PRACE NAUKOWE UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO WE WROCŁAWIU nr 168
Ekonomia 2011

Aneta Zakrzewska
Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie

ANALIZA TRANSMISJI CEN NA RYNKU ZBÓŻ I PRODUKTÓW ZBOŻOWYCH

Streszczenie: Celem opracowania jest próba opisu powiązań cen zbóż i produktów zbożowych. Szczególnym przedmiotem zainteresowania w ramach analizy transmisji cen było określenie kierunków przepływu impulsów cenowych oraz długości czasu ich trwania i skali. Analizę transmisji cen przeprowadzono w oparciu o model *VAR*. Do określenia dominującego kierunku przepływu impulsów cenowych zastosowano test przyczynowości Grangera. Funkcje odpowiedzi na impuls (*IRF*) zostały wyznaczone na podstawie wyników estymacji modelu *VAR*, co dało możliwość opisu dynamiki wzajemnych dostosowań cen oraz jej zróżnicowania.

Słowa kluczowe: transmisja cen, analiza kointegracyjna, model *VAR*, przyczynowość w sensie Grangera, funkcja odpowiedzi na impuls.

1. Wstęp

Ceny pełnią istotną rolę w funkcjonowaniu rynków. Wyrównanie jakości produktów, nasycenie rynku oraz nadmierna zdolność produkcyjna sprawiają, że przedsiębiorstwa zmuszane są coraz bardziej do stosowania ceny jako broni w walce konkurencyjnej[1]. Dlatego też zmienność cen na poszczególnych rynkach jest przedmiotem ciągłych badań. Jednym z ważniejszych zagadnień jest analiza transmisji cen, której głównym przedmiotem zainteresowania jest zazwyczaj mechanizm przenoszenia cen pomiędzy rynkami rozdzielonymi w przestrzeni i w czasie (analiza pozioma)[2], a także w ramach pionowo zintegrowanych kanałów dystrybucji produktu, tj. od producenta do finalnego nabywcy (analiza pionowa)[3].

[1] H. Simon, *Zarządzanie cenami*, PWN, Warszawa 1996, s. 11-37.

[2] Por.: S. Gędek, *Analiza powiązań pomiędzy cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych rynkach krajów Unii Europejskiej***,** SERiA, t. XI, 2009, z. 3, 92-96; Gędek S., *Analiza współzależności cen produktów rolnych*, Rocz. Nauk Rol., s. G, t. 97, 2010, z. 3, 88-98; Rembeza J., *Transmisja cen w gospodarce polskiej*, Wyd. UPK, Koszalin 2010; Rembeza J., Seremak-Bulge J., *Ewolucja podstawowych rynków rolnych i jej wpływ na transmisję cen w latach 1990-2008*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009

[3] Por.: Juchniewicz M., *Zmienność i transmisja cen na rynku wieprzowiny*, Wyd. UWM, Olsztyn 2002; Rembeza J., Seremak-Bulge J., *Ewolucja podstawowych rynków rolnych i jej wpływ na*

W badaniach transmisji cen przeprowadzonych w Polsce dominują analizy prowadzone z wykorzystaniem szeregów czasowych cen o niskiej częstotliwości, najczęściej miesięcznej. Te z kolei mogą się okazać niewystarczające do właściwej oceny przepływu impulsów cenowych. Celem opracowania jest próba opisu powiązań cenowych na rynku zbóż i produktów zbożowych na podstawie danych cechujących się stosunkowo wysoką częstotliwością. Szczególnym przedmiotem zainteresowania w ramach analizy transmisji cen jest określenie kierunków przepływu impulsów cenowych oraz długości czasu ich trwania i skali.

2. Materiały empiryczne i metodyka badań

Materiał źródłowy do badań stanowiły tygodniowe notowania cen skupu zbóż oraz cen zbytu produktów zbożowych z okresu 01.01.2005–31.12.2010 (szeregi czasowe tych danych liczyły po 313 obserwacji), zamieszczone w branżowych biuletynach informacyjnych Zintegrowanego Systemu Rolniczej Informacji Rynkowej, przygotowywanych i udostępnianych przez Ministerstwo Rolnictwa i Rozwoju Wsi[4]. Opracowanie dotyczy tylko wybranych aspektów analizy transmisji cen, którą ograniczono do powiązań występujących na polskim rynku pomiędzy cenami surowców a cenami zakładów przetwórczych. W badaniach uwzględniono ceny pszenicy konsumpcyjnej i żyta konsumpcyjnego w przedsiębiorstwach prowadzących zakupy zbóż oraz ceny mąki pszennej piekarniczej (w workach) typ 500 i mąki żytniej piekarniczej (w workach) typ 720 w przedsiębiorstwach prowadzących sprzedaż mąki. Analiza transmisji cen jest typowym przykładem analizy szeregów czasowych.

Jednymi z najpopularniejszych modeli wykorzystywanych w analizach transmisji cen są modele wektorowej autoregresji *VAR* (*Vector Autoregressive Model*). Modele te opisują zachowania się i powiązania między *n*-zmiennymi. Wszystkie zmienne w modelu *VAR* są traktowane symetrycznie jako funkcja swoich własnych opóźnień oraz opóźnień pozostałych zmiennych w modelu. Nie zakłada się również podziału *a priori* na zmienne endogeniczne i egzogeniczne. W niniejszym opracowaniu wykorzystano model *VAR* następującej postaci[5]:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0\mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^{r} \mathbf{A}_i\mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t\,, \tag{1}$$

gdzie:

$\mathbf{x}_t = [x_{1t}, \ldots, x_{nt}]^T$ jest wektorem obserwacji na bieżących wartościach zmiennych,

---

transmisję cen w latach 1990-2008, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009, rozdz. 5.2; Rembeza J., *Transmisja cen w gospodarce polskiej*, Wyd. UPK, Koszalin 2010.

[4] http://www.minrol.gov.pl/pol/Rynki-rolne/Zintegrowany-System-Rolniczej-Informacji-Rynkowej/Biuletyny-Informacyjne/Rynek-zboz/

[5] W. Charemza, D. Deadman, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997, s. 145-157.

$\mathbf{d}_t = [d_{0t}, ..., d_{kt}]^T$ jest wektorem $k + 1$ deterministycznych składników równań (wyraz wolny, zmienna czasowa, zmienne binarne itp.),

$\mathbf{A}_0$ – macierz parametrów przy zmiennych wektora $\mathbf{d}_t$,

$\mathbf{A}_i$ – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora $\mathbf{x}_t$, gdzie maksymalny rząd opóźnienia jest równy r,

$\mathbf{e}_t = [\mathbf{e}_{1t}, ..., \mathbf{e}_{nt}]^T$ – wektor reszt równań modelu.

Zastosowanie modelu wektorowej autoregresji w analizie transmisji cen wymaga w pierwszej kolejności sprawdzenia stopnia integracji każdej zmiennej, pod warunkiem że zmienną można przekształcić w zmienną stacjonarną za pomocą obliczenia przyrostów[6]. Stopień zintegrowania badanych szeregów czasowych zbadany został za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (*ADF*)[7]. W teście *ADF* hipoteza zerowa jest jednoznaczna z założeniem, że szereg jest niestacjonarny, hipoteza alternatywna zaś zakłada, że szereg jest stacjonarny. Jeśli prawdopodobieństwo błędu I rodzaju (p) jest większe od 0,05, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co oznacza, że szereg jest niestacjonarny. Następnie należy zbadać, czy szereg jest zintegrowany w stopniu wyższym niż pierwszy, sprawdzając stopień integracji pierwszych różnic szeregu.

Poza testem *ADF* istnieje odrębna grupa testów stanowiąca uzupełnienie testów pierwiastka jednostkowego. Jednym z nich jest test *KPSS*[8], w którym hipoteza zerowa mówi o stacjonarności badanego szeregu względem deterministycznego trendu przeciwko hipotezie alternatywnej o stacjonarności pierwszego przyrostu tego szeregu.

Analiza transmisji cen powinna być również poprzedzona testami na kointegrację zmiennych. Idea kointegracji polega na tym, że jeśli istnieje długookresowy związek pomiędzy dwiema (lub więcej) niestacjonarnymi zmiennymi, to odchylenia od tej długookresowej ścieżki są stacjonarne. Definicja kointegracji dwóch zmiennych[9] wprowadzona przez Engle'a i Grangera w 1987 r. mówi, że szeregi czasowe dwu zmiennych (x_t, y_t) są skointegrowane rzędu d,b (x_t, $y_t \sim CI\ (d,b)$), gdzie $d \geq b \geq 0$, wtedy, gdy są one zintegrowane stopnia d, a ich liniowa kombinacja $\beta_1 x_t + \beta_2 t_t$ jest zintegrowana stopnia $d - b$. Wektor $[\beta_1, \beta_2]$ jest nazywany wektorem kointegracyjnym.

Do badania kointegracji w przypadku dwóch zmiennych najczęściej stosowany jest test Engle'a-Grangera[10]. W teście tym po stwierdzeniu niestacjonarności zmiennych bada się stacjonarność reszt modelu (np. za pomocą testu *ADF*). Metoda Engle'a i Grangera jest dość prostym narzędziem testowania kointegracji, ale nie może być stosowana, gdy liczba zmiennych jest większa od dwu. Wymaga ona bowiem

[6] W. Charemza, D. Deadman, wyd. cyt., s. 113-117.

[7] M. Osińska (red.), *Ekonometria współczesna*, TNOiK, Toruń 2007, s. 304-308.

[8] Tamże, s. 308-310.

[9] E. Kusideł, *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, ABSOLWENT, Łódź 2000, s. 45-51.

[10] W. Charemza, D. Deadman, wyd. cyt, s. 127-133.

jednoznacznego rozstrzygnięcia, która zmienna będzie zmienną objaśnianą, a która objaśniającą. Ponadto procedura ta opiera się na dwustopniowej estymacji, więc ewentualny błąd w pierwszym etapie będzie przenoszony do etapu badania stacjonarności reszt[11].

Wymienionych wad pozbawiona jest procedura zaproponowana przez Johansena[12]. Jej idea polega na przekształceniu modelu *VAR* (1) do postaci modelu korekty błędem *VECM* (*Vector Error Correction Model*):

$$\Delta \mathbf{x}_t = \mathbf{\Psi}_0 \mathbf{d}_t + \mathbf{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{r-1} \mathbf{\Pi}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t , \tag{2}$$

gdzie:

Ψ_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora d_t,

$\mathbf{\Pi} = \sum_{i=1}^{k} \mathbf{A}_i - \mathbf{I}$; $\mathbf{\Pi}_i = \sum_{j=i+1}^{k} \mathbf{A}_j$, ε_t - reszty modelu.

W procedurze Johansena każdą ze zmiennych traktuje się jako objaśnianą, a do badania kointegracji wykorzystywany jest rząd macierzy *Π*, który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych. Polega ona na wyznaczeniu dwu charakterystyk estymatora macierzy Π: λ_{trace} i λ_{max}:

$$\lambda_{trace}(R) = -N \sum_{i=R+1}^{m} \ln(1-\lambda_i); \; \lambda_{\max}(R) = -N \ln(1-\lambda_{R+1}),$$

gdzie: λ_i – oszacowane wartości własne, N – liczba obserwacji.

Pierwsza statystyka służy do testowania hipotezy zerowej, iż liczba różnych wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa *R*, wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od *R*. Druga statystyka służy do testowania hipotezy zerowej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest równa *R*, wobec hipotezy alternatywnej, że jest ich *R*+1. W obydwu przypadkach obszar krytyczny jest położony prawostronnie.

Test Johansena jest testem iteracyjnym. W pierwszym kroku hipoteza zerowa zakłada, że $R = 0$. Jeśli jest ona odrzucona, wówczas w kolejnym zakłada się, że $R = 1$, itd., aż do momentu gdy hipoteza zerowa nie będzie mogła być odrzucona, bądź $R = m - 1$, co określa rząd macierzy i liczbę wektorów kointegracyjnych.

Stacjonarność badanych zmiennych i ich kointegracja pozwalają na zastosowanie w analizie transmisji cen modelu *VAR* dla poziomów zmiennych opisanego równaniem (1). Wektor **x** modelu wykorzystanego w analizie zawierał wartości poziomów cen badanych zmiennych, wektor **d** zawierał wyraz wolny i zmienną czasową, a rząd opóźnienia modelu został wskazany przez kryteria informacyjne Akaike'a (*AIC*), Schwartza (*BIC*) i Hannana-Quinna (*HQC*)[13].

[11] E. Kusideł, wyd. cyt., s. 47-48.

[12] Tamże, s. 48-51.

[13] M. Osińska, *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006, s. 54.

Istotnym problemem w analizie transmisji cen jest określenie jej kierunku. W tym celu posłużono się testem przyczynowości Grangera, z wykorzystaniem wyników estymacji modelu (1). Test ten bada występowanie tzw. przyczynowości w sensie Grangera[14]: zmienna *x* jest przyczyną *y* w sensie Grangera, jeżeli bieżące wartości *y* są lepiej objaśniane przy użyciu opóźnionych i bieżących wartości *x* niż bez ich wykorzystania. Test Grangera może być przedstawiony w postaci trzech najczęściej stosowanych wariantów: Walda, ilorazu wiarygodności i mnożnika Lagrange'a. Najlepszą moc spośród wszystkich wariantów ma test Grangera w wariancie Walda[15], którego statystyką jest wyrażenie:

$$T_G^W = \frac{N\left(S^2(\varepsilon_t) - S^2(\eta_t)\right)}{S^2(\varepsilon_t)}, \tag{3}$$

gdzie:

N – liczebność próby,

$S^2(\varepsilon_t)$ – estymator wariancji resztowej modelu, w którym nie występuje zmienna, której przyczynowość jest badana,

$S^2(\eta_t)$ – estymator wariancji resztowej modelu, w którym występuje zmienna, której przyczynowość jest badana.

Statystyka *T* (3) jest asymptotycznie zbieżna do rozkładu $\chi^2(q)$, gdzie *q* jest rzędem opóźnienia zmiennej, której przyczynowość jest badana. Statystyka ta jest znormalizowaną wartością zmienności resztowej, dodatkowo wyjaśnionej przez wprowadzenie do modelu zmiennej, która jest traktowana jako przyczyna. Może więc być potraktowana jako miara siły oddziaływania tej zmiennej[16].

Analiza transmisji cen przeprowadzona w oparciu o modelowanie *VAR* pozwala uzyskane wyniki przedstawić w sposób syntetyczny, posługując się funkcjami odpowiedzi na impuls *IRF* (*Impulse Response Function*)[17]. Funkcje te określają zachowanie *j*-tej zmiennej w odpowiedzi na zaburzenia w resztach równania opisującego zachowanie *k*-tej zmiennej. Najczęstszym sposobem prezentacji funkcji odpowiedzi na impuls jest wykres pokazujący zmianę w czasie reakcji *j*-tej zmiennej na zaburzenia w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt *k*-tej zmiennej.

Analiza przyczynowości pozwala wykryć, pomiędzy którymi zmiennymi występuje współzależność, natomiast funkcje *IRF* umożliwiają opis przebiegu tej zależności. Pozwalają one pokazać, jak impulsy cenowe przenoszą się między poszczególnymi rynkami, jaka jest długość czasu ich trwania i skala.

---

[14] W. Charemza, D. Deadman, wyd. cyt., s. 157-162.

[15] M. Osińska, *Ekonometria finansowa…*, s. 212-213.

[16] S. Gędek, *Analiza współzależności cen produktów rolnych*, Rocz. Nauk Rol., s. G, t. 97, 2010, z. 3, s. 94

[17] E. Kusideł, wyd. cyt., s. 37-38.

W toku analizy posługiwano się danymi przekształconymi do postaci indeksów jednopodstawowych. Wszystkich wymaganych obliczeń dokonano przy użyciu programu Gretl.

3. Wyniki analizy

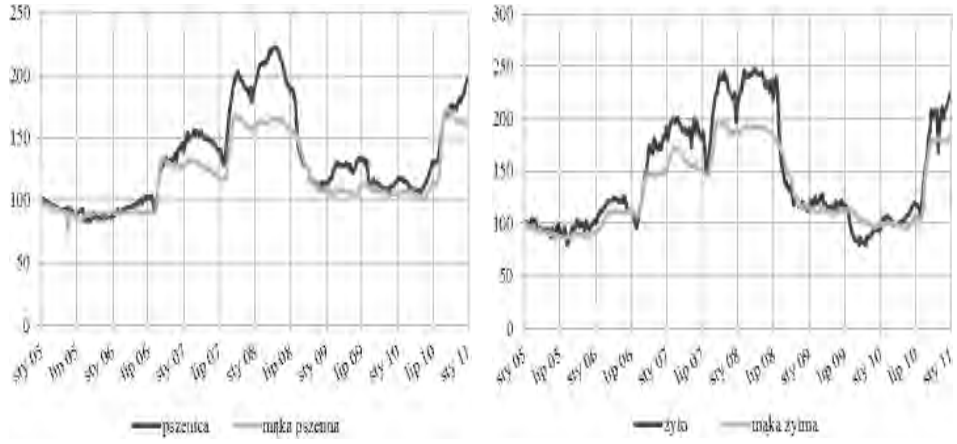
W tab. 1 zamieszczona została charakterystyka szeregów czasowych cen 1 tony skupu ziarna konsumpcyjnego pszenicy i żyta oraz zbytu mąki pszennej i żytniej w Polsce w latach 2005–2010.

Tabela 1. Charakterystyka szeregów czasowych cen 1 tony skupu ziarna konsumpcyjnego pszenicy i żyta oraz zbytu mąki pszennej i żytniej w Polsce w latach 2005-2010

Miara opisowa	Pszenica	Żyto	Mąka pszenna	Mąka żytnia
Średnia	563,57	450,07	878,38	795,97
Mediana	534,00	375,00	811,00	684,00
Minimalna	352,00	245,00	549,00	517,00
Maksymalna	950,00	767,00	1283,00	1212,00
Odchylenie standardowe	161,30	160,26	197,09	221,67
Współczynnik zmienności	0,28622	0,35607	0,22438	0,27849

Źródło: opracowanie własne.

Dynamikę analizowanych szeregów czasowych pokazuje wykres przebiegu zmienności ich indeksów jednopodstawowych zamieszczony na rys. 1. Widoczna jest duża zgodność zmienności cen zarówno pszenicy i mąki pszennej, jak i w przypadku żyta i mąki żytniej.



Rys. 1. Przebieg zmienności indeksów cen pszenicy i mąki pszennej oraz żyta i mąki żytniej

Źródło: opracowanie własne.

Wizualna analiza wykresów cenowych pozwala jedynie na opisanie ogólnych tendencji. Do opisania reakcji cenowych pomiędzy badanymi rynkami służy analiza transmisji cen, którą należy poprzedzić testami na integrację i kointegrację zmiennych.

Stopień zintegrowania badanych szeregów czasowych zbadany został za pomocą rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (*ADF*). Wyniki tego testu przedstawiono w tab. 2.

Tabela 2. Wyniki testu *ADF* dla szeregów czasowych cen pszenicy, mąki pszennej, żyta i mąki żytniej

Zmienna	Poziomy zmiennych				Pierwsze różnice	
	Model bez trendu		Model z trendem			
	Statystyka testu	Wartość *p*	Statystyka testu	Wartość *p*	Statystyka testu	Wartość *p*
Pszenica	–1,2545	0,6528	–1,5261	0,8210	–5,6804	0,0000
Mąka pszenna	–1,5428	0,5120	–1,8875	0,6610	–6,6633	0,0000
Żyto	–1,5917	0,4868	–1,6371	0,7785	–6,3485	0,0000
Mąka żytnia	–1,6018	0,4817	–1,6904	0,7558	–5,6776	0,0000

Źródło: opracowanie własne.

Testowanie stacjonarności wykazało, że szeregi czasowe cen zarówno na rynku zbóż (pszenicy i żyta), jak i na rynku produktów zbożowych (mąki pszennej i żytniej) są niestacjonarne. Stacjonarne są natomiast pierwsze różnice poszczególnych zmiennych, co oznacza, że analizowane szeregi są zintegrowane w stopniu jeden. Wyniki testu *ADF* zostały potwierdzone przez test *KPSS*.

W kolejnym etapie badano kointegrację pomiędzy cenami surowców rolnych a produktami spożywczymi, tj. między cenami pszenicy i mąki pszennej oraz między cenami żyta i cenami mąki żytniej. W przeprowadzonej analizie kointegracyjnej wykorzystano test Johansena, którego wyniki zostały przedstawione w tab. 3.

Tabela 3. Wyniki testu Johansena badającego rząd skointegrowania cen pszenicy i mąki pszennej oraz żyta i mąki żytniej

Zmienna	Rząd macierzy	Wartość własna	λ_{trace}	Wartość *p*	λ_{max}	Wartość *p*
Pszenica–mąka pszenna	0	0,048770	18,623	0,0448	15,500	0,0836
	1	0,010024	3,1232	0,0772	3,1232	0,0772
Żyto–mąka żytnia	0	0,064796	23,574	0,0075	20,767	0,0123
	1	0,009014	2,8069	0,0939	2,8069	0,0939

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki testu na kointegrację dowiodły jej występowania w obydwu analizowanych przypadkach, co zostało potwierdzone testem Engle'a–Grangera. Oznacza to

występowanie długookresowego związku między cenami pszenicy i mąki pszennej oraz między cenami żyta i mąki żytniej.

Wyniki testów na integrację i kointegrację badanych szeregów czasowych cen umożliwiły zastosowanie w analizie transmisji cen modelu *VAR* dla poziomów zmiennych opisanego równaniem (1). Podstawowe charakterystyki modeli *VAR* estymowanych dla obydwu par badanych zmiennych zamieszczone zostały w tab. 4.

Tabela 4. Podstawowe charakterystyki równań opisujących kształtowanie się cen analizowanych zbóż i produktów zbożowych

Parametr opisowy	Równanie opisujące kształtowanie się ceny			
	pszenicy	mąki pszennej	żyta	mąki żytniej
Współczynnik determinacji (R^2)	0,992102	0,991421	0,982761	0,996080
Współczynnik autokorelacji reszt	0,004387	0,007622	–0,001960	0,017568
Statystyka testu Durbina-Watsona	1,990219	1,983364	2,000414	1,957196
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań	0,289		0,208	

Źródło: opracowanie własne.

Dane zawarte w tab. 4 wskazują, że zastosowane modele dobrze objaśniają zmienność cen, na co wskazują wysokie wartości współczynników determinacji. Reszty żadnego z równań nie wykazują autokorelacji. Współczynniki autokorelacji reszt każdego z równań obydwu modeli są bardzo niskie, co dowodzi trafnie dobranego rzędu opóźnień, który w obydwu przypadkach był równy 3. Powyższe wskazuje, że został spełniony podstawowy warunek estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Wyraźnie różne od zera wartości współczynników korelacji wzajemnej dla reszt równań wskazują na istnienie powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami w obydwu analizowanych modelach, dzięki czemu możliwe będzie wyznaczenie funkcji *IRF*.

W celu określenia dominującego kierunku przepływu impulsów cenowych przeprowadzono analizę przyczynowości Grangera. Wyniki testu w wariancie Walda przedstawia tab. 5.

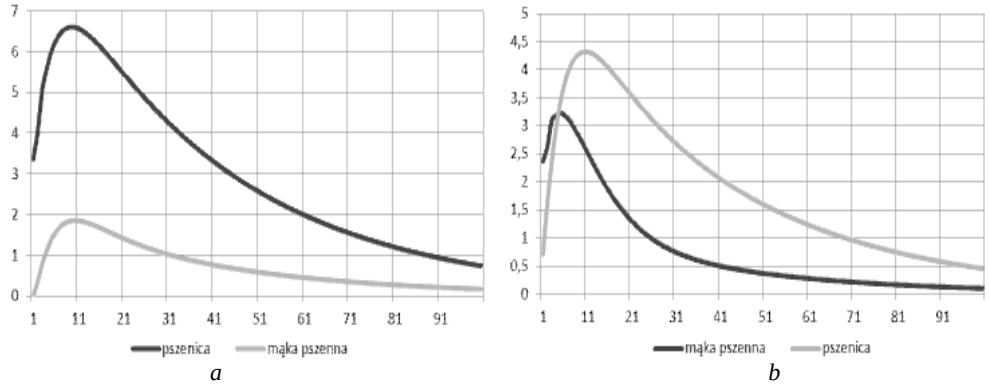
Tabela 5. Wyniki testu przyczynowości Grangera (wariant Walda)

Przyczyna (zmienna objaśniająca) – cena	Zmienna objaśniana – cena	Statystyka testu	Wartość *p*
Pszenicy	Mąki pszennej	38,244731	0,0000
Mąki pszennej	Pszenicy	13,075600	0,0020
Żyta	Mąki żytniej	29,341301	0,0000
Mąki żytniej	Żyta	43,121614	0,0000

Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzony test przyczynowości Grangera wskazuje na dwustronne kierunki transmisji. Zarówno cena pszenicy była istotną przyczyną w sensie Grangera dla ceny mąki pszennej, jak i cena mąki pszennej była istotną przyczyną w sensie Grangera dla ceny pszenicy. Dominujący był jednak kierunek przepływu od skupu do przetwórstwa. Istotną zależność przyczynową w obydwu kierunkach stwierdzono również w przypadku żyta i mąki żytniej. Wyniki testu w wariancie Walda zostały potwierdzone przez test w wariancie mnożnika Lagrange'a.

Opis przebiegu zależności wykrytych testem przyczynowości Grangera umożliwia analiza funkcji *IRF*. Na rys. 2a zamieszczony został przebieg funkcji reakcji ceny pszenicy na impuls z własnej strony i ze strony cen mąki pszennej, rys. 2b zaś przedstawia przebieg funkcji reakcji ceny maki pszennej na impuls z własnej strony i ze strony cen pszenicy. Wykresy te skonstruowane są w ten sposób, że na osi rzędnych odłożona została wielkość zmiany ceny danego produktu wyrażona w procentach tej ceny w dniu 2.01.2005 r., a na osi odciętych – czas w tygodniach upływający od momentu wystąpienia impulsu w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt zmiennej objaśnianej.



a *b*

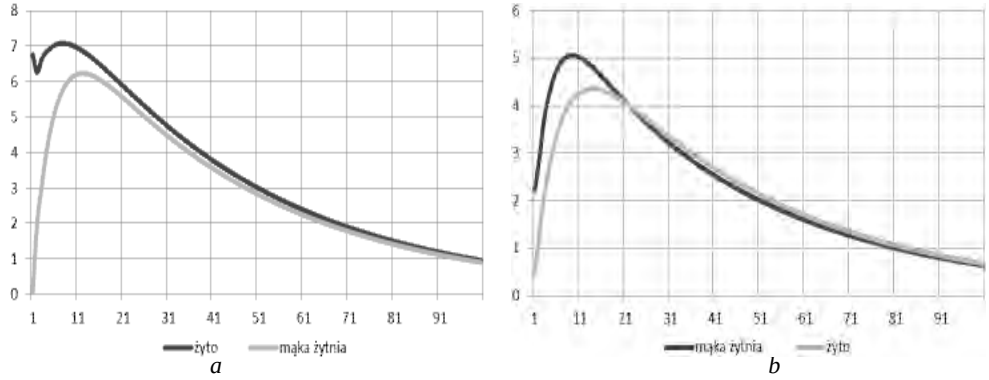
Rys. 2. Przebieg funkcji reakcji: a – ceny pszenicy na impuls z własnej strony i ze strony cen mąki pszennej; b – ceny mąki pszennej na impuls z własnej strony i ze strony cen pszenicy

Źródło: opracowanie własne.

Przebieg funkcji *IRF* zamieszczony na rys. 2a i 2b wskazuje, że zarówno w przypadku cen pszenicy, jak i cen mąki pszennej silniejsza była reakcja na impuls ze strony pszenicy. Maksymalna wartość funkcji *IRF* w przypadku reakcji ceny pszenicy na impuls z własnej strony jest ponadtrzykrotnie wyższa niż wartość funkcji *IRF* opisująca reakcję ceny pszenicy na impuls ze strony mąki pszennej. Reakcja cen pszenicy na impuls z własnej strony i ze strony cen mąki pszennej osiągała swoje maksimum w tym samym czasie, tj. w 10. tygodniu. Natomiast reakcja cen mąki pszennej na impuls z własnej strony osiągała swoje maksimum wcześniej (w 5. tygodniu) niż w przypadku impulsu ze strony pszenicy (w 11. tygodniu). Ponadto reakcja

cen mąki pszennej na impuls z własnej strony wygasała znacznie szybciej niż było to w przypadku reakcji cen mąki pszennej na impuls ze strony pszenicy. W przypadku pszenicy i mąki pszennej impulsy zarówno z własnej strony, jak i ze strony innych cen cechowały się początkowym wzrostem, aż do momentu osiągnięcia maksimum, a następnie wykładniczo wygasały.

Przebieg funkcji reakcji ceny żyta na impuls z własnej strony i ze strony cen mąki żytniej zamieszczony został na rys. 3a, a przebieg funkcji reakcji ceny mąki żytniej na impuls z własnej strony i ze strony cen żyta przedstawia rys. 3b.



Rys. 3. Przebieg funkcji reakcji: a – ceny żyta na impuls z własnej strony i ze strony cen mąki żytniej; b – ceny mąki żytniej na impuls z własnej strony i ze strony cen żyta

Źródło: opracowanie własne.

Analiza przebiegu wzajemnych zależności między cenami żyta i mąki żytniej wskazuje, że w przypadku obydwu cen silniejsza była reakcja na impuls z własnej strony. Reakcja cen żyta i reakcja cen mąki żytniej na impuls z własnej strony osiągały swoje maksimum wcześniej (8-9. tydzień) niż było to w przypadku reakcji na impuls ze strony innych cen (12-14. tydzień). Cechą charakterystyczną przebiegu wszystkich funkcji IRF przedstawionych na rys. 3 jest wykładnicze wygasanie impulsów zarówno z własnej strony, jak i ze strony innych cen.

4. Podsumowanie

Na podstawie dokonanej analizy transmisji cen można wysnuć następujące wnioski:

1. Między rynkiem zbóż a rynkiem produktów zbożowych występują dwustronne kierunki transmisji cen, jednak dominującym kierunkiem przepływu impulsów cenowych jest przepływ od cen surowców do cen produktów na poziomie zakładów przetwórczych. Również jeśli chodzi o skalę, silniejszą reakcją cechowały się ceny wywołane impulsem ze strony cen zbóż.

2. Przeprowadzona analiza wskazuje, że o kształtowaniu się cen na rynku zbóż i produktów zbożowych decydują w większym stopniu zmiany o charakterze podażowym.

3. Dostępne dla krajowych rynków dane nie zawsze pozwalają na przeprowadzenie precyzyjnych analiz transmisji cen. Badania przeprowadzone zostały na stosunkowo ograniczonym zestawie produktów. Do uzyskania pełnego obrazu transmisji cen na polskim rynku zbóż i produktów zbożowych konieczne jest poszerzenie zakresu analizy o relacje powiązań między cenami zakładów przetwórczych a cenami detalicznymi. Przedmiotem dalszych badań powinna być również analiza występowania asymetrycznych reakcji cenowych na omawianych rynkach.

Literatura

Charemza W., Deadman D., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.

Gędek S., *Analiza powiązań pomiędzy cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych rynkach krajów Unii Europejskiej*, SERiA, t. XI, 2009, z. 3, 92–96.

Gędek S., *Analiza współzależności cen produktów rolnych*, Rocz. Nauk Rol., s. G, t. 97, 2010, z. 3, 88-98.

Juchniewicz M., *Zmienność i transmisja cen na rynku wieprzowiny*, Wyd. UWM, Olsztyn 2002.

Kusideł E., *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, ABSOLWENT, Łódź 2000.

Osińska M., *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006.

Osińska M. (red.), *Ekonometria współczesna*, TNOiK, Toruń 2007.

Rembeza J., Seremak-Bulge J., *Ewolucja podstawowych rynków rolnych i jej wpływ na transmisję cen w latach 1990–2008*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009.

Rembeza J., *Transmisja cen w gospodarce polskiej*, Wyd. UPK, Koszalin 2010.

Simon H., *Zarządzanie cenami*, PWN, Warszawa 1996.

http://www.minrol.gov.pl/pol/Rynki-rolne/Zintegrowany-System-Rolniczej-Informacji-Rynkowej/Biuletyny-Informacyjne/Rynek-zboz/.

THE ANALYSIS OF PRICE TRANSMISSION BETWEEN CEREAL MARKET AND CEREAL PRODUCTS MARKET

Summary: The paper presents the analysis of price transmission between cereal market and cereal products market. The analysis was based on the weekly price notation of wheat, rye, wheat flour and rye flour in the years 2005-2010. The *VAR* model was used in the analysis of price transmission. The Granger causality test was used to identify price linkages. Impulse response function (*IRF*), the result of *VAR* model estimation, was used to describe the price adjustment dynamics. It was found that there was price flow direction from cereal prices to cereal products prices.