

Mariusz Hamulecuk¹

Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
Warszawa

Powiązania cen wieprzowiny pomiędzy rynkiem polskim, duńskim i niemieckim

The pork price linkages between Polish, Danish and German markets

Abstract. The aim of the paper was the attempt to assess the pork prices linkage between Polish, Danish and German markets. The research was based on monthly average pork price notations between January 1995 and May 2007. The analysis indicates that both short-term and long-term relationships between analyzed markets have existed.

Key words: pork prices, price linkage, law of one price.

Abstrakt. Celem badań była próba oceny powiązań cen wieprzowiny pomiędzy rynkiem polskim, duńskim i niemieckim. Analizę przeprowadzono w oparciu o miesięczne informacje o poziomie cen z okresu od stycznia 1995 do maja 2007 roku. Przedstawione wyniki badań wskazują, że istnieją zarówno krótko-, jak i długookresowe powiązania w kształtowaniu się cen między analizowanymi rynkami.

Słowa kluczowe: ceny wieprzowiny, powiązania cen, prawo jednej ceny

Wstęp

Polska jako jeden z największych producentów wieprzowiny w Europie jest aktywnym uczestnikiem wymiany międzynarodowej. W głównej mierze wynika to ze strukturalnych nadwyżek produkcji wieprzowiny w Polsce, która w ostatnich latach przewyższa popyt krajowy. Głównym wyznacznikiem pozycji konkurencyjnej oferowanych towarów, z uwagi na znaczną ich standaryzację, są ceny. Jest zatem ważne poznanie uwarunkowań kształtowania się tych cen w czasie, w tym ich związków z cenami konkurentów. Coraz większa otwartość naszej gospodarki na handlowe kontakty z innymi krajami i członkostwo Polski w Unii Europejskiej wskazują, że należy spodziewać się coraz większego powiązania cen na rynku krajowym z cenami na rynkach innych państw.

Generalnie, przy braku sztucznych barier handlowych, struktura cen na przestrzennie wyodrębnionych rynkach kształtowana jest w zależności od układu kosztów transferowych. Odchylenia od tego występują wówczas, gdy konsumenci preferują kupno artykułów pochodzących z określonego obszaru geograficznego lub, gdy mamy do czynienia z niepełnym przepływem informacji. Teoretyczny fundament oceny cenowej efektywności rynków w aspekcie tempa i siły przekazu sygnałów cenowych między różnymi rynkami stanowi prawo jednej ceny. Zgodnie z nim arbitraż prowadzi do zrównania cen towarów homogenicznych na różnych rynkach, gdyż uczestnicy rynku nie będą akceptować znacznie wyższych cen za ten sam towar. Z punktu widzenia oceny cenowej efektywności rynku w ujęciu przestrzennym ważne jest zbadanie czasu, po którym różnice cenowe się zmniejszają lub zanikają [Conforti 2004; Figiel 2007; Tomek i Robinson 2001]

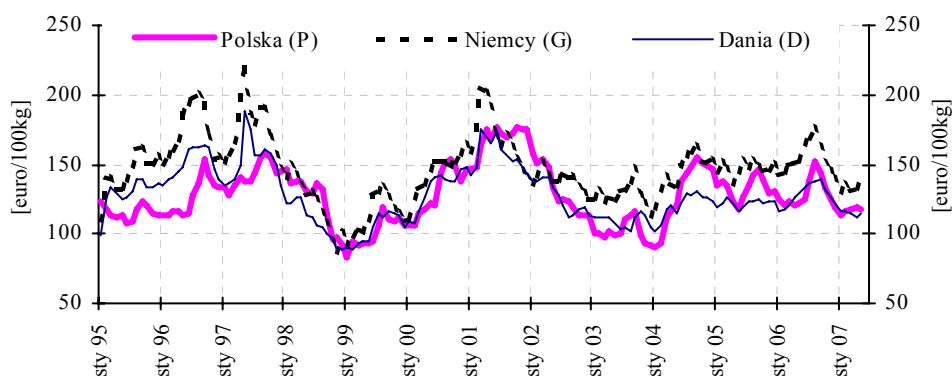
¹ Dr inż., e-mail: mariusz_hamulecuk@sggw.pl

Celem opracowania było zbadanie powiązań cen wieprzowiny i ich transmisji między rynkiem polskim i wybranymi rynkami europejskimi w ujęciu krótko- i długookresowym.

Materiał i metoda

Badania przeprowadzono wykorzystując miesięczne informacje o cenach trzody chlewnej z okresu od stycznia 1995 do maja 2007 roku. Zakres czasowy badań uwarunkowany jest tym, że Polska dopiero po roku 1995 posiadała nadwyżki produkcyjne wieprzowiny lokując je na rynkach krajów Europy Środkowowschodniej, gdzie dochodziło do bezpośredniej konkurencji z towarami pochodzącymi z UE-15. W latach wcześniejszych związki między rynkami były dość luźne [Hamulczuk 2006].

Dla krajów UE-15 wykorzystano ceny skupu wieprzowiny w klasie E wagi poubojowej publikowane przez Komisję Europejską. W przypadku Polski analogiczne informacje dostępne są dopiero od maja 2004 roku. W związku z czym ceny półtuszy w przeliczeniu na kl. E w okresie poprzedzającym wstąpienie naszego kraju do UE obliczono w oparciu o kształtowanie się cen skupu żywca wieprzowego (według GUS), mnożąc te drugie przez współczynnik 1,396. Takie rozwiązanie wydaje się być poprawne, ponieważ w okresie od maja 2004 do maja 2007 roku obydwie kategorie charakteryzują się przeciętnie taką relacją oraz bardzo wysoką korelacją. Współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy tymi dwoma kategoriami w tym okresie na poziomie 0,996 (a w przypadku pierwszych przyrostów 0,971) wskazują na bezpośrednie przełożenie cen skupu żywca na ceny w wadze poubojowej.



Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Rys. 1. Średnie miesięczne ceny wieprzowiny w Polsce, Dani i Niemczech w okresie od stycznia 1995 do maja 2007 roku (klasa E, euro/100kg)

Fig. 1. Monthly average pork prices in Poland, Germany and Denmark in January 1995 - May 2007 (grade E, euro/100kg)

Analizowano kształtowanie się cen wieprzowiny w Polsce (P) w odniesieniu do cen w Danii (D), Niemczech (G)² (rys. 1). Kraje te odgrywają znaczną rolę w produkcji i handlu wieprzowiną w Europie i na świecie. Aby zapewnić porównywalność cen wyrażono je w EUR/100kg, wykorzystując średniomiesięczne kursy według NBP. Z uwagi na fakt, że analizowane zmienne mają w większym stopniu charakter multiplikatywny niż addytywny oraz to, że w procedurach testujących stosuje się metodę najmniejszych kwadratów, analizy oparto na danych logarytmowanych.

Pierwszym problemem jaki napotkano była niestacjonarność zmiennych. Opieranie się na takich zmiennych może prowadzić do błędnych wniosków wyciąganych w oparciu o używane metody statystyczne. W związku z czym najpierw określono stopień integracji poszczególnych zmiennych zgodnie z nomenklaturą Engle'a i Grangera. W tym celu zastosowano rozszerzony test pierwiastka jednostkowego ADF (Augmented Dickey-Fuller) o statystyce³ [Charemza i Deadman 1997]:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

gdzie: δ – parametr modelu stanowiący podstawę badania integracji,
 j – wykorzystany rząd opóźnień.

Hipotezę zerową o występowaniu pierwiastka jednostkowego ($H_0 : \delta = 0$) można odrzucić wówczas, gdy wartość statystyki t jest większa od wartości krytycznych τ z tablic testu ADF.

Do oceny cenowych powiązań przestrzennie wyodrębnionych rynków towarowych stosuje się wiele rozwiązań metodycznych [np. Conforti 2004; Figiel 2004]. W niniejszej pracy do oceny współzależności wykorzystano kilka podejść, które miały za zadanie określenie związków między cenami na poszczególnych rynkach zarówno w ujęciu długo-, jak i krótkookresowym. Analizy rozpoczęto od obliczenia współczynników korelacji między cenami (i przyrostami cen) w poszczególnych krajach. Następnie przeprowadzono analizę poszczególnych składowych szeregów czasowych, testowano przyczynowość i kierunki przebiegu impulsów cenowych oraz przeprowadzono testy kointegracji.

Podejście oparte na dekompozycji szeregu czasowego umożliwia ocenę siły współzależności (zarówno długookresowych jak i krótkookresowych) między cenami wieprzowiny w Polsce i w analizowanych krajach, na podstawie powiązań między składowymi szeregami czasowymi tych cen. Szeregi czasowe cen wieprzowiny rozłożono na trzy komponenty: długookresowy trend (TC), na który składa się tendencja rozwojowa i wahania cykliczne, wahania sezonowe (S) i wahania przypadkowe (I). Skorzystano w tym celu z metody Census X-11 [Findley i inni 1988]. Powiązania pomiędzy analogicznymi składowymi szeregami czasowymi cen wieprzowiny w Polsce i innych krajach określono za pomocą współczynników korelacji liniowej.

W celu określenia siły związków długookresowych przeprowadzono analizę kointegracji w oparciu o procedurę Engle'a-Grangera. Zakłada się, że długookresowe zależności występują wówczas, gdy dwa lub więcej szeregów są niestacjonarne, ale ich linowa kombinacja jest stacjonarna. W celu przetestowania tego stwierdzenia buduje się model regresji kointegrującej w postaci [Ekonometria... 1996]:

² Takie oznaczenia przyjęto w dalszej części opracowania.

³ Model ten może być rozszerzony o składniki deterministyczne (wyraz wolny, trend, zmienne 0-1).

$$y_t = A_0 D_t + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t,$$

gdzie: $A_0 D_t$ - deterministyczna część równania,

α_1 – parametr kointegrujący.

Jeżeli okaże się, że składnik losowy ε_t zbudowanego modelu ma rząd integracji mniejszy niż poszczególne zmienne stanowiące podstawę budowy modelu to zmienne są skointegrowane (występują między nimi zależności długookresowe) i nie zagraża niebezpieczeństwo uzyskania regresji pozornej. Do oceny rzędu integracji składnika losowego zastosowano test ADF.

W ocenie krótkookresowych powiązań między cenami na analizowanych rynkach zastosowano test przyczynowości Grangera [Charemza i Deadman 1997; Figiel 2004]. Przyczynowość w sensie Grangera zakłada, że x jest przyczyną dla y jeżeli bieżąca wartość zmiennej y może być przewidywana z większą dokładnością z wykorzystaniem opóźnionych wartości zmiennych x niż bez nich, przy pozostałej niezminionej informacji. Wyróżnić można również „natychmiastową” przyczynowość, która ma miejsce wówczas, gdy bieżące wartości y mogą być lepiej prognozowane przy użyciu bieżących i przeszłych wartości x , *ceteris paribus*. Postać równania jest następująca:

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t.$$

Jeśli $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$, to w sensie definicji Grangera x nie jest przyczyną y . Do zweryfikowania hipotezy zastosowano test Fishera-Snedecora [Charemza i Deadman 1997].

Tabela 1. Wyniki rozszerzonego testu Dickey-Fullera cen wieprzowiny dla modelu z wyrazem wolnym i 0-1 zmiennymi sezonowymi (dane logarytmowane)

Table 1. Testing unit roots with Augmented Dickey-Fuller test for pork prices model with constant and 0-1 seasonal dummies (based on logarithmic data)

Kraj / country	1995-2007			1995-2000			2001-2007		
	δ	t	p	δ	t	p	δ	t	p
<i>POZIOM CEN (PRICE LEVEL)</i>									
Polska (P)	-0,06	-2,28	0,17	-0,05	-1,14	0,70	-0,06	1,83	0,36
Dania (D)	-0,04	-1,81	0,61	-0,04	-1,00	0,76	-0,06	-1,66	0,45
Niemcy (G)	-0,06	-2,15	0,37	-0,04	-1,06	0,73	-0,11	-2,12	0,23
<i>PIERWSZE RÓŻNICE CEN (FIRST DIFFERENCES OF PRICES)</i>									
Polska (P)	-0,64	-4,95	0,00	-0,68	-3,05	0,03	-0,58	-3,43	0,01
Dania (D)	-0,86	-6,54	0,00	-0,93	-4,59	0,00	-0,88	-4,83	0,00
Niemcy (G)	-0,98	-7,09	0,00	-0,82	-4,08	0,00	-1,28	-6,21	0,00

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Analiza wstępna

Wszystkie zmienne (ich logarytmy naturalne, ln) okazały się niestacjonarne. Wskazują na to wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) zamieszczone w tabeli 1. Brak podstaw do odrzucenia H_0 o występowaniu pierwiastka jednostkowego dotyczył całego badanego okresu jak i poszczególnych wyodrębnionych podokresów. Dopiero pierwsze przyrosty okazały się stacjonarne. Ocena stopnia zintegrowania szeregów czasowych cen wieprzowiny oparta na danych po wyeliminowaniu wahań sezonowych dostarczyła podobnych rezultatów.

W celu wstępnego zbadania współzależności między cenami wieprzowiny w Polsce, Dani i Niemczech obliczono między nimi współczynniki korelacji Pearsona. W przypadku badania poziomów cen wszystkie współczynniki okazały się statystycznie istotne na poziomie $p < 0,01$, niezależnie od analizowanego przedziału czasowego. Natomiast w przypadku korelacji obliczonych dla pierwszych różnic cen, związki w latach 1995-2000 okazały się słabe, a w przypadku powiązań z cenami duńskimi statystycznie nieistotne. Generalnie można powiedzieć, że współzależności między cenami w Polsce a cenami w Danii i Niemczech w latach 2001-2007 okazały się być silniejsze niż w latach 1995-2000.

Tabela 2. Współczynniki korelacji Pearsona obliczone między cenami wieprzowiny w Polsce, Dani i Niemczech (dane logarytmowane)

Table 2. Estimated Pearson correlations coefficients for pork prices in Poland, Denmark and Germany (based on logarithmic data)

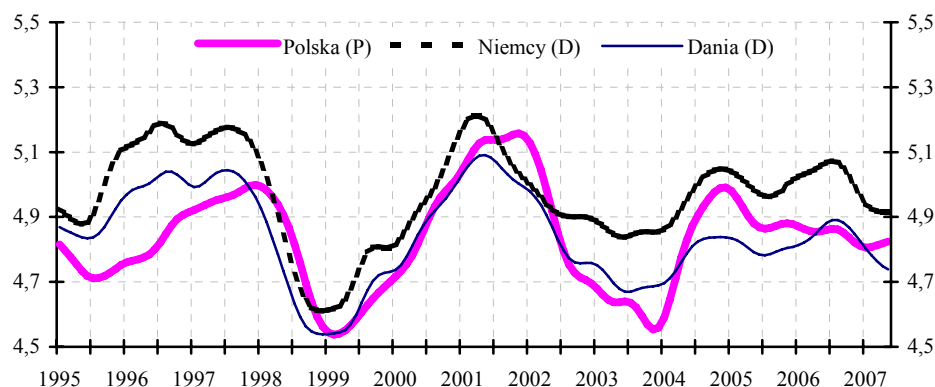
	1995-2007			1995-2000			2001-2007			
<i>POZIOM CEN (PRICE LEVEL)</i>										
	P	D	G	P	D	G	P	D	G	
P	1,00			P	1,00		P	1,00		
D	0,75	1,00		D	0,72	1,00	D	0,88	1,00	
G	0,69	0,91	1,00	G	0,70	0,96	G	0,79	0,83	1,00
<i>PIERWSZE RÓŻNICE CEN (FIRST DIFFERENCES OF PRICES)</i>										
	P	D	G	P	D	G	P	D	G	
P	1,00			P	1,00		P	1,00		
D	0,27	1,00		D	0,11	1,00	D	0,51	1,00	
G	0,37	0,62	1,00	G	0,24	0,67	G	0,54	0,53	1,00

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Analiza zależności długookresowych

Największy udział w zmienności cen wieprzowiny ma trend i wahania cykliczne (TC). Wynika to z faktu, że głównym mechanizmem leżącym u podstaw zmienności na rynku trzody chlewnej są tzw. cykle świńskie. Zmiany cykliczne są rezultatem opóźnienia efektów produkcyjnych w stosunku do momentu podejmowania decyzji, co wynika z trudności technologicznych w dostosowaniu rozmiarów chowu do zmian popytu. Niemalże znaczenie ma fakt, że gospodarstwa nie mają możliwości przerwania procesu ani

regulowania podaży przez zwiększenie lub zmniejszenie produkcji gotowej. Przyczyn występowania cykli świńskich upatruje się też w decyzjach rolników, powodowanych brakiem świadomości o działających na rynku powiązaniach i mechanizmach [Schmidt i Steczkowski 1975].



Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Rys. 2. Długookresowe tendencje (TC) cen wieprzowiny w Polsce, Niemczech i Danii (dane logarytmowane)
Fig. 2. Long-term trend (TC) of the pork prices in Poland, Germany and Denmark (logarithmic data)

Tabela 3. Współczynniki korelacji Pearsona długookresowych tendencji (TC) cen skupu wieprzowiny w Polsce, Danii i Niemczech w latach 1995-2007 (dane logarytmowane)

Table 3. Estimated Pearson correlation coefficients for long-term tendencies (TC) of pork prices in Poland, Denmark and Germany (based on logarithmic data)

	1995-2007			1995-2000			2001-2007		
<i>POZIOM CEN (PRICE LEVEL)</i>									
	P	D	G	P	D	G	P	D	G
P	1,00			P	1,00		P	1,00	
D	0,79	1,00		D	0,78	1,00	D	0,92	1,00
G	0,73	0,94	1,00	G	0,76	0,99	G	0,84	0,89
<i>PIERWSZE RÓŻNICE CEN (FIRST DIFFERENCES OF PRICES)</i>									
	P	D	G	P	D	G	P	D	G
P	1,00			P	1,00		P	1,00	
D	0,72	1,00		D	0,73	1,00	D	0,76	1,00
G	0,61	0,91	1,00	G	0,67	0,94	G	0,60	0,83

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Graficzne ujęcie szeregów cen wieprzowiny (po zlogarytmowaniu, \ln) oczyszczonych z wahań sezonowych i przypadkowych w Polsce, Danii i Niemczech przedstawiono na rys. 2. Zależności między tak wyodrębnionymi składowymi cen wieprzowiny w Polsce i cen wieprzowiny w innych krajach pozwalają na ustosunkowanie się do długookresowych

powiązań między cenami w różnych krajach. Na podstawie oceny graficznej wnioskować można o znacznej współzależności przebiegu cykli świńskich.

Widoczne współzależności w przebiegu zmian cyklicznych potwierdzają obliczone współczynniki korelacji między długookresowymi zmianami cen (TC) w Polsce i w pozostałych analizowanych krajach, statystycznie istotne na poziomie $\alpha \leq 0,01$ (tab. 2).

Analizując współczynniki korelacji między poziomami cen w Polsce, Danii i Niemczech można zauważyć wzrost współzależności w czasie pomiędzy latami 1995-2000 i 2001- 2007. W tym drugim podokresie współczynniki korelacji z cenami w Polsce są zbliżone do niemiecko-duńskich, co po części wynika z osłabienia współzależności między długookresowymi zmianami cen w tych dwóch krajach. Z kolei analiza współczynników obliczonych dla pierwszych przyrostów cen nie wskazuje na zmiany stopnia współzależności w czasie między zmianami długookresowymi w Polsce i w pozostałych krajach.

Analiza nie byłaby pełna, gdyby nie brano pod uwagę opóźnień i wyprzedzeń pomiędzy cyklami świńskimi. Od 1995 do momentu wstąpienia Polski do UE zauważyć można kilkumiesięczne opóźnienie przebiegu cykli świński w Polsce w stosunku do zmian cyklicznych w Niemczech i Danii. Jest to szczególnie widoczne w poszczególnych momentach zwrotnych cykli (rys. 2).

W tabeli 4 przedstawiono przeciętne opóźnienia (lub, patrząc z drugiej strony, wyprzedzenia) pomiędzy cyklami w analizowanych krajach. Są to wielkości opóźnień, przy których otrzymano maksymalne wartości współczynników korelacji linowej Pearsona (są to wartości wyższe niż przedstawione w tabeli 3 dla zerowego opóźnienia). Na podstawie informacji w tabeli 4 można stwierdzić, że mamy do czynienia z coraz większą długookresową współzależnością między cenami w Polsce a cenami w Danii i Niemczech. Przejawem tego jest zmniejszenie opóźnień w cyklicznych zmianach cen w Polsce w stosunku do analogicznych zmian w Danii i Niemczech. O ile przed wstąpieniem Polski do UE nasz rynek dostosowywał się z pewnym opóźnieniem do zmian na rynku unijnym (średnio 3 miesięcznym), co umożliwiałoby wykonanie prognoz ostrzegawczych cen wieprzowiny w Polsce w oparciu o informację z innych rynków [Hamulczuk 2004], to obecnie zmiany są niemal równoczesne.

Tabela 4. Średnie opóźnienia między zmianami cyklicznymi cen wieprzowiny w Polsce, Dani i Niemczech (dane logarytmowane), miesiące

Table 4. Average time lags between cyclical component of the pork prices fluctuations in Poland, Denmark and Germany (based on logarithmic data), months

Kraje / Countries	Lata / Years		
	1995-2007	1995-2000	2001-2007
Polska – Dania (Poland – Denmark)	2	3	0
Polska – Niemcy (Poland – Germany)	3	3	1
Dania – Niemcy (Denmark – Germany)	0	0	0

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Dodatkowo w celu określenia zależności długookresowych zastosowano analizę kointegracji. Umożliwia ona wykluczenie pozornych zależności w kształtowaniu się zmiennych w czasie. Wyniki testowania zależności długookresowych z zastosowaniem testu Engle'a-Grangera zawarto w tabeli 5. Podstawą modelowania w tym przypadku były szeregi czasowe logarytmowane z wyeliminowaną sezonowością.

Modele kointegrujące obliczono zawierając w nich wyraz wolny, trend oraz cenę w analizowanym kraju. W tabeli 5 przedstawiono wyniki jednostronnego testowania długookresowych współzależności (wnioski z modelowania odwrotnego były zbliżone)⁴. Oszacowania zawarte w tabeli potwierdzają, że mamy do czynienia z coraz silniejszym długookresowym powiązaniem między cenami wieprzowiny w Polsce a cenami wieprzowiny w Niemczech i Danii. Świadczą o tym coraz wyższe (w wartościach bezwzględnych) statystyki testu ADF między dwoma rozłącznymi podokresami, dla modelowania bez uwzględnienia opóźnień w przebiegu cen. Mimo wzrostu statystyk ADF nadal są to powiązania słabsze niż między rynkiem niemieckim a duńskim. Wynikać to może z faktu silnego powiązania korony duńskiej z euro, a słabszego powiązania tych walut z polską walutą, przez co zmiany kursów walutowych osłabiają reakcje uczestników poszczególnych wewnętrznych rynków na zmiany sytuacji na innych rynkach⁵.

Tabela 5. Kointegracja między cenami wieprzowiny w Polsce, Danii i Niemczech (dane logarytmowane)
Table 5. Testing for cointegration between Polish, Danish and German pork prices (based on logarithmic data)

Okres / Period	Równanie kointegrujące / Cointegration equation	Statystyka DW równania kointegrującego /DW statistic	ADF bez wyrazu wolnego / ADF statistics for model without constant	ADF z wyrazem wolnym / ADF statistics for model with constant
Modelowanie bez opóźnień między zmiennymi / modeling without time lags				
1995- 2007	$P_t = 1,17 + 0,0004 * t + 0,73 * G_t$	0,23	$\tau = -2,68$ (p<0,01)	$\tau = -2,67$ (p=0,08)
	$P_t = 0,48 + 0,001 * t + 0,88 * D_t$	0,36	$\tau = -2,98$ (p<0,01)	$\tau = -2,97$ (p=0,04)
	$G_t = 0,09 + 0,0005 * t + 1,00 * D_t$	0,69	$\tau = -4,30$ (p<0,01)	$\tau = -4,30$ (p<0,01)
1995- 2000	$P_t = 1,75 + 0,0017 * t + 0,6 * G_t$	0,39	$\tau = -1,99$ (p=0,04)	$\tau = -1,98$ (p=0,30)
	$P_t = 1,43 + 0,0016 * t + 0,68 * D_t$	0,44	$\tau = -1,99$ (p=0,04)	$\tau = -1,98$ (p=0,30)
	$G_t = 0,27 - 0,0003 * t + 1,08 * D_t$	1,32	$\tau = -4,63$ (p<0,01)	$\tau = -4,59$ (p<0,01)
2001- 2007	$P_t = -1,17 - 0,0014 * t + 1,24 * G_t$	0,35	$\tau = -2,95$ (p<0,01)	$\tau = -2,93$ (p=0,04)
	$P_t = -1,51 + 0,0007 * t + 1,30 * D_t$	0,44	$\tau = -3,51$ (p<0,01)	$\tau = -3,49$ (p<0,01)
	$G_t = 0,88 + 0,0012 * t + 0,82 * D_t$	0,67	$\tau = -4,02$ (p<0,01)	$\tau = -4,08$ (p<0,01)
Modelowanie uwzględniające opóźnienia między zmiennymi / modeling with time lags				
1995- 2007	$P_t = 0,93 + 0,0004 * t + 0,78 * G_{t-3}$	0,36	$\tau = -3,27$ (p<0,01)	$\tau = -3,26$ (p=0,02)
	$P_t = 0,24 + 0,001 * t + 0,93 * D_{t-2}$	0,43	$\tau = -3,61$ (p<0,01)	$\tau = -3,60$ (p<0,01)
1995- 2000	$P_t = 0,96 + 0,003 * t + 0,75 * G_{t-3}$	1,06	$\tau = -3,17$ (p<0,01)	$\tau = -3,15$ (p=0,02)
	$P_t = 0,57 + 0,003 * t + 0,85 * D_{t-3}$	1,15	$\tau = -3,83$ (p<0,01)	$\tau = -3,80$ (p<0,01)
2001- 2007	$P_t = -1,39 - 0,0013 * t + 1,26 * G_{t-1}$	0,52	$\tau = -2,85$ (p<0,01)	$\tau = -2,82$ (p=0,05)
	$P_t = -1,51 + 0,0007 * t + 1,30 * D_t$	0,44	$\tau = -3,51$ (p<0,01)	$\tau = -3,49$ (p<0,01)

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

⁴ W niniejszej pracy, z uwagi na brak miejsca na rozwiniętą prezentację, równania kointegrujące budowano z wykorzystaniem tylko jednej zmiennej objaśniającej. Można było je również oszacować wykorzystując w tym celu więcej zmiennych objaśniających.

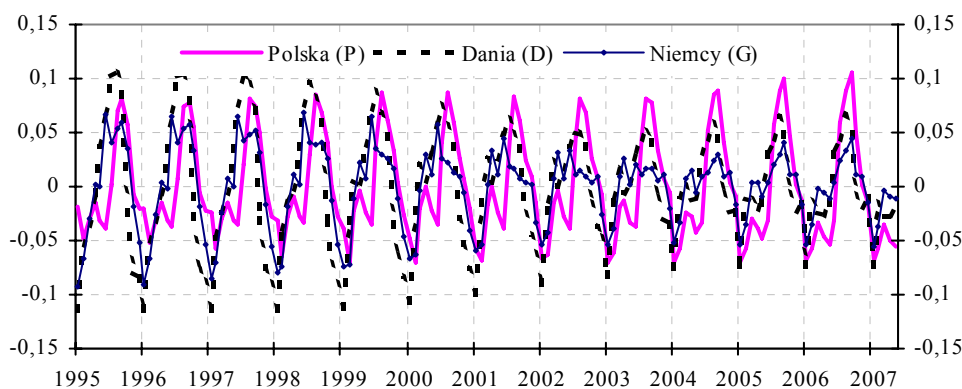
⁵ Innym rozwiązaniem, z wykorzystaniem którego można testować współzależności, jest włączenie kursu walutowego do zestawu zmiennych objaśniających.

Ważnym spostrzeżeniem jest to, że w długim okresie ceny w Polsce są w większym stopniu powiązane z cenami duńskimi niż niemieckimi. Wynika to stąd, że ceny w Polsce są pod dużą presją eksportowych cen wieprzowiny duńskiej, który to kraj jest największym eksporterem tego gatunku mięsa na świecie.

Lepsze rezultaty otrzymano szacując równania kointegrujące z opóźnieniami zawartymi w tabeli 4 niż bez opóźnień. Zaskakująco mogą wyglądać wyższe statystyki ADF polskich modeli zawierających zmienne opóźnione oszacowanych dla lat 1995-2000 niż oszacowanych dla okresu po 2001 roku. Wynikają one jednak z dużej stabilności trzymiesięcznego opóźnienia cyklicznych zmian w Polsce w pierwszym okresie oraz z faktu, że w drugim podokresie zawarty jest moment wstąpienia Polski do UE oraz związane z tym skrócenie wyprzedzeń czasowych między cyklami.

Analiza zależności krótkookresowych

Drugim rodzajem zmienności charakterystycznym dla produkcji rolniczej są wahania sezonowe (rys. 3). Zaliczyć je można do zmian krótkookresowych, gdyż okres ich wahań nie przekracza jednego roku. Generalnie zauważyć można zmiany w przebiegu wahań sezonowych we wszystkich analizowanych krajach. Dotyczy to zarówno amplitudy jak i rozłożenia tych wahań na przestrzeni roku. Jeżeli chodzi o współzależności między wskaźnikami sezonowymi w Polsce i Danii oraz Niemczech to mamy do czynienia z ich wzrostem pomiędzy okresem 1995-2000 a latami 2001-2007. W przypadku porównań polsko-duńskich nastąpiła zmiana współczynnika korelacji liniowej z 0,59 do 0,70 a polsko-niemieckich z 0,49 do 0,68.



Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Rys. 3. Wskaźniki sezonowości cen wieprzowiny w Polsce, Niemczech i Danii (dane logarytmowane)⁶
 Fig. 3. Seasonal indices of the pork prices in Poland, Germany and Denmark (logarithmic data)

⁶ Wskaźniki obliczone na danych logarytmowanych mają analogiczną interpretację jak współczynniki obliczone w modelu multiplikatywnym.

Głównym sposobem oceny powiązań krótkookresowych była analiza przyczynowości Grangera. Mimo że nie dowodzi ona bezpośrednio istnienia związków przyczynowych, daje ku temu pewne wskazówki. Z uwagi, że mamy do czynienia ze zmiennymi niestacjonarnymi podstawę do ceny przyczynowości stanowiły pierwsze różnice zmiennej. Ocenę taką z uwagi na występowanie wahań sezonowych można przeprowadzić na kilka sposobów. Można założyć, że ich udział jest niewielki i wykorzystać dane z wahaniami sezonowymi, uwzględnić w modelu deterministyczne zmienne 0-1, bądź oprzeć się na danych bez wahań sezonowych. W naszym przypadku dokonano obliczeń dla ostatniego przypadku (tab. 6), gdzie sezonowość została wyeliminowana za pomocą metody Census X-11⁷. Analizę przeprowadzono w dwóch wariantach: z nieopóźnioną zmienną objaśniającą (natychmiastową przyczynowość) i bez opóźnionej zmiennej objaśniającej.

Tabela 6. Wyniki testów na występowanie przyczynowości Grangera (dane logarytmowane, po eliminacji sezonowości)

Table 6. Testing for Granger causality (based on logarithmic and seasonally adjusted data)

Okres / period	1995-2007		1995-2000		2001-2007	
<i>NATYCHMIASTOWA PRZYCZYNOWOŚĆ W SENSIE GRANGERA / GRANGER IMMEDIATE CAUSALITY</i>						
P – D	F=6,4 (p<0,01)	P □ D	F=1,85 (p=0,15)	P – D	F=6,45 (p<0,01)	P □ D
D – P	F=3,70 (p=0,01)		F=2,08 (p=0,11)		F=2,94 (p=0,04)	
P – G	F=6,16 (p<0,01)	P □ D	F=4,51 (p<0,01)	PL □ G	F=6,42 (p<0,01)	P □ G
G – P	F=10,72 (p<0,01)		F=6,29 (p<0,01)		F=6,07 (p<0,01)	
D – G	F=21,99 (p<0,01)	D □ G	F=14,85 (p<0,01)	D □ G	F=7,06 (p<0,01)	D □ G
G – D	F=48,20 (p<0,01)		F=48,39 (p<0,01)		F=10,20 (p<0,01)	
<i>PRZYCZYNOWOŚĆ W SENSIE GRANGERA/ GRANGER CAUSALITY</i>						
P – D	F=5,90 (p<0,01)	P → D	F=1,94 (p=0,15)	P – D	F=4,89 (p<0,01)	P → D
D – P	F=2,01 (p=0,14)		F=2,28 (p=0,11)		F=0,30 (p=0,88)	
P – G	F=6,16 (p<0,01)	P ↔ G	F=3,33 (p=0,04)	P ↔ G	F=1,95 (p=0,15)	P – G
G – P	F=10,72 (p<0,01)		F=5,79 (p=0,01)		F=1,51 (p=0,23)	
D – G	F=2,00 (p=0,14)	D ← G	F=2,58 (p=0,08)	D ← G	F=0,23 (p=0,79)	D ← G
G – D	F=29,67 (p<0,01)		F=34,94 (p<0,01)		F=3,94 (p=0,02)	

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS i Komisji Europejskiej

Po pierwsze, analizując wyniki w tabeli 6, można stwierdzić, że natychmiastowe powiązania krótkookresowe są znacznie silniejsze niż reakcje na przeszłe zmiany. Wynikać to może z szybkiego przepływu informacji rynkowej oraz efektywnego rynku, który podlegał tym samym lub podobnym regulacjom. Większość reakcji natychmiastowych ma

⁷ Częściowe analizy wykonane dla modelu ze zmiennymi 0-1 dawały zbliżone rezultaty.

charakter dwukierunkowy. Wyjątkiem jest brak krótkookresowych przepływów impulsów cenowych w latach 1995-2000 pomiędzy rynkiem polskim a duńskim.

Po drugie, powiązania natychmiastowe między rynkiem duńskim a niemieckim są silniejsze niż pomiędzy rynkiem polskim a dwoma pozostałymi. Po trzecie, nastąpił znaczny wzrost stopnia krótkookresowych powiązań polsko-duńskich i polsko-niemieckich między latami 1995-2000 a okresem od 2001 roku. Odwrotną tendencję można zaobserwować w przypadku relacji duńsko-niemieckich.

Po czwarte, kierunek przebiegu impulsów cenowych ma miejsce od rynku niemieckiego do duńskiego oraz od polskiego do duńskiego. Jest całkiem logiczne, że rynek posiadający największe nadwyżki reaguje na to, co się dzieje na jego rynkach docelowych. Jeżeli chodzi o związki między rynkiem polskim i niemieckim, to mają one charakter dwukierunkowy w całym badanym okresie. Przyczynowość w sensie Grangera w latach 2001-2007 wskazuje na osłabienie reakcji na przeszłe informacje kosztem reakcji natychmiastowych.

Wnioski

1. Wyraźne jest stopniowe dochodzenie do coraz większej współzależności długookresowej i coraz większej konwergencji cykli świńskich w Polsce w stosunku do cykli w Danii i Niemczech. O ile przed wstąpieniem Polski do UE zmiany długookresowe w Polsce były opóźnione średnio o trzy miesiące w stosunku do analogicznych wahań na rynku niemieckim i duńskim, to obecnie mają one charakter niemal jednoczesny. Zgodnie z prawem jednej ceny, większą zbieżność cen krajowych z cenami światowymi należy traktować jako przejaw poprawy cenowej efektywności rynku wieprzowiny.
2. Ceny w Polsce w długim okresie są w większym stopniu powiązane z cenami duńskimi niż niemieckimi. Wynika to stąd, że ceny w Polsce są pod dużą presją eksportowych cen wieprzowiny duńskiej.
3. Przeprowadzone badania potwierdzają znaczny wzrost w czasie krótkookresowych powiązań cenowych polsko-duńskich i polsko-niemieckich. Odwrotną tendencję można zaobserwować w przypadku relacji duńsko-niemieckich. Wynikać to może ze zmian w polityce rolnej Unii Europejskiej oraz z samego rozszerzenia UE. Mimo to powiązania te są nadal wyższe niż między tymi krajami a Polską. Główną rolę w tym odgrywa znaczne ryzyko kursowe w handlu polsko-niemieckim i polsko-duńskim.
4. W przeciwieństwie do długookresowych zmian cen wieprzowiny będących pod presją niskich cen duńskich, kierunek przepływu krótkookresowych impulsów cenowych przebiega od rynku niemieckiego do duńskiego oraz od polskiego do duńskiego. Z uwagi na szybki przepływ informacji, na rynku wieprzowiny zaobserwować można wysoki poziom natychmiastowych reakcji cen na ich zmiany w pozostałych krajach.
5. Mimo istotnych powiązań kierunkowych mieliśmy do czynienia ze znacznymi różnicami w poziomie cen między krajami. Wynikały one z poziomu stosowanych dopłat oraz kursów walutowych warunkujących opłacalność wymiany handlowej i poziom presji podażowej.

Literatura

- Charemza W.W., Deadman D.F. [1997]: Nowa ekonometria. PWE, Warszawa.
- Conforti P. [2004]: Price transmission in selected agricultural markets. [W:] FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper No. 7.
- Ekonometria. [1996]. M. Gruszczyński i M. Podgórska (red.). Wyd. SGH, Warszawa.
- Figiel S. [2004]: Współczesne metody analizy cenowego powiązania przestrzennie wyodrębnionych rynków towarowych. *Roczniki Naukowe SERiA* t. VI, z. 5.
- Figiel S. [2007]: Efektywność rynków rolnych. [W:] Rynek w ujęciu funkcjonalnym. W. Rembisz i M. Idzik (red.), WSFiZ, IERIGŻ BIP, Warszawa.
- Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C., Chen B.C. [1988]: New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program. U.S. Bureau of the Census. Waszyngton.
- Hamulczuk M. [2004]: Prognozowanie cen trzody chlewnej w Polsce w świetle zmian na rynkach zagranicznych. *Roczniki Naukowe SERiA* t.VI, z.2.
- Hamulczuk M. [2006]: Powiązania cen wieprzowiny w Polsce z cenami europejskimi. *Prace Naukowe AE we Wrocławiu* nr 1118, T.1.
- Schmidt S., Steczkowski J. [1975]: Zmienność produkcji trzody chlewnej i możliwość jej regulowania. *Folia Oeconomica Cracoviensia* tom XVII.
- Tomek W.G., Robinson K.L. [2001]: Kreowanie cen artykułów rolnych. PWN, Warszawa.