

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 trojakię 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 jednostkę 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.

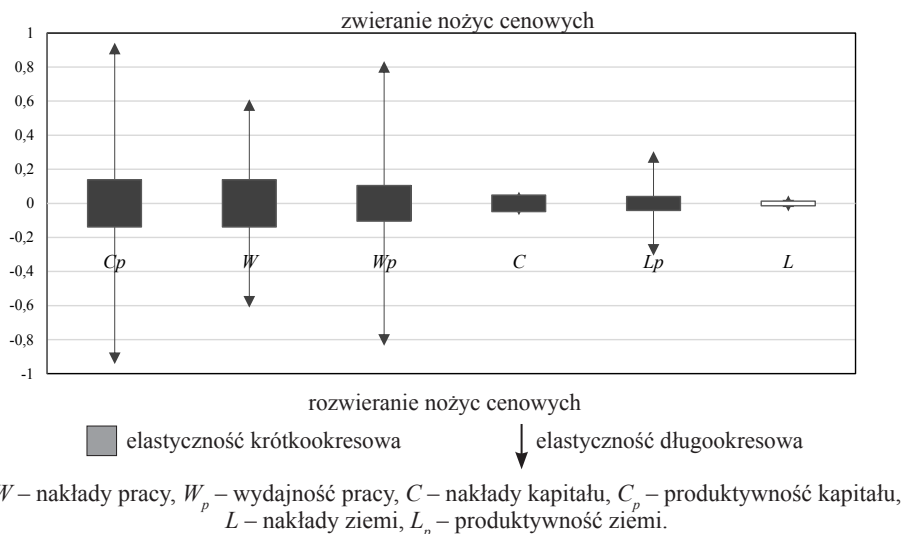
i ograniczoność tego zasobu oraz mezoekonomiczny charakter przeprowadzonych badań. W obrębie sektora rolnego jako całości nie ma bowiem możliwości zwiększania zasobu ziemi, co odzwierciedla jedynie nieznacznie różniąca się od zera wartość wskaźników elastyczności, zarówno w krótkim, jak i długim okresie. 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