



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

ASYMETRIA W TRANSMISJI CEN PSZENICY PASZOWEJ MIĘDZY RYNKIEM POLSKIM I NIEMIECKIM

Mariusz Hamulczuk✉

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

Abstrakt. Celem opracowania była ocena występowania potencjalnych asymetrii w transmisji poziomej między cenami pszenicy paszowej w Polsce i w Niemczech. W badaniach empirycznych wykorzystano procedurę testowania asymetrii na podstawie modeli TAR i M-TAR oraz modele ECM. Wyniki badań potwierdziły występowanie długookresowej zależności między cenami w Polsce i Niemczech oraz asymetryczne dostosowania cen pszenicy do równowagi długookresowej.

Słowa kluczowe: transmisja pozioma cen, asymetria, ceny pszenicy, TAR, M-TAR, ECM

WPROWADZENIE

Intensyfikacja procesów globalizacyjnych i integracyjnych w ostatnich kilkunastu latach doprowadziła do sytuacji, w której krajowe ceny surowców rolnych odzwierciedlają kształtowanie się ich odpowiedników na rynkach światowych. Krajowe uwarunkowania popytowo-podażowe mają tym samym coraz mniejsze znaczenie. Zainteresowanie powiązaniem między rynkami surowcowymi i transmisją poziomą nabrało nowego wymiaru po tzw. kryzysie żywnościowym, którego nasilenie przypadło na lata 2007-2008 (Prakash, 2011; Listorti i Esposti, 2012).

Transmisją poziomą określamy powiązania cenowe między różnymi rynkami rolnymi na tym samym poziomie łańcucha marketingowego. W klasycznym rozumieniu wiąże się ona z przenoszeniem impulsów cenowych

między tymi samymi surowcami w różnych lokalizacjach (spatial price transmission). Zagadnienie to może też dotyczyć transmisji cen między różnymi surowcami (niekoniecznie rolnymi) w tej samej lub innych lokalizacjach (cross-commodity price transmission). Analizować można transmisję poziomów cen lub/i transmisję zmienności cenowej (Conforti, 2004; Esposti i Listorti, 2011; Serra i in., 2011). Niniejsze opracowanie koncentruje się na przestrzennej transmisji poziomów cen i w ujęciu przedmiotowym obejmuje ceny pszenicy paszowej w Polsce i w Niemczech.

PROBLEM BADAWCZY

Teoretycznym punktem wyjścia w zrozumieniu mechanizmów transmisji przestrzennej jest pojęcie przestrzennego arbitrażu (spatial arbitrage) oraz związanego z nim prawa jednej ceny (Law of One Price). Pierwsze oznacza, że różnica między cenami surowca w różnych lokalizacjach rynkowych nigdy nie przekroczy kosztów transakcyjnych (w tym transportu, załadunku, poszukiwania informacji itp.), w przeciwnym razie możliwości zarobku zostaną natychmiast wykorzystane przez arbitrażystów. Z kolei prawo jednej ceny stanowi, że na rynkach powiązanych przez operacje handlowe i arbitraż cenowy homogeniczne dobra posiadają taką samą cenę, pomniejszoną o koszty transakcyjne (Miljkovic, 1999; Fackler i Goodwin, 2001). Testowanie transmisji cenowej wiąże się najczęściej z oceną efektywności rynku. Należy dodać, że transmisja cenowa między rynkami

✉ dr inż. Mariusz Hamulczuk, Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa, Poland, e-mail: mariusz_hamulczuk@sggw.pl

może zachodzić mimo braku przepływów fizycznych towarów (braku integracji rynkowej) a jedynie w wyniku przepływu informacji rynkowych. Podobnie jak do uzyskania przestrzennej równowagi rynkowej według klasycznego modelu Enke-Samuelsona-Takayamy-Judge (ESTJ) nie są zatem konieczne przepływy fizyczne towarów (Barrett, 2001; Barrett i Li, 2002).

W rzeczywistości transmisja przebiega nie do końca zgodnie z założeniami teoretycznymi. Ma na to wpływ wiele czynników, z których najważniejsze to: koszty transakcyjne, oczekiwania (niepełna informacja), brak homogeniczności produktów, wpływ kontraktów i porozumień, rola kursu walutowego, polityka handlowa czy krajowa ograniczająca przepływy towarów (Figiel, 2002; Conforti, 2004). Badania empiryczne dotyczące poziomej transmisji cen mają na celu weryfikację, na ile analizowane rynki odbiegają od teoretycznych zachowań rynku doskonale konkurencyjnego lub też analizę dynamiki samego procesu transmisji. Zwykle testuje się występowanie relacji kointegrujących (długookresowych), które implikują podobną ścieżkę zachowań cen w długim okresie przy możliwości krótkookresowych odchylen od tego stanu. Oszacowanie modelu transmisji pozwala określić, po jakim czasie różnice cenowe się zmniejszają oraz na estymację szybkości transmisji impulsów cenowych (Figiel, 2002). Podstawową cechą w całym procesie jest też określenie kierunku przepływu impulsów cenowych, z reguły na podstawie jednej z formuł przyczynowości w sensie Grangera.

W procesie transmisji problemem jest występowanie zależności nieliniowych. Objawiają się one odmiennymi reakcjami cen na wzrosty i spadki lub też istnieniem przedziałów, w których transmisja jest słabsza niż w innych¹. Jako główny czynnik leżący u podstaw nieliniowych reakcji cenowych w układzie przestrzennym wskazuje się koszty transakcyjne (Goodwin i Piggott, 2001; Sephton, 2003). Więcej na temat asymetrii i metodyki jej analizowania piszą m.in.: Balke i Fomby (1997), Barrett i Li (2002), czy Meyer i von Cramon-Taubadel (2004). W tym kontekście celem opracowania jest odpowiedź na pytanie, czy w procesie transmisji ceny pszenicy paszowej w Polsce i w Niemczech jednakowo reagują na dodatnie i ujemne odchylenia od równowagi czy też nie. Po weryfikacji tej hipotezy kolejnym celem jest oszacowanie odpowiednich modeli

korekty błędem, opisujących dynamikę cen polskich i niemieckich. Badania te stanowią rozwinięcie problematyki przedstawionej w artykule Hamulczuka i Łopaciuka (2013), gdzie zależności między cenami analizowano na podstawie modeli liniowych.

DANE EMPIRYCZNE

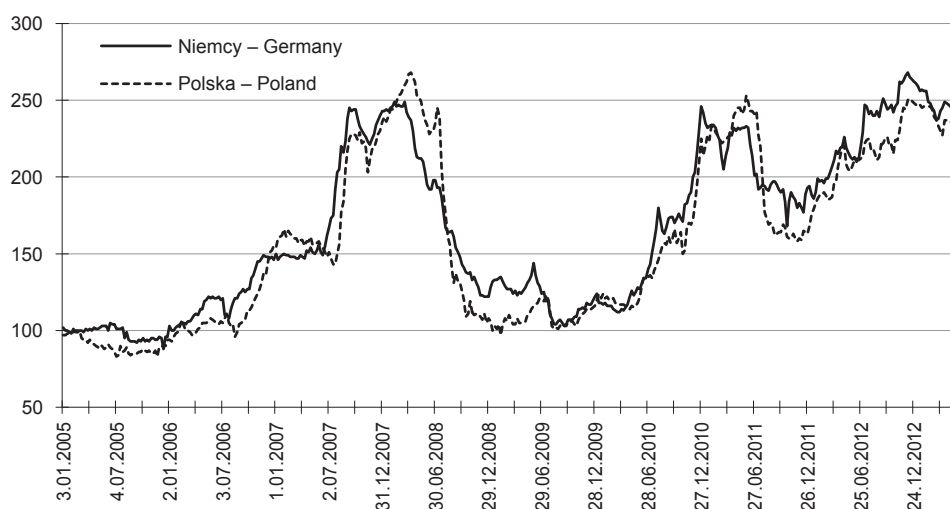
W badaniach empirycznych posłużono się tygodniowymi cenami skupu pszenicy paszowej według Komisji Europejskiej (rys. 1). Analiza obejmowała okres od stycznia 2005 roku do maja 2013 roku (w sumie 439 obserwacji). Przyjęcie takiego okresu badań umożliwia pominięcie potencjalnych zmian strukturalnych związanych ze zniesieniem ograniczeń handlowych po przystąpieniu Polski do UE. Równocześnie tygodniowa częstota danych pozwala na gruntowne rozpoznanie zależności.

Z uwagi na tygodniową częstotliwość danych oraz niewielki udział wahań sezonowych w całkowitej wariancji analiza ekonometryczna bazuje na szeregach czasowych cen bez korekty sezonowej. Równocześnie, z uwagi na wzrost zmienności cen wraz ze wzrostem poziomu ich badania, przeprowadzono ją na zmiennych przekształconych do postaci logarytmicznej. Zmienne przekształcone oznaczono: Y_t – ceny w Polsce oraz X_t – ceny w Niemczech. Podejście to jest typowe dla większości analiz i jednocześnie pozwala na interpretację oszacowanych współczynników jako elastyczności cenowych.

Analiza graficzna (rys. 1) ujawnia znaczną współzależność w kształtowaniu się cen w Polsce i w Niemczech. Jednym z czynników warunkujących potencjalne powiązanie między tymi rynkami – co również determinowało wybór zmiennych – jest wymiana handlowa pszenicą. W ostatnich latach około 20% importu pszenicy w Niemczech stanowi import z Polski, podczas gdy ponad 50% polskiego eksportu kierowane jest na rynek niemiecki. Wielkości te wykazują tendencję rosnącą (Hamulczuk i Łopaciuk, 2013).

Równocześnie zauważyć można znaczące wahania cen na obydwu rynkach. Różnica między najniższym a najwyższym poziomem cen przekracza 150%. Duża zmienność cen oraz ich tendencje wzrostowe wynikają z trendów na światowych rynkach. Wśród podstawowych czynników wzrostu cen na całym świecie wymienia się wzrost zużycia surowców do produkcji biopaliw, wzrost cen surowców energetycznych czy też

¹ Pomijamy tutaj nieliniowości związane ze zmianami strukturalnymi.



Rys. 1. Ceny pszenicy paszowej w Polsce i w Niemczech (euro/t)
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej.
Fig. 1. Feed wheat prices in Poland and Germany (eur/t)
 Source: own elaboration on the basis of European Commission data.

uwarunkowania makroekonomiczne. Szerzej temat ten podejmują m.in. Rathmann i in. (2010), European Commission (2011) oraz Prakash (2011).

METODY

Kluczowe znaczenie w doborze metodyki stosowanej w badaniu transmisji cen mają właściwości szeregów czasowych, stanowiących realizację analizowanych procesów ekonomicznych. W niniejszym opracowaniu pominięto niektóre obliczenia, odwołując się do wcześniejszych badań opartych na tych samych danych z identycznego okresu. W świetle ustaleń Hamulczuka i Łopaciuka (2013) szeregi czasowe tygodniowych cen pszenicy paszowej w Polsce i Niemczech w latach 2005-2013 są niestacjonarne, zintegrowane w stopniu pierwszym. Potwierdzono to, wykorzystując rozszerzony test Dickeya-Fulera na pierwiastek jednostkowy (ADF). W świetle tych samych badań ceny niemieckie są w sensie Grangera przyczyną cen w Polsce. Równocześnie między cenami występuje długookresowa równowaga, co potwierdzono, wykorzystując test Johansena. Szerzej na temat poszczególnych modeli piszą np. Charemza i Deadman (1997).

W niniejszym opracowaniu do oceny długookresowej zależności wykorzystano procedurę Engla-Grangera

(EG) opartą na następującym modelu (Engle i Granger, 1987):

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (1)$$

gdzie:

Y_t, X_t – zmienne, których skointegrowanie jest badane (w naszym przypadku Y_t to ceny w Polsce, a X_t to ceny w Niemczech)

β_0, β_1 – parametry strukturalne

u_t – reszty relacji kointegrującej.

Stacjonarność reszt u_t oceniamy na podstawie testu ADF-EG zgodnie z następującym wzorem (przykład modelu bez wyrazu wolnego):

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:

$$\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$$

ρ, γ_i – parametry modelu

k – maksymalne opóźnienie

ε_t – jest składnikiem losowym o własnościach białego szumu.

W teście zwykłym ADF hipoteza zerowa (H_0) zakłada, że analizowany szereg czasowy jest niestacjonarny. W teście na kointegrację ADF-EG odpowiada to H_0 , zakładającej brak kointegracji. Istotnie mniejsza od zera wartość parametru r pozwala na odrzucenie H_0 i tym

samym na uznanie istnienia zależności kointegracyjnej (długookresowej). Wówczas relację pomiędzy zmiennymi można zapisać za pomocą modelu korekty błędem ECM w postaci (Engle i Granger, 1987; Charemza i Deadman, 1997):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \mu u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie:

α_i, δ_i – parametry dostosowań krótkookresowych

μ – parametr wyrażający szybkość powrotu zmiennej do długookresowej ścieżki równowagi.

Alternatywną specyfikacją statystyki testującej stacjonarność reszt z relacji kointegracyjnej danej wzorem 1 jest tzw. progowy model autoregresyjny TAR (threshold autoregressive model) (Enders i Granger, 1998; Enders i Siklos, 2001):

$$\Delta u_t = I_t \rho_1 u_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdzie:

I_t – funkcja zerojedynkowa przyjmująca wielkości: $I_t = 1$ dla $u_{t-1} \geq \tau$ oraz $I_t = 0$ dla $u_{t-1} < \tau$, gdzie τ to stała równa wartości progowej.

Wartość progową τ można przyjąć na poziomie 0 (wówczas mówi się o odchyleniach powyżej i poniżej relacji długookresowej określonej wzorem 1) lub też oszacować łącznie z parametrami ρ_1 i ρ_2 . Model ten umożliwia testowanie H_0 o braku zależności długookresowej w ramach modelu TAR. Wykorzystać można w tym celu statystykę testu F (wariant Walda), nazywaną przez Endersa i Siklosa (2001) statystyką Φ , przy $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$. Wartości krytyczne Φ^* dla modelu TAR stabilizowane są w pracy Endersa i Siklosa (2001)².

Testowanie asymetrii polega na porównaniu modelu określonego wzorem 4 z modelem nałożonym restrykcjami: $\rho_1 = \rho_2$ za pomocą testu F (wariant Walda), z wykorzystaniem tych samych wartości krytycznych Φ^* co wyżej. Odrzucenie $H_0: \rho_1 = \rho_2$ jest równoznaczne z przyjęciem hipotezy alternatywnej, mówiącej o asymetrycznych reakcjach zmiennych na odchylenia od równowagi długookresowej. Oznacza to, że zamiast modelu 3 należy stosować progowy model korekty błędem (TAR-ECM) (Enders i Siklos, 2001):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + I_t \mu_1 u_{t-1} + (1 - I_t) \mu_2 u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Alternatywną specyfikacją modelu korekty błędem jest ta, w której podział na reżimy zależy nie od tego, czy u_{t-1} jest powyżej czy poniżej równowagi, ale od kierunku zmian u_{t-1} w okresie poprzednim (Enders i Granger, 1998). Model taki nazywamy modelem progowym z impetem M-TAR (momentum threshold autoregressive model). Wykorzystujemy w tym celu zmodyfikowane równanie 4, w którym zamiast I_t podstawiamy M_t :

$$\Delta u_{t-1} = M_t \rho_1 u_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 u_{t-1} + \gamma_1 \Delta u_{t-1} + \gamma_2 \Delta u_{t-2} + \dots + \gamma_k \Delta u_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

gdzie:

M_t – funkcja zerojedynkowa przyjmująca wielkości: $M_t = 1$ dla $\Delta u_{t-1} \geq \tau$ i $M_t = 0$ dla $\Delta u_{t-1} < \tau$.

Testowanie kointegracji oraz asymetrii wygląda analogicznie jak w modelu TAR, przy czym wartości krytyczne Φ^* odczytuje się z tablic dla modelu M-TAR. W celu oszacowania modelu korekty błędem z efektem M-TAR równanie 5 należy przekształcić do postaci³:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + M_t \mu_1 u_{t-1} + (1 - M_t) \mu_2 u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Po oszacowaniu właściwego modelu można go zinterpretować. Oszacowane modele korekty błędem mogą też być podstawą testowania asymetrii, przyczynowości czy egzogeniczności (Enders i Siklos, 2001; Meyer i von Cramon-Taubadel, 2004; Osińska, 2008).

WYNIKI BADAŃ

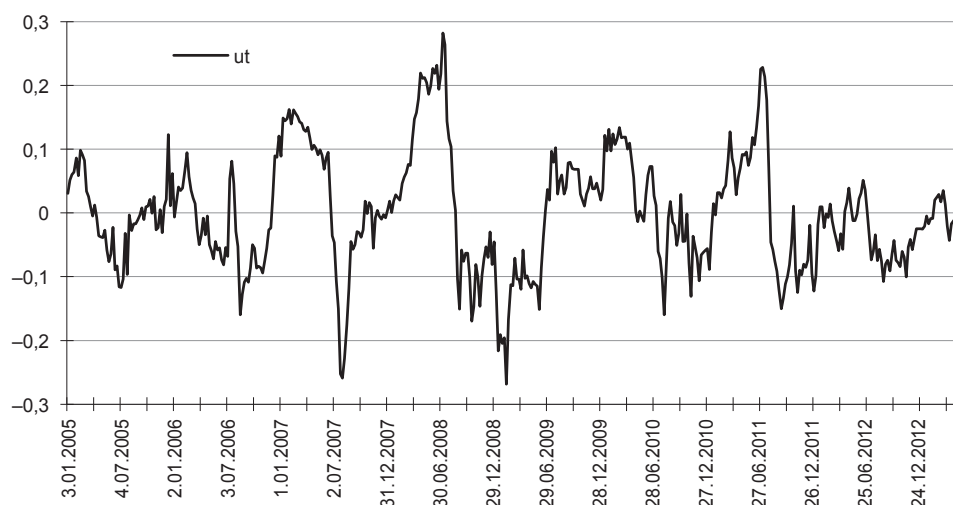
Na podstawie logarytmicznych cen w Polsce w Niemczech oszacowano zależność długookresową według wzoru 1 (w nawiasach statystyka t-Studenta):

$$Y_t = -0,327 + 1,053 X_t + u_t \\ (-4,88) \quad (79,73)$$

Bliska jedności wartość oszacowanego parametru β_1 świadczy o praktycznie pełnym przełożeniu zmian cen

² Innym sposobem testowania istotności relacji kointegracyjnej jest wykorzystanie statystyki t-Max. Jednak test ten ma niewielką skuteczność, dlatego nie jest rekomendowany do testowania zależności kointegracyjnej (por. Enders i Siklos, 2001).

³ Równania 3, 5 i 7 zapisano, przyjmując jako zmienną endogeniczną ΔY_t . Należy dodać, że te równania można zapisać analogicznie dla pozostałych zmiennych, przyjmując je w roli zmiennej endogenicznej (por. tab. 2).



Rys. 2. Odchylenia od równowagi długookresowej między szeregami czasowymi cen pszenicy w Polsce i w Niemczech

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej.

Fig. 2. Deviations from long-run equilibrium relationship between wheat price series in Poland and Germany

Source: own elaboration on the basis of European Commission data.

niemieckich na ceny polskie. Reszty relacji kointegrującej zawarto na rysunku 2. Zauważyć można, że odchylenia od równowagi długookresowej w niektórych okresach przekraczają 20%. Taka duża zmienność dotyczy głównie okresu, w którym doszło do tzw. kryzysu żywnościowego (lata 2007-2008).

Oszacowane reszty relacji kointegrującej u_t są stacjonarne, ponieważ wartość statystyki empirycznej $t = -4,36$ jest niższa od wartości krytycznej testu kointegracji Engla-Grangera (ADF-EG) $t^* = 4,13$ (tab. 1). Tym samym zależność między zmiennymi można zapisać w postaci modelu ECM danego wzorem 3. Wcześniej jednak warto sprawdzić, czy nie lepiej byłoby wykorzystać model TAR lub M-TAR przy założeniu zerowej wartości progowej.

Oszacowania parametrów ρ_1 i ρ_2 modeli TAR i M-TAR przedstawiono w tabeli 1. Zawarto tam również wyniki testowania hipotez zerowych o braku kointegracji oraz o symetrycznych dostosowaniach do równowagi. W przypadku prostego modelu progowego TAR można zauważyć, że współczynniki $\rho_1 = -0,031$ i $\rho_2 = -0,194$ stojące przy zmiennych reprezentujących dodatnie $(I_t u_{t-1})$ i ujemne $((1-I_t)u_{t-1})$ odchylenia od równowagi znacząco się od siebie różnią, podczas gdy różnice

między analogicznymi współczynnikami w modelu M-TAR są mniejsze ($\rho_1 = -0,075$ i $\rho_2 = -0,117$). Jednak w obu przypadkach hipoteza zerowa o braku kointegracji ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$) jest odrzucana na poziomie istotności $p = 0,05$. Modele z zerowymi restrykcjami nakładanymi na parametry są statystycznie gorsze od modelu wyjściowego.

W kolejnym kroku zweryfikowano hipotezę zerową mówiącą o symetrycznych dostosowaniach do równowagi ($H_0: \rho_1 = \rho_2$, tab. 1). Obliczona statystyka Φ modelu TAR, obrazująca różnice między modelem zawierającym asymetryczne odchylenia (4) a modelem 2, wynosi 7,03, przy wartości krytycznej $\Phi^* = 6,33$. Tym samym odrzucamy H_0 , co oznacza, że dostosowania cen do równowagi długookresowej zależą od kierunku odchylenia od niej. Zabrakło jednak podstaw do odrzucenia $H_0: \rho_1 = \rho_2$ w modelu M-TAR. Oznacza to, że niezależnie od kierunku zmian odchyleń od równowagi w poprzednim okresie reakcje cenowe są takie same.

Podsumowując dotychczasowe rozważania, można uznać, że mamy do czynienia z asymetrycznym dochodzeniem do równowagi długookresowej cen pszenicy. Mając na uwadze, że $\rho_1 > \rho_2$ (przy podobnym poziomie cen i bliskim jedności oszacowaniu parametru β_1),

Tabela 1. Testowanie kointegracji i asymetrii między szeregami czasowymi cen pszenicy w Polsce i w Niemczech

Table 1. Testing of cointegration and asymmetry between wheat price series in Poland and Germany

Parametr/hipoteza Parameter/hypothesis	Współczynnik/Stat. t-Studenta/wartość krytyczna Coefficient/t-Student stat./critical value
Model ADF-EG (równanie 2) – Model ADF-EG (equation 2)	
ρ	-0,097 ($t = -4,36$)
$H_0: r = 0$	$t = -4,36; t^* = -4,13$
$k = 9, AIC = -1653, BIC = -1608$	
Model TAR (równanie 4) – Model TAR (equation 4)	
ρ_1	-0,031 ($t = -0,93$)
ρ_2	-0,194 ($t = -4,55$)
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	$\Phi = 13,16; \Phi^* = 6,33$
$H_0: \rho_1 = \rho_2$	$\Phi = 7,03; \Phi^* = 6,33$
$k = 9, AIC = -1658, BIC = -1610$	
Model M-TAR (równanie 6) – Model M-TAR (equation 6)	
ρ_1	-0,075 ($t = -2,50$)
ρ_2	-0,117 ($t = -4,11$)
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$	$\Phi = 10,14; \Phi^* = 6,05$
$H_0: \rho_1 = \rho_2$	$\Phi = 1,24; \Phi^* = 6,05$
$k = 9, AIC = -1653, BIC = -1604$	

Wartości krytyczne Φ^* odczytano z tablic z pracy Endersa i Siklosa (2001) dla $n = 500$ i $k = 4$ ¹.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej.

Critical values were taken from Enders and Siklos (2001) for $n = 500$ and for $k = 4$.

Source: own elaboration on the basis of European Commission data.

¹ W tablicach zawarte są wartości krytyczne dla 0, 1 i 4 opóźnień oraz 50, 100, 250 i 500 obserwacji. Rzeczywiste Φ^* byłyby nieco niższe, jako że Φ^* maleje wraz ze wzrostem k .

dostosowania do równowagi są szybsze, gdy ceny polskie są niższe od cen niemieckich. Z kolei w okresach, gdy ceny polskie są wyższe od niemieckich, dochodzenie do równowagi jest wolniejsze. Jest to widoczne na rys. 2, gdzie wartości u_t powyżej zera utrzymują się dłużej niż wartości poniżej zera. Otrzymane wyniki zasadniczo są zgodne z analizami Rembezy (2010), który przeprowadził badania na miesięcznych cenach pszenicy ogółem w latach 1995-2009. Można zatem uznać, że właściwym modelem do opisu kształtowania się cen jest model ECM z dostosowaniem TAR według wzoru 5

(TAR-ECM). Potwierdzają to również najniższe wartości kryteriów informacyjnych AIC i BIC dla modelu TAR (tab. 1).

W tabeli 2 zawarto oszacowania dwóch modeli TAR-ECM – jeden dla cen polskich, a drugi dla cen niemieckich (wg wzoru 5). W modelach pozostawiono jedynie opóźnienia istotne przy $p < 0,1$. Dodatkowo wśród zmiennych objaśniających kształtowanie się cen polskich dodano dwie zmienne 0/1 w celu wyeliminowania wpływu wartości odstających w drugiej połowie lipca 2008 r. Oszacowane modele charakteryzują się

Tabela 2. Oszacowania modeli korekty błędem z dostosowaniem TAR (wzór 5) dla szeregów czasowych cen pszenicy w Polsce i w Niemczech

Table 2. Estimated error correction models with TAR adjustment (equation 5) for wheat price series in Poland and Germany

Zmienna objaśniana – ΔY_t Explained variable – ΔY_t			Zmienna objaśniana – ΔX_t Explained variable – ΔX_t		
Zmienna objaśniająca Explanatory variable	Współczynnik Coefficient	Stat. t-Studenta t-Student stat.	Zmienna objaśniająca Explanatory variable	Współczynnik Coefficient	Stat. t-Studenta t-Student stat.
const	-0,003	-1,633	const	0,004	2,100
$u_{t-1}^{(+)}$	-0,008	-0,306	$u_{t-1}^{(+)}$	-0,026	-1,064
$u_{t-1}^{(-)}$	-0,124	-4,123	$u_{t-1}^{(-)}$	0,065	2,236
ΔY_{t-1}	0,105	2,308	ΔX_{t-1}	0,129	2,550
ΔY_{t-3}	0,174	3,923	ΔX_{t-2}	0,174	3,465
ΔY_{t-7}	0,088	1,974	ΔX_{t-4}	0,089	1,768
ΔY_{t-8}	-0,150	-3,392	ΔX_{t-5}	0,103	2,093
ΔY_{t-10}	0,122	2,878	ΔX_{t-8}	0,097	1,968
ΔX_{t-1}	0,130	2,502	ΔY_{t-1}	0,086	1,977
ΔX_{t-2}	0,150	2,888	ΔY_{t-4}	-0,128	-2,952
ΔX_{t-5}	0,193	3,750	ΔY_{t-8}	-0,073	-1,724
ΔX_{t-8}	0,094	1,818	–	–	–
ΔX_{t-9}	-0,106	-2,072	–	–	–
d2008	-0,140	-5,301	–	–	–
d2008_1	-0,076	-2,805	–	–	–
$H_0: \mu_1 = \mu_2 = 0$ $F = 10,21$ ($p < 0,001$)			$H_0: \mu_1 = \mu_2 = 0$ $F = 2,55$ ($p = 0,079$)		
$H_0: \mu_1 = \mu_2$ $F = 6,40$ ($p = 0,012$)			$H_0: \mu_1 = \mu_2$ $F = 4,26$ ($p = 0,040$)		

$u_{t-1}^{(+)} = I_t u_{t-1}$, $u_{t-1}^{(-)} = (1-I_t)u_{t-1}$

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Komisji Europejskiej.

Source: own elaboration on the basis of European Commission data.

brakiem autokorelacji, stabilnością parametrów w czasie oraz brakiem rozkładu normalnego (rozkład leptokurtyczny)⁴.

Jako że $\tau = 0$, uproszczono oznaczenia do postaci: $I_t u_{t-1} = u_{t-1}^{(+)}$, zaś $(1-I_t)u_{t-1} = u_{t-1}^{(-)}$, odnosząc tym samym współczynniki odpowiednio do dodatnich i ujemnych

odchyień od ścieżki równowagi. Można zauważyć (tab. 2), że statystycznie istotne współczynniki μ stoją tylko przy ujemnych resztach relacji kointegrującej. W przypadku polskiego modelu $\mu_2 = -0,124$, w modelu niemieckim zaś $\mu_2 = 0,065$. Ich znaki są prawidłowe, a wielkości wskazują, że dostosowania do równowagi długookresowej odbywają się w większym stopniu po stronie polskiej niż po niemieckiej. Nieistotne współczynniki μ_1 (w przypadku modelu dla cen niemieckich również z niewłaściwym znakiem) wskazują, że przy odchyleniach powyżej ścieżki równowagi długookresowej

⁴ Sugeruje to potencjalną modyfikację modeli o komponent warunkowej wariancji (GARCH). Wstępne oszacowania takich modeli wskazują jednak, że wnioski co do istotności asymetrii nie ulegną zmianom.

określonej równaniem 1 nie ma istotnych dostosowań cenowych.

Na podstawie powyższych modeli zweryfikowano dwie hipotezy, których wyniki zamieszczono u dołu tabeli 2. Pierwsza hipoteza zakłada brak dostosowań do równowagi długookresowej. Dla polskich cen jest ona odrzucona na poziomie istotności $p < 0,01$. Przypomnijmy, że potwierdzenie relacji kointegrującej jest samo w sobie dowodem istnienia zależności przyczynowej między zmiennymi (Osińska, 2008). W przypadku modelu cen niemieckich na poziomie istotności $p = 0,05$ brak podstaw do jej odrzucenia. Można przyjąć, że ceny niemieckie są słabo egzogeniczne względem cen polskich, czyli że rynek niemiecki raczej wyznacza ceny, a po stronie polskiej następują dostosowania.

Druga hipoteza zerowa ($H_0: \mu_1 = \mu_2$) mówi o symetrycznych reakcjach poszczególnych cen na odchylenia od równowagi. Na poziomie istotności $p = 0,05$ zarówno w modelu dla cen polskich, jak i cen niemieckich odrzucono hipotezę zerową. Większe wartości statystyki F w przypadku modelu polskiego świadczą o tym, że asymetria pojawia się częściej na rynku polskim niż niemieckim. Jest to rezultat dostosowywania się cen polskich do cen niemieckich, co wynika z dominującego kierunku eksportu z Polski do Niemiec, a w konsekwencji związanych z tym asymetrii w przepływie informacji lub też reakcji na nie. Można też przypuszczać, że polscy producenci są zbyt optymistyczni w ocenie sytuacji rynkowej przy rosnących cenach. Przy wysokim poziomie cen producenci rolni długo czekają na potwierdzenie zmiany kierunku trendu na spadkowy przez utrzymywanie wysokich cen podczas negocjacji. W tym czasie obroty są zazwyczaj dosyć niskie. Gdy uczestnicy rynku dojdą do wniosku, że nastąpiła zmiana trendu, skutkuje to gwałtowną korektą cen w ciągu kilku tygodni.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania potwierdziły silne powiązania między cenami pszenicy paszowej w Polsce i w Niemczech. Między cenami pszenicy w obu krajach zachodzi dynamiczna równowaga długookresowa, co warunkuje również zależności przyczynowe między cenami. Z badań wynika, że ceny niemieckie są słabo egzogeniczne w stosunku do cen polskich, a to oznacza, że dostosowania cenowe wprowadza się głównie po stronie polskiej.

Zarówno w przypadku cen polskich, jak i niemieckich mamy do czynienia z asymetrycznymi dostosowaniami do ścieżki równowagi długookresowej, co można opisać za pomocą modeli TAR. Potencjalnym źródłem są koszty transakcyjne i związany z tym nieliniowy charakter arbitrażu. Nie stwierdzono asymetrycznych dostosowań zgodnie z modelem M-TAR.

Przeprowadzone badania można rozszerzyć w kilku kierunkach. Uzupełnieniem badań może być ocena w ramach modelu TAR-ECM asymetrycznych krótkookresowych transmisji lub też oszacowanie modeli dla więcej niż dwóch reżimów. Z uwagi na leptokurtyczny rozkład reszt oszacowanych modeli kolejne można rozszerzyć o warunkową wariancję (komponent GARCH). Zupełnie innym kierunkiem badawczym, praktycznie niepodejmowanym dotychczas w Polsce, jest ocena procesu transmisji zmienności cenowej między rynkami rolnymi.

LITERATURA

- Balke, N. S., Fomby, T. B. (1997). Threshold Cointegration. *Int. Econ. Rev.*, 38, 62-745.
- Barrett, C. B. (2001). Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets. *Rev. Agric. Econ.* 23(1), 19-32.
- Barrett, C. B., Li, J. R. (2002). Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis. *Am. J. Agric. Econ.*, 84 (2), 292-307.
- Charemza, W. W., Deadman, D. F. (1997). Nowa ekonometria. Warszawa: PWE.
- Conforti, P. (2004). Price Transmission in Selected Agricultural Markets. FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper 7.
- Enders, W., Granger, C. W. J. (1998). Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *J. Bus. Econ. Stat.*, 16(3), 304-311.
- Enders, W., Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *J. Bus. Econ. Stat.*, 19(2), 166-176.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction. Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Esposti, R., Listorti, G. (2011). Agricultural Price Transmission Across Space and Commodities During Price Bubbles. Paper presented at the EAAE 2011 Congress, Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30-September 2. Zurich.
- European Commission (2011). High Commodity Prices and Volatility. What Lies Behind the Roller Coaster Ride?

- Agricultural Markets Brief, 1/June. Brussels: Agricultural Trade Policy Analysis Unit.
- Fackler, P. L., Goodwin, B. K. (2001). Spatial Price Analysis. W: B. L. Gardner, G. C., Rausser (red.). *Handbook of Agricultural Economics*, Elsevier, 972-1025.
- Figiel, S. (2002). Cenowa efektywność rynku towarowego na przykładzie zbóż w Polsce. Olsztyn: Wydawnictwo UW-M.
- Goodwin, B. K., Piggott, N. E. (2001). Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *Am. J. Agric. Econ.*, 83, 302-317.
- Hamulczuk, M., Łopaciuk, W. (2013). Price linkage between milling and feed wheat prices in Poland and Germany. *Probl. World Agric.*, 13(4), 34-44.
- Listorti, G., Esposti, R. (2012). Horizontal Price Transmission in Agricultural Markets: Fundamental Concepts and Open Empirical Issues. *Bio. Appl. Econ.*, 1(1), 81-96.
- Meyer, J., von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *J. Agric. Econ.*, 55 (3), 581-611.
- Miljkovic, D. (1999). The Law of One Price in International Trade: A Critical Review. *Rev. Agric. Econ.*, 21, 126-139.
- Osińska, M. (2008). Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych. Toruń: Wyd. Nauk. UMK.
- Prakash, A., (red.). (2011). Safeguarding food security in volatile global markets. Rzym: FAO.
- Rathmann, R., Szkło, A., Schaeffer, R. (2010). Land use competition for production of food and liquid biofuels: An analysis of the arguments in the current debate. *Renew. Energy*, 35, 14-22.
- Rembeza, J. (2010). Transmisja cen w gospodarce polskiej. Koszalin: Wyd. Uczelniane PK.
- Sephton, P. S. (2003). Spatial Market Arbitrage and Threshold Cointegration. *Am. J. Agric. Econ.*, 85(4), 1041-1046.
- Serra, T., Zilberman, D., Gil, J. (2011). Price Volatility in Ethanol Markets. *Eur. Rev. Agric. Econ.*, 38(2), 259-280.

ASYMMETRIC PRICE TRANSMISSION BETWEEN POLISH AND GERMAN FEED WHEAT MARKETS

Summary. The aim of the paper was an assessment of possible asymmetry in price transmission between Polish and German feed wheat prices. TAR and M-TAR procedures were employed for testing price symmetry, as well as ECM framework. The results obtained indicate the existence of the long-run relationship between Polish and German wheat prices, as well as asymmetric adjustment of prices to the long-run equilibrium relationship.

Key words: horizontal price transmission, asymmetry, wheat prices, TAR, M-TAR, ECM

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 12.02.2015

Do cytowania – For citation

Hamulczuk, M. (2015). Asymetria w transmisji cen pszenicy paszowej między rynkiem polskim i niemieckim. *J. Agribus. Rural Dev.*, 1(35), 57-65. DOI: 10.17306/JARD.2015.6