

ANALIZA WSPÓLZALEŻNOŚCI CEN PRODUKTÓW ROLNYCH

Stanisław Gędek

Katedra Ekonomii i Zarządzania Uniwersytetu Przyrodniczego w Lublinie
Kierownik: prof. dr hab. Dionizy Niezgoda

Słowa kluczowe: ceny produktów rolnych, analiza kointegracyjna, model *VAR*, przyczynowość w sensie Grangera, funkcja odpowiedzi na impuls

Key words: agricultural products prices, cointegration analysis, VAR model, Granger causality, impulse response function

S y n o p s i s. Analiza współzależności cen produktów rolnych przeprowadzona została za pomocą modelu analizy kointegracyjnej i modelu *VAR* (*Vector Auto Regression*). Test przyczynowości Grangera pozwolił określić występowanie powiązań pomiędzy cenami poszczególnych produktów. Funkcje odpowiedzi na impuls (*IRF*) wyznaczone dzięki wynikom estymacji modelu *VAR* dały możliwość opisu dynamiki wzajemnych dostosowań cen oraz jej zróżnicowania w poszczególnych okresach.

WSTĘP

Zmienność cen produktów rolnych jest od dawna przedmiotem intensywnych badań. Badania te skoncentrowane są na kilku problemach. Jednym z ważniejszych zagadnień jest badanie ich wewnętrznej dynamiki na bazie szeregów czasowych, wykrywanie i opis typowych charakterystyk szeregów czasowych cen produktów rolnych (por. dla przykładu [Gędek 2006, Gędek, Idzik 2002, Hamulczuk 2006, Stańko, Idzik 2001]). Innym obszarem badawczym jest analiza powiązań pomiędzy poszczególnymi rynkami poszczególnych produktów (por. dla przykładu [Conforti 2004, Gędek 2009, Hamulczuk 2007]).

Znacznie rzadziej przedmiotem badań były powiązania cen poszczególnych produktów, a jeśli takie badania były prowadzone, to z wykorzystaniem szeregów czasowych cen o niskiej częstotliwości (por. dla przykładu [Rembeza, Seremak-Bulge 2009]). Celem opracowania jest próba opisu powiązań pomiędzy zmianami cen wybranych produktów rolnych na jednym wybranym rynku z wykorzystaniem danych o stosunkowo wysokiej częstotliwości. Dla pełnej realizacji tak sformułowanego celu pracy zweryfikowana zostanie następująca hipoteza: charakterystyka powiązań pomiędzy cenami poszczególnych produktów jest zmienna w czasie.

MATERIAŁY LICZBOWE I METODYKA BADAŃ

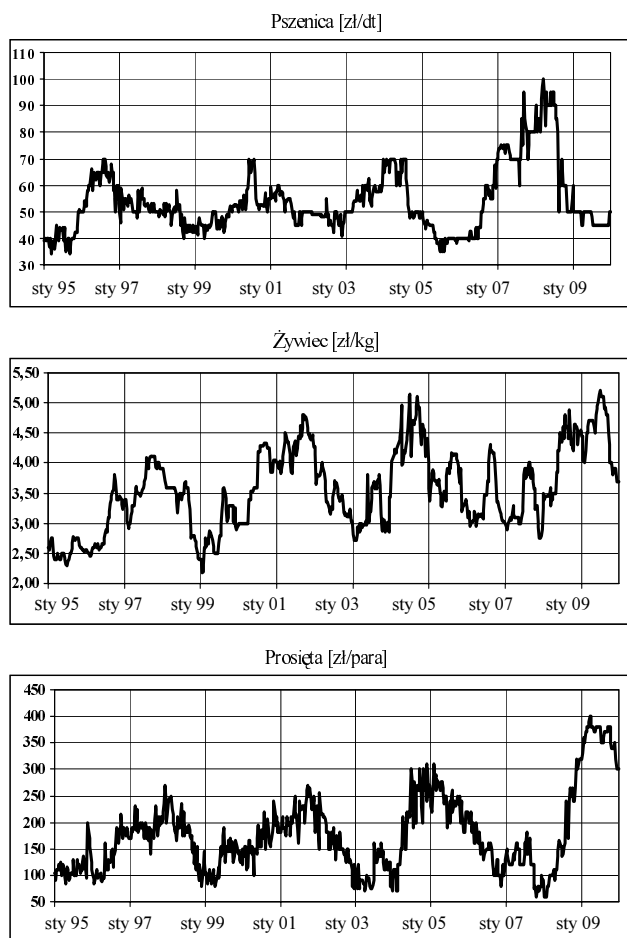
Analiza współzależności pomiędzy cenami produktów rolnych przeprowadzona została w oparciu o tygodniowe notowania cen psiat (w zł/parę), pszenicy (w zł/dt) na targowisku w

Rykach oraz żywca wieprzowego (zł/kg) z punktów skupu z okolic Ryk, zebrane przez Wojewódzki Ośrodek Doradztwa Rolniczego w Lublinie. Szeregi czasowe cen poszczególnych produktów obejmowały okres 01.01.1995 – 31.12.2009 i liczyły po 781 obserwacji. Pojedyncze braki danych (wynikające stąd, że w czwartek, w dniu targu w Rykach przypadało święto) uzupełnione zostały metodą średnich z sąsiednich okresów. W sumie obserwacje pochodziły z 15 pełnych lat. Przebieg tych szeregów czasowych przedstawiony został na rysunku 1.

Analiza przebiegu szeregów czasowych cen produktów rolnych przedstawionych na rys. 1. wskazuje na różnice ich zachowania w początkowym i końcowym okresie. W związku z tym wydzielone zostały dwa okresy: I – obejmujący lata 1995-2000 (309 spostrzeżeń dla każdego z analizowanych produktów) oraz II – obejmujący lata 2004-2009 (309 spostrzeżeń dla każdego z analizowanych produktów). Okresy te różnicuje też fakt, że w wydzielonym I okresie Polska była poza strukturami Unii Europejskiej, zaś w II okresie była już jej pełnoprawnym członkiem, co mogło być przyczyną takiego zróżnicowania.

W analizowanych szeregach występowała wyraźna sezonowość. Wartość wskaźników sezonowości w poszczególnych miesiącach, wyrażonych w procentach wartości średniej poszczególnych szeregów cen, przedstawiona została na rysunku 2¹.

Analiza przebiegu sezonowości przedstawiona na rysunku 2. wskazuje, że sezonowość ma znaczący udział w zmienności cen badanych produktów. Sezonowość cen prosiąt i żywca wieprzowego jest bardzo podobna, mniejsza jest tylko w przypadku cen prosiąt amplituda wahań sezonowych. Przebieg sezonowości cen pszenicy jest natomiast zupełnie odmienny,

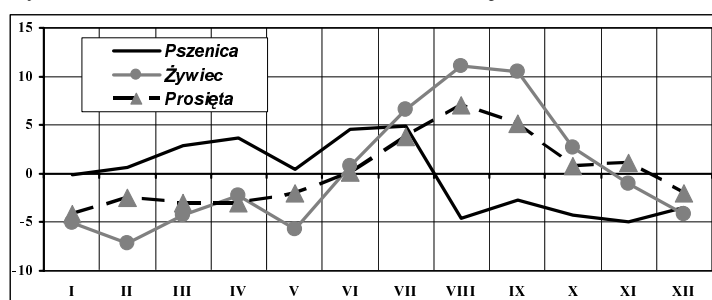


Rysunek 1. Przebieg szeregów czasowych cen badanych produktów
Źródło: opracowanie własne.

¹ Przy wyznaczaniu wskaźników sezonowości przyjęty został model addytywny (por. [Dittmann 2004, s. 85-91]).

nie pozostający w żadnej korelacji z sezonowością cen żywca wieprzowego i pszenicy. Te właściwości badanych szeregów czasowych cen mogłyby zakłócać obraz ich współzależności, stąd w dalszych badaniach wykorzystane zostaną szeregi czasowe oczyszczone z sezonowości.

Badanie współzależności w przypadku danych pochodzących z szeregów czasowych wymaga w pierwszej kolejności zbadania ich stacjonarności². W przypadku bowiem szeregów niestacjonarnych, inaczej zintegrowanych, konieczne jest zastosowanie metodyki pozwalającej uniknąć pojawienia się tak zwanej regresji pozornej (*spurious regression*). Stopień zintegrowania badanych szeregów czasowych cen produktów rolnych zbadany został za pomocą rozszerzonego testu Dickey' a-Fullera³ (*ADF*). Wyniki tego testu przedstawione zostały w tabeli 1., zarówno dla okresu 1995-2000, jak i dla okresu 2004-2009.



Rysunek 2. Przebieg sezonowości cen badanych produktów wyrażony w procentach wartości średniej w poszczególnych miesiącach
Źródło: opracowanie własne.

W teście *ADF* hipoteza zerowa zakłada, iż szereg jest niestacjonarny. Stąd jeśli prawdopodobieństwo błędu I rodzaju (p) jest większe od 0,05, hipotezy zerowej nie można odrzucić, co daje podstawę do stwierdzenia, że szereg czasowy jest niestacjonarny. Tak więc można stwierdzić, że wszystkie badane szeregi czasowe były niestacjonarne w obydwu wydzielonych okresach. Są one niestacjonarne również przy założeniu występowania trendu, a więc nie można stwierdzić, że analizowane wielkości są stacjonarne wokół trendu liniowego. Szeregi czasowe pierwszych różnic tych szeregów cen są z kolei stacjonarne, co daje podstawę do stwierdzenia, że są to szeregi zintegrowane stopnia pierwszego w obydwu wydzielonych okresach.

Do wykrywania i opisu zależności długookresowych służy tak zwana analiza kointegracyjna (por. [Charemza, Deadman 1997, ss. 162, Kusideł 2000, ss. 455]). Szeregi czasowe dwu zmiennych (x_t, y_t) są skointegrowane wtedy, gdy są one niestacjonarne, zintegrowane w stopniu d , a ich liniowa kombinacja $-\beta_1 x_t + \beta_2 y_t$ jest zintegrowana rzędu $d - b$ ($d \geq b \geq 0$). Wektor $[\beta_1, \beta_2]$ jest nazywany wektorem kointegracyjnym. Najczęściej szeregi czasowe obserwacji na zmiennych są zintegrowane stopnia pierwszego, a ich liniowa kombinacja jest stacjonarna. Wektor kointegracyjny opisuje długookresowy związek pomiędzy zmiennymi.

² Ściślej chodzi tu o stacjonarność szeregu statystycznego o szerszym sensie, czyli mającego taką właściwość, że wartość średnia i wariancja tego szeregu są stałe (niezależne od czasu), natomiast kowariancja pomiędzy wartościami poszczególnych obserwacji jest zależna tylko od wielkości przesunięcia czasowego pomiędzy nimi (por. [Talaga, Zieliński 1986, s. 15-17]).

³ Więcej na temat testu *ADF* można znaleźć w pracach Wojciecha Charemzy i Dereka Deadmana [1997, rozdz. 5.3.], Magdaleny Osńskiej [2006, rozdz. 2.7.] oraz Gangadharrao Soundalayarao Madali [2006, rozdz. 14.4.].

Tabela 1. Wyniki testu ADF dla oczyszczonych z sezonowości szeregów czasowych badanych cen w okresie 1996-2000 oraz w okresie 2005-2009

Okres	Szereg czasowy cen	Poziomy zmiennych				Pierwsze różnice	
		bez trendu		z trendem		statystyka testu	p
		statystyka testu	p	statystyka testu	p		
1995-2000	pszenicy	-2,0949	0,2469	-2,0563	0,5697	-9,1348	0,0000
	żywca	-0,9980	0,7562	-1,6185	0,7860	-9,4465	0,0000
	prosiąt	-2,1296	0,2330	-2,1906	0,4943	-10,3600	0,0000
2005-2009	pszenicy	-1,5654	0,5003	-1,6065	0,7908	-16,7011	0,0000
	żywca	-2,4235	0,1352	-2,4053	0,3767	-13,9964	0,0000
	prosiąt	-1,8059	0,3781	-1,8401	0,6852	-16,6350	0,0000

Źródło: opracowanie własne.

Do badania kointegracji w przypadku dwu zmiennych najczęściej stosowany jest test Engle'a-Grangera (por. dla przykładu [Osińska 2006, s. 187]). W teście tym po stwierdzeniu niestacjonarności zmiennych, bada się stacjonarność reszt modelu (np. za pomocą rozszerzonego testu Dickey'a-Fullera):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie: x_t, y_t – zmienne, których skointegrowanie jest badane, β_0, β_1 – parametry strukturalne równania kointegracyjnego, ε_t – reszty równania kointegracyjnego. Zmienne x_t i y_t są skointegrowane, jeśli szereg czasowy reszt jest stacjonarny. Uzupełnienie modelu (1) o zmienną czasową pozwala na uchwycenie występowania trendu liniowego w resztach.

Procedura Engle'a-Grangera nie może być jednak stosowana, gdy liczba zmiennych jest większa od dwu. Wymaga ona bowiem określenia, która zmienna jest zmienną objaśnianą, a która objaśniającą, co jest niemożliwe w przypadku wielu wektorów kointegracyjnych. Ponadto, jeśli estymacja równania (1) jest obciążona błędem, to jest on przenoszony do etapu badania stacjonarności reszt⁴. W takim przypadku konieczne jest zastosowanie procedury Johansena, która nie ma wymienionych tu wad procedury Engle'a-Grangera⁵. Idea tej procedury polega na przekształceniu modelu *VAR* dla poziomów zmiennych o postaci:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 \mathbf{d}_t + \sum_{i=1}^r \mathbf{A}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{e}_t, \quad (2)$$

gdzie: $\mathbf{x}_t = [x_{1t} \dots x_{kt}]^T$ – wektor obserwacji na bieżących wartościach pierwszych różnic zmiennych objaśnianych, $\mathbf{d}_t = [d_0 \ d_t \ d_{1,t-1} \ d_{1,t-2} \ d_{1,t-r}]^T$ – wektor egzogenicznych składników równań, którego składowymi są odpowiednio: stała równania oraz bieżące i opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych, \mathbf{A}_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora \mathbf{d}_t , \mathbf{A}_i – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora \mathbf{x}_t , $\mathbf{e}_t = [e_{1t} \dots e_{kt}]^T$ – wektory reszt równań modelu, r – rząd opóźnienia, do postaci *VECM* (*Vector Error Correction Model*)⁶:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Psi_0 \mathbf{d}_t + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^r \Pi_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

⁴ Więcej na ten temat pisze Kusideł [2000, ss. 47].

⁵ Szczegółowy opis procedury Johansena można znaleźć w pracach [Kusideł 2000, ss. 48, Majsterka 1998].

gdzie:

Y_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora d_t ,

$\Pi = \sum_{j=1}^k A_j - I$; e_t – reszty modelu.

W procedurze Johansena do badania kointegracji wykorzystywany jest rząd macierzy Π , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych (por. [Kusideł 2000, s. 58-59, Majsterka 1998, s. 123-124]). Wykorzystuje się tu fakt, że liczba niezerowych pierwiastków charakterystycznych macierzy jest równa jej rzędowi. Statystykami testu są dwie charakterystyki estymatora macierzy Π :

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

gdzie:

λ_i – oszacowane wartości własne,

N – liczba obserwacji.

Statystyka l_{trace} służy do testowania hipotezy zerowej, iż liczba wektorów kointegracyjnych jest mniejsza lub równa R , wobec hipotezy alternatywnej mówiącej, że liczba wektorów kointegracyjnych jest większa od R . Druga statystyka l_{trace} i l_{max} 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. Wartości własne estymatora macierzy Π szeregowane są malejąco. 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 $R = k - 1$, co określa rząd macierzy i liczbę wektorów kointegracyjnych. Gdy nie jest możliwe odrzucenie hipotezy, że rząd macierzy Π wynosi zero, wówczas model (3) jest modelem VAR dla przyrostów zmiennych, w którym nie występuje zależność długookresowa. Jeśli rząd macierzy Π jest większy od 0 i mniejszy od k , wskazuje na liczbę wektorów kointegracyjnych, zaś gdy macierz Π jest pełnego rzędu, wówczas szeregi zmiennych są stacjonarne i model (3) jest modelem VAR dla poziomów zmiennych. W analizie przeprowadzonej w opracowaniu do badania długookresowych związków badanego systemu cen wykorzystany został test Johansena. Wyniki tego testu zamieszczone zostały w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki testu Johansena badającego rząd skointegrowania oczyszczonego z sezonowości systemu cen w okresie 1996-2000 oraz w okresie 2005-2009

Okres	Rząd macierzy	Wartość własna	λ_{trace}	p	λ_{max}	p
1996-2000	0	0,075820	41,876	0,0010	24,206	0,0157
	1	0,044266	17,670	0,0215	13,900	0,0552
	2	0,012205	3,7699	0,0522	3,7699	0,0522
2005-2009	0	0,086744	50,729	0,0004	28,492	0,0108
	1	0,053117	22,237	0,0124	17,138	0,0476
	2	0,016107	5,0987	0,0239	5,0987	0,0239

Źródło: obliczenia własne.

⁶ Sposób otrzymywania modelu $VECM$ opisuje Kusideł [2000, s. 48-50], procedurę estymacji parametrów tego modelu można znaleźć w pracy Majsterka [1998].

Wyniki testu Johansena zamieszczone w tabeli 2. wskazują, że macierz Π jest pełnego rzędu, a więc do opisu zależności pomiędzy badanymi szeregami czasowymi cen może być wykorzystany model *VAR* dany zależnością (2). Wektor x modelu wykorzystanego w badaniach zawierał wartości poziomów cen badanych produktów, wektor d zawierał wyraz wolny i zmienną czasową, zaś rząd opóźnienia był równy 4⁷.

Zależności przyczynowe pomiędzy zmiennymi objaśniającymi i zmienną bądź zmiennymi objaśnianymi badane są za pomocą testu przyczynowości Grangera, z wykorzystaniem wyników estymacji modelu (2). Test przyczynowości Grangera bada występowanie tzw. przyczynowości w sensie Grangera⁸. Idea tego testu polega na sprawdzeniu, czy wprowadzenie danej zmiennej do modelu wraz ze wszystkimi opóźnieniami, zmniejszy istotnie wariancję resztową. Najczęściej wykorzystywanym wariantem testu Grangera jest wariant Walda (por. [Osińska 2006, s. 212]), którego statystyką jest wyrażenie:

$$T = \frac{N[S^2(\eta_t) - S^2(\varepsilon_t)]}{S^2(\varepsilon_t)}, \quad (4)$$

gdzie: N – liczebność próby, $S^2(\eta_t)$ – wariancja resztowa modelu, w którym nie występuje zmienna, której przyczynowość jest badana, $S^2(\varepsilon)$ – wariancja resztowa modelu, w którym występuje zmienna, której przyczynowość jest badana. Statystyka T jest asymptotycznie zbieżna do rozkładu χ_q^2 , gdzie q jest rzędem opóźnienia zmiennej, której przyczynowość jest badana.

Istnienie powiązań pomiędzy składnikami losowymi modelu *VAR*, czego wyrazem jest niezerowa kowariancja jednoczesna pomiędzy składnikami losowymi poszczególnych równań składających się na model, pozwala na tworzenie modeli strukturalnych [Kusideł 2000, s. 35]. Przy użyciu tego modelu możliwe jest skonstruowanie funkcji odpowiedzi na impuls (*IRF* – *Impulse Response Function*), która określa zachowanie j -tej zmiennej w odpowiedzi na zaburzenia w resztach k -tej zmiennej. Najczęstszym sposobem prezentacji *IRF* jest wykres pokazujący zmianę w czasie reakcji zmiennej objaśnianej na zaburzenia w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt zmiennej objaśniającej.

W opisie współzależności cen badanych szeregów czasowych cen wykorzystane zostały zarówno analiza przyczynowości, jak i funkcje *IRF*. Analiza przyczynowości pozwoliła wykryć pomiędzy cenami których produktów występuje współzależność, zaś funkcje *IRF* pozwoliły na opis przebiegu tej zależności. Poprawność modeli zostanie sprawdzona za pomocą testu *portmanteau*⁹. Estymacja parametrów modeli *VAR* opisujących zachowanie się cen badanych produktów w obydwu wydzielonych okresach dokonana została przy użyciu programu *GRET*L, również z wykorzystaniem tego programu wyznaczone zostały wartości funkcji *IRF*.

⁷ Ten rząd opóźnienia został w przypadku modeli dla obydwu okresów wskazany przez kryterium *AIC*. Pozostałe kryteria, *HQC* i *BIC*, wskazywały na mniejszy rząd opóźnienia, jednakże zwiększenie rzędu opóźnienia do wielkości wskazanej przez kryterium *AIC* tylko bardzo nieznacznie pogarszało ich wartości. Więcej na temat kryteriów informacyjnych [Osińska 2006, s. 54].

⁸ Zmienna x jest przyczyną y w sensie Grangera, jeśli bieżące wartości y są lepiej objaśniane przy użyciu opóźnionych i bieżących wartości x niż bez ich wykorzystania. Więcej na ten temat por. [Charemza, Deadman 1997, rozdz. 6.3., Osińska 2006, s. 212].

⁹ Test *portmanteau* (portmonetki) służy do badania poprawności modelu. Weryfikuje on ogólną hipotezę o występowaniu autokorelacji reszt dowolnego rzędu w systemie *VAR*. Brak możliwości odrzucenia tej hipotezy, gdy wartość prawdopodobieństwa błędu I rodzaju jest większa od przyjętego poziomu istotności (najczęściej 0,05), wskazuje na poprawną budowę modelu.

WYNIKI BADAŃ

W tabeli 3. zamieszczone zostały podstawowe charakterystyki modeli *VAR* estymowanych dla obydwu badanych okresów. Dane tam zawarte wskazują, że reszty żadnego z równań nie wykazują autokorelacji. Współczynnik autokorelacji reszt każdego z równań jest bardzo niski, a wartość błędu I rodzaju testu *portmanteau* jest wysoka. Spełniony został więc podstawowy warunek estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Zwraca uwagę wysoka wartość współczynnika determinacji obydwu zmiennych, co jest sytuacją typową dla tego typu modeli. Dostyc wyraźnie różna od zera wartość współczynnika korelacji wzajemnej dla reszt równań wskazuje na istnienie powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami i daje możliwość wyznaczenia funkcji *IRF*. Nie są to jednak wartości zbyt wysokie, co pozwala sądzić, że wzajemne oddziaływanie cen analizowanych produktów nie jest zbyt silne.

Wyniki testu przyczynowości Grangera przeprowadzone dla badanego systemu cen w obydwu wydzielonych okresach zamieszczone zostały w tabeli 4. W teście przyczynowości Grangera hipoteza zerowa mówi, że zmienna będąca przyczyną nie wpływa na zmienną objaśnianą. Hipoteza ta jest odrzucana wtedy, gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju (p) jest mniejsze od przyjmowanego zazwyczaj jako graniczne 0,05 lub 0,1. Przypadki, w których hipoteza o braku wpływu ceny danego produktu na cenę innego produktu może być odrzucona, zaznaczone zostały w tabeli 4 pogrubieniem. Przypadki, w którym hipoteza o braku oddziaływania może być odrzucona na poziomie niższym (p większe od 0,5 i mniejsze od 0,1), zaznaczone zostały pogrubieniem i kursywą. W obydwu wydzielonych okresach, jak wskazują na to wyniki testu Grangera zawarte w tabeli 4. występowało wzajemne oddziaływanie cen żywca i prosiąt, wyraźniejsze w przypadku oddziaływania cen żywca na ceny prosiąt niż odwrotnie¹⁰. Cena żywca wieprzowego była przyczyną w sensie Grangera

Tabela 3. Podstawowe charakterystyki równań opisujących kształtowanie się cen badanych produktów okresie 1996-2000 oraz w okresie 2005-2009

Okres	Parametr opisowy	Równanie opisujące kształtowanie się ceny		
		pszenicy	żywca	prosiąt
1996-2000	Współczynnik determinacji (R^2)	0,895	0,973	0,824
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,002	-0,008	-0,008
	Wartość błędu I rodzaju testu portmanteau			0,157
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równania ceny	żywca prosiąt	0,066	0,039 0,105
	Współczynnik determinacji (R^2)	0,958	0,927	0,955
2005-2009	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,004	0,000	-0,006
	Wartość błędu I rodzaju testu portmanteau			0,260
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równania ceny	żywca prosiąt	0,055	-0,047 0,227
	Współczynnik determinacji (R^2)	0,958	0,927	0,955
	Współczynnik autokorelacji reszt	-0,004	0,000	-0,006

Źródło: obliczenia własne.

¹⁰ Statystyka testu przyczynowości Grangera w wariancie Walda, jak wynika z zależności (4), 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.

Tabela 4. Wyniki testu przyczynowości Grangera dla poszczególnych okresów

Okres	Przyczyna: zmienna objaśniająca – cena	Zmienna objaśniana – cena					
		pszenicy		żywca		prosiąt	
		<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>	<i>T</i>	<i>p</i>
1996-2000	Pszenicy			12,0906	0,0167	2,2141	0,6965
	Żywca	8,4103	0,0777			17,3776	0,0016
	Prosiąt	8,4216	0,0773	8,8804	0,0642		
2005-2009	Pszenicy			3,6820	0,4507	4,5094	0,3414
	Żywca	6,9123	0,1406			16,0770	0,0029
	Prosiąt	8,5075	0,0747	19,0756	0,0080		

Źródło: obliczenia własne.

dla ceny prosiąt i cena prosiąt była przyczyną w sensie Grangera dla ceny żywca wieprzowego. Można też stwierdzić w obydwu wyróżnionych okresach oddziaływanie cen prosiąt na ceny pszenicy. Było to jednak, jak wskazują dane zawarte w tabeli 4., oddziaływanie bardzo słabe. Wydaje się, że raczej można to oddziaływanie przypisać swego rodzaju „pośrednictwu” cen prosiąt w oddziaływaniu cen żywca wieprzowego na poziom cen pszenicy.

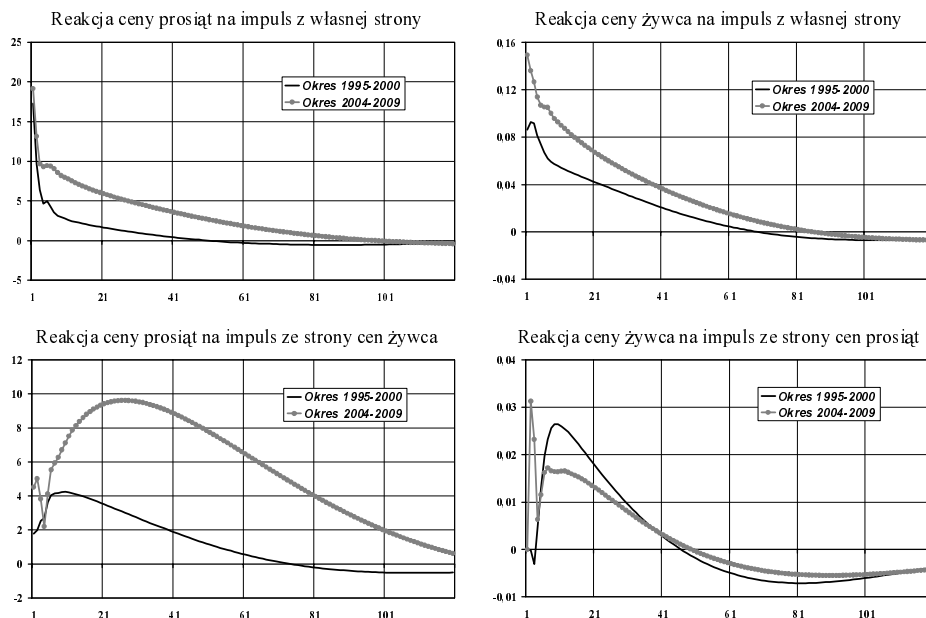
Wyraźnie widoczne jest zróżnicowanie oddziaływania cen w poszczególnych okresach. W pierwszym można wyróżnić wzajemne oddziaływanie cen pszenicy i żywca wieprzowego (wyraźnie silniejsze w przypadku oddziaływania cen żywca na ceny pszenicy), zarówno cena pszenicy jest przyczyną w sensie Grangera dla cen żywca wieprzowego, jak i odwrotnie. W II okresie (lata 2005-2009) takie oddziaływanie nie wystąpiło. Test Grangera wykazał, że cena pszenicy nie była przyczyną dla ceny żywca wieprzowego, jak również, że cena żywca wieprzowego nie była przyczyną dla ceny pszenicy (tab. 4.)¹¹.

Więcej informacji o zróżnicowaniu reakcji badanych cen produktów może wskazać funkcja odpowiedzi na impuls (*IRF*). Przebieg funkcji *IRF* przedstawiony został jedynie dla tych przypadków, dla których istnienie współzależności potwierdzone zostało przez test przyczynowości Grangera zarówno w okresie I jak i II.

Na rysunku 3. przedstawiony został przebieg funkcji reakcji na impuls cen prosiąt i cen żywca wieprzowego w I okresie (lata 1995-2000) i II (lata 2005-2009). Na wykresach tych, na osi rzędnych odłożona została wielkość zmiany ceny danego produktu wyrażona w złotych na odpowiednią jednostkę, a na osi odciętych – czas w tygodniach upływający od momentu wystąpienia impulsu w wysokości jednego odchylenia standardowego reszt zmiennej objaśnianej.

W przypadku obydwu cen silniejsza jest reakcja na impuls z własnej strony, przy czym różnica ta jest o wiele wyraźniejsza w przypadku cen żywca wieprzowego. Maksymalna wartość funkcji *IRF* jest w przypadku reakcji na impuls z własnej strony ponaddwukrotnie wyższa w I okresie i ponadpięciokrotnie wyższa w II okresie niż wartość funkcji *IRF* opisująca reakcję na impuls ze strony cen prosiąt. W przypadku ceny prosiąt różnice te, aczkolwiek wyraźne, nie są aż tak duże. Cechą charakterystyczną przebiegu wszystkich funkcji *IRF* przedstawionych na rysunku 3. jest wolne wygasanie impulsów, zarówno z własnej strony, jak i ze strony innych cen. Różnice w przedstawionym na rysunku 3. przebiegu funkcji

¹¹ W badaniach przeprowadzonych w IERiGŻ, opartych na danych o najniższej częstotliwości (miesięcznych), obejmujących okres 1990-2008, przy zastosowaniu podobnej metodologii stwierdzone zostało oddziaływanie ceny pszenicy na cenę żywca wieprzowego i na odwrót. Przebieg tej zależności był podobny do tego w niniejszych badaniach w I okresie (por. [Rembeza, Seremak-Bulge 2009, rozdział 5.2.4]).



Rysunek 3. Reakcja na impuls cen psziąt i żywca wieprzowego
Źródło: opracowanie własne.

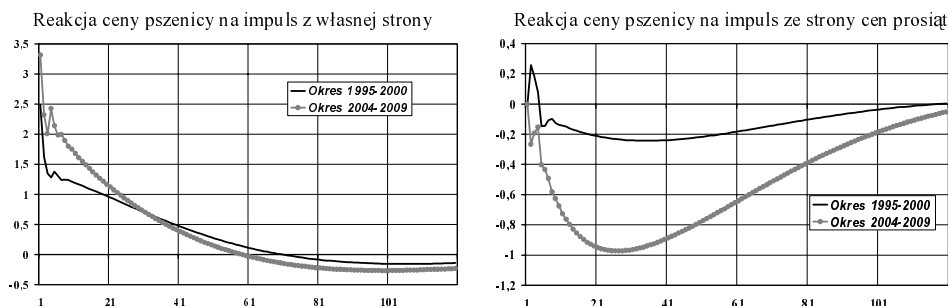
IRF pomiędzy poszczególnymi okresami są bardzo wyraźne. W przypadku ceny psziąt reakcja na impuls zarówno z własnej strony, jak i ze strony cen psziąt jest w II okresie (lata 2005-2009) wyraźnie silniejsza i wygasa znacznie wolniej. Dodatkowo reakcja cen psziąt na impuls ze strony cen żywca wieprzowego w II okresie osiągała swoje maksimum później (w 27. tygodniu) niż w I okresie (w 10. tygodniu).

Nieco inaczej przedstawia się sytuacja w przypadku reakcji cen żywca wieprzowego. Reakcja na impuls z własnej strony przebiegła podobnie jak w przypadku reakcji cen psziąt na taki impuls. Również wygasała wykładniczo i wyraźnie wolniej w II okresie. Wygasanie to było jednak wyraźnie wolniejsze (niezależnie od okresu) niż w przypadku reakcji cen psziąt na impuls z własnej strony.

Wyraźniejsza jest różnica pomiędzy wydzielonymi okresami w przebiegu funkcji *IRF* w przypadku opisującym reakcję cen żywca wieprzowego na impuls pochodzący ze strony cen psziąt. W II okresie reakcja ceny żywca wieprzowego na impuls pochodzący ze strony cen psziąt jest co prawda nieco tylko silniejsza, ale jej maksimum występuje wcześniej (już w 2. tygodniu) niż w okresie pierwszym (w 9. i 10. tygodniu). W drugim okresie reakcja ceny żywca wieprzowego na impuls pochodzący ze strony cen psziąt wygasa też znacznie szybciej i z wahaniami.

Na rysunku 4. zamieszczony został przebieg funkcji *IRF* (określonej podobnie jak w przypadku tej przedstawionej na rysunku 3.) opisującej reakcję cen pszenicy na impuls z własnej strony i ze strony cen psziąt. Podobnie jak w przypadku opisanym powyżej, również i tu reakcja cen pszenicy na impuls z własnej strony jest silniejsza niż reakcja na impuls ze strony innych cen.

Podstawowe różnice, jakie zachodzą pomiędzy przebiegiem funkcji *IRF* opisującej reakcję cen pszenicy w I i II okresie, są podobne do tych, jakie występowały w przypadku reakcji cen żywca wieprzowego i cen psziąt. W II okresie, obejmującym lata 2005-2009,



Rysunek 4. Reakcja cen pszenicy na impuls cen z własnej strony i ze strony cen prosiąt
Źródło: opracowanie własne.

reakcja cen pszenicy na impuls zarówno z własnej strony, jak i ze strony cen prosiąt była wyraźnie silniejsza niż w I okresie. Ponadto w II okresie impulsy zarówno ze strony cen prosiąt, jak i z własnej strony wygasały szybciej.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Przeprowadzona analiza wykazała, że pomiędzy badanymi cenami produktów rolnych zachodziły dosyć skomplikowane zależności. Zastosowana metodologia pozwoliła te zależności zidentyfikować i skwantyfikować. Wyniki badań pozwoliły stwierdzić, że wzajemne oddziaływanie cen, aczkolwiek wyraźne, było jednak dosyć słabe w porównaniu z wewnętrzną dynamiką zmian cen każdego produktu.

Hipoteza o zamiennej w czasie charakterystyce wzajemnych oddziaływań cen została w pełni potwierdzona. Okazało się, że różnice we wzajemnym oddziaływaniu cen pomiędzy wydzielonymi okresami są bardzo wyraźne. Dotyczyły one nie tylko charakterystyki zależności pomiędzy cenami, ale również samego faktu występowania oddziaływania. W szczególności w przeprowadzonych badaniach okazało się, że w I okresie cena pszenicy oddziaływała na cenę żywca wieprzowego, a w II okresie już nie. Wskazuje to na konieczność prowadzenia tego typu badań w sposób ciągły, gdyż charakterystyki współzależności cen są zmienne.

Badania przeprowadzone zostały na stosunkowo ograniczonym zestawie produktów. Dla uzyskania pełnego obrazu oddziaływań pomiędzy cenami produktów rolnych konieczne wydaje się poszerzenie tego zestawu. Badania takie należałoby również przeprowadzić na innych rynkach niż tylko ten brany pod uwagę w niniejszym opracowaniu.

LITERATURA

- Charemza W.W., Deadman D.F. 1997: *Nowa ekonometria*. PWE, Warszawa.
 Conforti P. 2004: *Price Transmission in Selected Agricultural Markets*, „FAO Commodity and Trade Policy Research Working Papers”, nr 7, s. 91-108.
 Gędek S. 2006: *Zastosowanie analizy harmonicznej do badania zmienności cen produktów rolnych*, „Roczniki Nauk Społecznych”, XXXIV, TN KUL Lublin, s. 303-322.
 Gędek S. 2009: *Analiza powiązań pomiędzy cenami wieprzowiny na rynku polskim i wybranych rynkach krajów Unii Europejskiej*, „Roczniki Naukowe SERiA”, t. XI, z. 3, s. 92-96.

- Gędek S., Idzik M. 2002: *Analiza harmoniczna i spektralna wybranych szeregów czasowych cen produktów rolnych*, „Przegląd Statystyczny”, XLIX, s. 145-161.
- Hamulczuk M. 2006: *Cykliczne zmiany na rynku trzody chlewnej*, „Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G”, t. 92, z. 2, s. 42-51.
- Hamulczuk M. 2007: *Powiązania cen wieprzowiny pomiędzy rynkiem polskim, duńskim i niemieckim*, „Zeszyty Naukowe SGGW, seria Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 2 (XVII), s.195-206.
- Kusidel E. 2000: *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, ABSOLWENT, Łódź.
- Ljung G. M., Box G. E. P. 1978: *On a measure of lack of fit in time series models*, „Biometrika”, 65, s. 297–303.
- Maddala G.S. 2006: *Ekonometria*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Majsterek M. 1998: *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny”, XLV, s. 113-130.
- Mills T.C. 2002: *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Osińska M. 2006: *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa.
- Rembeza J., Seremak-Bulge J. 2009: *Ewolucja podstawowych rynków rolnych i jej wpływ na transmisję cen w latach 1990-2008*, IERiGŻ, Raport Programu Wieloletniego nr 131, Warszawa.
- Stańko S., Idzik M. 2001: *Analiza spektralna i dekompozycja sezonowa w prognozowaniu szeregów czasowych w rolnictwie*, [w:] Borkowski B., Orłowski A. (red.): *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych – II*. Wydawnictwo SGGW, Warszawa, s. 78-91.
- Talaga L., Zieliński Z. 1986: *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*. PWN, Warszawa.

Stanisław Gędek

THE ANALYSIS OF AGRICULTURAL PRICES INTERDEPENDENCE

Summary

The cointegration analysis and the *VAR* model were used in the analysis of agricultural prices interdependence. 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. The analysis was based on the weekly price notation of pork, piglets and wheat in the years 1995-2009. It was found that there was rather weak price interdependence of analysed prices. The dynamic of that interdependence was different in the years 1995-2000 and 2005-2009.

Adres do korespondencji
dr Stanisław Gędek
Katedra Ekonomii i Zarządzania
Uniwersytet Przyrodniczy w Lublinie
ul. Akademicka 13
20-950 Lublin
tel. (81) 461 05 61
e-mail: gedek@op.pl