrow-Pratta [Pratt 1964, Arrow 1965], który jest najczęściej stosowaną miarą awersji do ryzyka, jednak wymaga oszacowania funkcji oczekiwanej użyteczności danego decydena.

WYNIKI BADAŃ

Na rysunku 1. przedstawiono rozkład wartości syntetycznego wskaźnika ryzyka. Wynika z niego, że rolnicy z badanych gospodarstw charakteryzowali się w większości dość wyraźną, chociaż nie ekstremalnie wysoką awersją do ryzyka. Również dość rzadkie okazały się postawy bardzo niskiej awersji do ryzyka. Większość obserwacji mieściła się w przedziale wartości SWA między 4,1 a 8,0, co wskazuje, że zbiorowość rolników jest z omawianego punktu widzenia dość słabo zróżnicowana.

W tabeli 1. przedstawiono podstawowe informacje dotyczące charakterystyki badanych gospodarstw w zależności od poziomu SWA. Można zaobserwować, że przeciętnie poziom części parametrów wyraźnie różni się między wydzielonymi grupami wartości syntetycznego wskaźnika awersji do ryzyka. Dotyczy to głównie zmiennych związanych z potencjałem produkcyjnym gospodarstwa, takich jak powierzchnia użytków rolnych, liczba zwierząt czy też wartość produkcji. W przypadku tych parametrów można zauważyć, że niższym poziomom wskaźnika awersji towarzyszy zazwyczaj przeciętnie wyższa wartość przywołanych parametrów. Znacznie mniej jednoznaczny charakter wykazują relacje między awersją a cechami charakterystyki osobowej kierownika gospodarstwa, takimi jak wiek rolnika i lata



Rysunek 1. Rozkład wartości syntetycznego wskaźnika ryzyka (SWA) w badanych gospodarstwach
Źródło: opracowanie własne.

doświadczenia. W przypadku tych parametrów różnice w wysokości omawianych parametrów nie układają się w jednoznaczną zależność. W odniesieniu do wskaźnika wykształcenia można jednak zauważyć (przy stosunkowo niewielkich różnicach), że jego poziom jest przeciętnie najwyższy w grupie o najmniejszej awersji do ryzyka, a najniższy w grupie o najwyższej awersji. W znacznie bardziej wyraźny schemat układają się zaś relacje między poziomem awersji a odsetkiem rolników z wykształceniem rolniczym. Udział rolników z taką

Tabela 1. Podstawowe elementy charakterystyki gospodarstw w zależności od poziomu SWA

Poziom wskaźnika SWA	Wskaźnik wykształcenia*	Udział rolników z wykształceniem rolniczym [%]	Wiek kierownika gospodarstwa [lata]	Lata gospodarowania	Powierzchnia użytków rolnych [ha]	Wskaźnik bonitacji gleb	Liczba zwierząt [sztuki duże]	Wartość produkcji [tys. zł]	Dochód z gospodarstwa rolnego [tys. zł]
0-2,0	2,8	73,9	47	19,4	25,7	0,77	22,2	245,2	79,2
2,1-4,0	2,6	70,8	46	20,8	22,8	0,82	15,2	160,1	57,8
4,1-6,0	2,7	70,0	46	18,9	20,2	0,86	11,2	125,3	50,8
6,1-8,0	2,5	60,7	48	22,7	19,7	0,83	10,5	102,0	35,7
8,1-10,0	2,5	52,7	47	18,5	17,6	0,96	10,0	102,7	43,1
Ogółem	2,6	66,7	47	20,6	20,4	0,85	11,7	122,6	46,5

* wskaźnik wykształcenia skonstruowano jako średnią z ocen punktowych polegających na przypisaniu poszczególnym jego poziomom następujących wartości: wykształcenie podstawowe = 1; zawodowe = 2; średnie = 3; wyższe = 4.
Źródło: badania własne.

cechą wyraźnie zmniejsza się wraz ze wzrostem awersji do ryzyka. Obserwacja dotycząca zależności między awersją a wykształceniem potwierdza wskazywaną w literaturze ogólną prawidłowość, że lepszy poziom wykształcenia sprzyja zazwyczaj zmniejszeniu niechęci do ryzyka [Dohman 2011, Outreville 2015].

W tabeli 2. przedstawiono informacje o zmianach dokonanych w gospodarstwach w ciągu 6 lat poprzedzających przeprowadzone badania (w zależności od poziomu awersji do ryzyka). W kwestionariuszu wywiadu zamieszczono pytania o zmiany w odniesieniu do parametrów gospodarstwa, które można uznać za najistotniejsze z punktu widzenia jego charakterystyki. Dotyczyły one zwiększenia powierzchni użytków rolnych, zwiększenia liczby zwierząt oraz zmian w strukturze upraw. Wszystkie zmiany miały charakter odwracalny. Dodatkowo zamieszczono pytanie o to, czy rolnik wprowadził jakąkolwiek zmianę istotną w jego ocenie.

Przeciętnie jakiegokolwiek (istotne z punktu widzenia rolników) zmiany wprowadziło w swoich gospodarstwach ponad 45% badanych. Można zauważyć, że odsetek takich jednostek zależał od poziomu awersji do ryzyka – im większa awersja do ryzyka, tym mniejszy udział podmiotów, w których coś się zmieniło. Podobną zależność można wskazać w odniesieniu do rodzaju wprowadzonych zmian. W grupie gospodarstw o najniższym wskaźniku awersji do ryzyka powierzchnię użytków rolnych zwiększyła ponad połowa badanych, podczas gdy w przypadku jednostek o najwyższej wartości wskaźnika awersji było to zaledwie kilkanaście procent. Podobne relacje można wskazać także w przypadku zmian w strukturze zasiewów i zwiększenia liczby zwierząt. Uzyskane wyniki wskazują więc, że im wyższy poziom awersji do ryzyka, tym niższa częstotliwość zmian wprowadzonych w gospodarstwie w przeszłości.

W tabeli 3. zamieszczono informację o planowanych zmianach. W porównaniu do przeszłości można przede wszystkim wskazać, że przeciętnie większy odsetek rolników

Tabela 2. Poziom awersji do ryzyka a rodzaj zmian dokonanych w organizacji gospodarstwa

Przedział wartości wskaźnika SWA	Udział rolników deklarujących zmiany [%]			
	wprowadzenie jakiegokolwiek istotnej zmiany	zwiększenie powierzchni użytków rolnych	zmiany w strukturze upraw	zwiększenie liczby zwierząt
0-2,0	56,4	54,2	42,2	41,6
2,1-4,0	51,4	33,6	13,5	30,3
4,1-6,0	45,4	22,0	11,9	18,0
6,1-8,0	39,2	18,7	12,5	13,9
8,1-10,0	26,7	14,4	6,4	3,8
Ogółem	46,3	22,3	12,2	33,1

Źródło: badania własne.

Tabela 3. Poziom awersji do ryzyka a deklarowane zmiany w przyszłości według rolników

Przedział wartości wskaźnika SWA	Udział rolników deklarujących [%]				
	wprowadzenie jakiegokolwiek istotnej zmiany	realizacja inwestycji w związku ze zmianami	zwiększenie powierzchni użytków rolnych	zmiany w strukturze upraw	zwiększenie liczby zwierząt
0-2,0	83,7	78,3	31,5	54,1	43,7
2,1-4,0	58,3	47,6	26,2	32,5	40,3
4,1-6,0	48,6	38,6	22,8	26,9	35,1
6,1-8,0	46,8	27,8	19,6	19,5	27,1
8,1-10,0	38,0	25,6	11,5	16,0	20,8
Ogółem	49,4	36,0	21,7	24,8	32,5

Źródło: badania własne.

zadeklarował wprowadzanie w przyszłości zmian w funkcjonowaniu gospodarstwa. Jedynie odsetek osób deklarujących zwiększenie areálu był zbliżony do obserwacji z przeszłości. Odsetek osób planujących zmiany, podobnie jak w przeszłości, okazał się najwyższy w grupie rolników o najmniejszym poziomie awersji do ryzyka, a najwyższy w grupie osób o najwyższym wskaźniku SWA. Biorąc pod uwagę skrajne grupy wskaźnika SWA, można zauważyć, że w przedziale 0-2,0 jakąkolwiek zmianę planowało ponad 80% badanych i jednocześnie w ponad 78% przypadków zmiany te wiązałyby się z przeprowadzeniem inwestycji. W drugiej ze skrajnych grup (o wskaźniku SWA z przedziału 8,1-10,0) było to odpowiednio 38% oraz 25,6%. Nieco mniej rolników deklarowało zmiany w pozostałych wymiarach uwzględnionych w badaniu, przy czym – analogicznie jak w kwestiach opisanych wyżej – należy stwierdzić, że przeciętnie im wyższe wartości SWA, tym udział rolników deklarujących zmiany okazywał się niższy.

Procesy obserwowane na poziomie gospodarstw rolnych stanowią odzwierciedlenie reakcji rolników na zmianę zewnętrznych i wewnętrznych uwarunkowań prowadzonej działalności. Złożoność środowiska, w którym funkcjonują gospodarstwa, sprawia, że jednoznaczna ocena i określenie możliwych reakcji na zmiany w różnych aspektach funkcjonowania gospodarstw są znacząco utrudnione (zarówno z punktu widzenia rolnika, jak i badacza). Za wypadkową tych zmian można jednak uznać wahania w dochodzie rolniczym, stanowiącym najbardziej syntetyczny miernik efektów działalności gospodarstwa.

Wahania te stanowią jednocześnie jeden z podstawowych przejawów ryzyka w rolnictwie. W konsekwencji reakcje rolników na wahania (a szczególnie spadki) dochodu mogą być traktowane jako syntetyczny wyróżnik ich postawy względem zmieniających się uwarunkowań. W tabeli 4. przedstawiono dane dotyczące deklarowanych reakcji rolników na znaczący (>30%) spadek dochodów rolniczych. Wskazane reakcje różnią się w zależności od poziomu awersji do ryzyka, chociaż trudno w tym przypadku o zarysowanie jednoznacznej zależności. Biorąc jednak pod uwagę skrajne poziomy SWA, można zauważyć, że rolnicy o niskiej awersji do ryzyka częściej wskazywali na ograniczenie planowanych inwestycji (41% wszystkich wskazań), podczas gdy rolnicy o wysokiej awersji eksponowali przede wszystkim ograniczanie wydatków konsumpcyjnych (prawie 31% wszystkich wskazań). Jak się wydaje, obserwowane różnice można uzasadnić ogólną sytuacją gospodarstw tworzących wyodrębnione grupy (na co wskazuje omówiona już wcześniej zawartość tabeli 1.). Gospodarstwa rolników o niskiej awersji do ryzyka charakteryzują się przeciętnie większym potencjałem produkcyjnym i wyższymi dochodami, co sprawia, iż w większym stopniu są w stanie przetrwać trudny okres bez istotnego ograniczania bieżącej konsumpcji, rezygnując jedynie z potencjalnych inwestycji. W przypadku gospodarstw należących do rolników o wysokiej awersji, które charakteryzują się słabszym potencjałem i w których zdecydowanie rzadziej planuje się inwestycje, ograniczenie konsumpcji pozostaje prawdopodobnie jedynym realnym sposobem przejścia przez trudny okres. Warto jednocześnie zwrócić uwagę, że w grupie rolników o niskiej awersji 18% badanych zadeklarowało brak jakiegokolwiek reakcji, wskazując, że gospodarstwo nie stanowi głównego źródła dochodu, co również wyraża specyfikę tej części badanej zbiorowości. Rolnicy o niskiej awersji do ryzyka nieco częściej niż pozostali deklarowali też zmianę kierunku produkcji.

Tabela 4. Poziom awersji do ryzyka a deklarowane reakcje rolników na znaczący spadek dochodów z gospodarstwa

Rodzaj deklarowanej reakcji na spadek dochodów	Udział rolników według poziomu SWA [%]					
	0-2,0	2,1-4,0	4,1-6,0	6,1-8,0	8,1- 10,0	ogółem
Ograniczenie planowanych inwestycji	41,0	26,2	26,5	25,3	21,7	26,0
Ograniczenie wydatków konsumpcyjnych	4,9	26,8	21,4	24,0	30,8	23,4
Zmiana kierunku produkcji	17,6	16,4	13,2	17,5	8,5	15,0
Podjęcie/rozszerzenie działalności pozarolniczej	17,6	9,0	8,4	6,8	13,5	8,3
Brak reakcji – gospodarstwo nie jest głównym źródłem dochodów	18,9	1,9	6,4	8,2	4,7	6,4
Podjęcie pracy poza gospodarstwem	0,0	7,3	6,6	6,2	0,0	6,1
Rezygnacja z działalności towarowej i sprzedaż lub wydzierżawienie ziemi	0,0	0,5	7,2	2,6	0,0	4,0
Zwiększenie powierzchni gospodarstwa	0,0	2,9	3,4	3,2	5,6	3,3
Zwiększenie liczby zwierząt	0,0	2,8	3,3	3,1	4,9	3,2
Inne	0,0	5,6	1,9	1,2	4,7	2,4
Zakończenie działalności gospodarstwa w najbliższym czasie	0,0	0,7	1,0	2,0	5,6	1,6
Przeprowadzka do miasta	0,0	0,0	0,7	0,0	0,0	0,3
Razem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Źródło: badania własne.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, że zarówno wybrane parametry charakterystyki gospodarstw, jak i charakter dokonanych oraz planowanych przez rolników zmian są zróżnicowane ze względu na poziom awersji do ryzyka. Największe różnice w podejściu do zmian obserwowano między rolnikami o skrajnie wysokiej i niskiej awersji do ryzyka. Im wyższy stopień niechęci do ryzyka, tym ogólnie mniejsza skłonność do wprowadzania zmian. Obserwacje te odnoszą się do wszystkich rodzajów zmian uwzględnionych w analizie. Należy jednak mieć na uwadze, że część przekształceń, które mogą wprowadzać rolnicy w gospodarstwach, nie wiąże się z długofalowymi konsekwencjami (są względnie łatwo odwracalne), stąd największy odsetek respondentów skłonnych do wprowadzania zmian zaobserwowano w przypadku pytania o jakąkolwiek istotną zmianę (w każdym przedziale wskaźnika awersji do ryzyka).

Dokonane obserwacje są istotne w kontekście dyskusji o potrzebie przyspieszenia przemian strukturalnych rolnictwa, gdyż wskazują, że postawy względem ryzyka mogą stanowić jeden z czynników hamujących lub przyspieszających procesy przekształceń. Należy jednak mieć na uwadze, że nie w każdym przypadku postawa przejawiająca się niską awersją do ryzyka będzie przejawem skłonności do wprowadzania zmian oczekiwanych z punktu widzenia przekształceń w sektorze rolnictwa. Przeprowadzone badania wykazały jedynie, że przy zastosowanym sposobie oceny niższy poziom awersji do ryzyka sprzyja większej częstotliwości zmian polegających m.in. na zwiększeniu powierzchni czy też stada zwierząt. W związku z tym zasadne wydaje się, by kreowane przez państwo instrumenty polityki rolnej, mające na celu stymulowanie przekształceń strukturalnych w sektorze rolnictwa, uwzględniały zróżnicowanie postaw rolników względem ryzyka. Ze względu na to, że większość objętej badaniami zbiorowości charakteryzowała się raczej dosyć wysokim (choć nie ekstremalnie) poziomem awersji do ryzyka, wskazane jest również wdrażanie programów zwiększających umiejętności rolników w zakresie zarządzania ryzykiem, jak też podejmowanie działań zwiększających poziom percepcji poszczególnych zagrożeń i metod ich minimalizacji.

LITERATURA

- Arrow Kenneth, 1965: *Aspects of the Theory of Risk Bearing*, Yrjo Jahnsson Saatio, Helsinki, s. 28-45.
- Bard Sharon, Barry Peter, 2001: *Assessing Farmers' Attitudes Toward Risk Using The "Closing In Method"*, „Journal of Agricultural and Resource Economics”, vol. 26, no. 1. s. 248-260.
- Carr David, Hard Kevin, Trahan William, 1998: *Zarządzanie procesem zmian*, Wydawnictwo PWN, Warszawa, s. 69-89.
- Czyżewski Andrzej, 2006: *Polityka gospodarcza i jej wpływ na kształtowanie cen i dochodów w rolnictwie*, [w] *Ekonomiczne warunki wykorzystania rynkowych narzędzi stabilizacji cen i zarządzania ryzykiem w rolnictwie*, red. Michał Jerzak, Andrzej Czyżewski, Wydawnictwo Akademii Rolniczej im. Augusta Cieszkowskiego w Poznaniu, Poznań, s. 17-47.
- Dohmen Thomas, Falk Armin, Huffman David, Sunde Uwe, Schupp Jürgen, Wagner Gert, 2011: *Individual risk attitudes: measurement, determinants and behavioral consequences*, „Journal of the European Economic Association”, 9 (3), s. 522-550.
- Donati Michele, Menozzi Davide, Fioravanti Martina, 2015: *Understanding farmers' responses to CAP reform*, „New Medit” 3/2015, s. 29-39.
- FADN 2012: *Opis realizacji planu wyboru próby gospodarstw rolnych dla polskiego FADN w 2012*, IERiGŻ-PIB, Warszawa, s. 1-8.
- Gallup Europe, 2000: *Eurobarometr 2000 – Flash Survey 86. Farmers' Attitudes Towards the CAP*, Analytical Report, 12/2000, s. 1-26.
- Halamska Maria, Lamarche Hugues, Maurel Marie-Claude, 2003: *Rolnictwo rodzinne w transformacji postkomunistycznej*, Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN, Warszawa, s. 43-169.

- Józwiak Wojciech, 2003: *Ewolucja gospodarstw rolnych w latach 1996-2002*, GUS, Warszawa, s. 10-240.
- Józwiak Wojciech, Ziętara Wojciech, 2013: *Zmiany zachodzące w gospodarstwach rolnych w latach 2002-2010. Powszechny spis rolny 2010*, GUS, Warszawa, s. 8-11, 7.
- Kiełbasa Barbara, Puchała Jacek, 2015: *Innowacyjność młodych rolników i ich postawy wobec zmian na przykładzie gospodarstw rolnych położonych w regionie rozdrobnionego rolnictwa*, „Roczniki Naukowe SERiA”, t. XVII, z. 1, s. 107-111.
- Majewski Edward, Perepeczko Barbara, 2001: *Rolnicy – ich postawy i poglądy*, [w] *Jakość zarządzania w gospodarstwach rolniczych w Polsce w świetle badań*, red. Edward Majewski, Wydawnictwo SGGW, Warszawa s. 164-184.
- Meuwissen Miranda, Asseldonk van A.P.Marcel, Huirne Ruud, 2008: *Income stabilization in Agriculture; reflections on an EU-Project. Income Stabilization in European Agriculture. Design and Economic Impact on Risk Management tools*, Wageningen Academic Publishers, s. 17-176.
- Meuwissen Miranda, Hardaker John Brian, Huirne Ruud, Dijkhuizen A.A. 2001: *Sharing risk in agriculture: principles and empirical results*, „Netherlands Journal of Agricultural Science”, 49, s. 343-356.
- Meuwissen Miranda, Huirne Ruud, Hardaker John Brian, 1999: *Perceptions of risks and risk management strategies; an analysis of Dutch livestock farmers*, AAEA Annual Meeting, August 8-11, Nashville, Tennessee.
- Outreville J. Francois, 2015: *The relationship between relative risk aversion and the level of education: a survey and implications for the demand for life insurance*, „Journal of Economic Surveys” (2015), vol. 29, no. 1, s. 97-111.
- OECD, 2011: *Managing Risk in Agriculture. Policy Assessment and Design*, OECD Publishing, s. 61.
- Podedworna Hanna, 2005: *Tożsamość «farmerów» (nowoczesnych producentów żywności) jako przykład nowej tożsamości rolników*, „Wieś i Rolnictwo”, Suplement do nr 3(128), Warszawa, s. 88-106.
- Pratt John, 1964: *Risk Aversion in the Small and in the Large*, „Econometrica” 32, 122-136.
- Rosner Andrzej, 1995: *Rolnicy '92. Wybrane wyniki sondażowe*, [w] *Wieś i jej mieszkańcy. Zróżnicowania, postawy i strategie zachowań*, red. Barbara Fedyszak-Radziejowska, IRWiR PAN, Warszawa, s. 80-86.
- Sobka Mariusz, 2014: *Zmiany organizacyjne w teorii i praktyce*, Politechnika Lubelska, Lublin, s. 9.
- Sulewski Piotr 2015: *Ekonomiczny wymiar ryzyka produkcyjnego w rolnictwie*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 19-22, 31, 182-185.
- Warren Martyn, 1990: *Attitudes To Change, Training and Advice*, „Farm Management”, vol. 7, no. 4, Winter 1989/1990, s. 199-208.
- Walas-Trębacz Jolanta, 2009: *Zmiany organizacyjne przeprowadzane w przedsiębiorstwie*, „Zeszyty Naukowe Małopolskiej Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Tarnowie”, nr 2 (13), t. 2, s. 31-41.
- Wąs Adam, 2013: *Modelowanie przemian strukturalnych polskiego rolnictwa*. Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 29-57, 39-70, 133-135.
- Wilkin Jerzy, 2006: *Sami swoi? Rolnicy w UE*, [w] *Polska wieś 2006. Raport o stanie wsi*, Fundacja na rzecz Rozwoju Polskiego Rolnictwa, Warszawa, s. 9-20.

Piotr Sulewski

FARMERS' RISK AVERSION AND THEIR ATTITUDES TOWARDS CHANGES IN FARMS

Summary

In the paper the relationship between farmers' risk aversion and changes conducted and planned on the Polish commercial farms has been analyzed. The research revealed that the number of changes was significantly higher in the groups of farmers with lower risk aversion while in the groups of higher risk aversion the tendency to change was definitely smaller. Observed relation leads to the conclusion that farmers' attitudes towards risk could be an important factor in the process of structural changes in agriculture.

Adres do korespondencji:

Dr inż. Piotr Sulewski
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa
e-mail: piotr_sulewski@sggw.pl

WIELKOŚĆ BANKU SPÓŁDZIELCZEGO A JEGO EFEKTYWNOŚĆ

Stanisław Bagieński, Aleksandra Socha

Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie

Kierownik katedry: prof. dr hab. Henryk Runowski

Słowa kluczowe: bank spółdzielczy, efektywność, wielkość banku

Key words: cooperative bank, efficiency, bank size

S y n o p s i s. Celem badań była ocena efektywności banków spółdzielczych w zależności od ich wielkości. Próbę badawczą stanowiło 300 banków spółdzielczych zrzeszonych w Banku Polskiej Spółdzielczości. Wielkość banku określono za pomocą czterech cech: wartości aktywów ogółem, wartości kapitałów własnych, liczby placówek oraz liczby prowadzonych rachunków. Za pomocą punktowego wskaźnika kolejności zbudowano ranking banków, a następnie przy wykorzystaniu kwartyli wyodrębniono cztery grupy banków o podobnej wielkości. Efektywność oceniono za pomocą metody Data Envelopment Analysis (DEA) w oparciu o modele BCC oraz CCR zorientowane na nakłady oraz wybrane wskaźniki efektywności. Zmiany produktywności w czasie oszacowano za pomocą indeksu Malmquista. Badania wykazały, że wśród badanych banków spółdzielczych najbardziej efektywne były te największe. Małe banki charakteryzowały się wyższą efektywnością niż średnie, ale mniejszą niż największe banki.

WPROWADZENIE

Liczba banków spółdzielczych w Polsce w latach 2000-2012 zmniejszyła się z poziomu 680 do 572 banków. Jednocześnie nastąpił silny wzrost wielkości banków spółdzielczych mierzony sumą bilansową. W 2000 r. przeciętna wartość aktywów na 1 bank wynosiła 26,5 mln zł, natomiast w 2012 r. – 150 mln zł. Zmiany regulacji prawnych, narastająca konkurencja ze strony banków komercyjnych, spółdzielczych kas oszczędnościowo-kredytowych i instytucji parabankowych oraz rozwój technologii wymusiły na bankach spółdzielczych procesy konsolidacji, co przełożyło się na wzrost wielkości banków.

Pogorszenie sytuacji makroekonomicznej w czasie ostatniego kryzysu finansowego zapoczątkowało dyskusje na temat wpływu wielkości banku na jego stabilność i efektywność. W myśl zasady „*too big to fail*” („za duży, aby upaść”) istnieje przeświadczenie o przewadze dużych banków, dysponujących znacznymi zasobami finansowymi, które umożliwiają m.in. finansowanie zaawansowanych technologii bankowych. Jednocześnie duże banki cechuje na ogół rozpoznawalna marka i dużo większa swoboda w realizowaniu czynności bankowych. Jak wskazali Jacek Kulawik

i Justyna Ziółkowska, efektem zbieżnym z nasilającą się polaryzacją sektora bankowego jest postępująca dominacja dużych banków [Kulawik, Ziółkowska 2006]. Lepiej radzą sobie z gromadzeniem, przetwarzaniem i wykorzystywaniem tzw. twardych informacji pochodzących ze sprawozdań finansowych, co ułatwia wchodzenie w nowe obszary działania, czyli czerpanie korzyści z dywersyfikacji geograficznej i sektorowej. Jednocześnie jednak nawiązane relacje z klientami są płytsze i głównie krótkookresowe. Takie banki mogą prowadzić szerszą penetrację rynków, pozwalającą zwiększać przychody przy relatywnie niskich kosztach oraz oferować produkty nawet po niższych marżach, co przy danych rozmiarach działalności pozwala na zwiększenie efektywności [Mishra, Das 2005]. Natomiast małe banki cechuje dobra znajomość lokalnego rynku, dostęp do informacji miękkich, szczególnie istotnych w procesie kredytowania oraz wysoka lojalność klientów. Na kształtowanie struktury i wielkości banków wpływają uwarunkowania prawne i regulacyjne. Richard Davies i Belinda Tracey zauważyli, że reformy mające na celu ograniczenie wielkości banku mogą prowadzić do kosztów w postaci utraconych korzyści skali [Davis, Tracey 2014]. Kształtowanie optymalnej wielkości banku jest powiązane ze zjawiskiem korzyści skali. Zachodzi ono wówczas, gdy wzrost rozmiarów produkcji powoduje spadek kosztu przeciętnego. Natomiast niekorzyści skali oznaczają, że zwiększenie rozmiarów produkcji będzie prowadziło do wzrostu kosztu przeciętnego. Istnienie korzyści skali powinno prowadzić do zmniejszania liczby i zwiększenia rozmiarów instytucji bankowych, przy jednoczesnym zwróceniu uwagi na kwestię nadmiernej koncentracji w sektorze bankowym [Gikas 1999].

Wyniki badań prowadzonych na świecie w zakresie relacji: wielkość a efektywność banku nie są jednoznaczne. Badania prowadzone na 21 bankach komercyjnych w Tanzanii w okresie 2003-2012 wykazały, że duże banki były bardziej efektywne niż małe [Abdallah i in. 2014]. Podobnie badania prowadzone na 111 bankach komercyjnych z krajów Azji Południowej w latach 1997-2004 potwierdziły, że duże banki osiągały wyższy poziom efektywności [Perera i in. 2007]. Badania prowadzone na próbie banków amerykańskich w latach 1990-1996 wskazały, że jednak to małe banki osiągały wyższy poziom efektywności. Badacze wskazali trzy czynniki istotne w wyjaśnieniu efektywności małych banków. Po pierwsze, małe banki funkcjonujące na obszarach o mniejszej konkurencji mogą pobierać wyższe oprocentowania kredytów oraz oferować depozyty niżej oprocentowane. Po drugie, inwestując w rozwój relacji z klientami, zmniejszają problem asymetrii informacji. Po trzecie, menadżerowie banków funkcjonujących na obszarach o słabej konkurencji preferują portfele aktywów oparte na kredytach i papierach wartościowych obciążonych niewielkim ryzykiem [Akhigbe, McNulty 2003]. W badaniach Chiaku Chukwuogor-Ndu i Jill Wetmore małe banki były bardziej efektywne niż duże, ale mniej efektywne niż średnie [Chukwuogor-Ndu, Wetmore 2006]. Jednocześnie najwyższy spadek efektywności zaobserwowano w najmniejszych bankach, co wynikało z faktu, że najsilniej odczuły konsekwencje wzrostu konkurencji, postępu technologicznego oraz silniej wpłynęła na nie pogorsząca się sytuacja gospodarcza. Badania prowadzone na próbie 3952 banków z krajów Unii Europejskich wykazały, że efektywność banku była pozytywnie związana z jego wielkością mierzoną wartością aktywów, jednak dla bardzo dużych banków zależność ta nie była spełniona [Mesa i in. 2014].

CEL, METODY I MATERIAŁY ŹRÓDŁOWE BADAŃ

Celem badań była ocena efektywności banków spółdzielczych w zależności od ich wielkości. Okresem badawczym były lata 2008-2012. Do pomiaru efektywności wykorzystano metodę Data Envelopment Analysis (DEA) w oparciu o modele BCC oraz CCR zorientowane na nakłady. Zmiany produktywności w czasie dla grup banków spółdzielczych wyodrębnionych według kryterium wielkości oszacowano za pomocą indeksu Malmquista. Wykorzystano również wybrane wskaźniki finansowe efektywności, punktowy wskaźnik kolejności, kwartyle oraz test istotności różnic między dwoma średnimi.

Próbę badawczą stanowiło 300 banków spółdzielczych zrzeszonych w Banku Polskiej Spółdzielczości (stan na 31.12.2012 r.). Materiały źródłowe wykorzystane w badaniu to sprawozdania finansowe opublikowane w „Monitorze Spółdzielczym B” oraz dane udostępnione przez banki.

WYNIKI BADAŃ

Wielkość banku określono za pomocą czterech cech: wartości aktywów, wartości funduszy własnych, liczby placówek i liczby prowadzonych rachunków. Dla wybranych cech za pomocą punktowego wskaźnika kolejności zbudowano ranking banków spółdzielczych. Wykorzystując kwartyle, wyodrębniono trzy grupy banków spółdzielczych o podobnej wielkości:

- grupa 1. (kwartył pierwszy),
- grupa 2. (kwartył drugi i trzeci),
- grupa 3. (kwartył czwarty).

W grupie pierwszej znalazły się najmniejsze banki. W 2012 r. wartość aktywów w tej grupie wyniosła przeciętnie 33,7 mln zł, a wartość funduszy własnych – 5,5 mln zł. Grupę tę utworzyły banki spółdzielcze mające 2-3 placówki i liczbę prowadzonych rachunków na poziomie 3,3-3,4 tys. Grupę drugą utworzyły średnie banki, o przeciętnej liczbie placówek 4-6 i około 7,2-7,9 tys. prowadzonych rachunkach. W 2012 r. przeciętna wartość aktywów w tej grupie wyniosła 76,5 mln zł, a wartość zgromadzonych kapitałów własnych – 8,6 mln zł. Grupa trzecia to największe banki, o liczbie placówek od 8 do 10, prowadzące przeciętnie ponad 13,7 tys. rachunków bankowych. Test istotności wskazał statystycznie istotne różnice pomiędzy średnimi w grupach pierwszej i drugiej, pierwszej i trzeciej oraz drugiej i trzeciej, co potwierdziło poprawność wyodrębnienia grup (tab. 1.).

Przeanalizowano efektywność badanych banków spółdzielczych (BS) w trzech grupach wyodrębnionych według kryterium ich wielkości (tab. 2.). W 2008 r. efektywność banków z grupy pierwszej, czyli najmniejszych, wyniosła 0,795 (zmiennie efekty skali) oraz 0,765 (stałe efekty skali). Najniższą efektywność wykazały średnie banki, odpowiednio 0,751 (zmiennie efekty skali) oraz 0,732 (stałe efekty skali), natomiast najwyższą – największe: 0,835 (zmiennie efekty skali) oraz 0,777 (stałe efekty skali). Oznacza to, że przy założeniu zmiennych efektów skali największe banki, aby stać się efektywne, powinny obniżyć nakłady o 16,5%, a średnie banki o 24,9%. W 2012 r. relacje były identyczne jak w 2008 r. Liczba efektywnych banków w analizowanych grupach była zróżnicowana. Według modelu BCC najwięcej banków efektywnych pochodziło z grupy tych największych. Zarówno w 2008

Tabela 1. Charakterystyka wydzielonych grup banków spółdzielczych według ich wielkości

Grupa	Liczba BS	Wartość aktywów [mln zł]		Wartość funduszy własnych [mln zł]		Liczba placówek		Liczba prowadzonych rachunków	
		2008	2012	2008	2012	2008	2012	2008	2012
Średnia wartość w grupie									
1.	75	24,8	33,7	3,7	5,5	2	3	3 472	3 316
2.	150	55,0	76,5	5,6	8,6	4	6	7 907	7 189
3.	75	110,6	161,9	9,1	14,8	8	10	14 444	13 787
Test istotności różnic między średnimi ^a									
1. i 2.		-17,83*	-17,98*	-13,50*	-14,77*	-7,87*	-9,38*	-13,75*	-15,40*
1. i 3.		-25,90*	-25,44*	-21,35*	-29,06*	-12,22*	-13,48*	-17,52*	-20,73*
2. i 3.		-15,69*	-15,98*	-13,28*	-17,36*	-7,16*	-7,29*	-9,58*	-12,30*

^a Wykorzystano test t-Studenta dla równych wariancji, bo żadna z hipotez $H_0 (s_1^2 = s_2^2)$ sprawdzana testem F-Snedecora nie została odrzucona.

* Różnice między średnimi wartościami w grupach przy poziomie $\alpha = 0,05$ są statystycznie istotne, wartość t-tablicowe przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wynosi 1,97.

Źródło: badania własne.

Tabela 2. Efektywność badanych banków spółdzielczych w grupach wyodrębnionych według ich wielkości

Lata	Grupa	Model BCC o zmiennych efektach skali			Model CCR o stałych efektach skali		
		E_{vrs}	liczba	odsetek banków efektywnych* [%]	E_{crs}	liczba	odsetek banków efektywnych* [%]
2008	1.	0,795	12	16	0,765	8	11
	2.	0,751	14	9	0,732	11	7
	3.	0,835	19	25	0,777	7	9
2012	1.	0,808	14	19	0,771	8	11
	2.	0,767	10	7	0,755	8	5
	3.	0,849	19	25	0,798	8	11

E_{vrs} – efektywność przy założeniu zmiennych efektów skali, E_{crs} – efektywność przy założeniu stałych efektów skali.

* Odsetek banków efektywnych jako procent całkowitej liczby banków w poszczególnych grupach.
Źródło: badania własne.

r., jak i 2012 r. 25% wszystkich banków z grupy trzeciej wykorzystywało swoje nakłady w sposób optymalny. Przy założeniu stałych efektów skali rozkład jest mniej zróżnicowany, co wynika z mniejszej liczby banków uznanych za efektywne w tym modelu.

W analizowanych latach najwyższa efektywność skali występowała w bankach z grupy drugiej, natomiast najniższa z grupy trzeciej (tab. 3.). Efektywność skali poniżej 1 sugeruje, że analizowane banki nie wykorzystywały w pełni korzyści wynikających z rozmiarów ich działalności. W najmniejszych bankach odpowiednio 15% w 2008 r. i 11% w 2012 r. to banki w pełni efektywne względem skali zaangażowanych czynników produkcji. Najmniej, bo jedynie 9% w 2008 r. i 6% w 2012 r. banków spółdzielczych o średniej wielkości osiągnęło E_s równy 1, a wśród największych banków – 11% w obu analizowanych okresach.

Tabela 3. Efektywność skali badanych banków spółdzielczych w grupach według ich wielkości

Grupa	E_s		Banki o $E_s = 1$			
	2008	2012	2008		2012	
			liczba	odsetek banków* [%]	liczba	odsetek banków* [%]
1.	0,96	0,95	11	15	8	11
2.	0,98	0,98	14	9	9	6
3.	0,93	0,94	8	11	8	11

E_s – efektywność skali.

* Odsetek banków efektywnych względem skali jako procent całkowitej liczby banków w poszczególnych grupach.

Źródło: badania własne.

Tabela 4. Wyniki testu istotności różnic pomiędzy grupami banków spółdzielczych wyodrębnionymi ze względu na wielkość banku

Grupa	Test istotności różnic między średnimi ^a					
	E_{vrs}		E_{crs}		E_s	
	2008	2012	2008	2012	2008	2012
1. i 2.	2,25*	2,24*	1,62	0,84	-2,04*	-3,89*
1. i 3.	-1,77	-1,94	-0,54	-1,36	3,02*	0,87
2. i 3.	-4,39*	-4,79*	-2,44*	-2,67*	6,08*	4,79*

E_{vrs} – efektywność przy założeniu zmiennych efektów skali, E_{crs} – efektywność przy założeniu stałych efektów skali, E_s – efektywność skali.

^a Wykorzystano test t-Studenta dla równych wariancji bo żadna z hipotez $H_0 (s_1^2 = s_2^2)$ sprawdzana testem F-Snedecora nie została odrzucona.

* Różnice między średnimi wartościami w grupach przy poziomie $\alpha = 0,05$ są statystycznie istotne, wartość t tablicowe przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wynosi 1,97.

Źródło: badania własne.

Dla wszystkich modeli testy istotności wskazały na statystycznie istotne różnice pomiędzy średnimi poziomami efektywności w grupie drugiej i trzeciej (tab. 4.). Pomiedzy bankami małymi i średnimi statystycznie istotne różnice wystąpiły dla efektywności w modelu BCC o zmiennych efektach skali, a pomiędzy grupami drugą i trzecią – w obu zastosowanych modelach. Różnice w poziomie efektywności skali były w większości statystycznie istotne pomiędzy wyodrębnionymi grupami.

Przeanalizowano rodzaje efektów skali w wyodrębnionych grupach banków spółdzielczych (tab. 5.). Większość banków z grupy pierwszej funkcjonowała w obszarze rosnących efektów skali, odpowiednio 73% w 2008 r. i 81% w 2012 r. Powinny one kontynuować procesy łączenia się, co pozwoli im na zwiększenie efektywności i wykorzystanie ekonomii skali. Wśród średnich banków nastąpiły istotne zmiany: w 2008 r. najwięcej banków działało w obszarze malejących efektów skali, w 2012 r. – w obszarze rosnących efektów skali. Największe banki w obu analizowanych latach funkcjonowały w obszarze malejących efektów skali, co oznacza, że zwiększenie skali działania powodowałoby wzrost kosztów jednostkowych.

Tabela 5. Rodzaje efektów skali w badanych bankach spółdzielczych w grupach wyodrębnionych według ich wielkości

Lata	Grupa	MES		SES		RES		Razem	
		liczba banków	odsetek banków* [%]	liczba banków	odsetek banków* [%]	liczba banków	odsetek banków* [%]	liczba banków	%
2008	1.	8	11	12	16	55	73	75	100
	2.	89	59	14	9	47	32	150	100
	3.	54	72	19	25	2	3	75	100
2012	1.	0	0	14	19	61	81	75	100
	2.	60	40	10	7	80	53	150	100
	3.	48	64	19	25	8	11	75	100

RES – rosnące efekty skali, SES – stałe efekty skali, MES – malejące efekty skali.

* Odsetek banków jako procent całkowitej liczby banków w poszczególnych grupach.

Źródło: badania własne.

Wzrost całkowitej produktywności, mierzony indeksem Malmquista, odnotowano we wszystkich grupach w okresie 2008-2009. Było to związane przede wszystkim ze wzrostem wskaźnika zmian relatywnej efektywności. We wszystkich grupach dla obu modeli w wyznaczonym okresie odnotowano postęp technologiczny, ale był on słabszy niż zmiana relatywnej efektywności. Dla banków najmniejszych i średnich kolejne okresy związane były ze zmniejszeniem całkowitej produktywności, która nie została zrekompensowana ani wzrostem relatywnej efektywności, ani postępem technologicznym. Jedynie w największych bankach wzrost produktywności nastąpił także w latach 2010-2011, co spowodowane było postępem technologicznym na poziomie: odpowiednio 1,033 (model BCC) oraz 1,030 (model CCR). W pozostałych okresach nastąpił spadek produktywności (indeks Malmquista poniżej 1,0), co prezentuje tabela 6. Porównując wyodrębnione grupy, należy zauważyć, że najwyższe spadki produktywności dotknęły banki najmniejsze oraz średnie.

Tabela 6. Indeks Malmquista, zmiana relatywnej efektywności i postęp technologiczny w badanych bankach spółdzielczych w grupach wyodrębnionych według ich wielkości

Grupa	Model	Lata	Indeks Malmquista	Zmiana relatywnej efektywności	Postęp technologiczny
1.	BCC o zmiennych efektach skali	2008-2009	1,017	1,025	1,001
		2009-2010	0,960	1,018	0,944
		2010-2011	0,979	1,006	0,973
		2011-2012	0,968	0,982	0,986
	CCR o stałych efektach skali	2008-2009	1,033	1,018	1,015
		2009-2010	0,967	1,021	0,949
		2010-2011	0,981	0,986	0,996
		2011-2012	0,975	1,002	0,973
2.	BCC o zmiennych efektach skali	2008-2009	1,060	1,052	1,007
		2009-2010	0,961	1,011	0,950
		2010-2011	0,981	0,974	1,007
		2011-2012	0,983	1,011	0,972
	CCR o stałych efektach skali	2008-2009	1,060	1,050	1,007
		2009-2010	0,963	1,022	0,943
		2010-2011	0,978	0,970	1,008
		2011-2012	0,975	1,013	0,964
3.	BCC o zmiennych efektach skali	2008-2009	1,074	1,048	1,024
		2009-2010	0,988	0,995	0,993
		2010-2011	1,028	0,997	1,033
		2011-2012	0,993	0,995	0,998
	CCR o stałych efektach skali	2008-2009	1,040	1,038	1,002
		2009-2010	0,968	1,028	0,943
		2010-2011	1,006	0,977	1,030
		2011-2012	0,967	1,001	0,967

Źródło: badania własne.

Tabela 7. Efektywność badanych banków spółdzielczych w grupach wyodrębnionych według ich wielkości – wybrane wskaźniki efektywności

Rodzaj wskaźnika	Jedn. miary	Średnia wartość w grupie					
		1.		2.		3.	
		2008	2012	2008	2012	2008	2012
Wskaźnik ROA	%	2,2	1,5	1,7	1,2	1,6	1,1
Wskaźnik ROE	%	14,6	10,1	15,9	10,1	19,6	12,1
Wartość na 1 zatrudnionego							
aktywów	tys. zł	1582,9	2047,6	1724,7	2308,6	1848,7	2589,1
wyniku netto	tys. zł	35,7	31,5	29,9	27,9	30,0	29,0
kosztów	tys. zł	108,0	140,4	124,7	163,6	133,6	181,8
przychodów	tys. zł	152,5	180,0	161,3	198,8	171,4	218,4
kredytów	tys. zł	802,9	1103,7	905,4	1279,1	1048,9	1559,3
depozytów	tys. zł	1217,6	1567,0	1454,9	1938,3	1607,1	2226,8
Wskaźnik marży odsetkowej	%	5,8	5,1	5,2	4,6	4,9	4,2
Wskaźnik marży prowizyjnej	%	1,8	1,5	1,8	1,5	1,7	1,3
Wskaźnik rentowności sprzedaży	%	23,1	16,6	18,0	13,7	17,3	13,3

Źródło: badania własne.

Dla grup wyodrębnionych ze względu na wielkość banków spółdzielczych wyliczono wybrane wskaźniki efektywności (tab. 7.). Najwyższą rentownością aktywów w analizowanych latach charakteryzowały się najmniejsze banki, natomiast najniższe ROA dotyczyło największych instytucji. Odwrotna tendencja wystąpiła w przypadku rentowności funduszy własnych – najwyższe ROE w największych bankach, najniższe ROE w najmniejszych. W przypadku wskaźników efektywności wykorzystania zasobów, tj. wartości: aktywów, kosztów, przychodów, kredytów i depozytów w przeliczeniu na 1 zatrudnionego, ich poziomy zwiększały się wraz ze wzrostem wielkości banku. Jedynie wartość wyniku finansowego na 1 zatrudnionego była najwyższa w najmniejszych bankach, a najniższa w średnich. Najmniejsze banki charakteryzowała najwyższa marża odsetkowa i rentowność sprzedaży. Marża prowizyjna we wszystkich grupach była na podobnym poziomie.

Testy istotności różnic wskazały na statycznie istotne różnice pomiędzy wyodrębnionymi grupami dla większości wskaźników (tab. 8.). Najslabiej zróżnicowany był poziom wskaźnika marży prowizyjnej. Testy wskazały również, że największe różnice w efektywności dotyczyły relacji: banki najmniejsze i największe (grupa 1. i 3.) oraz banki najmniejsze i średnie (grupa 1. i 2.), najmniej statystycznych różnic wystąpiło między bankami średnimi i największymi (grupa 2. i 3.).

Tabela 8. Wybrane wskaźniki efektywności – test istotności różnic między średnimi dla grup wyodrębnionych według ich wielkości

Rodzaj wskaźnika	Test istotności różnic między średnimi ^a					
	grupy 1. i 2.		grupy 1. i 3.		grupy 2. i 3.	
	2008	2012	2008	2012	2008	2012
Wskaźnik ROA	5,28*	2,35*	6,83*	2,89*	1,22	1,01
Wskaźnik ROE	-1,69	-0,01	-5,56*	-1,28	-3,96*	-3,29*
Wartość na 1 zatrudnionego						
aktywów	-2,10*	-2,67*	-3,69*	-4,62*	-1,78	-2,48*
wyniku netto	2,59*	1,28	2,55*	0,86	-0,05	-0,55
kosztów	-4,02*	-4,03*	-5,39*	-5,19*	-1,94	-2,26*
przychodów	-1,62	-2,53*	-3,07*	-3,98*	-1,72	-2,09*
kredytów	-2,13*	-2,78*	-4,23*	-5,32*	-2,84*	-3,45*
depozytów	-3,99*	-4,49*	-6,14*	-6,64*	-2,44*	-2,95*
Wskaźnik marży odsetkowej	4,55*	4,19*	7,81*	8,05*	3,75*	5,08*
Wskaźnik marży prowizyjnej	-0,25	0,44	0,85	2,59*	1,51	3,01*
Wskaźnik rentowności sprzedaży	4,87*	2,29*	5,72*	2,62*	0,77	0,59

^a Wykorzystany został test t-Studenta dla równych wariancji bo żadna z hipotez H_0 ($s_1^2 = s_2^2$) sprawdzana testem F-Snedecora nie została odrzucona.

* Różnice między średnimi wartościami w grupach przy poziomie $\alpha = 0,05$ są statystycznie istotne, wartość t-tablicowe przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wynosi 1,97.

Źródło: badania własne.

PODSUMOWANIE

Wśród badanych banków spółdzielczych w analizowanych latach najbardziej efektywne były te największe. Małe banki charakteryzowały się wyższą efektywnością niż średnie, ale mniejszą niż największe banki. Te z kolei funkcjonowały głównie w obszarze malejących efektów skali, co oznacza, że zwiększenie skali działania byłoby niekorzystne. Najmniejsze banki w analizowanych latach działały głównie w obszarze rosnących efektów skali, co uzasadnia dalsze procesy konsolidacji. Jedynie w latach 2008-2009 we wszystkich grupach banków zaobserwowano poprawę produktywności. Jednak w okresie tym najniższy wzrost całkowitej produktywności odnotowano w najmniejszych bankach, natomiast najwyższy w największych (model BCC) oraz średnich (model CCR). Kolejne okresy, tj.: 2009-2010, 2010-2011, 2011-2012, to przede wszystkim pogorszenie produktywności, wywołane zarówno regresem technologicznym, jak i zmniejszeniem wskaźnika relatywnej efektywności. Najwyższe spadki dotknęły przede wszystkim banki najmniejsze i średnie.

LITERATURA

- Abdallah Zuhura, Amin Mohamad, Sanusi Nur Azura, Kusairi Suhail, 2014: *Impact of Size and Ownership Structure on Efficiency of Commercial Banks in Tanzania: Stochastic Frontier Analysis*, „International Journal of Economic Perspectives”, vol. 8 (4), s. 66-76.
- Akhigbe Aigbe, McNulty James, 2003: *The profit efficiency of small US commercial banks*, „Journal of Banking & Finance”, 27 (2003), s. 307-325.
- Chukwuogor-Ndu Chiaku, Wetmore Jill, 2006: *Comparative performance evaluation of small, medium and large U.S. commercial banks*, „Banks and Bank Systems”, vol. 1 (2), s. 123-136.
- Davies Richard, Tracey Belinda, 2014: *Too Big to Be Efficient? The Impact of Implicit Subsidies on Estimates of Scale Economies for Banks*, „Journal of Money, Credit and Banking”, vol. 46 (s1), s. 219-253.
- Gikas Grigorios, 1999: *Korzyści skali w sektorze bankowym*, „Bank i Kredyt”, nr 11, s. 70-73.
- Kulawik Jacek, Ziolkowska Justyna 2006: *System finansowy rolnictwa a globalizacja finansowa, Ekonomiczne i społeczne uwarunkowania rozwoju polskiej gospodarki żywnościowej po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa, s. 28-30.
- Mesa Rafael Bautista, Sánchez Horacio Molina, Sobrino Jesús Nicolás Ramírez, 2014: *Main determinants of efficiency and implications on banking concentration in the European Union*, „Revista de Contabilidad. Spanish Accounting Review”, 17 (1), s. 78-87.
- Mishra Arun Kumar, Das Abhiman, 2005: *Bank Scale Economies, Size and Efficiency: The Indian Experience*, „Indian Banks' Association Bulletin”, s. 145-149.
- Perera Shrimal, Skully Michael, Wickramanayake, 2007: *Cost Efficiency in South Asian Banking: The Impact of Bank Size, State Ownership and Stock Exchange Listings*, „International Review of Finance”, 7 (1-2), s. 35-60.

Stanisław Bagiński, Aleksandra Socha

THE SIZE OF COOPERATIVE BANK AND ITS EFFICIENCY

Summary

The aim of the study was to assess the efficiency of cooperative banks depending on their size. The sample was constituted of 300 cooperative banks affiliated in the Bank of Polish Cooperatives. The size of the bank was determined using four characteristics: total assets, the equity, the number of outlets and the number of accounts. With the use of the point sequence indicator the ranking of banks was created, and then with the use of quartiles the banks were divided into four groups of similar size. Efficiency was assessed with the use of the Data Envelopment Analysis (DEA) method based on the BCC and CCR models oriented on input and selected efficiency indicators. Changes in productivity over time were estimated by using Malmquist Index. The results indicated that among the analysed cooperative banks the greatest banks were the most efficient. Small banks were characterized by higher efficiency than medium size banks, but they were less efficient than the biggest banks.

Adres do korespondencji:

Dr hab. Stanisław Bagiński, prof. nadzw. SGGW, mgr Aleksandra Socha
Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa
tel. (22) 593 42 39, 593 42 71
e-mail: stanislaw_baginski@sggw.pl, aleksandra_perek@sggw.pl

UNIJNY EKSPORT PRODUKTÓW OGRODNICZYCH DO ROSJI W LATACH 2004-2013

Paweł Kraciński

Institut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej
– Państwowy Instytut Badawczy w Warszawie
Dyrektor instytutu: prof. dr hab. Andrzej Kowalski

Słowa kluczowe; eksport ogrodnicy z UE do Rosji, embargo
Key words: horticultural export from UE to Russia, embargo

S y n o p s i s. Celem artykułu jest określenie, które kraje Unii Europejskiej (UE) były najbardziej narażone na konsekwencje wprowadzonych przez Rosję ograniczeń handlowych w zakresie produktów ogrodnicy. Największymi eksporterami do Federacji Rosyjskiej z państw UE w latach 2012-2013 były Litwa (32%) oraz Polska (25%). Największy udział eksportu do Rosji w sprzedaży zagranicznej produktów ogrodnicy objętych rosyjskim embargiem odnotowano na Litwie (75%), w Polsce (24%) oraz na Łotwie (21%).

WSTĘP

Według Paula R. Krugmana i Maurice'a Obstfelda, handel zagraniczny to wymiana wynikająca z różnic w wydajności pracy bezpośrednio wywodzącej się z dysproporcji w zasobach poszczególnych krajów, takich jak praca, ziemia, kapitał i zasoby mineralne [Krugman, Obstfeld 1997]. Rozbieżności w zasobach powodują stosowanie przez kraje różnych technologii produkcji oraz rodzajowo innych surowców. W przypadku produkcji rolniczej ważne są także odpowiednie warunki naturalne oraz klimat. Co prawda można produkować w warunkach sztucznie stworzonych (szklarnie, tunele), ale koszty tej produkcji i tak zależą od ww. czynników naturalnych, które mogą prowadzić do nieopłacalności produkcji. Międzynarodowa wymiana handlowa gwarantuje stabilność rozwoju gospodarek [Bożyk 2008]. Handel produktami pochodzenia rolniczego ma szczególne znaczenie z powodu strategicznego znaczenia żywności i dlatego podlega wielu regulacjom [Staszczak 2010]. Dodatnie saldo handlu oznacza, że kraj ma korzystną sytuację w handlu międzynarodowym, zaś ujemne – niekorzystną [Staszczak 2012]. Międzynarodowa wymiana towarowa jest regulowana narzędziami polityki handlowej, które podzielić można na taryfowe oraz pozataryfowe. Najbardziej restrykcyjną formą ograniczeń w wymianie międzynarodowej jest embargo, czyli zakaz handlu produktami. Zalicza się je do narzędzi pozataryfowych [Rymarczyk 2000].

Rosja była i jest importem żywności na dużą skalę. Rokrocznie wartość sprowadzanych przez Federację Rosyjską produktów ogrodnicy wynosi około 10 mld USD,

co stanowi 3-3,5% wartości całkowitego rosyjskiego importu. W latach 2010-2012 ponad 60% rosyjskiego przywozu produktów ogrodnich stanowiły owoce, a ich udział w strukturze rosyjskiego przywozu był rosnący [Kraciński 2014]. Badania Dariusza Staszczaka [Staszczak 2013] wykazały, że wartość importu żywności w Unii Europejskiej (UE) systematycznie rosła do 2007 roku. Trend ten odwrócił się, co sprawiło, że od 2012 roku UE stała się eksporterem netto żywności.

Wymianę handlową z Rosją reguluje wspólnotowy kodeks celny, który szczegółowo określa zasady wymiany między krajami UE a Rosją. Polska wraz z innymi nowoprzyjętymi do ugrupowania państwami została nim objęta w 2004 roku, kiedy stała się pełnoprawnym członkiem UE. Aktywność UE na Ukrainie spowodowała napięcie polityczne na linii Rosja – UE, w wyniku czego strony wprowadziły ograniczenia w swobodnej wymianie handlowej. Na towary z UE zostało nałożone embargo, które objęło m.in. produkty sektora ogrodniczego. Wprowadzono je 1 sierpnia 2014 roku. Zgodnie z danymi Państwowej Inspekcji Ochrony Roślin i Nasiennictwa zakaz przywozu objął m.in.: świeże, suszone, mrożone oraz tymczasowo zakonserwowane owoce i warzywa. Dodatkowym ograniczeniem był zakaz reeksportu do Rosji produktów pochodzących z UE. Unijne towary transportowane przez terytorium Rosji mogły być wwieszone tylko przez określone punkty na granicy.

Celem artykułu jest określenie, które kraje UE najbardziej były narażone na konsekwencje wprowadzonych przez Rosję ograniczeń w handlu produktami ogrodnichymi.

MATERIAŁY I METODY

W artykule określono wielkość oraz dynamikę sprzedaży zagranicznej krajów UE, a także zidentyfikowano największych eksporterów w okresie 2004-2013. Określono również udziały sprzedaży do Rosji w unijnym oraz krajowym (wybranych państw) eksporcie produktów ogrodnich objętych embargiem.

Dane do artykułu pozyskano z baz danych Europejskiego Urzędu Statystycznego (Eurostat). Okres badawczy obejmował lata 2004-2013. Do analiz wykorzystano wskaźniki dynamiki oraz wskaźniki struktury. Wskaźniki dynamiki (indeksy o stałej podstawie) obliczono, odnosząc średnią wartość zjawiska z lat 2012-2013 do tej z okresu 2004-2005. Zastosowano średnie dwuletnie, by ograniczyć wpływ wielkości zbiorów skorelowanych z warunkami pogodowymi, przekładającymi się na wielkość i wartość sprzedaży zagranicznej. W celu ustalenia znaczenia eksportu do Rosji dla poszczególnych krajów obliczono wskaźnik udziału eksportu do Rosji w całkowitym eksporcie ogrodnich danego kraju i na jego podstawie sklasyfikowano kraje UE pod względem znaczenia rynku rosyjskiego dla eksportu ogrodnich. W artykule produktami ogrodnichymi określane są świeże, suszone, mrożone oraz tymczasowo zakonserwowane owoce i warzywa (również ziemniaki). Na potrzeby artykułu przetwory zostały zdefiniowane jako mrożonki, susze oraz tymczasowo zakonserwowane owoce i warzywa. Pamiętać należy, że w zwyczajowej klasyfikacji (m.in. Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB) do przetworów zalicza się również marynaty, przetwory pomidorowe, konserwy, puszki i konserwy owocowo-warzywne oraz soki, które jednak nie zostały objęte zakazem sprzedaży do Federacji Rosyjskiej i dlatego nie analizowano ich w niniejszym opracowaniu. W artykule wzięto pod uwagę produkty sklasyfikowane kodami taryfy celnej od 0701 do 0714 oraz od 0801 do 0813, z wyłączeniem produktów nieobjętych zakazem.

PRODUKTY WYŁĄCZONE Z EMBARGA

Władze Rosji wprowadziły selektywne ograniczenia importu z UE. Zakazem nie objęto owoców tymczasowo zakonserwowanych, ale nienadających się do bezpośredniego spożycia, sadzeniaków ziemniaków, cebuli dymki oraz materiału siewnego grochu i cebuli cukrowej. Odcinając się od dostaw ważnych dla Rosji warzyw, jednocześnie chciano zapewnić możliwość wzrostu rodzimej produkcji kluczowych warzyw, a mianowicie cebuli i ziemniaków. Rosja ma ambicje stać się samowystarczalną żywnościowo. Wprowadza rządowe programy mające to ułatwić. Rosyjscy politycy zapowiedzieli, że kraj osiągnie samowystarczalność do 2020 roku.

Według danych Eurostat, wartość eksportu z UE do Rosji tymczasowo zakonserwowanych owoców wynosiła 126 mln euro i w porównaniu do wartości pozostałych grup produktów objętych embargiem nie była duża. Sadzeniaki ziemniaków wysyłane do Rosji stanowiły 18% wartości eksportu ziemniaków z UE do Rosji. Średnio w latach 2012-2013 do Rosji wysłano 33 tys. ton sadzeniaków o wartości niemal 17 mln euro, głównie z Holandii (40%), Wielkiej Brytanii (35%) oraz Niemiec (15%). Wolumen sprzedaży sadzeniaków w stosunku do lat 2004-2006 wzrósł czterokrotnie. Według Eurostat, wartość eksportu cebuli dymki w latach 2012-2013 osiągnęła 17 mln euro, co stanowiło 23% wartości eksportu cebuli z UE-28 do Rosji. Eksport dymki zwiększył się o 50% w stosunku do średniej z lat 2004-2005. Niemal wyłącznym dostawcą dymki do Rosji była Holandia. Udział tego kraju w wolumenie i wartości unijnego eksportu przekraczał 90%. Unijny eksport materiału siewnego grochu i kukurydzy miał mniejsze znaczenie.

EKSPORT PRODUKTÓW OGRODNICZYCH Z UNII EUROPEJSKIEJ DO ROSJI

Udział eksportu do Rosji w wartości wspólnotowej sprzedaży zagranicznej produktów ogrodnich, które zostały objęte embargiem w latach 2012-2013 osiągnął 4,7% (tab. 1.). Z punktu widzenia całego ugrupowania udział ten był niewysoki, ale jego wartość wynosząca 2 mld euro pozostawała znacząca, co świadczy o skali eksportu krajów UE. Produkty ogrodnicze w większości nie nadają się do dłuższego (kilkuletniego) przechowywania, co wymusza konieczność ich szybkiego zagospodarowania. Rosja w badanym okresie stawała się coraz ważniejszym partnerem dla UE. Dynamika wzrostu wartości unijnej sprzedaży do Rosji była znacznie większa niż średni wzrost wartości eksportu ogrodniczego ugrupowania. Wartość eksportu produktów ogrodnich z UE do Rosji zmierzona w latach 2012-2013 była ponadtrzykrotnie (3,3) wyższa niż średnia wartość z lat 2004-2005. W tym czasie łączna wartość eksportu produktów ogrodnich z ugrupowania wzrosła o 52%.

Struktura unijnego eksportu produktów ogrodnich do Rosji w latach 2004-2012 nie uległa dużym zmianom. Nieznacznie wzrosło znaczenie produktów świeżych kosztem przetworów. Dominującą rolę odgrywały owoce świeże. Ich udział w latach 2012-2013 wyniósł 63% wartości unijnego eksportu ogrodniczego do Rosji. Warzywa świeże stanowiły w tym czasie 32% wartości eksportu do Rosji. Udział przetworów w strukturze unijnego eksportu do Federacji Rosyjskiej zmniejszył się z 3,0% w latach 2004-2005 do 1,8% w latach 2012-2013 dla przetworów owocowych oraz odpowiednio z 6,2 do 2,9% dla przetworów warzywnych. Struktura wartości eksportu ogrodniczego UE cechowała się w tym czasie jeszcze stabilnością. Połowę wartości eksportu w latach 2012-2013 stanowiły owoce świeże. Mniejszy udział wynoszący 37% miały warzywa. Przetwory stanowiły 13% wartości unijnej sprzedaży zagranicznej produktów ogrodnich.

Tabela 1. Wartość eksportu produktów ogrodnich (w tym ziemniaków) objętych rosyjskim embargiem z UE w latach 2004-2005 oraz 2012-2013

Produkty ogrodnice	Wielkości w latach								
	2004-2005			2006-2007	2008-2009	2010-2011	2012-2013		
	mln euro	w tym do Rosji		mld euro			mln euro	w tym do Rosji	
	mln euro	%					mln euro	%	
Warzywa świeże	10 328	170	1,6	12,3	12,7	14,2	15 399	632	4,1
Przetwory warzywne	2 526	37	1,5	2,9	3,2	3,3	3 727	57	1,5
Owoce świeże	13 809	372	2,7	16,1	17,2	18,5	21 155	1250	5,9
Przetwory owocowe	977	18	1,8	1,3	1,3	1,5	1 760	35	2
Łącznie	27 640	597	2,2	32,5	34,4	37,5	42 040	1975	4,7

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

EKSPORT PRODUKTÓW OGRODNICZYCH Z POSZCZEGÓLNYCH KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ DO ROSJI

Analiza eksportu całego ugrupowania nie daje pełnego obrazu znaczenia eksportu do Rosji dla poszczególnych krajów. Państwa UE w bardzo różnym stopniu były zależne od rynku rosyjskiego (tab. 3.). Jedno państwo – Litwa było praktycznie uzależnione od tej gospodarki. W latach 2012-2013 75% litewskiego eksportu trafiało do Rosji. Udział sprzedaży do Rosji w eksporcie ogrodnim Litwy wzrósł ponad sześciokrotnie w stosunku do lat 2002-2004 (tab. 2.). Jednocześnie litewski eksport ogrodniczy do Rosji miał najwyższą wartość w UE i stanowił 32% unijnej wysyłki do tego kraju. Tak wysokie ukierunkowanie sprzedaży tłumaczyć można nie tylko bliskością rynku i wcześniejszymi kontaktami, ale również niewynikającym z prezentowanych danych faktem specjalizacji litewskich firm w reeksportie do Rosji. Przedsiębiorstwa litewskie, korzystając z kontaktów oraz znajomości rynku rosyjskiego, kupowały w krajach europejskich i reeksportowały warzywa i owoce do Rosji. Szczególne znaczenie miał w tym reeksport polskich jabłek [Kraciński 2015]. Litwini reeksportowali również znaczne ilości cytrusów. Zgodnie z danymi Eurostat, w latach 2012-2013 udział w unijnym eksporcie tych owoców osiągnął 25% wolumenu. Byli też głównymi dostawcami pomidorów do Rosji. Udział Litwy w wolumenie unijnego eksportu tego warzywa wzrósł w rozpatrywanym okresie z 2% w latach 2004-2005 do 35% w latach 2012-2013. Na tak korzystną sytuację w litewskim eksporcie wpłynęło embargo nałożone na polskie produkty w latach 2005-2008, gdy właśnie przez litewskie firmy do Federacji Rosyjskiej trafiały owoce i warzywa z Polski. Skutkiem embarga jest aktywizacja pośredników z innych krajów nieobjętych restrykcjami, których działalność nie kończy się po ustaniu ograniczeń [Kraciński 2015]. Drugie miejsce wśród dostawców pomidorów do Rosji zajmowała Polska.

Eksport do Rosji miał bardzo duże znaczenie także dla polskiego oraz litewskiego sektora ogrodniego. W badanym okresie udział rynku rosyjskiego w eksporcie ogrodnim tych państw wzrósł o 10 p.p. do odpowiednio 24 i 21%. Wartość polskiego eksportu ogrodniego do Rosji stanowiła prawie 25% unijnej sprzedaży i ustępowała jedynie Litwie. W przypadku

Łotwy udział ten nie przekraczał 1%. Najważniejszym polskim produktem eksportowym były jabłka. Zgodnie z danymi Ministerstwa Finansów, wielkość polskiego eksportu dynamicznie rosła, osiągając w latach 2012-2013 80% unijnego wolumenu sprzedaży tych owoców. Udział eksportu do Rosji w cypryjskiej, greckiej oraz chorwackiej sprzedaży zagranicznej produktów ogrodnictwa w badanym okresie wzrósł od 9 do 12 p.p. Gospodarki tych państw zostały zaliczone do grupy krajów, dla której eksport do Rosji miał duże znaczenie. Jeśli chodzi o udział tych krajów w unijnym eksporcie w latach 2012-2013, to był on niewysoki i jedynie w przypadku Grecji przekraczał 5% unijnej sprzedaży ogrodnictwa kierowanej do Rosji.

Tabela 2. Eksport produktów ogrodnictwa objętych rosyjskim embargiem z krajów UE do Federacji Rosyjskiej w latach 2004-2005 i 2012-2013

Kraj	2004-2005			2012-2013		
	udział eksportu do Rosji w eksporcie danego kraju [%]	wartość eksportu do Rosji [mln euro]	udział wartości eksportu kraju w całkowitym eksporcie UE do Rosji [%]	udział eksportu do Rosji w eksporcie danego kraju [%]	wartość eksportu do Rosji [mln euro]	udział wartości eksportu kraju w całkowitym eksporcie UE do Rosji [%]
Litwa	12,2	9,0	1,5	74,6	634,8	32,1
Polska	14,3	131,3	22,0	24,0	484,4	24,5
Łotwa	10,5	1,0	0,2	21,1	18,1	0,9
Cypr	1,0	0,7	0,1	13,1	10,3	0,5
Grecja	3,1	19,3	3,2	12,0	114,0	5,8
Chorwacja	0,0	0,0	0,0	11,8	3,7	0,2
Finlandia	1,0	0,2	0,0	8,3	3,2	0,2
Bułgaria	0,7	0,4	0,1	6,1	7,1	0,4
Belgia	4,0	139,9	23,4	4,6	196,5	10,0
Węgry	0,9	1,7	0,3	2,4	8,2	0,4
Hiszpania	0,5	39,0	6,5	2,1	235,0	11,9
Włochy	1,2	34,7	5,8	2,0	83,1	4,2
Niemcy	0,6	8,0	1,3	1,4	30,0	1,5
Holandia	3,4	186,8	31,3	1,2	106,7	5,4
Estonia	0,7	0,1	0,0	1,1	0,4	0,0
Rumunia	1,9	1,5	0,3	1,0	1,3	0,1
Francja	0,7	19,9	3,3	0,9	30,5	1,5
Portugalia	0,6	1,4	0,2	0,6	3,2	0,2
Austria	0,2	0,8	0,1	0,5	2,7	0,1
Słowenia	0,0	0,0	0,0	0,3	0,5	0,0
Dania	0,1	0,1	0,0	0,2	0,4	0,0
Czechy	0,6	0,7	0,1	0,2	0,4	0,0
Wlk. Brytania	0,0	0,2	0,0	0,1	0,5	0,0
Szwecja	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0
Słowacja	0,3	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0
Łącznie	2,2	597,0	100,0	4,7	1975,0	100,0

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Tabela 3. Klasyfikacja krajów UE pod względem udziału sprzedaży do Rosji w eksporcie produktów ogrodnich objętych rosyjskim embargiem w latach 2012-2013

Przedział [%]	Ranga	Kraj
Powyżej 50,1	uzależnienie eksportu od rosyjskiego rynku	Litwa
Od 20,1 do 50	bardzo duże znaczenie	Polska, Łotwa
Od 10,1 do 20	duże znaczenie	Cypr, Grecja, Chorwacja
Od 5,1 do 10	średnie	Finlandia, Bułgaria
Od 1,0 do 5	małe	Belgia, Węgry, Hiszpania, Włochy, Niemcy, Holandia, Estonia
Poniżej 1,0	bardzo małe	pozostałe

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Średnie znaczenie rynku rosyjskiego w eksporcie produktów ogrodnich odnotowano w Finlandii oraz Bułgarii, ale wartość sprzedaży tych państw w odniesieniu do całości ugrupowania była znikoma. Wśród krajów, dla których rosyjski rynek zbytu miał małe znaczenie, na uwagę zasługują Belgia, Hiszpania oraz Holandia. Eksport tych krajów do Rosji stanowi istotny odsetek unijnego eksportu ogrodnich produktów objętych embargiem. Belgia oraz Hiszpania w latach 2012-2013 wyeksportowały do Rosji odpowiednio 10 oraz 12% unijnej sprzedaży ogrodnich, a Holandia 5,4%. Holenderski eksport obniżył się względem początku okresu, co było odmienną tendencją w porównaniu z pozostałymi krajami eksportującymi do Federacji Rosyjskiej. W miejscu holenderskich produktów pojawiały się tańsze z Polski i innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

WNIOSKI

W skali UE eksport produktów ogrodnich objętych rosyjskim embargiem nie był znaczący, gdyż w latach 2011-2012 nie przekraczał 5% wartości unijnego eksportu tej grupy produktów. Przeważały w nim owoce świeże z prawie 63-procentowym udziałem. Eksport warzyw wynosił w tym okresie 32% całkowitej sprzedaży do Rosji, a przetworów nie odgrywał większej roli. Największymi eksporterami do Federacji Rosyjskiej z państw UE w latach 2012-2013 były Litwa (32%), Polska (25%), Hiszpania (12%) oraz Belgia (10%). Największy udział sprzedaży do Rosji w eksporcie ogrodnich poszczególnych państw UE odnotowano na Litwie (75%), w Polsce (24%), na Łotwie (21%), na Cyprze (13%), w Grecji (12%) oraz w Chorwacji (12%). Wśród liczących się eksporterów unijnych do Rosji, w których udział sprzedaży do tego kraju był wysoki, musiały więc wystąpić problemy z zagospodarowaniem produkcji. Warzywa i owoce, które nie mogły być wyeksportowane, wymagały sprzedaży na innych rynkach zagranicznych bądź na rynku wewnętrznym. Problem dotyczył krajów będących eksporterami (Polska), a w mniejszym zakresie reeksporterów (Litwa). W celu niwelowania negatywnych skutków embarga UE przeznaczyła środki na interwencje rynkowe. Po stronie UE poszkodowani byli rolnicy, którzy stracili rynki zbytu oraz podatnicy, ponieważ środki publiczne przeznaczono na interwencje rynkowe. Stracili również rosyjscy konsumenci, którzy otrzymali mniej towaru w wyższych cenach. Embargo uderzyło więc w obie strony. Trudno określić, która straciła więcej. Dziwił fakt wprowadzenia przez Rosję zakazu, zwłaszcza że kraj ten był dużym importerem żywności z UE. Można się spodziewać, że działanie takie, poza chęcią odwetu gospodarczego na

UE, miało intensyfikować wysiłek rosyjskiej strony w dążeniu do samowystarczalności. Federacja Rosyjska ma ogromny potencjał naturalny, gdyż przy powierzchni 17 mln km² zamieszkuje ją zaledwie 144 mln ludzi. Areał użytków rolnych wynosi 13,5% powierzchni, czyli w przybliżeniu siedmiokrotnie więcej niż w Polsce, którą zamieszkuje tylko czterokrotnie więcej ludzi. Możliwy jest zatem wzrost produkcji żywności w Rosji.

Zakaz sprzedaży do Rosji uderzył w niektóre kraje UE, w tym głównie Europy Wschodniej, które tradycyjnie związane były z rynkiem rosyjskim. Sektory eksportujące do Rosji, jak pokazała historia (np. embargo na polskie produkty z lat 2005-2008), powinny dążyć do uniezależnienia się od rosyjskiego rynku. Produkcja powinna być nastawiona na inne rynki, a rynek wschodni traktować należy nie jako główny, ale jeden z wielu.

LITERATURA

- Bożyk Paweł, 2014: *Międzynarodowe stosunki ekonomiczne*, PWE, Warszawa, s. 17.
- Kraciński Paweł, 2015: *Handel zagraniczny jabłkami w UE w kontekście rosyjskiego embargo*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 15, z. 3, s. 83-93.
- Kraciński Paweł, 2014: *Eksport produktów ogrodnich oraz ich przetworów do Rosji i jego udział w rosyjskim imporcie w latach 2001-2012*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 14, z. 2, s. 107-117.
- Krugman Paul Robin, Obstfeld Maurice, 1997: *Międzynarodowe stosunki gospodarcze – teoria i polityka*, t. 1, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 62.
- Staszczak Dariusz Eligiusz, 2010: *Wpływ zmian kursów walutowych na handel międzynarodowy produktami rolnymi w warunkach globalnej recesji*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie, Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 10(XXV), z. 2, s. 100-109.
- Staszczak Dariusz Eligiusz, 2012: *International Trade and Capital Flows as the Sources of the Nations Poverty or Richness*, Knowledge Globalization Conference, Boston, Massachusetts, Conference Proceedings, October 16-17, 2011, vol. 5, no. 1, Published Annually, Sawyer School of Business, Suffolk University, Boston, Massachusetts, Conference Papers, Knowledge Globalization Institute, Boston, Massachusetts, USA, s. 146-165.
- Staszczak Dariusz Eligiusz, 2013: *Zmiany pozycji krajów Unii Europejskiej w międzynarodowym handlu żywnością*, „Roczniki Naukowe SERiA”, t. XV, z. 2, s. 336-342.
- Rymarczyk Jan, 2000: *Handel zagraniczny*. PWE. Warszawa, s. 63-74.
- Strona internetowa Państwowej Inspekcji Ochrony Roślin i Nasiennictwa, data odczytu: maj 2015, <http://piorin.gov.pl>.

Paweł Kraciński

EXPORT OF HORTICULTURAL PRODUCTS FROM EU TO RUSSIA IN THE YEARS 2004-2013

Summary

The aim of the article was to determine which EU countries were the most vulnerable to the consequences of trade restrictions on horticultural products introduced by Russia. The largest EU exporters to the Russian Federation were Lithuania (32%) and Poland (25%). The largest share of sales to Russia in the export of horticultural products in 2012-2013 was registered in Lithuania (75%), Poland (24%) and Latvia (21%).

Adres do korespondencji
mgr Paweł Kraciński

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB
Zakład Ekonomiki Ogródnictwa
e-mail: pawel.kracinski@ierigz.waw.pl

ZMIANY HURTOWYCH I DETALICZNYCH CEN WYBRANYCH GATUNKÓW WARZYW

Wioleta Sobczak

Samodzielna Pracownia Organizacji i Ekonomiki Ogrodnictwa
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Kierownik pracowni: prof. dr hab. Lilianna Jabłońska

Słowa kluczowe: ceny detaliczne, ceny hurtowe, współzależność cen, warzywa
Key words: wholesale prices, retail prices, price variability, vegetables

S y n o p s i s: Praca jest próbą oceny zmienności cen hurtowych i detalicznych wybranych gatunków warzyw. Dla określenia wzajemnych relacji dokonano pionowej oraz poziomej analizy porównawczej tych cen. Analizie poddano kierunek oraz dynamikę zmian, poziom ich zmienności, a także siłę związku między nimi. Otrzymane wyniki wskazują, że w latach 2004-2014 na rynku warzyw wzrosły ceny wszystkich analizowanych gatunków, przy czym wzrost ten był szybszy na poziomie sprzedaży detalicznej. Na obu rynkach ceny charakteryzowały się dużą zmiennością w poszczególnych latach, co było szczególnie widoczne w przypadku cen hurtowych.

WSTĘP

Cena jest pojęciem określającym liczbę jednostek pieniężnych, którą musi zapłacić nabywca za określoną jednostkę produktu. Jeśli nabywca ma możliwość wyboru pomiędzy alternatywnymi ofertami, cena jest elementem wpływającym nie tylko na decyzję, czy konsument zakupi dany produkt, ale wpływa również na decyzję, u którego z konkurujących dostawców produktu dokona on zakupu. Cena staje się w tym momencie centralnym elementem strategii konkurencji [Simon 1996]. W mechanizmie rynkowym cena jest łącznikiem pomiędzy popytem i podażą. Ma również decydujący wpływ na kształtowanie się zmiany popytu i podaży [Świetlik 2008].

Znajomość mechanizmu powiązań cen na poszczególnych etapach sprzedaży jest istotnym elementem mającym wpływ zarówno na decyzje produkcyjne producentów, jak i na decyzje zakupu przez konsumentów [Bakucs 2014]. Szczególnie istotne jest to na rynku owoców i warzyw, gdyż ich ceny charakteryzują się znaczną zmiennością, wynikającą m.in. ze zmienności poziomu produkcji oraz sezonowości [Heijman i in. 1997, Santeramo 2015]. Zaburzenie w przekazie informacji podażyowo-popytowej za pomocą cen w długim okresie może mieć poważne długofalowe skutki zarówno dla konsumentów, jak i producentów warzyw [Serra, Goodwin 2003, Hamulczuk, Stańko 2011, Verreth i in. 2015]. Ze względu na wieloetapowość procesu dystrybucji owoców i warzyw na rynku tym występują duże różnice pomiędzy cenami producenta, cenami hurtowymi oraz tymi

placonymi przez konsumentów. Cena, którą płaci za produkt konsument, bywa często dwu- lub nawet trzykrotnie wyższa niż cena, którą uzyskuje producent. Różnica ta wynika z narzutów każdego poziomu sprzedaży [Świetlik 2008]. Zmiany cen na różnych etapach łańcucha dystrybucji mają istotny wpływ na sytuację ekonomiczną producentów i konsumentów [Sexton, Lavoie 2001].

Celem opracowania jest określenie zmian cen na dwóch poziomach łańcucha dystrybucji warzyw oraz próba oceny, czy informacja otrzymywana na poziomie konsumenta jest informacją odzwierciedlającą ruch cen producenta.

MATERIAŁY I METODYKA BADAŃ

W opracowaniu dokonano analizy kierunku i dynamiki zmian cen wybranych gatunków warzyw: cebuli, kapusty białej, marchwi, buraków ćwikłowych, selerów, porów, pomidorów, ogórków gruntowych oraz pieczarek, na poziomie hurtu i na poziomie sprzedaży detalicznej. Określona została także współzależność tych cen. Badaniami objęto lata 2005-2014. Dynamikę zmian określono za pomocą współczynnika kierunkowego linii tendencji (b) wyznaczonej dla wartości bezwzględnych i względnych określających coroczny przyrost cen w ujęciu procentowym. W analizach wykorzystano także dodatkowe miary statystyczne szeregów czasowych, takie jak średnia arytmetyczna dla badanego wielolecia, mediana, wartość maksymalna, wartość minimalna oraz współczynnik zmienności. Wzajemna zależność pomiędzy ceną hurtową i ceną detaliczną badanych gatunków warzyw określona została za pomocą współczynnika korelacji Pearsona, który pomaga wskazać kierunki i siłę związku dwóch zmiennych. W celu przedstawienia relacji cen producenta i cen detalicznych określono również poziom marż dla wybranych gatunków warzyw. Materiał źródłowy pochodził z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego oraz z publikacji Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowego Instytutu Badawczego.

WYNIKI BADAŃ

ZMIANY CEN WARZYW W DŁUGIM OKRESIE

W analizowanym okresie ceny hurtowe warzyw sukcesywnie wzrastały. Największy wzrost nastąpił w przypadku porów, których ceny średniorocznie wzrastały o 8,64%. W wartościach bezwzględnych był to wzrost o 0,22 zł/kg rocznie (tab. 1.). Należy podkreślić jednak, że ceny tego gatunku warzyw charakteryzowały się dużym zróżnicowaniem w poszczególnych latach, czego potwierdzeniem jest wysoka wartość współczynnika zmienności, która dla lat 2005-2014 wynosiła 29,96%. Istotny wzrost cen nastąpił również w przypadku buraków ćwikłowych, selerów i marchwi, których ceny z roku na rok wzrastały w badanym okresie odpowiednio o 5,6, 4,38 i 3,06%. Podobnie jak ceny porów, również ceny tych warzyw charakteryzowały się w analizowanym okresie istotnym zróżnicowaniem między latami. Niestabilność cen wynikała w dużej mierze ze zmieniającego się poziomu podaży tych gatunków warzyw. W latach 2005-2014 znacznie wolniej rosły ceny ogórków gruntowych, kapusty białej i pomidorów. Corocznie wzrastały one odpowiednio o 0,64, 0,99 oraz 1,44%. Przy czym ceny kapusty wykazywały bardzo znaczne wahania z roku na rok (o 51,93%), natomiast wahania cen pomidorów (11,64%) były najniższe spośród badanych gatunków

warzyw. Największą stabilnością charakteryzowały się ceny pieczarek. Wskazuje na to niski współczynnik zmienności, który wyniósł dla analizowanego okresu 7,8%. W całym analizowanym okresie ceny pieczarek wzrastały średnio o 2,28%, czyli o 0,11 zł/kg, ale zmiany te nie następowały gwałtownie i ceny były na zbliżonym poziomie w poszczególnych latach.

W latach 2005-2014 wzrastały również ceny detaliczne warzyw. W badanym okresie najszybciej rosły ceny pomidorów, gdyż corocznie wzrastały o około 7,48%, czyli o 0,39 zł/kg w stosunku do średniej wieloletniej (tab. 1.). Należy podkreślić, że dynamika tych zmian była znacznie większa niż w przypadku cen hurtowych, które wykazywały dużo większą zmienność w poszczególnych latach, na co wskazuje wysoki współczynnik zmienności wynoszący 27,77%.

Wśród cen detalicznych analizowanych warzyw większym zróżnicowaniem w poszczególnych latach niż ceny pomidorów charakteryzowały się wyłącznie ceny kapusty białej, dla których współczynnik zmienności wyniósł 29,88%. Również wzrost cen detalicznych kapusty białej był wyższy niż cen hurtowych, gdyż corocznie drożała ona o 4,44%.

Tabela 1. Miary statystyczne szeregów czasowych cen wybranych warzyw (lata 2005-2014)

Gatunek warzyw	Współczynnik kierunkowy linii tendencji (b)		Odchylenie standardowe %	Średnia zł/kg	Mediana zł/kg	Wartość maksymalna zł/kg	Wartość minimalna zł/kg	Współczynnik zmienności %
	zł/kg	%						
Ceny hurtowe								
Cebula	0,03	2,93	0,27	0,92	0,79	1,30	0,59	29,60
Kapusta biała	0,01	0,99	0,35	0,67	0,60	1,48	0,28	51,93
Marchew	0,05	3,06	0,22	0,85	0,86	1,14	0,50	26,24
Buraki ćwikłowe	0,04	5,60	0,20	0,64	0,62	1,08	0,40	30,84
Selery	0,08	4,38	0,55	1,81	1,81	3,15	1,15	30,45
Pory	0,22	8,64	0,76	2,54	2,54	3,80	1,30	29,96
Pomidory	0,05	1,44	0,39	3,34	3,33	4,12	2,76	11,64
Ogórki gruntowe	0,01	0,64	0,34	1,46	1,35	2,17	1,10	23,01
Pieczarki	0,11	2,28	0,38	4,94	4,88	5,60	4,35	7,80
Ceny detaliczne								
Cebula	0,06	3,34	0,36	1,91	1,92	2,39	1,26	18,69
Kapusta biała	0,05	4,44	0,36	1,21	1,18	1,94	0,83	29,88
Marchew	0,04	1,83	0,20	1,93	1,94	2,17	1,57	10,63
Buraki ćwikłowe	0,06	3,62	0,25	1,62	1,62	1,97	1,23	15,24
Selery	0,05	1,21	0,61	4,00	3,80	5,12	3,22	15,17
Pory	0,17	3,46	0,81	4,92	4,95	6,05	3,67	16,53
Pomidory	0,39	7,48	1,44	5,20	5,84	7,27	2,92	27,77
Ogórki gruntowe	0,13	3,74	0,80	3,55	3,57	4,65	2,36	22,52
Pieczarki	0,19	2,76	0,59	6,94	6,93	7,68	6,00	8,54

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IERiGŻ-PIB [„Rynek Owoców...”, „Rynek Rolny...”] oraz GUS [http://stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks].

Znacznie szybciej niż ceny producenta, rosły ceny detaliczne ogórków gruntowych. W odniesieniu do średniej wieloletniej corocznie wzrastały one o 3,74 %, czyli o 0,13 zł/kg. Ceny detaliczne tego gatunku z roku na rok zmieniały się podobnie jak ceny hurtowe, a różnica w poziomie zmienności wynosiła jedynie około 1 p.p. Wolniej niż ceny na rynku hurtowym rosły ceny detaliczne marchwi, buraków ćwikłowych, selerów i porów. Warto podkreślić, że ceny detaliczne tych ostatnich charakteryzowały się znacznie większą stabilnością niż ceny hurtowe. Wynika to z faktu, że dzięki regulacji poziomu marż przez pośredników i sprzedawców detalicznych rynek sprzedaży detalicznej warzyw cechuje się znacznie większą stabilnością.

WAHANIA CEN WARZYW I MARŻ DETALICZNYCH

Przeprowadzone badania porównawcze wskazują na duże wahania udziału cen hurtowych w cenach detalicznych. Zjawisko to w dużej mierze wynika ze zmian w poziomie podaży warzyw w danym roku. W latach niskich zbiorów udział ten był większy. Wyjątkiem był 2010 rok, gdy pomimo niskich zbiorów udział cen hurtowych w cenie detalicznej nie uległ zwiększeniu [„Rynek Owoców...” 2011]. Analiza zmian cen hurtowych i cen detalicznych, a także poziomu marż w poszczególnych latach wskazuje na współzależność tych zmiennych. Różnica pomiędzy poziomem tych cen zależała od terminu zbioru i sprzedaży warzyw. W przypadku gatunków, które mogą być przechowywane i dostarczane na rynek poza sezonem zbiorów, obserwowano, że w sytuacji wzrostu cen hurtowych marże były niższe. Gdy ceny sprzedaży spadały, marże były większe, co w konsekwencji powodowało niższy spadek cen detalicznych niż cen hurtowych. Dla przykładu w roku 2006, gdy zbiory cebuli były niskie [„Rynek Owoców...” 2007], ceny hurtowe były o 34% wyższe niż średnie ceny z całego analizowanego okresu, cena detaliczna zaś była niższa tylko o 8%. Zmniejszeniu uległ również poziom marży, która w stosunku do średniej wieloletniej była o ponad 48% niższa niż średnia z analizowanego okresu (tab. 2.). Gdy zbiory warzyw wzrosły, a tym samym zwiększyła się podaż, tak jak to miało miejsce w 2007 roku, ceny hurtowe w porównaniu do średniej wieloletniej obniżyły się i stanowiły 92% średniej ceny wieloletniej. Natomiast cena detaliczna była o 14% wyższa w porównaniu do średniej z analizowanego okresu. Jednocześnie w tym okresie zaobserwować można istotny wzrost poziomu marży. Była ona w 2007 roku o 39% wyższa niż średnia z lat 2005-2014. Zjawisko to przyczynia się do zaburzenia przepływu informacji pomiędzy poszczególnymi poziomami dystrybucji warzyw, w czego efekcie konsumenci nie uzyskują pełnej informacji o sytuacji podażowej na rynku. Należy zauważyć, że zależność ta nie wystąpiła w większości przypadków w 2010 roku, gdy wzrost cen hurtowych nie przyczynił się do obniżenia poziomu marży, co więcej, marże w tym roku były wyższe od średniej wieloletniej. Wpływ na taki stan rzeczy miało wiele czynników, a jako najważniejszy należy wskazać wyjątkowo niski poziom zbiorów warzyw, co wpłynęło na wzrost cen producentów. Sprzedawcy detaliczni zaś, chcąc uzyskać wyższe dochody, nie zdecydowali się na obniżenie poziomu marż, co więcej – w wielu przypadkach podwyższyli je, a jako powód wysokich cen, które za warzywa w tym roku musieli zapłacić konsumenci, wskazywali niską podaż i wysoką cenę producenta. Tak duża zmiana mogła być spowodowana również wystąpieniem błędów w gromadzeniu danych.

Tabela 2. Wahania cen hurtowych, detalicznych i marż na rynku warzyw w latach 2005-2014 (średnia wieloletnia = 100)

Gatunek warzyw		Wielkości w roku									
		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Cebula	cena producenta	67	134	92	86	77	135	147	69	99	136
	cena detaliczna	67	92	114	92	91	127	119	84	112	118
	marża	69	58	139	102	107	124	97	102	127	106
Kapusta biała	cena producenta	101	74	144	129	47	124	248	52	82	117
	cena detaliczna	72	91	84	113	72	134	167	77	116	116
	marża	49	129	23	115	117	172	98	123	180	136
Marchew	cena producenta	61	67	87	103	138	104	130	109	138	97
	cena detaliczna	82	98	89	101	113	101	107	110	113	91
	marża	100	124	92	102	97	100	92	112	97	89
Buraki ćwikłowe	cena producenta	65	70	98	111	96	103	177	82	106	131
	cena detaliczna	77	92	86	108	96	106	121	90	123	112
	marża	85	107	80	109	97	110	88	96	135	103
Selery	cena producenta	66	74	111	88	104	114	181	88	108	103
	cena detaliczna	81	111	93	91	95	129	122	88	97	103
	marża	96	145	81	96	90	146	78	92	92	105
Pory	cena producenta	54	59	98	98	105	118	138	104	116	157
	cena detaliczna	75	98	85	85	105	120	112	115	124	92
	marża	108	152	80	81	117	136	97	140	147	30
Pomidory	cena producenta	91	93	100	92	103	124	83	110	108	101
	cena detaliczna	62	68	76	89	121	144	111	124	122	121
	marża	6	26	41	120	220	260	234	212	211	227
Ogórki gruntowe	cena producenta	106	77	99	98	120	152	108	82	94	84
	cena detaliczna	70	68	134	109	108	98	89	95	134	119
	marża	48	65	168	123	104	64	80	110	170	152
Pieczarki	cena producenta	88	93	100	100	97	99	98	102	112	114
	cena detaliczna	87	89	95	98	99	101	103	110	111	110
	marża	83	79	85	96	105	107	115	129	108	102

Źródło: badania własne.

WSPÓLZALEŻNOŚĆ POZIOMU HURTOWYCH I DETALICZNYCH CEN WARZYW

W celu potwierdzenia występowania zależności liniowej pomiędzy cenami hurtowymi i detalicznymi oraz zmianą poziomu marży detalicznej, określono współczynnik korelacji Pearsona (tab. 3.). Przeprowadzone analizy wskazały, że w przypadku współzależności pomiędzy ceną hurtową a ceną detaliczną występuje dodatnia korelacja, której siła była zróżnicowana w zależności od gatunków warzyw. Największą wartość wskazującą na bardzo silną współzależność tych zmiennych współczynnik Pearsona osiągnął w przypadku pieczarek, marchwi oraz kapusty białej i wyniósł odpowiednio 0,89, 0,86 i 0,79. Najniższą wartość

Tabela 3. Współzależność cen hurtowych, detalicznych oraz marż wybranych gatunków warzyw w latach 2005-2014

Gatunek warzyw	Cena producenta/ Cena detaliczna	Cena producenta/ marża
Cebula	0,74	-0,03
Kapusta biała	0,79	-0,27
Marchew	0,86	-0,42
Burak ćwikłowy	0,78	-0,02
Seler	0,60	-0,35
Por	0,44	-0,49
Pomidor	0,68	0,49
Ogórek gruntowy	0,25	-0,18
Pieczarka	0,89	0,47

Źródło: jak w tab. 1.

przyjął w przypadku porów i ogórków gruntowych i wyniósł odpowiednio 0,44 i 0,25. Określając poziom współzależności w przypadku cen hurtowych i marży, w większości wykazywał on zależność ujemną (z wyjątkiem cen pomidorów i pieczarek). Należy zauważyć, że siła współzależności tych zmiennych była znacznie mniejsza. Najwyższa wartość współczynnika korelacji Pearsona wynosiła 0,49 i 0,47 (właśnie dla pomidorów i pieczarek) oraz -0,49 (dla porów). Ale w przypadku cebuli i buraków było to jedynie -0,03 i -0,02.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, że ceny hurtowe oraz ceny detaliczne analizowanych gatunków warzyw w latach 2005-2014 sukcesywnie wzrastały. Poziom zmian różnił się w zależności od gatunku i poziomu sprzedaży. Na poziomie sprzedaży hurtowej największa zmiana nastąpiła w przypadku porów, których ceny średniorocznie wzrastały o 8,64%, w sprzedaży detalicznej zaś – pomidorów (średnioroczny wzrost wyniósł 7,48%). W analizowanym wieloleciu wszystkie ceny warzyw charakteryzowały się dużą zmiennością w poszczególnych latach. Należy podkreślić, że była ona mniejsza w przypadku cen detalicznych, co wskazuje na większą stabilność tego segmentu rynku. Wynika ona z dbania detalistów o tę stabilizację przez ustalanie wyższych marż przy niższym poziomie cen producenta i niższych przy wyższych cenach. Różnica w poziomie wzrostu cen producenta oraz cen detalicznych wskazuje na zaburzenia w transmisji cen na tych rynkach, czyli ich asymetrii. Pomimo rozbieżności w przepływach informacji, istnieje silny związek pomiędzy cenami hurtowymi i detalicznymi. Współzależność ta wykazuje wartość dodatnią (z wyjątkiem cen pomidorów i pieczarek).

LITERATURA

- Bakucs Zoltan, 2014: *Does market structure influence price transmission in the Agro-food sector? A meta-analysis perspective*, „Journal of Agricultural Economics”, vol. 65, no. 1, s. 1-25.
- Hamulczuk Mariusz, Stańko Stanisław, 2011: *Prognozowanie cen surowców rolnych – uwarunkowania i metody*. Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy, IERiGŻ-PIB, s. 20-35.
- Heijman Wilem, Krzyżanowska Zofia, Gędek Stanisław, Kowalski Zbigniew, 1997: *Ekonomika rolnictwa. Zarys teorii*. Warszawa, s. 300-400.
- „Rynek Owoców i Warzyw. Stan i perspektywy”. 2004-2014: IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- „Rynek Rolny. Analizy, Tendencje, Oceny”. 2004-2014: IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Santeramo Fabio Gaetano, 2015: *Price Transmission in the European tomatoes and cauliflowers sectors*, „Agribusiness”, vol. 00 (0), s. 1-15.
- Serra Teresa, Goodwin Barry K., 2003: *Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector*, „Applied Economics”, 35(18), s. 1889-1899.
- Sexton Richard J., Lavoie Nathalie, 2001: *Food processing and distribution: an industrial organization approach*, [w] red. B. Gardner, G. Rausser, *Handbook of Agricultural Economics*, North-Holland, Amsterdam, s. 700-932.
- Simon Herman, 1996: *Zarządzanie cenami*, Wydawnictwo Naukowe PWN, s. 20-50.
- Świetlik Krystyna, 2008: *Ceny żywności w procesie rynkowych przemian polskiej gospodarki (1994-2004)*, Studia i Monografie, IERiGŻ-PIB, s. 60-90.
- Verreth Daphne, Emvalomatis Grigorios, Bunte Frank, Kemp Ron, Oude Lansink Alfons, 2015: *Price Transmission, International Trade, and Asymmetric Relationships in the Dutch Agri-Food Chain*, „Agribusiness”, vol. 31, s. 521-542.

Wioleta Sobczak

VOLATILITY OF RETAIL AND PRODUCER PRICES FOR THE SELECTED VEGETABLES

Summary

The aim of the study was to assess the variability and correlation between producer and retail prices of selected vegetables. A vertical and a horizontal comparative analysis of fruit price changes on the Polish market were made. The direction and dynamics of price changes were analysed as well as a year to year level of price variability. What is more, their relations and the power of connection between them were examined. The analysis shows that prices of all analyzed vegetables were growing between 2005 and 2014, but the fastest growth regarded retail prices. Prices at the different distribution levels show a considerable variability from year to year, which is particularly noticeable in the case of producer prices.

Adres do korespondencji:
Mgr inż. Wioleta Sobczak
Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego
Samodzielna Pracownia Organizacji i Ekonomiki Ogrodnictwa
ul. Nowoursynowska 159, 02-776 Warszawa
e-mail: wioleta_sobczak@sggw.pl

PRODUKCJA, EKSPORT I CENY ZAGĘSZCZONEGO SOKU JABŁKOWEGO A CENY SKUPU JABŁEK DO PRZETWÓRSTWA W POLSCE

Sylwia Kierczyńska

Katedra Ekonomiki Przedsiębiorstw Agrobiznesu Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu
Kierownik katedry: dr hab. Zbigniew Gołaś, prof. nadzw.

Słowa kluczowe: ceny, produkcja, eksport, zagęszczony sok jabłkowy, ceny skupu jabłek
Key words: prices, production, export, apple juice concentrate, prices for apple for processing

S y n o p s i s. Celem pracy było określenie siły oraz kierunku związku pomiędzy produkcją, eksportem i cenami zagęszczonego soku jabłkowego (ZSJ) a cenami skupu jabłek do przetwórstwa w Polsce. Do analizy wykorzystano dane publikowane w miesięczniku „Rynek Rolny”. Zastosowano metody korelacji. Zakres czasowy pracy obejmował lata 2004-2014. Wielkość produkcji ZSJ, pomimo wahań, zwiększała się w analizowanym okresie. ZSJ wyprodukowany w Polsce w ponad 90% był przedmiotem eksportu, a związek pomiędzy wielkością produkcji i wolumenem eksportu, mierzony współczynnikiem korelacji, był dodatni i bardzo silny. Korelacja pomiędzy wielkością produkcji ZSJ a cenami eksportowymi tego produktu była na przeciętnym poziomie, lecz dodatnia. Współczynnik korelacji pomiędzy cenami eksportowymi ZSJ a cenami skupu jabłek do przetwórstwa był na przeciętnym poziomie i dodatni. Ceny skupu jabłek do przetwórstwa były ujemnie skorelowane z wielkością produkcji oraz eksportu ZSJ.

WSTĘP

Produkcja zagęszczonych soków owocowych w Polsce rozpoczęła się w 1961 roku, gdy w Zakładach Przemysłu Owocowo-Warzywnego w Tymbarku zainstalowano pierwszą w kraju stację do ich produkcji [Trojanowicz 2009]. W latach 70. i 80. XX wieku była to szybko rozwijająca się gałąź przemysłu rolno-spożywczego, a pod koniec lat 90. Polska była już jednym z największych producentów koncentratu jabłkowego na świecie. Dzięki programom pomocowym, funkcjonującym w Polsce przed akcesją do Unii Europejskiej (UE) oraz po wstąpieniu w jej struktury nastąpiło podwojenie mocy produkcyjnych przetwórstwa oraz dalszy postęp technologiczny, co uczyniło polski przemysł przetwórstwa zagęszczonych soków owocowych (ZSJ), jednym z najnowocześniejszych i najlepiej rozwiniętych na świecie [Trojanowicz 2009].

Polska jest liczącym się na świecie producentem i eksporterem ZSJ. Z udziałem 13,4% w latach 2001-2003 i 13,2% w latach 2010-2012 w światowym eksporcie była drugim po Chinach eksporterem tego produktu na rynku międzynarodowym. Brak tendencji wzrostowej produkcji i eksportu ZSJ u głównych konkurentów Polski (USA, Chile, Argentyna,

Turcja, Niemcy, Węgry, Włochy) oraz tendencja spadkowa eksportu z Chin (na skutek wzrostu konsumpcji jabłek w tym kraju) oznaczają możliwość umocnienia pozycji Polski na światowym rynku tego produktu. Natomiast wzrostowi eksportu nie będą sprzyjać uwarunkowania wewnętrzne produkcji. Zmiany struktury odmianowej produkowanych jabłek na rzecz produkcji odmian deserowych o słodkim smaku prowadzą do utraty relatywnie wysokiej kwasowości ZSJ, która wyróżnia ZSJ produkowany w Polsce [Nosecka i in. 2013, s. 69]. Ponadto, wzrost eksportu może być hamowany przez konkurencję o surowiec pomiędzy rynkiem produktów świeżych a zakładami przetwórczymi w Polsce [Bugala 2014].

Zagęszczony sok jabłkowy produkowany jest w Polsce dzięki istnieniu zasobnej bazy surowcowej – zbiory jabłek w Polsce w ostatnich latach zwiększały się i w latach 2013-2014 wynosiły już ponad 3 mln ton. Jabłka w Polsce produkowane są głównie z przeznaczeniem na rynek owoców deserowych, jednak znaczna część produkcji trafia do przetwórstwa. Jak podaje Główny Urząd Statystyczny w 2012 roku do przemysłu przeznaczono 41% zbiorów jabłek [GUS 2013]. Produkcja ZSJ w Polsce związana jest z dostępnością surowca, a ilość jabłek do przetwórstwa zależy m.in. od jakości zbiorów oraz cen skupu jabłek do przetwórstwa. W Polsce do przetwórstwa przeznaczone są owoce nienadające się do sprzedaży jako deserowe ze względu na niską jakość lub ze względu na korzystną cenę skupu w przetwórstwie.

Można zatem przypuszczać, że z jednej strony ceny skupu jabłek do przetwórstwa mają znaczenie dla producentów tych owoców w podejmowaniu decyzji dotyczących kierunków sprzedaży jabłek, a skutkiem odpowiedniej polityki cenowej zakładów przetwórczych będzie dostępność surowca do przetwórstwa. Z drugiej strony, cena skupu określana przez zakłady przetwórcze może mieć związek z sytuacją na rynku ZSJ. Celem pracy było określenie siły oraz kierunku związku pomiędzy produkcją, eksportem i cenami zagęszczonego soku jabłkowego a cenami skupu jabłek do przetwórstwa w Polsce.

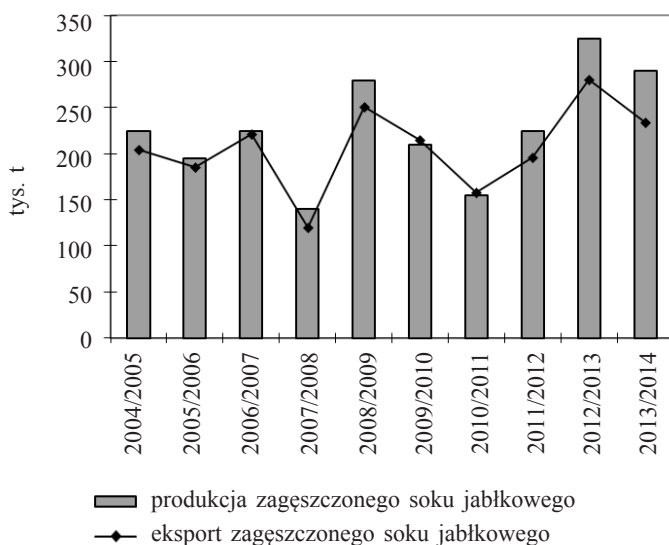
MATERIAŁ I METODY BADAWCZE

W celu określenia siły oraz kierunku związku pomiędzy badanymi cechami, czyli cenami skupu jabłek do przetwórstwa w Polsce, cenami eksportowymi ZSJ, wielkością produkcji oraz wolumenem eksportu ZSJ, obliczono współczynniki korelacji Pearsona oraz Spearmana (z uwagi na małą liczebność próby), a także określono istotność tego związku przy założonym poziomie istotności ($p < 0,05$).

Aby zrealizować postawiony cel pracy, wykorzystano średnioroczne ceny skupu jabłek do przetwórstwa w Polsce oraz dane dotyczące wielkości produkcji ZSJ, wielkości eksportu ZSJ oraz cen eksportowych ZSJ publikowane w miesięczniku „Rynek Rolny...”, wydawanym przez Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej-PIB. Do badania zależności pomiędzy analizowanymi cechami wykorzystano dane z lat 2004-2014. Dane na temat cen oraz wolumenu eksportu dotyczą lat kalendarzowych, natomiast dane dotyczące produkcji ZSJ podawane są w latach gospodarczych. Ponadto, mając na uwadze, że ceny skupu jabłek skorelowane są z wielkością zbiorów jabłek [Kierczyńska 2011], w badaniach uwzględniono również zbiory jabłek w poszczególnych latach w Polsce [„Rynek Rolny...” 2005-2015].

PRODUKCJA I EKSPORT ZAGĘSZCZONEGO SOKU JABŁKOWEGO W POLSCE

Wielkość produkcji ZSJ wahała się w latach 2004/2005-2013/2014 od 140 tys. ton w roku 2007/2008 do 325 tys. ton w roku 2012/2013 (rys. 1.). Pomimo lat z wyraźnie niższą produkcją, można zauważyć wzrost wolumenu produkcji ZSJ. Wielkość produkcji ZSJ w Polsce zależy głównie od podaży surowca do przetwórstwa. Współczynnik korelacji pomiędzy produkcją ZSJ a zbiorami jabłek w Polsce był istotny statystycznie oraz dodatni (wynosił 0,9), co wskazuje na bardzo wysoką siłę związku (tab. 1.).



Rysunek 1. Produkcja i eksport zagęszczonego soku jabłkowego w Polsce w latach 2004/2005-2013/2014

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IERiGŻ [„Rynek Rolny...” 2004-2015].

Bożena Nosecka [2009, 2011] podała, że **wahania w produkcji ZSJ wynikały ze zmienności zbiorów jabłek**. Według niej, zaplecze surowcowe do produkcji ZSJ zmniejszało się z powodu spadku powierzchni sadów przydomowych, stanowiących istotne źródło podaży jabłek do przetwórstwa oraz zmiany struktury odmianowej sadów jabłoniowych, w których zmniejsza się udział odmian jabłek o wysokiej kwasowości – najcenniejszych dla przetwórstwa [Nosecka 2006]. Zdaniem wiceprezesa Krajowej Unii Producentów Soków, Romualda Ozimka, szansą na rozwiązanie problemów surowcowych producentów ZSJ mogą być sady przemysłowe, z których zbierano by mechanicznie jabłka przeznaczone tylko do przetwórstwa [Przegalińska 2007]. Eberhard Makosz zaś podaje, że z każdym rokiem wzrasta w Polsce powierzchnia sadów jabłoniowych i pomimo że są to głównie sady karłowe, z których pochodzą owoce wysokiej jakości z przeznaczeniem na rynek owoców deserowych, to do przetwórstwa może trafiać około 2 mln ton jabłek rocznie. Dlatego przy tak wysokiej produkcji w istniejących sadach nie ma potrzeby zakładania jabłoniowych sadów przemysłowych [Makosz 2014].

Tabela 1. Korelacje pomiędzy analizowanymi cechami

Rodzaj relacji	Współczynnik korelacji Pearsona	Wartość p (Pearson)	Współczynnik korelacji Spearmana	Wartość p (Spearman)
Produkcja ZSJ i zbiory jabłek	0,88	0,0007	0,90	0,0004
Produkcja ZSJ i eksport ZSJ	0,78	0,0075	0,77	0,0096
Produkcja ZSJ i ceny eksportowe ZSJ	0,47	0,1732	0,47	0,1665
Ceny skupu jabłek i produkcja ZSJ	-0,57	0,0858	-0,48	0,1650
Ceny skupu jabłek i eksport ZSJ	-0,61	0,0633	-0,61	0,0612
Ceny skupu jabłek i cena eksportowa ZSJ	0,31	0,3837	0,26	0,4683
Ceny eksportowe ZSJ i eksport ZSJ	-0,03	0,9403	-0,12	0,7379

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IERiGŻ [„Rynek Rolny...” 2004-2015].

Zagęszczony sok jabłkowy wyprodukowany w Polsce w większości trafiał na eksport. Udział wolumenu eksportu w produkcji ZSJ wynosił w analizowanym okresie około 90%, a w niektórych latach wielkość eksportu była wyższa niż wielkość produkcji (rys. 1.), ze względu na sprzedaż zapasów czy też import tańszego chińskiego soku i mieszanie go z wyprodukowanym w kraju. Produkcja ZSJ w Polsce w analizowanym okresie była silnie i dodatnio skorelowana z wielkością eksportu ZSJ – współczynnik korelacji wynosił prawie 0,8 (tab. 1.).

Wielkość eksportu ZSJ zależała z jednej strony od wolumenu jego produkcji w Polsce, z drugiej, od relacji popytowo-podażowych na międzynarodowym rynku zbytu [Nosecka 2014]. Głównym konkurentem Polski na rynku ZSJ są Chiny, jego największy producent, jednak, jak podała B. Nosecka, od sezonu 2008/2009 produkcja w Chinach wyraźnie się zmniejszyła, co było spowodowane wzrostem spożycia jabłek na tamtejszym rynku wewnętrznym [Nosecka 2014]. Także w większości pozostałych krajów – liczących się eksporterów netto ZSJ, tj. w krajach Ameryki Południowej (Chile, Brazylia, Argentyna), Turcji, we Włoszech i na Węgrzech – produkcja i eksport ZSJ nie wykazuje wyraźnej tendencji wzrostowej. Zwiększa się jedynie eksport z Hiszpanii, Mołdawii i Ukrainy. Zmniejsza się natomiast produkcja w USA, znaczącym producencie, ale i importerze netto ZSJ [Nosecka 2014]. Można zatem stwierdzić, że uwarunkowania eksportu ZSJ są korzystne dla przetwórstwa w Polsce.

CENY EKSPORTOWE ZAGĘSZCZONEGO SOKU JABŁKOWEGO

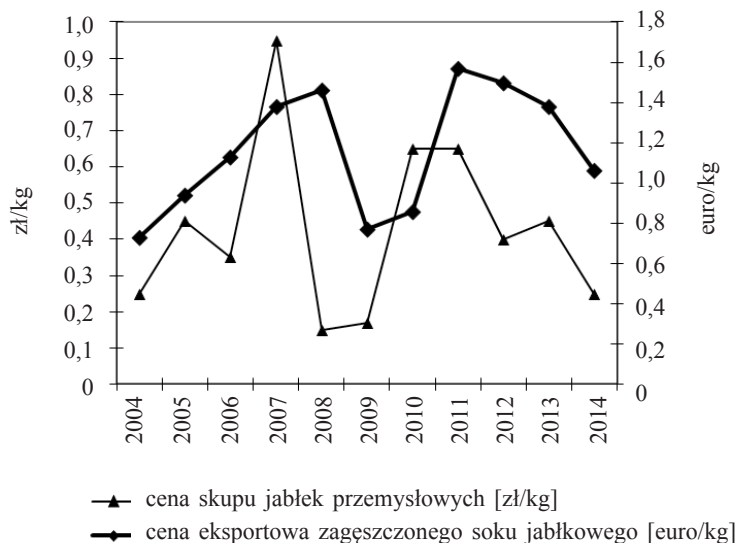
Średnioroczne ceny eksportowe ZSJ, wyrażone w euro/kg (kraje strefy euro, z udziałem 90%, są głównym odbiorcą tego produktu [Nosecka 2011]), w latach 2004-2008 zwiększały się. W 2009 roku nastąpił silny spadek cen, ale w latach 2010 i 2011 ceny eksportowe ZSJ wzrosły, natomiast od 2012 roku do 2014 roku – miał miejsce wyraźny spadek cen (rys. 2.). B. Nosecka podała, że zmiany cen eksportowych ZSJ związane były z poziomem podaży eksportowej z Polski, poziomem cen oferowanych dostawcom jabłek oraz wpływem relacji podaży-popytu na rynku europejskim i światowym [Nosecka 2013]. Wyniki przeprowadzonych badań wskazują na przeciętną siłę związku pomiędzy cenami eksportowymi ZSJ a wolumenem produkcji ZSJ. Współczynnik korelacji był dodatni, co wskazuje, że wysokim cenom eksportowym ZSJ towarzyszyła wysoka produkcja ZSJ. Natomiast

związek pomiędzy ceną eksportową ZSJ a wolumenem eksportu był ujemny, a korelacja wskazuje na nikłą siłę związku. Można przypuszczać, że wysoka cena eksportowa ZSJ jest stymulatorem jego produkcji, natomiast ujemny znak współczynnika korelacji może sugerować, że duża podaż eksportowa ZSJ prowadzi do obniżki jego cen eksportowych.

Współczynnik korelacji pomiędzy cenami skupu jabłek do przetwórstwa a cenami eksportowymi ZSJ był także dodatni, co sugeruje, iż wysokim cenom skupu jabłek towarzyszyły wysokie ceny eksportowe ZSJ. Poziom tego współczynnika wynosił 0,3, co świadczy o niezbyt dużej sile związku pomiędzy tymi cechami. Jak podała B. Nosecka, relatywnie niski poziom cen eksportowych w latach 90. XX wieku wynikał przede wszystkim z dużej podaży do przetwórstwa jabłek z sadów przydomowych oraz tzw. „spadów” z sadów towarowych. Duża podaż jabłek do przetwórstwa decydowała o możliwości oferowania producentom owoców stosunkowo niskich cen skupu za jabłka przeznaczone do przetwórstwa [Nosecka 2013]. Wzrost cen oferowanych producentom jabłek wymusza zatem wzrost cen eksportowych ZSJ.

Ponadto na ceny eksportowe ZSJ ma wpływ sytuacja na rynku międzynarodowym. Spadek produkcji ZSJ w większości krajów będących eksporterami i importerami tego soku powoduje w ostatnich latach dysproporcje pomiędzy podażą a popytem na międzynarodowym rynku ZSJ. Konsekwencją zwiększającej się nierównowagi na rynku międzynarodowym jest wzrost cen ZSJ w obrotach międzynarodowych [Nosecka 2014].

Zatem ceny eksportowe ZSJ zależą od wielu czynników, do których zaliczyć można: wielkość produkcji ZSJ, poziom cen oferowanych dostawcom jabłek (które z kolei związane są z wielkością zbiorów jabłek) oraz, jak podała B. Nosecka, sytuację na międzynarodowym rynku ZSJ (na którą oddziałuje spożycie soków i napojów w krajach-odbiorcach ZSJ, a także



Rysunek 2. Ceny eksportowe zagęszczonego soku jabłkowego oraz ceny skupu jabłek do przetwórstwa w Polsce w latach 2004-2014

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IERiGŻ [„Rynek Rolny...” 2004-2015].

podaż ZSJ u największego producenta, czyli w Chinach) [Nosecka 2013]. Ponadto Julian Pawlak uzależnia poziom i zmiany cen ZSJ od zapasów tego produktu między sezonami produkcji ZSJ, a także od urodzaju jabłek na świecie [Pawlak 2014].

CENY SKUPU JABŁEK DO PRZETWÓRSTWA A PRODUKCJA, EKSPORT I CENY ZSJ

Ceny skupu jabłek do przetwórstwa są silnie skorelowane ze zbiorami jabłek [Kierczyńska 2011], jednak J. Pawlak [2014] zauważył, iż *trudno dostrzec oderwanie się cen skupu jabłek od możliwych do uzyskania cen za zagęszczony sok jabłkowy* [Pawlak 2014, s. 6]. Także E. Makosz stwierdził, że ceny skupu jabłek przemysłowych nie zawsze były uzależnione od wielkości produkcji jabłek – według niego cena skupu jabłek przemysłowych zależała od ceny ZSJ [Makosz 2014].

Przeprowadzone badania wykazały, że współczynnik korelacji pomiędzy cenami skupu jabłek do przetwórstwa a cenami eksportowymi ZSJ, wynoszący 0,3, wskazuje na przeciętną siłę związku pomiędzy tymi cechami (tab. 1.). Jest on dodatni, czyli wysokim cenom skupu jabłek towarzyszyły wysokie ceny eksportowe ZSJ.

Ceny skupu jabłek do przetwórstwa były zaś ujemnie skorelowane z produkcją i eksportem ZSJ. Korelacja pomiędzy cenami skupu jabłek a wolumenem produkcji ZSJ była wysoka i wskazuje, że niskim cenom skupu towarzyszyła wysoka produkcja ZSJ. Jest to zrozumiałe, jeśli uwzględnimy fakt, że niskie ceny skupu jabłek do przetwórstwa były zazwyczaj wynikiem wysokich zbiorów jabłek i dużej ich podaży w przetwórstwie, a co za tym idzie, dużej dostępności surowca do przerobu. Analogicznie przedstawiają się wyniki korelacji pomiędzy cenami skupu jabłek a eksportem ZSJ. Współczynnik korelacji był ujemny i świadczy o wysokiej sile związku pomiędzy badanymi cechami. Niskie ceny skupu jabłek do przetwórstwa związane były z wysokim eksportem ZSJ, co było konsekwencją wysokiej produkcji ZSJ i silnej korelacji pomiędzy produkcją i eksportem ZSJ.

PODSUMOWANIE

Produkcja ZSJ w Polsce rozwijała się dzięki obecności obfitej bazy surowcowej w postaci podaży relatywnie tanich jabłek do przetwórstwa oraz, jak podaje P. Trojanowicz [2009], dzięki inwestycjom przemysłu przetwórczego w unowocześnianie zakładów produkcyjnych. W analizowanym okresie 2004-2014 wielkość produkcji ZSJ, pomimo wahań, zwiększała się. ZSJ wyprodukowany w Polsce w około 90% był przedmiotem eksportu, a związek pomiędzy wielkością produkcji i wolumenem eksportu, mierzony współczynnikiem korelacji, był dodatni i bardzo silny.

Ceny eksportowe ZSJ także były zróżnicowane w analizowanym okresie, a korelacja pomiędzy wielkością produkcji ZSJ a jego cenami eksportowymi była na przeciętnym poziomie, lecz dodatnia, co dowodzi, że wyższym cenom eksportowym ZSJ towarzyszyła wyższa produkcja ZSJ. W analizowanym okresie stwierdzono brak korelacji pomiędzy cenami eksportowymi ZSJ a wielkością eksportu, co sugeruje, że inne czynniki niż podaż eksportowa mogły mieć wpływ na kształtowanie się cen eksportowych ZSJ.

Współczynnik korelacji pomiędzy cenami eksportowymi ZSJ a cenami skupu jabłek do przetwórstwa był na przeciętnym poziomie i dodatni, co świadczy o tym, że ceny skupu jabłek nie były silnie związane z cenami eksportowymi ZSJ, a wyższym cenom skupu jabłek towarzyszyły wyższe ceny eksportowe ZSJ. Ceny skupu jabłek do przetwórstwa były zaś ujemnie skorelowane z wielkością produkcji oraz eksportu ZSJ, co może wskazywać, że wysoki wolumen produkcji oraz eksportu ZSJ był związany z niskimi cenami skupu jabłek do przetwórstwa (oraz dużą podażą surowca, wynikającą z wysokich zbiorów jabłek).

Na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że określony poziom cen skupu jabłek do przetwórstwa może być punktem wyjścia do kształtowania się cen eksportowych ZSJ, ale również związany jest z wolumenem produkcji i eksportu ZSJ. Utrzymywanie cen skupu jabłek na poziomie satysfakcjonującym producentów jabłek pozwoli na utrzymanie i rozwój bazy surowcowej do produkcji ZSJ, a odpowiednio duża podaż surowca do przetwórstwa będzie podstawą do odpowiednio dużej produkcji i eksportu ZSJ. Zbyt wysoka podaż surowca do przetwórstwa może być powodem oczekiwania przez importerów ZSJ niskiej ceny eksportowej ZSJ, natomiast zbyt niska podaż surowca do przetwórstwa wpłynie na wzrost cen skupu jabłek i wzrost cen eksportowych ZSJ.

LITERATURA

- Bugała Anna, 2014: *Światowy rynek jabłek i zagęszczonego soku jabłkowego*, „Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 14 (29), nr 2, s. 21-30.
- GUS. 2013: *Produkcja ogrodnicza. Badanie sadów w 2012*. Warszawa.
- Kierczyńska Sylwia, 2011: *Wielkość produkcji a poziom cen wybranych gatunków owoców do przetwórstwa*, „Roczniki Naukowe SERiA”, tom XIII, zeszyt 2, s. 201-205.
- Makosz Eberhard, 2014: *Sytuacja na rynku jabłek i ZSJ w Polsce i na świecie*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 4/2014, s. 10.
- Nosecka Bożena, 2006: *Rynek zagęszczonych soków owocowych w Polsce*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 5/2006, s. 6-8.
- Nosecka Bożena, 2009: *Sytuacja na rynku soków zagęszczonych w Polsce*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 7-8/2009, s. 10,12.
- Nosecka Bożena, 2011: *Sytuacja na rynku soków zagęszczonych w Polsce*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 4/2011, s. 11-13.
- Nosecka Bożena, 2013: *Rynek zagęszczonego soku jabłkowego w Polsce na tle rynku światowego*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 4/2013, s. 19-21.
- Nosecka Bożena, 2014: *Światowy rynek zagęszczonego soku jabłkowego*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 4/2014, s. 12-15.
- Nosecka Bożena, Bugała Anna, Zaremba Łukasz, Brzozowski Piotr, Zmarlicki Krzysztof, 2013: *Ocena konkurencyjności wewnętrznej i zewnętrznej sektora rolno-spożywczego ze szczególnym uwzględnieniem sektora ogrodniczego*, „Program Wieloletni 2011-2014”, zeszyt nr 69, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Pawlak Julian, 2014: *O relacjach sadownictwo – przetwórstwo. Fakty i mity*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 4/2014, s. 4-6.
- Przegalińska Maria J., 2007: *Perspektywy rozwoju branży sokowniczej i owocowo-warzywnej*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 6/2007, s. 8-9.
- „Rynek Owoców i Warzyw. Stan i Perspektywy”, nr 27-45, 2005-2015, IERiGŻ-PIB, ARR, MRiRW, Warszawa.
- „Rynek Rolny. Analizy, Tendencje, Oceny”. 2004-2015, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Trojanowicz Piotr 2009: *Pozycja, perspektywy rozwoju i kierunki zmian rynku zagęszczonych soków owocowych w Polsce*, „Przemysł Fermentacyjny i Owocowo-Warzywny”, nr 12/2009, s. 22-27.

Sylwia Kierczyńska

*THE RELATIONSHIP BETWEEN PRODUCTION, EXPORT AND PRICES OF APPLE JUICE
CONCENTRATE AND THE PRICES FOR APPLE FOR PROCESSING IN POLAND*

Summary

The aim of this paper was to determine the power and direction of relationship between production, export and prices of apple juice concentrate and the prices for apples for processing in the years 2004-2014. The analysis used data published in the „Rynek rolny”, by the IERiGŻ-PIB. The correlation coefficients were calculated. Despite the fluctuations, the production of apple juice concentrate increased over the analyzed period. Over 90% of apple juice concentrate produced in Poland was exported and the relationship between the volume of production and export volume measured by a correlation coefficient was positive and very strong. The correlation between the production of apple juice concentrate and prices of apple juice concentrate had a medium power and there was almost no correlation between the prices of apple juice concentrate and the volume of export of apple juice concentrate. The correlations between the prices for apple for processing and both the volume of production and the volume of export of apple juice concentrate were negative.

Adres do korespondencji:

Dr inż. Sylwia Kierczyńska

Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

Katedra Ekonomiki Przedsiębiorstw Agrobiznesu

ul. Wojska Polskiego 28, 60-637 Poznań

tel. (61) 848 71 29

e-mail: kierczynska@up.poznan.pl