

POWIĄZANIA CENOWE NA EUROPEJSKIM RYNKU BARANINY. ANALIZA EKONOMETRYCZNA

Stanisław Gędek  <https://orcid.org/0000-0002-4712-2836>

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

Streszczenie: Analiza powiązań cenowych pomiędzy rynkami baraniny 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 powiązania cenowe na europejskim rynku baraniny były bardzo silne i zmienne w czasie, a impulsy cenowe płynęły przede wszystkim z rynku hiszpańskiego i irlandzkiego na rynki krajów będących głównymi konsumentami baraniny.

Słowa kluczowe: ceny baraniny, model VAR, funkcja odpowiedzi na impuls

JEL classification: C32, F14, Q11

WSTĘP

Prawo jednej ceny stwierdza, że identyczne towary i usługi w różnych miejscach (krajach, regionach, sklepach, itp.) powinny mieć identyczne ceny wyrażone we wspólnej walucie ze względu na występowanie konkurencji i arbitrażu, stanowiąc swego rodzaju „prawo grawitacji” regulujące ruch cen na różnych geograficznie rynkach [Rogoff 1996]. Występowanie prawa jednej ceny jest niezależne od tego jakiego produktu czy usługi ono dotyczy [Chylińska 2013]. Wiele czynników (koszty transportu, system podatkowy, bariery celne i pozacelne, poziom dochodów itp.) może powodować, że całkowite wyrównywanie cen pomiędzy poszczególnymi rynkami nie jest możliwe [Miljkovic 1999]. Brak barier

<https://doi.org/10.22630/MIBE.2018.19.3.20>

celnych w UE powinien więc sprzyjać wyrównywaniu się cen na rynkach krajowych. Celem tego opracowania jest opis tego procesu na przykładzie dosyć specyficznego produktu, jakim jest baranina.

DANE EMPIRYCZNE I METODYKA BADAŃ

Podstawę analizy stanowiły wyrażone w euro średnie miesięczne ceny 100 kg półtuszy jagnięcych w przedziale czasowym: styczeń 2001 – marzec 2018 w Hiszpanii, Francji, Wielkiej Brytanii i Irlandii, będących dużymi producentami, jak i konsumentami tego mięsa. Przyjęte one zostały w oparciu o dane Komisji Europejskiej¹. Szeregi czasowe tych danych obejmowały w sumie 207 obserwacji. Poddany analizie przedział czasowy podzielony został na dwa okresy:

- I – obejmujący przedział czasowy styczeń 2001 – sierpień 2009 (104 obserwacje),
- II – obejmujący przedział czasowy wrzesień 2009 – marzec 2018 (103 obserwacje).

Podział ten wynika stąd, że, jak wykazały dalsze analizy, wzajemne zależności cen w każdym z tych okresów charakteryzowały się różnymi parametrami.

W tabeli 1 zamieszczone zostały wyniki testu ADF oraz KPSS szeregów czasowych cen. Stacjonarność badanych szeregów czasowych w każdym z dwu wymienionych okresów potwierdza zarówno test ADF, jak i test KPSS², co „silnie wskazuje na stacjonarność zmiennych” [Welfe 2009, s. 368].

Tabela 1. Wyniki testów stacjonarności szeregów czasowych badanych zmiennych

Okres	Zmienna - cena w kraju [eur/100kg]	Test ADF		Test KPSS	
		Statystyka testu	<i>p</i>	Statystyka testu	Wartość krytyczna
I 01.2001-08.2009	Hiszpania	-4,9554	0,0000	0,420	0,466
	Francja	-3,5733	0,0063	0,295	
	Wielka Brytania	-5,3748	0,0000	0,136	
	Irlandia	-4,3165	0,0005	0,212	
II 09.2009-03.2018	Hiszpania	-5,2068	0,0000	0,392	0,466
	Francja	-5,4548	0,0000	0,184	
	Wielka Brytania	-5,8182	0,0000	0,145	
	Irlandia	-6,3275	0,0000	0,137	

Źródło: opracowanie własne

W analizie powiązań cenowych z założenia przyjmuje się, iż ceny te nawzajem na siebie wpływają. Stacjonarność szeregów czasowych badanych

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

² W teście *ADF* hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu czasowego, w teście *KPSS* natomiast hipoteza zerowa zakłada jego stacjonarność. Więcej na temat testów *ADF* i *KPSS* por. Maddala [2006, s. 613-619] oraz Welfe [2009, s. 360 i dalsze].

zmiennych pozwala na zastosowania metodyki VAR (*Vector AutoResgressive*) opracowanej przez Simsa [Sims 1980] jako alternatywa dla klasycznego modelu wielorównaniowego o równaniach współzależnych. Punktem wyjścia tej metodologii jest estymacja modelu VAR. Jej wyniki pozwalają na dalszą analizę, która obejmuje następujące kroki [Lütkepol 2013, s. 69-130]:

1. Analizę przyczynowości.
2. Analizę funkcji odpowiedzi na impuls (*IRF*).
3. Analizę dekompozycji wariancji błędów prognoz.

Podstawowa postać modelu VAR [Maddala 2006, s. 609-610, Lütkepol i Krätzig 2004, s. 88-93] jest następująca:

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

gdzie: $\mathbf{x}_t = [x_{t1} \dots x_{tk}]^T$ – wektor obserwacji na bieżących wartościach zmiennych objaśnianych, $\mathbf{d}_t = [d_0 \ d_t \ d_{1-t-1} \ d_{1-t-r} \ d_{1-t-r}]^T$ – 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 odpowiednio w: Hiszpanii (ES), Francji (FR), Wielkiej Brytanii (UK) i Irlandii (IE), Składowymi wektora \mathbf{d} były wyłącznie stałe równań.

Estymacja parametrów modeli opisujących współzależność badanych szeregów czasowych cen baraniny wykonana została przy pomocy programu GRET, który posłużył także do wyznaczenia wartości funkcji *IRF*. Przy pomocy tego programu przeprowadzenia została również dekompozycja wariancji błędów prognoz. Do analizy przyczynowości wykorzystany został test *F* służący badaniu braku restrykcji w modelu ekonometrycznym³.

WYNIKI BADAŃ

Kryteria informacyjne Schwarz (BIC) i Hannana-Quinna (HQC)⁴ zgodnie wskazały, iż rząd opóźnienia w modelu (1), zarówno w okresie I, jak i w okresie II, powinien być równy 2. Kryterium informacyjne Akaike'a (AIC) wskazywało na znacznie wyższy rząd opóźnienia, 8 w okresie I i 20 w okresie II. Rząd opóźnienia dobrany zgodnie z kryteriami BIC i HQC powodował, że autokorelacja reszt

³ 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. GRET), wartości statystyki tego testu i prawdopodobieństwa błędów I rodzaju (p) podawane są automatycznie.

⁴ Więcej na temat kryteriów doboru rzędu opóźnienia w modelu VAR pisze Osińska [2006, s. 54]

modelu była wysoka. Z kolei przyjęcie rzędu opóźnienia wskazanego przez kryterium AIC powodowało, że modele były zbyt rozbudowane. Przyjęcie rzędu opóźnienia równego 3 zarówno w okresie I i II 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. Spełniony został więc podstawowy warunek estymacji modeli opartych na danych pochodzących z szeregów czasowych. Wartość współczynników korelacji wzajemnej dla reszt równań jest wyraźnie różna od zera. Wskazuje to na istnienie powiązań pomiędzy poszczególnymi równaniami i daje możliwość wyznaczenia funkcji *IRF*, co pozwoli na określenie kierunku oddziaływania impulsów cenowych płynących z poszczególnych rynków oraz ich siły i rozkładu w czasie.

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

Tabela 2. Podstawowe charakterystyki równań systemu VAR opisujące kształtowanie się ceny baraniny w wybranych krajach UE i w wydzielonych okresach

Okres	Parametr opisowy	Równanie opisujące kształtowanie się ceny baraniny na rynku				
		ES	FR	UK	IE	
I	Współczynnik determinacji (R^2)	0,8090	0,8816	0,7693	0,7901	
	Współczynnik autokorelacji reszt	0,0025	-0,0047	0,0036	-0,0045	
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań ceny	FR		0,056	-0,171	-0,085
		UK			0,166	0,366
IE					0,589	
II	Współczynnik determinacji (R^2)	0,8184	0,6524	0,7722	0,7969	
	Współczynnik autokorelacji reszt	0,0152	-0,0047	-0,0078	-0,0059	
	Współczynnik korelacji wzajemnej dla reszt równań ceny	ES		0,431	0,214	0,157
		FR			0,296	0,326
UK					0,823	

Źródło: opracowanie własne

Wyniki testów zawarte w tabeli 3 wskazują na to, iż modele opisujące zmienność cen baraniny na badanych rynkach zostały sformułowane poprawnie. Test QLR wskazuje, iż w żadnym z modeli nie pojawia się załamanie strukturalne (hipoteza zerowa tego testu mówi, iż w równaniu brak jest zmian strukturalnych), co potwierdził 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 (p wyraźnie większe

od 0,1). W testach heteroskedastyczności (White'a) i badającym występowanie efektu *ARCH* hipoteza zerowa zakłada brak odpowiednio: heteroskedastyczności i efektu *ARCH*. 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 – Berra (J-B) wskazał, iż w żadnym z równań hipoteza zerowa o normalności rozkładu nie może być odrzucona, co pozwala przyjąć, że reszty równań mają pożądaną rozkład normalny.

Tabela 3. Charakterystyka reszt równań opisujących zmienność cen baraniny na badanych rynkach w wydzielonych okresach

Okres	Kraj	Parametr	Test					
			<i>QLR</i>	<i>CUSUM</i>	<i>RESET</i>	White'a	<i>ARCH</i>	J-B
I	ES	statystyka testu	1,9653	1,0930	0,8843	32,842	0,2805	0,5845
		<i>p</i>	> 0,1	0,2776	0,3672	0,3589	0,5894	0,7451
	UK	statystyka testu	2,0010	-1,0669	0,2464	34,665	0,2723	0,1843
		<i>p</i>	> 0,1	0,2891	0,7822	0,3419	0,6018	0,9120
	FR	statystyka testu	1,2354	1,2688	0,8012	27,312	0,3052	0,6923
		<i>p</i>	> 0,1	0,2081	0,4523	0,7029	0,5806	0,7074
	IE	statystyka testu	1,3260	-0,5340	1,7804	28,863	0,0404	0,3443
		<i>p</i>	> 0,1	0,5948	0,1751	0,6261	0,8407	0,8269
II	ES	statystyki testu	1,3042	1,1781	1,5659	26,509	0,1530	0,2472
		<i>p</i>	> 0,1	0,2373	0,2152	0,7407	0,6957	0,8788
	UK	statystyka testu	1,4946	-0,5508	1,4525	35,429	0,0428	2,58528
		<i>p</i>	> 0,1	0,5833	0,2401	0,3096	0,8361	0,2745
	FR	statystyka testu	1,5163	0,7772	1,7876	39,494	1,1495	3,2176
		<i>p</i>	> 0,1	0,3437	0,1740	0,1700	0,2837	0,2001
	ES	statystyka testu	1,8093	-0,2044	2,0056	29,292	0,2455	3,1325
		<i>p</i>	> 0,1	0,8386	0,1413	0,6043	0,6203	0,2068

Źródło: opracowanie własne

W tabeli 4 zawarte zostały wyniki testu przyczynowości, w którym testowana była hipoteza, że zmiany cen baraniny na danym rynku były przyczyną (w sensie Grangera) dla zmian cen na innym rynku. Hipoteza zerowa tego testu, mówiąca, że zmienna będąca przyczyną nie wpływa na zmienną objaśnianą jest odrzucana wtedy, gdy prawdopodobieństwo błędu I rodzaju (*p*) jest mniejsze 0,05 lub 0,1 (przyjmowanego jako graniczne). 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, zaś dla przypadku gdy

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 jagnięciny w wyróżnionych okresach

Okres	Przyczyna cena na rynku	Skutek - cena na rynku							
		ES		FR		UK		IE	
		<i>F</i>	<i>p</i>	<i>F</i>	<i>p</i>	<i>F</i>	<i>p</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
I	ES			19,370	0,0000	4,2343	0,0076	5,0690	0,0028
	FR	0,1820	0,9084			<i>2,1901</i>	<i>0,0948</i>	3,5791	0,0170
	UK	0,9940	0,3995	2,8561	0,0416			4,8870	0,0034
	IE	1,6674	0,1798	6,9502	0,0003	11,707	0,0000		
II	ES			4,6732	0,0045	0,8533	0,4686	1,9073	0,1344
	FR	0,5799	0,6298			0,2186	0,8833	3,1130	0,0304
	UK	0,4526	0,7161	1,7465	0,1635			0,83489	0,4783
	IE	0,7487	0,5261	3,1246	0,0300	5,3934	0,0019		

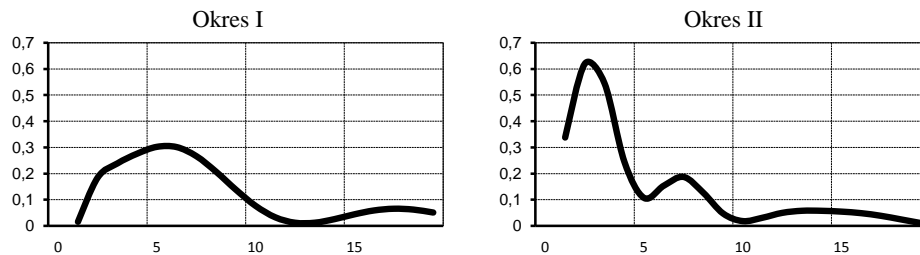
Źródło: opracowanie własne

Wyniki zawarte w tabeli 4 wskazują, że oddziaływanie wzajemne poszczególnych rynków w obydwu wydzielonych okresach miało pewne cechy wspólne, ale występowały też między tymi okresami bardzo istotne różnice. Cechą wspólną jest to, że ceny na rynku hiszpańskim nie były pod wpływem żadnego z badanych rynków, a ceny na rynku irlandzkim wpływały na ceny na rynku brytyjskim i francuskim. Cechą wspólną jest też to, iż ceny na rynku francuskim były pod wpływem rynku hiszpańskiego. Podstawowa zaś różnica pomiędzy okresem I i drugim jest taka, że w okresie II wyraźnie słabszy był wpływ cen na rynkach francuskim i brytyjskim na pozostałe rynki. Można powiedzieć, że analiza przyczynowości wykazała, iż w drugim okresie umocnił się, w porównaniu z okresem pierwszym, wpływ eksporterów netto (Hiszpania i Irlandia), a osłabł wpływ importerów na kształtowanie się cen baraniny na rynku europejskim.

Wnioski wynikające z analizy przyczynowości potwierdzają wyniki analizy przebiegu funkcji *IRF*. Na rysunku 1 przedstawione zostały wykresy przebiegu funkcji *IRF* opisujące rozkład w czasie odpowiedzi ceny baraniny na rynku francuskim na impuls ze strony rynku hiszpańskiego dla modeli (1) wyznaczonych dla okresu I i II, a na rysunku 2 odpowiedzi rynku brytyjskiego na impuls z rynku irlandzkiego. Wykresy funkcji *IRF* skonstruowane zostały w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożona jest wyrażona w euro wielkość reakcji ceny baraniny na rynku francuskim i brytyjskim, w danym okresie, na zmianę ceny równą 1 euro na rynku odpowiednio hiszpańskim i irlandzkim, a na osi odciętych wyrażony w miesiącach czas upływający od momentu wystąpienia impulsu. Przy wyznaczaniu wartości funkcji *IRF* przyjęta została kolejność dla okresu I: ES, UK, IE, FR, a dla okresu II: ES, IE, UK, FR. Kolejność ta wynikała zarówno z analizy

przyczynowości przeprowadzonej powyżej, jak i z analizy wariancji błędów prognoz⁵.

Rysunek 1. Funkcje odpowiedzi kursów cen baraniny na rynku francuskim na impuls ze strony cen baraniny na rynku hiszpańskim w wydzielonych okresach

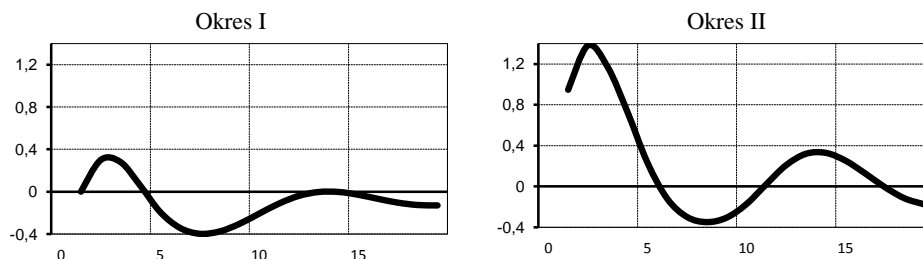


Źródło: opracowanie własne

Porównanie przebiegu funkcji IRF opisującej rozkład w czasie odpowiedzi rynku francuskiego na impuls ze strony rynku hiszpańskiego wskazuje, że w okresie drugim reakcja rynku francuskiego na impuls pochodzący z rynku hiszpańskiego była wyraźnie silniejsza. Reakcja ta narastała też znacznie szybciej, chociaż tak jak i w przypadku okresu I, impuls wygasał po około 10 miesiącach.

Różnice pomiędzy reakcją na impuls z rynku sąsiedniego w okresie I i II są jeszcze bardziej widoczne w przypadku reakcji rynku brytyjskiego na impuls z rynku irlandzkiego. Przedstawia to rysunek 2.

Rysunek 2. Funkcje odpowiedzi kursów cen baraniny na rynku brytyjskim na impuls ze strony cen baraniny na rynku irlandzkim w wydzielonych okresach



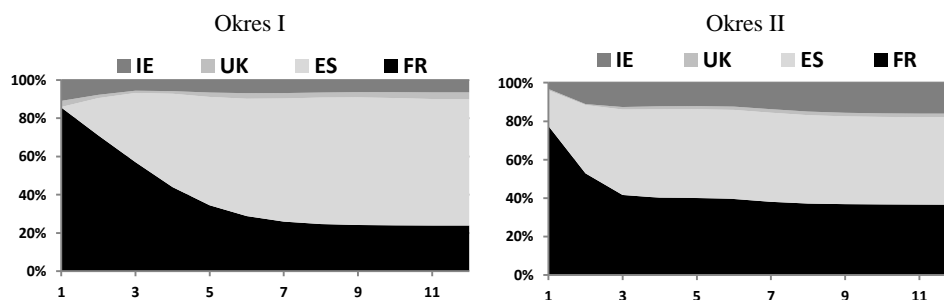
Źródło: opracowanie własne

Potwierdzeniem wniosków wynikających z analizy przyczynowości i przebiegu funkcji IRF jest przedstawiona na rysunku 3 dekompozycja wariancji błędów prognoz modelu (1) dla rynku francuskiego i brytyjskiego w wydzielonych okresach. Przyjęta została kolejność identyczna jak w przypadku wyznaczenia funkcji *IRF*. Wykresy dekompozycji wariancji błędów prognoz zostały skonstruowane w ten sposób, że na osi rzędnych danego wykresu odłożony jest

⁵ Więcej na ten por. Kusideł [2000, 33-37].

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.

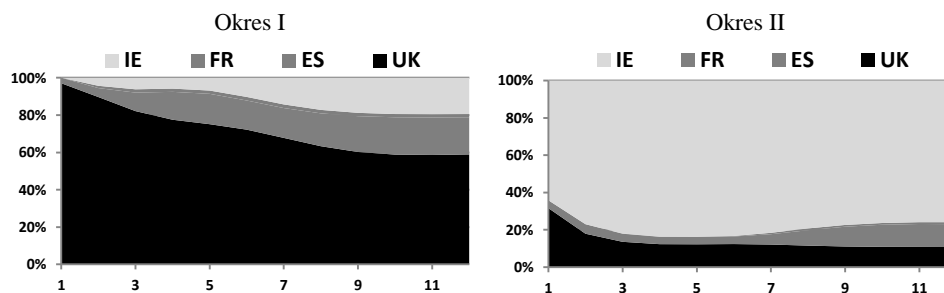
Rysunek 3. Dekompozycja wariancji błędów prognoz cen baraniny na rynku francuskim w wyróżnionych okresach



Źródło: opracowanie własne

Jak wynika z rysunku 3 udział uwarunkowań wewnętrznych w kształtowaniu się ceny baraniny na rynku francuskim był wyraźnie uzależniony od uwarunkowań zewnętrznych, których udział w zmienności cen na tym rynku przekraczał wyraźnie 50%. W największym stopniu zmienność cen na rynku francuskim była zdeterminowana przez zmienność cen na rynku hiszpańskim w obydwu wyróżnionych okresach. Udział rynku irlandzkiego i brytyjskiego był niewielki, w żadnym z okresów nie przekraczał w sumie 10%.

Rysunek 4. Dekompozycja wariancji błędów prognoz cen baraniny na rynku brytyjskim w wyróżnionych okresach



Źródło: opracowanie własne

Inaczej kształtował się wpływ udziału uwarunkowań wewnętrznych i zewnętrznych na zmienność cen baraniny na rynku brytyjskim. W okresie I, jak wynika z rysunku 4, zmienność cen baraniny na tym rynku była zdominowana przez uwarunkowania wewnętrzne. Wpływ pozostałych rynków, w tym

najbliższego geograficznie rynku irlandzkiego, był nieznaczny. Zupełnie inaczej kształtowało się to w okresie II. Zmienność cen baraniny na rynku brytyjskim została zdominowana przez zmienność cen na rynku irlandzkim. Wpływ uwarunkowań wewnętrznych, jak i zmienności cen na rynku francuskim i hiszpańskim, był marginalny.

Wyniki wszystkich analiz są koherentne. Podobne wyniki dawała analiza przyczynowości, funkcji *IRF* i dekompozycja wariancji błędów prognoz.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania wykazały, iż na europejskim rynku baraniny występowały wyraźne oddziaływania cenowe pomiędzy poszczególnymi rynkami krajowymi. Schemat tych oddziaływań był wyraźnie zmienny w czasie. Podstawową różnicą pomiędzy wyróżnionymi okresami było to, że w drugim z nich znacznie bardziej wyraźny, wręcz dominujący, był przepływ impulsów cenowych od producentów do konsumentów. Wynika z tego, że działanie prawa jednej ceny jest dosyć skomplikowanym procesem, którego parametry nie są stałe określone.

Metodyka VAR okazała się wygodnym i efektywnym narzędziem analizy powiązań cenowych pomiędzy poszczególnymi rynkami. Wykorzystywane były jednak dane o stosunkowo niskiej częstotliwości. Wobec faktu, iż zwiększa się szybkość dostosowań cenowych pomiędzy poszczególnymi rynkami, konieczne jest przeprowadzenie podobnych badań w oparciu o dane o wyższej częstotliwości, o ile będą one dostępne.

BIBLIOGRAFIA

- Chylińska M. (2013) Uwagi o działaniu prawa jednej ceny na londyńskiej giełdzie metali. *Ekonometria*, 4(42), 130-139.
- Kusideł E. (2000) Modele wektorowo - autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania. ABSOLWENT, Łódź.
- Lütkepol H. (2013) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Verlag, Berlin.
- Lütkepol H., Krätzig M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, New York.
- Maddala G. S. (2006) *Ekonometria*. PWN, Warszawa 2006.
- Miljkovic D. (1999) The Law of One Price in International Trade: A Critical Review. *Review of Agricultural Economics*, 22(1), 126-139.
- Osińska M. (2006) *Ekonometria finansowa*. PWE, Warszawa
- Rogoff K. (1996) The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.
- Sims C. A. (1980) Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Welfe A. (2009) *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. PWE, Warszawa.

**PRICE LINKAGES ON THE EUROPEAN LAMB MARKET.
AN ECONOMETRIC ANALYSIS**

Abstract: The VAR model was used in the analysis of price linkages on the lamb market of selected EU countries. Impulse response function (IRF), the result of VAR model estimation, was used to describe the price adjustment dynamics. Decomposition of variance of the forecast error was used to determine the share of price volatility in individual markets in explaining the price volatility on the other markets. Obtained results indicates that the price linkages on the European lamb market were very strong. The parameters of that linkages were time-varying and price impulses flowed mainly from the Spanish and Irish markets to the markets of the main lamb meat consumers.

Keywords: lamb price, VAR model, impulse response function