

PROCESY DOSTOSOWAŃ CENOWYCH NA POLSKIM RYNKU WIEPRZOWINY

Stanisław Gędek
Wydział Zarządzania
Politechnika Rzeszowska
e-mail: gedeks@prz.edu.pl

Streszczenie: Analiza powiązań cenowych pomiędzy polskim rynkiem wieprzowiny a rynkami wybranych krajów UE przeprowadzona została przy pomocy modelu VAR. Przy pomocy analizy przyczynowości w sensie Grangera określony został kierunek przepływu impulsów cenowych. Funkcje odpowiedzi na impuls (IRF) wyznaczone w oparciu o wyniki estymacji modelu VAR pozwoliły na opis dynamiki dostosowań cenowych. Dekompozycja wariancji błędów prognoz posłużyła do określenia udziału zmienności cen na poszczególnych rynkach w wyjaśnianiu zmienności cen na danym rynku. Uzyskane wyniki wskazują, iż polski wieprzowiny był silnie powiązany cenowo z rynkami wieprzowiny krajów UE, a impulsy cenowe płynęły z rynków państw UE na rynek polski. Przeprowadzona analiza wykazała również, iż to przede wszystkim rynek niemiecki determinuje zmiany cen na rynku polskim, a udział rynku duńskiego był wyraźnie mniejszy, chociaż również znaczący.

Słowa kluczowe: ceny wieprzowiny, EU, model VAR, funkcja odpowiedzi na impuls

WSTĘP

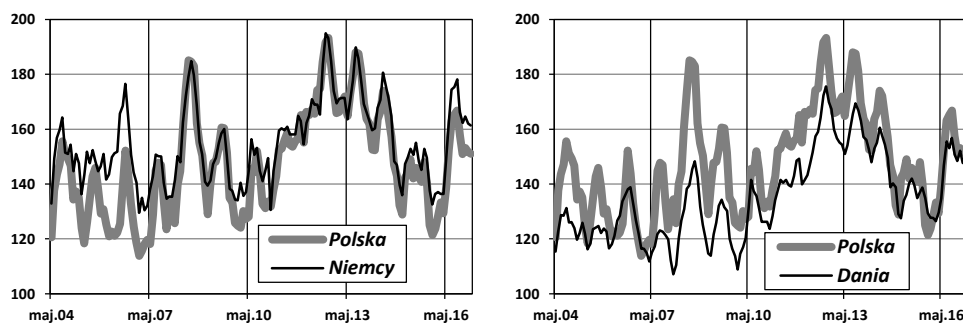
Wejście Polski do Unii Europejskiej spowodowało otwarcie rynków europejskich dla polskich produktów, spowodowało też otwarcie rynku polskiego dla produktów pochodzących z krajów UE. Polski rynek produktów rolnych, w tym i rynek wieprzowiny, stał się po akcesji Polski do Unii Europejskiej częścią rynku unijnego. Rynek ten jest jednak zróżnicowany geograficznie i kulturowo, zniesienie barier handlowych nie spowodowało jego zupełnej homogenizacji. Nadal występuje pewna specyfika rynków krajowych.

Procesy dostosowań cenowych pomiędzy poszczególnymi krajowymi rynkami produktów rolnych przebiegają dosyć wolno, również w przypadku krajów pomiędzy którymi nie występują żadne bariery handlowe [Conforti 2004, Tomek i Robinson 2001]. Dla określenia integracji i efektywności takich rynków konieczne jest więc przedstawienie opisu rozkładu w czasie procesu tych dostosowań. Celem opracowania jest przedstawienie oddziaływania rynków niemieckiego i duńskiego, dwu najbliższych geograficznie dużych krajowych rynków wieprzowiny w Unii Europejskiej na polski rynek wieprzowiny. Pozwoli to określić stopień integracji polskiego rynku wieprzowiny z rynkiem Unii Europejskiej.

DANE EMPIRYCZNE I METODYKA BADAŃ

Podstawę analizy stanowiły średnie miesięczne wyrażone w euro ceny 100 kg półtuszy wieprzowych z okresu maj 2004 – luty 2017 w Polsce oraz w Niemczech i Danii – dużych rynkach krajowych Unii Europejskiej i bliskich geograficznie. Przyjęte one zostały w oparciu o dane Komisji Europejskiej¹. Szeregi czasowe tych danych obejmowały w sumie 154 obserwacje. Dynamikę analizowanych szeregów czasowych pokazują wykresy ich przebiegu zamieszczone na rysunku 1. Widoczna jest duża zgodność zmienności cen na analizowanych rynkach w badanym okresie, widoczne jest też i to, że zgodność ta nie jest zupełna.

Rysunek 1. Przebieg szeregów czasowych ceny półtuszy wieprzowych na rynku polskim, niemieckim i duńskim



Źródło: obliczenia własne

¹ Por. <http://ec.europa.eu/agriculture/markets/pig>

W tabeli 1 zamieszczone zostały wyniki testu ADF oraz KPSS. Wskazują one na to, że szeregi te są one stacjonarne². Na stacjonarność badanych szeregów czasowych potwierdza zarówno test ADF, jak i test KPSS, co „silnie wskazuje na stacjonarność zmiennych” [Welfe 2009, s. 368].

Tabela 1. Wyniki testów stacjonarności szeregów czasowych cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Rynek	Test ADF			Test KPSS	
	Augmentacja	Statystyka testu	p	Statystyka testu	Wartość krytyczna ($\alpha = 0,05$)
Niemcy	1	-4,16381	0,000755	0,331936	0,464
Dania	1	-3,02765	0,03241	0,204509	
Polska	1	-3,65358	0,004842	0,302333	

Źródło: obliczenia własne

Stacjonarność szeregów czasowych badanych zmiennych pozwala na zastosowania metodyki VAR (*Vector AutoRegression*) dla poziomów zmiennych do badania współzależności badanych szeregów czasowych cen wieprzowiny. Obejmuje ona następujące kroki [Kusideł 2000]:

1. Estymację modelu VAR, dla poziomów zmiennych.
2. Analizę przyczynowości.
3. Analizę funkcji odpowiedzi na impuls (*IRF*), która pozwala na opis przebiegu tej zależności w czasie (kierunek oddziaływania impulsu, siła impulsu oraz rozkład w czasie i szybkości wygasania)³.

Do tych typowych elementów metodologii VAR można dodać jeszcze analizę dekompozycję wariacji błędów prognoz, która określa, jaki jest udział poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu błędów danej zmiennej. Analiza ta wskazuje na potencjalne źródła zmienności poszczególnych zmiennych w zależności od horyzontu czasowego.

Podstawowa postać modelu VAR [Maddala 2006 s. 609 i dalsze, Lütkepol i Krätzig 2004, s. 112 i dalsze] jest następująca:

² W teście *ADF* hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu czasowego, w teście *KPSS* natomiast hipoteza zerowa zakłada jego stacjonarność. Hipoteza zerowa jest w teście *ADF* jest odrzucana w każdym przypadku, ponieważ prawdopodobieństwo błędu pierwszego rodzaju (p) jest mniejsze od 0,05, przyjmowane zazwyczaj jako graniczne. Z kolei w teście *KPSS* wartość statystyki testu jest w każdym przypadku mniejsza od wartości krytycznej, co powoduje, że hipotezy zerowej o stacjonarności nie można odrzucić. Taka sytuacja „silnie wskazuje na stacjonarność zmiennych” [Welfe 2009, s. 368]. Więcej na temat testów *ADF* i *KPSS* por. Maddala [2006, s. 613-619] oraz Welfe [2009, s. 360 i dalsze].

³ Więcej na temat funkcji odpowiedzi na impuls piszą Kusideł [2000, s.35 i dalsze], Lütkepol [2007, s. 51 i dalsze] oraz Lütkepol i Krätzig [2004, s. 159 i dalsze].

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

gdzie: $\mathbf{x}_t = [x_{t1} \dots x_{tk}]^T$ – wektor obserwacji na bieżących wartościach zmiennych objaśnianych, $\mathbf{d}_t = [d_0 \ d_t \ d_{1 \ t-1} \ d_{1 \ t-2} \dots d_{1 \ t-r}]^T$ – 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 , $\mathbf{e}_t = [e_{t1} \dots e_{tk}]^T$ wektory reszt równań modelu, r - rząd opóźnienia. Wektory \mathbf{x} modeli VAR wykorzystanych w badaniach zawierały wartości poziomów cen w odpowiednio: Niemczech, Danii i Polsce, Składowymi wektora \mathbf{d} były wyłącznie stałe równań.

Estymacja parametrów modeli opisujących współzależność badanych szeregów czasowych cen wieprzowiny wykonana została przy pomocy programu GRETL, również przy pomocy tego programu wyznaczone zostały wartości funkcji *IRF* i przeprowadzona została dekompozycja wariancji. Do analizy przyczynowości wykorzystany został test *F* służący badaniu braku restrykcji w modelu ekonometrycznym⁴.

WYNIKI BADAŃ

Kryteria informacyjne Akaike'a (AIC), Schwarz (BIC) i Hannana-Quinna (HQC)⁵ zgodnie wskazały, iż rząd opóźnienia w modelu (1) powinien być równy 2. Tak dobrany rząd opóźnienia powodował jednak, że autokorelacja reszt modelu była wysoka. Zwiększenie rzędu opóźnienia do 5 nie powodowało istotnego pogorszenia wartości kryteriów informacyjnych, a eliminowało autokorelację reszt.

Podstawowe charakterystyki równań parametrów modelu (1) zamieszczone zostały w tabeli 2. 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*⁶ jest wysoka. Spełniony został więc podstawowy warunek estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Warto zwrócić uwagę na wysokie wartości

⁴ Test ten odpowiada więc na to samo pytanie co test Grangera, a jest znacznie łatwiejszy w stosowaniu, ponieważ w przypadku większości pakietów statystycznych obsługujących analizę regresji (np. GRETL), wartości statystyki tego testu i prawdopodobieństwa błędów I rodzaju (p) podawane są automatycznie.

⁵ Więcej na temat kryteriów informacyjnych pisze Osińska [2006, s. 54].

⁶ 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 większą od przyjętego poziomu istotności (najczęściej 0,05), wskazuje na poprawną budowę modelu [Ljung i Box 1978].

współczynników determinacji wszystkich równań, co jest sytuacją typową modeli VAR dla poziomów zmiennych. Wartość współczynników korelacji wzajemnej dla reszt równań jest wyraźnie różna od zera, co wskazuje na istnienie powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami i daje możliwość wyznaczenia funkcji *IRF*. Pozwoli to na określenie kierunku oddziaływania impulsów cenowych płynących z poszczególnych rynków oraz ich siły i rozkładu w czasie.

Tabela 2. Podstawowe charakterystyki równań systemu VAR opisujące kształtowanie się ceny wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Parametr opisowy		Równanie opisujące kształtowanie się ceny wieprzowiny na rynku		
		Niemcy	Dania	Polska
Współczynnik determinacji (R^2)		0,8277	0,9467	0,8943
Współczynnik autokorelacji reszt		-0,0099	-0,0205	-0,0262
Wartość błędu I rodzaju testu <i>portmanteau</i>		0,2133		
Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań ceny wieprzowiny na rynku	Niemcy		0,735	0,747
	Dania			0,563

Źródło: obliczenia własne

W tabeli 3 zamieszczone zostały wyniki testów charakteryzujących reszty równań modelu (1), opisującego kształtowanie się kształtowanie się ceny wieprzowiny na badanych rynkach. Wyniki tych testów pozwolą ocenić jakość estymacji oraz przydatność tych równań w dalszych analizach.

Tabela 3. Charakterystyka reszt równań opisujących zmienność cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Test	Statystyka testu	Niemcy		Dania		Polska	
		Wartość statystyki testu	p	Wartość statystyki testu	p	Wartość statystyki testu	p
<i>QLR</i>	$F(16, 132)$	1,6871	> 0,05	1,2504	> 0,05	1,4613	> 0,05
<i>CUSUM</i>	$t(132)$	0,7204	0,4726	0,7025	0,2147	-0,1071	0,9149
<i>RESET</i>	$F(2, 132)$	0,7861	0,3769	0,4751	0,6229	0,5415	0,5831
White'a	LM	131,9630	0,5579	142,0900	0,3211	27,2648	0,6093
<i>ARCH</i>	TR^2	0,6305	0,4272	0,1283	0,7202	0,2287	0,6325
<i>LMF</i> (autokorelacja)	$F(1, 132)$	0,3231	0,5707	1,1212	0,2916	1,9797	0,1618
Jarque - Bera	χ^2	0,5330	0,7661	0,8043	0,6689	0,8327	0,6594

Źródło: obliczenia własne

Wyniki testów zawarte w tabeli 3 wskazują na to, iż model opisujący zmienność cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski został sformułowany poprawnie. Test *QLR* wskazuje, iż w żadnym z modeli nie pojawia się załamanie strukturalne⁷ (hipoteza zerowa tego testu mówi, iż w równaniu brak jest zmian strukturalnych). Potwierdza to test *CUSUM* służący do badania stabilności parametrów modelu (hipoteza zerowa tego testu mówi, że parametry równania są stabilne w czasie). Również w teście *RESET*, w przypadku żadnego z równań hipoteza zerowa o prawidłowej specyfikacji równania nie może być odrzucona. W testach White'a, *ARCH* i *LMF* hipoteza zerowa zakłada brak odpowiednio: heteroskedastyczności, efektu *ARCH* (autoregresji z heteroskedastycznością warunkową) oraz autokorelacji. W żadnym z tych testów hipoteza zerowa nie może być odrzucona, co wskazuje, że zjawiska te nie występują, a estymacja modeli jest poprawna. Test Jarque – Bera służy do badania normalności reszt, a hipoteza zerowa zakłada, iż reszty równania mają rozkład normalny. W żadnym z równań hipoteza ta nie może być odrzucona, co pozwala przyjąć, że reszty równań mają pożądany rozkład normalny.

W tabeli 4 zawarte zostały wyniki testu przyczynowości, w którym testowana była hipoteza, że zmiany cen wieprzowiny na danym rynku były przyczyną (w sensie Grangera) dla zmian cen na innym rynku. W teście przyczynowości 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 0,05 lub 0,1. Przypadki, w których hipoteza o braku wpływu danej zmiennej na inną może być odrzucona na poziomie istotności równym 0,05 zaznaczone zostały w tabeli 4 pogrubieniem. Przypadki, gdy hipoteza o braku oddziaływania może być odrzucona na poziomie niższym (p większe od 0,05 i mniejsze od 0,1), zaznaczone zostały pogrubieniem i kursywą.

Tabela 4. Wyniki testu przyczynowości dla cen wieprzowiny na rynkach Niemiec, Danii i Polski

Zmienna objaśniająca (przyczyna) cena na rynku	Zmienna objaśniana (skutek) - cena na rynku					
	Niemcy		Dania		Polska	
	F	p	F	p	F	p
Niemcy			93,4520	0,0000	2,7309	0,0221
Dania	2,2023	0,0577			2,0960	0,0698
Polska	1,0647	0,3829	0,7561	0,5831		

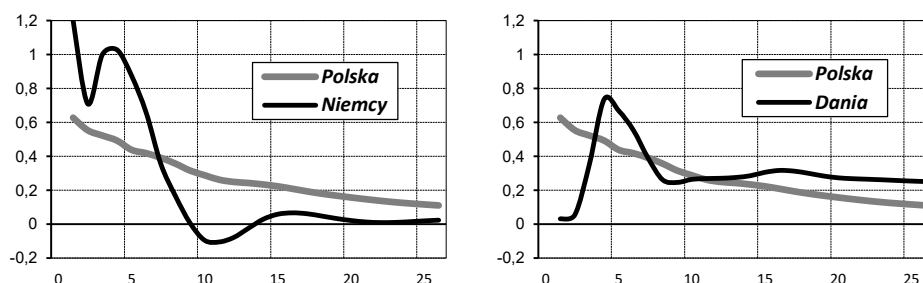
Źródło: obliczenia własne

⁷ Wartość krytyczna tego testu dla równań z modelu (1) wynosi 3,09 dla $\alpha = 0,01$, 2,62, $\alpha = 0,05$ i 2,40 dla $\alpha = 0,1$ [Stock i Watson 2007, s. 568].

Wyniki zawarte w tabeli 4 wskazują kierunek przepływu impulsów cenowych. Dla cen wieprzowiny na rynku polskim przyczyną (w sensie Grangera) były zarówno ceny niemieckie, jak i duńskie. Ceny niemieckie były przyczyną w sensie Grangera dla cen duńskich, daje się też zauważyć wpływ cen duńskich na rynek niemiecki. Natomiast ceny polskie nie były przyczyną dla cen ani na rynku niemieckim, ani na rynku duńskim.

Na rysunku 2 przedstawione zostały wykresy przebiegu funkcji *IRF* opisujące rozkład w czasie odpowiedzi ceny wieprzowiny na rynku polskim na impuls ze strony rynku niemieckiego i duńskiego oraz na impuls z własnej strony. Wykresy funkcji reakcji na impuls skonstruowany zostały w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożona jest wyrażona w euro wielkość reakcji ceny wieprzowiny na rynku polskim na zmianę ceny równą 1 euro na rynku niemieckim i duńskim, jak również na impuls z własnej strony o tej samej wielkości, a na osi odciętych wyrażony w miesiącach czas upływający od momentu wystąpienia impulsu. Przy wyznaczaniu wartości Funkcji *IRF* przyjęta została kolejność: Niemcy, Dania, Polska, co wynika z analizy przyczynowości przeprowadzonej powyżej⁸. Określenie kolejności jest tu szczególnie ważne ze względu na wysokie wartości współczynników korelacji wzajemnej dla reszt równań w modelu VAR opisującym kształtowanie się cen wieprzowiny (por. tabela 2).

Rysunek 2. Funkcje odpowiedzi wyrażonych w euro cen wieprzowiny na rynku polskim na impuls o wielkości 1 euro pochodzący z rynków niemieckiego, duńskiego i polskiego



Źródło: obliczenia własne

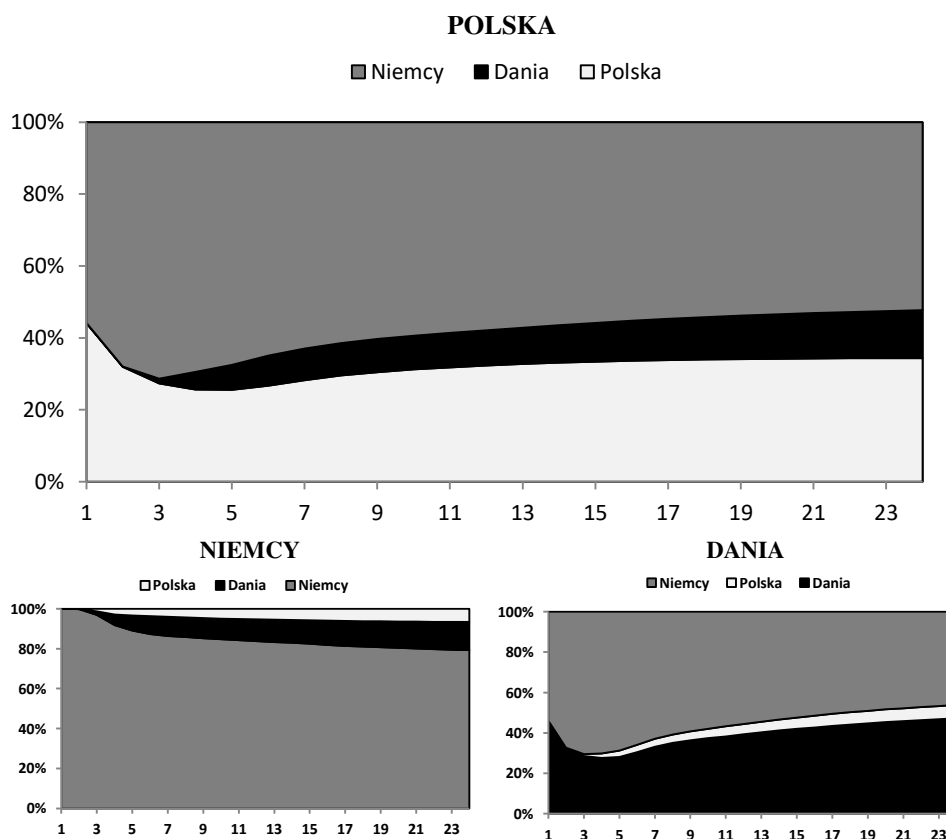
Wykresy funkcji *IRF* przedstawione na rysunku 2 pozwalają zauważyć, że reakcja ceny wieprzowiny na rynku polskim na impulsy płynące z rynków niemieckiego i duńskiego nie była wyłącznie natychmiastowa i wygasła bardzo wolno. Reakcja ta była też bardzo silna, silniejsza niż reakcja na impuls z własnej strony. Widać też wyraźne różnice pomiędzy reakcją na impuls pochodzący z rynku niemieckiego i duńskiego. Reakcja natychmiastowa na impuls pochodzący

⁸ Więcej na temat uporządkowania zmiennych przy wyznaczaniu wartości funkcji *IRF* podaje Kusideł [2000, s. 35 i dalsze].

z rynku niemieckiego była bardzo silna i wygasła wyraźnie szybciej niż w przypadku reakcji na impuls pochodzący z rynku duńskiego. Z kolei natychmiastowa reakcja ceny wieprzowiny na rynku polskim na impuls pochodzący z rynku duńskiego była praktycznie zerowa, ale dosyć szybko narastała by później wygasnąć stosunkowo wolno.

Na rysunku 3 przedstawiona została dekompozycja wariancji błędów prognoz modelu (1) dla rynku polskiego niemieckiego i duńskiego. Podobnie jak w przypadku wyznaczania wartości funkcji *IRF* przyjęta została kolejność: Niemcy, Dania, Polska, odzwierciedlająca przebieg impulsów cenowych. Wykresy dekompozycji wariancji zostały skonstruowane w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożony jest procentowy udział poszczególnych rynków w zmienności cen na danym rynku, a na osi odciętych odłożony jest wyrażony w miesiącach horyzont prognozy. Wykres ten opisuje udział zmienności cen na poszczególnych rynkach w wyjaśnianiu zmienności cen na danym rynku.

Rysunek 3. Dekompozycja wariancji błędów prognoz cen wieprzowiny na rynku polskim, niemieckim i duńskim



Źródło: obliczenia własne

Jak wynika z rysunku 3 ceny wieprzowiny w Polsce w długim okresie tylko w około 30% zależą od uwarunkowań krajowych, w pozostałej części ich zmienność jest determinowana sytuacją na rynkach zagranicznych. Jedynie w perspektywie do 3 miesięcy udział czynników krajowych w kształtowaniu ceny wieprzowiny na rynku polskim jest nieco wyższy. Rynkiem który w ponad 50% determinuje zmienność cen na rynku polskim jest rynek niemiecki. Rynek duński, jak wynika z rysunku 3, oddziałuje na rynek polski w niewielkim stopniu, jednakże jego udział w kształtowaniu się ceny na rynku polskim z czasem narasta. Wyniki tej analizy są zgodne z wnioskami, które zostały sformułowane w wyniku analizy przebiegu funkcji *IRF* (rysunek 2), jak również w wyniku analizy przyczynowości (tabela 4).

Pełniejszy obraz uwarunkowań zmienności cen wieprzowiny na rynku polskim da porównanie dekompozycji wariancji błędów prognoz dla rynku polskiego z dekompozycją wariancji błędów prognoz dla rynku niemieckiego i duńskiego. W przypadku rynku duńskiego dekompozycja wariancji błędów prognoz daje obraz podobny, jak analiza przeprowadzona dla rynku polskiego. Również i tu rynek niemiecki w ponad 60% determinował zmienność cen. Zupełnie inne wyniki daje analiza dekompozycji wariancji błędów prognoz dla rynku niemieckiego. W tym przypadku udział czynników krajowych w kształtowaniu ceny wieprzowiny w perspektywie krótkookresowej wynosił niemal 100% i nie spadał poniżej 80%. Ten spadek był głównie wynikiem narastania udziału rynku duńskiego. Wyniki tej analizy są również koherentne z przeprowadzonymi poprzednio wynikami analizy przyczynowości (tabela 4).

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, iż polski rynek wieprzowiny był w okresie po akcesji Polski do Unii Europejskiej silnie powiązany cenowo z rynkami wieprzowiny krajów UE. Impulsy cenowe płynęły w jednym kierunku: z rynków państw UE na rynek polski. Przeprowadzona analiza wykazała również, iż to przede wszystkim rynek niemiecki determinuje zmiany cen na rynku polskim. Udział rynku duńskiego był wyraźnie mniejszy, chociaż znaczący.

Zastosowana metodyka okazała się wygodnym i efektywnym narzędziem analizy powiązań cenowych pomiędzy badanymi rynkami. W przeprowadzonej analizie wykorzystywane były jednak dane o stosunkowo małej częstotliwości. Wobec faktu, iż zwiększa się szybkość dostosowań cenowych pomiędzy poszczególnymi rynkami, konieczne jest przeprowadzenie podobnych badań w oparciu o dane o wyższej częstotliwości, jeśli tylko będą one dostępne.

BIBLIOGRAFIA

- Conforti P. (2004) Price Transmission in Selected Agricultural Markets. *FAO Commodity and Trade Policy Research Working Papers*, 7, 91–108.
- Kusideł E. (2000) Modele wektorowo - autoregresyjne VAR. *Metodologia i zastosowania*. ABSOLWENT, Łódź.
- Ljung G. M. and Box G. E. P. (1978) On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297–303.
- Lütkepohl H. (2007) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlin.
- Lütkepohl H., Krätzig M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, New York.
- Maddala G. S. (2006) *Ekonometria*. PWN, Warszawa.
- Osińska M. (2006) *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa.
- Stock J. H., Watson M. W. (2007) *Introduction to Econometrics*. Pearson/Addison Wesley, New York.
- Tomek W.G., Robinson K. L. (2001) *Kreowanie cen artykułów rolnych*. PWN, Warszawa.
- Welfe A. (2009) *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. PWE, Warszawa.

**PRICE ADJUSTMENT PROCESSES
ON THE POLISH PIG MEAT MARKET**

Abstract: The VAR model was used in the analysis of pork price linkages between Polish market and the markets of selected EU countries. The Granger causality analysis was applied to determine the direction of price impulses. Impulse response function (IRF), the result of VAR model estimation, was used to describe the price adjustment dynamics. Decomposition of the variance of forecast error was used to determine the share price volatility on German and Danish pig meat markets in explaining price volatility on Polish pig meat market. The results of research indicate that the Polish pig meat market was strongly linked to pig meat markets of EU countries, and the price impulses flowed from EU countries' markets to the Polish market. Analysis also showed that German market determines the price changes on the Polish market. The share of the Danish market was clearly smaller, though also significant.

Keywords: pork price, EU, VAR model, impulse response function