



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

**Monika Roman**

*Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie*

## **POWIĄZANIE CEN MASŁA MIĘDZY RYNKIEM POLSKIM A WYBRANYMI RYNKAMI KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ**

### *BUTTER MARKET INTEGRATION BETWEEN POLAND AND SELECTED EUROPEAN UNION COUNTRIES*

**Słowa kluczowe:** cena masła, rynek masła, Polska, UE, analiza szeregów czasowych

*Key words:* butter prices, butter market, Poland, EU, time series analysis

*JEL codes:* Q11, Q13, L66

**Abstrakt.** Celem artykułu jest określenie powiązań między cenami masła w Polsce a cenami masła w wybranych krajach UE. Wykorzystano dane wtórne dotyczące miesięcznych cen masła na poziomie państw, gromadzone przez EU Milk Market Observatory oraz portal CLAL.it za lata 2007-2016. Analizowany okres podzielono na dwa podokresy: 2007-2011 i 2012-2016. Do analizy powiązań zastosowano korelację Pearsona, testy kointegracji Johansena oraz analizę przyczynowości Grangera. Uzyskane wyniki badań potwierdziły silniejsze powiązanie cen masła w Polsce z cenami masła analizowanych krajów w drugim podokresie.

### **Wstęp**

Rynek jest podstawowym pojęciem używanym w ekonomii [Tirole 1994]. Głównym elementem oddziaływania na rynek jest cena, która zawiera istotne informacje dotyczące m.in. wartości danego produktu, poziomu jego użyteczności i jakości, stanowi także wyznacznik konkurencyjności całej gospodarki i danego rynku [Judzińska 2015]. Od dawna przedmiotem wielu prac teoretycznych i empirycznych jest analiza powiązania cen i ich transmisji między rynkami, rozdzielnymi w przestrzeni [Rembeza, Chotkowski 2006].

Popularnym w ostatnich latach obszarem jest analiza związków przyczynowych na rynkach rolnych [Krawiec 2013]. Na rynku mleka zajmowali się tym m.in.: Jerzy Rembeza, Jadwiga Seremak-Bulge i Krzysztof Hryszko [2005], którzy analizowali powiązania cen skupu mleka z cenami skupu w Niemczech, Francji i Holandii. Costas Katrakilidis [2008] badał związki przyczynowe cen mleka surowego Niemiec, Francji, Belgii, Danii i Holandii, Zoltán Bakucs, Jan Falkowski i Imre Fertő [2010] analizowali integrację pomiędzy rynkiem mleka w Polsce i na Węgrzech, Awadhesh Jha, Krishna Singh i Ram Singh [2012] zajmowali się integracją hurtowego rynku mleka w Indiach, J. Seremak-Bulge i Monika Roman [2016] analizowały wpływ światowych cen na polski rynek masła, OMP i sera. Nie prowadzono jednak badań dotyczących powiązań cen masła między Polską a krajami europejskimi.

Analiza szeregów czasowych cen dodatkowo może posłużyć do zbadania integracji rynku oraz określenia jego przestrzennych granic. Już Alfred Marshall zwracał na to uwagę definiując pojęcie rynku. Autor ten twierdził, że „im bardziej doskonały jest rynek, tym silniejsza jest tendencja do zapłaty tej samej ceny za tę samą rzecz w tym samym czasie we wszystkich częściach rynku” [Marshall 1920]. Jednak mimo kluczowego znaczenia granic rynku, dopiero w późnych latach 70. i wczesnych 80. XX wieku zapoczątkowano przełom w rozwiązaniu tego zagadnienia z wykorzystaniem testów ilościowych [Massey 2000, Werden, Froeb 1993]. Analizy z zastosowaniem zróżnicowanych metod można znaleźć zwłaszcza w postępowaniach antymonopolowych i antidumpingowych. W Polsce Urząd Ochrony Konkurencji i Konsumentów w swoich decyzjach podawał, że zasięg rynku masła jest co najmniej krajowy, ale może

być też szerszy [UOKiK 2014]. W związku z tym w artykule analizowano ceny na poziomie krajowym, a celem pracy było określenie powiązań między cenami masła w Polsce a cenami masła w wybranych krajach Unii Europejskiej (UE), umożliwiające zdefiniowanie wymiaru przestrzennego rynku masła dla Polski.

### Material i metodyka badań

Do określenia powiązań między cenami masła w Polsce i w wybranych krajach UE wykorzystano dane wtórne dotyczące miesięcznych cen masła na poziomie kraju gromadzone przez Milk Market Observatory (MMO) i Italian Dairy Economic Consulting (CLAL.it) [MMO 2007-2016, CLAL.it 2007-2016]. Za okres czasowy analizy przyjęto lata 2007-2016, odpowiadające „trzeciej fali przemian” w przetwórstwie mleka, związanej z procesami dostosowawczymi powiązanych z reformami wspólnej polityki rolnej (WPR), zmierzającymi do stopniowej liberalizacji rynku mleka i otwarcia go na oddziaływanie rynku unijnego i globalnego, czego znaczącym przejawem był istotny skok cen w 2007 roku [Acosta i in. 2014, Pietrzak, Roman 2014]. W celu ukazania dynamiki analizowany zakres czasowy podzielono na dwa równe podokresy: 2007-2011 i 2012-2016. Do analizy wybrano te kraje UE, w których dostępne były ceny masła dla całego analizowanego okresu, tj. oprócz Polski wybrano 10 krajów: Belgia (BE), Czechy (CZ), Francja (FR), Holandia (NL), Irlandia (IE), Łotwa (LV), Niemcy (DE), Słowacja (SK), Wielka Brytania (GB) i Włochy (IT).

W pierwszej kolejności szeregi czasowe przekształcono do postaci logarytmów oraz oczyszczono je z wahań sezonowych metodą X-12 ARIMA w programie GRET. Następnie określono stopień integracji poszczególnych zmiennych, wykorzystując do tego rozszerzoną wersję testu Dickeya-Fullera – test ADF, opierając się na kryterium informacyjnym Akaike’a (AIC) (tab. 1).

Z przeprowadzonych testów wynika, że wszystkie szeregi czasowe były zintegrowane w stopniu pierwszym. Dlatego w dalszej kolejności przeprowadzono kointegrację cen wykorzystując metodę Johansena. Metoda ta polega na estymacji modelu wektorowej autoregresji:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i x_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Tabela 1. Wyniki testu ADF dla badanych cen masła według krajów

Table 1. ADF test results of butter prices in different countries

Kraj/Country	p-value								Decyzja/ Decision
	bez trendu/without trend				z trendem/with trend				
	poziom cen/ price level		przyrosty cen/ first price differences		poziom cen/ price level		przyrosty cen/ first price differences		
	2007- 2011	2012- 2016	2007- 2011	2012- 2016	2007- 2011	2012- 2016	2007- 2011	2012- 2016	
Belgia/BE	0,25	0,20	0,00	0,00	0,52	0,55	0,00	0,00	I(1)
Republika Czeska/CZ	0,64	0,49	0,00	0,00	0,77	0,87	0,00	0,00	I(1)
Francja/FR	0,36	0,08	0,00	0,00	0,56	0,34	0,01	0,00	I(1)
Holandia/NL	0,32	0,08	0,00	0,01	0,56	0,30	0,00	0,04	I(1)
Irlandia/IE	0,65	0,06	0,00	0,00	0,84	0,27	0,00	0,00	I(1)
Łotwa/LV	0,30	0,49	0,00	0,00	0,56	0,90	0,00	0,00	I(1)
Dania/DE	0,43	0,32	0,00	0,00	0,72	0,74	0,00	0,00	I(1)
Polska/PL	0,51	0,17	0,00	0,02	0,69	0,50	0,00	0,05	I(1)
Słowacja/SK	0,39	0,13	0,00	0,00	0,11	0,38	0,00	0,00	I(1)
Wlk. Brytania/GB	0,56	0,10	0,00	0,00	0,80	0,44	0,00	0,00	I(1)
Włochy/IT	0,25	0,05	0,00	0,00	0,50	0,22	0,00	0,01	I(1)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych [EC 2007-2016, CLAL.it 2007-2016]

Source: own study based on data [EC 2007-2016, CLAL.it 2007-2016]

- metodą największej wiarygodności i wyznaczeniu wartości własnych macierzy parametrów  $\Pi$  oraz sprawdzeniu liczby niezerowych wartości własnych [Czapla 2010]. Według tej metody do badania kointegracji można użyć rzędu macierzy  $\Pi$ , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegrujących. Jeżeli rząd macierzy wynosi 0, oznacza to brak kointegracji. Jeśli macierz  $\Pi$  jest pełnego rzędu, oznacza to, że testowane szeregi cen są stacjonarne, a jeżeli macierz  $\Pi$  jest rzędu 1, istnieje tylko jeden wektor kointegracyjny [Kusideł 2000].

Do określenia kierunków zależności między cenami masła na analizowanych rynkach zastosowano test przyczynowości Grangera. Według tego testu „zmienna  $X$  jest przyczyną zmiennej  $Y$  w sensie Grangera, jeżeli bieżące wartości  $Y$  są lepiej objaśniane przy użyciu opóźnionych i bieżących wartości  $X$  niż bez ich wykorzystania” [Hamulczuk i in. 2012]. Przyczynowość badano na podstawie testu o konstrukcji:

$$y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Jeśli  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ , to zmienna  $X$  nie jest przyczyną zmiennej  $Y$  w sensie Grangera. Jeżeli zaś zmienna  $X$  jest przyczyną zmiennej  $Y$  oraz zmienna  $Y$  jest przyczyną zmiennej  $X$ , to występuje wtedy przyczynowość wzajemna. Do zweryfikowania hipotezy zastosowano test Fishera-Snedecora [Charemza, Deadman 1997].

## Wyniki badań

W celu wstępnego zbadania współzależności między cenami masła w Polsce i krajach UE obliczono współczynniki korelacji Pearsona dla przyrostów zlogarytmowanych cen (tab. 2). Większość współczynników korelacji była statystycznie istotna na poziomie  $p \leq 0,05$ , wyjątek stanowiły dwa powiązania cen, jedno dla Słowacji, a drugie dla Łotwy. W całym okresie 2007-2016 ceny masła w Polsce były najsilniej skorelowane z cenami masła we Włoszech, w Belgii i w Holandii (współczynnik  $\geq 0,8$ ), najsłabsze związki zaś występowały z cenami masła na Łotwie i Słowacji. Następnie w celu określenia siły związków długookresowych przeprowadzono analizę kointegracji cen masła. Pozwala ona określić, czy pomiędzy szeregami cen istnieje pewna równowaga wskazująca, że zmienne są ze sobą skointegrowane. Przyjęto opcję testowania z ograniczonym wyrazem wolnym, trzeba jednak zaznaczyć, że podobne wyniki były uzyskiwane dla opcji z ograniczonym trendem i nieograniczonym wyrazem wolnym. Do testowania kointegracji zostały wykorzystane statystyki śladu i maksymalnej wartości własnej (tab. 3).

W przypadku pierwszego okresu, oszacowania wskazują tylko na długookresowe powiązania między cenami masła w Polsce a cenami masła w Czechach. W drugim okresie ceny masła w Polsce nie były jedynie skointegrowane z cenami masła na Łotwie. Wskazuje to na zwiększającą się integrację przestrzenną rynku masła w Polsce z innymi krajowymi rynkami europejskimi, a tym samym na większy wpływ innych rynków europejskich na kształtowanie się sytuacji na rynku masła w Polsce.

Tabela 2. Współczynniki korelacji Pearsona cen masła  
Table 2. Pearson's correlation coefficient of butter prices

Kraj/Country	Polska/Poland		
	2007-2016	2007-2011	2012-2016
Belgia/BE	0,83	0,82	0,85
Republika Czeska/CZ	0,50	0,52	0,47
Francja/FR	0,80	0,85	0,77
Holandia/NL	0,83	0,85	0,80
Irlandia/IE	0,67	0,77	0,56
Łotwa/LV	0,25	0,29	0,20*
Dania/DE	0,72	0,68	0,78
Słowacja/SK	0,22	0,15*	0,37
Wlk. Brytania/GB	0,39	0,36	0,45
Włochy/IT	0,85	0,83	0,87

\*statystycznie nieistotne na poziomie  $p \leq 0,05$ /statistically insignificant at  $p \leq 0.05$

Źródło: jak w tab. 1

Source: see tab. 1

Tabela 3. Wyniki kointegracji cen  
 Table 3. Results of co-integration analysis

Kraj/ Country	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	2007-2011				2012-2016			
			test śladu/ trace test		test maksymalnej wartości własnej/ maximum eigenvalue test		test śladu/ trace test		test maksymalnej wartości własnej/ maximum eigenvalue test	
			statystyka testu/test statistic	p-value	statystyka testu/test statistic	p-value	statystyka testu/test statistic	p-value	statystyka testu/test statistic	p-value
Belgia/BE	r = 0	r = 1	16,56	0,15	14,32	0,09	30,04	0,00	21,27	0,01
	r ≤ 1	r = 2	2,24	0,73	2,24	0,73	8,77	0,06	8,77	0,06
Republika Czeska/CZ	r = 0	r = 1	26,90	0,00	24,34	0,00	26,03	0,01	20,68	0,01
	r ≤ 1	r = 2	2,56	0,67	2,56	0,67	5,35	0,26	5,35	0,26
Francja/FR	r = 0	r = 1	9,52	0,69	6,45	0,74	29,14	0,00	23,20	0,00
	r ≤ 1	r = 2	3,06	0,58	3,06	0,58	5,94	0,20	5,94	0,20
Holandia/ NL	r = 0	r = 1	11,38	0,51	9,10	0,44	26,84	0,00	21,36	0,00
	r ≤ 1	r = 2	2,28	0,72	2,28	0,72	5,47	0,24	5,47	0,24
Irlandia/IE	r = 0	r = 1	11,87	0,47	9,78	0,37	23,71	0,01	18,80	0,01
	r ≤ 1	r = 2	2,09	0,76	2,09	0,76	4,91	0,30	4,91	0,30
Łotwa/LV	r = 0	r = 1	20,10	0,05	15,64	0,05	16,81	0,14	12,00	0,19
	r ≤ 1	r = 2	4,46	0,36	4,46	0,36	4,81	0,32	4,81	0,31
Dania/DE	r = 0	r = 1	9,42	0,70	6,58	0,72	31,91	0,00	23,87	0,00
	r ≤ 1	r = 2	2,85	0,62	2,85	0,62	8,04	0,08	8,04	0,08
Słowacja/ SK	r = 0	r = 1	10,95	0,55	8,59	0,49	30,06	0,00	24,86	0,00
	r ≤ 1	r = 2	2,36	0,71	2,36	0,71	5,20	0,27	5,20	0,27
Wlk. Brytania/GB	r = 0	r = 1	12,83	0,39	10,46	0,30	30,76	0,00	25,68	0,00
	r ≤ 1	r = 2	2,37	0,71	2,37	0,70	5,08	0,28	5,08	0,28
Włochy/IT	r = 0	r = 1	12,24	0,44	8,98	0,45	20,55	0,04	14,85	0,07
	r ≤ 1	r = 2	3,26	0,54	3,26	0,54	5,70	0,22	5,70	0,22

Źródło: jak w tab. 1

Source: see tab. 1

Obok określenia skointegrowanych ze sobą szeregów czasowych cen masła, istotny jest również kierunek przenoszenia impulsów cenowych między obszarami. Do analizy tego problemu posłużył test przyczynowości Grangera. Z uwagi na niestacjonarność zmiennych podstawę do oceny przyczynowości stanowiły pierwsze różnice zmiennych.

Testy na przyczynowość Grangera wskazują w większości przypadków na jednostronny przepływ cen (tab. 4). Wyjątkiem są dwukierunkowe powiązania cen masła w latach 2007-2011 i 2008-2016 dla Polski z Francją i Niemcami oraz dodatkowo z Holandią w pierwszym podokresie, a w drugim podokresie dla Polski z Czechami, Irlandią i Włochami. Na ceny masła w Polsce w dwóch okresach nie wpływały ceny masła na Łotwie i Słowenii. Związane to może być z tym, że zasięg geograficzny rynku masła ma charakter rynku ponadnarodowego, a Polska razem z zachodnimi krajami europejskimi (Czechy, Niemcy, Holandia, Francja, Irlandia, Belgia, Wielka Brytania, Włochy) tworzy jeden rynek według analizy przepływów towarowych [Roman 2016].

Tabela 4. Test przyczynowości Grangera

Table 4. Granger-Causality Tests

Relacja/ <i>Hypothesis tested</i>	2007-2011			2012-2016		
	<i>Wald statistic</i>	<i>p-value</i>	decyzja/decision	<i>Wald statistic</i>	<i>p-value</i>	decyzja/decision
BE→PL	12,61	0,00	PL←BE	5,48	0,00	PL←BE
PL→BE	2,43	0,10		1,62	0,20	
CZ→PL	2,86	0,07	PL→CZ	3,55	0,03	PL↔CZ
PL→CZ	17,33	0,00		30,34	0,00	
FR→PL	5,17	0,01	PL↔FR	3,04	0,03	PL↔FR
PL→FR	14,75	0,00		16,88	0,00	
NL→PL	5,14	0,01	PL↔NL	7,42	0,00	PL←NL
PL→NL	3,83	0,03		1,15	0,33	
IE→PL	3,73	0,03	PL←IE	4,20	0,02	PL↔IE
PL→IE	1,19	0,31		14,03	0,00	
LV→PL	0,69	0,55	PL→LV	0,89	0,41	PL→LV
PL→LV	5,83	0,00		8,21	0,00	
DE→PL	4,70	0,01	PL↔DE	8,05	0,00	P ↔DE
PL→DE	6,43	0,00		3,83	0,03	
SK→PL	0,78	0,46	PL→SK	1,50	0,21	PL→SK
PL→SK	6,49	0,00		10,412	0,00	
GB→PL	0,45	0,64	PL→GB	1,193	0,32	PL→GB
PL→GB	9,85	0,00		14,81	0,00	
IT→PL	8,40	0,00	PL←IT	12,00	0,00	PL↔IT
PL→IT	1,56	0,22		3,58	0,03	

→ przyczynowość jednokierunkowa/*bidirectional*, ↔ przyczynowość dwukierunkowa/*unidirectional*

Źródło: jak w tab. 1

Source: see tab. 1

## Podsumowanie

Uzyskane wyniki potwierdziły istotne powiązanie cen masła w Polsce z cenami masła wybranych krajów UE. W okresie 2012-2016, w porównaniu do okresu 2007-2011, współzależność cen masła w Polsce z cenami na innych rynkach znacząco nasiliła się. Analiza kointegracji w drugim okresie potwierdziła długookresowe powiązanie cen masła w Polsce z cenami masła w Belgii, Czechach, Francji, Irlandii, Holandii, Niemczech, Słowacji, Wielkiej Brytanii i Włoszech, a tym samym potwierdziło to ponadnarodowy wymiar przestrzenny rynku, zbliżony do analizy według przepływów towarowych [Roman 2016]. Należałoby więc obszar tych krajów określić jednym rynkiem masła.

Zważywszy na wycinkowy charakter analizy, obejmujący tylko zależności cen masła dla Polski, w dalszym kroku należałoby przeprowadzić badania współzależności cen masła pomiędzy wszystkimi krajami. Ponadto należy kontynuować podobne badania dla innych produktów mleczarskich, gdyż sytuacja na różnych rynkach produktów mleczarskich może wpływać pośrednio na rynek mleka surowego – czyli surowca, a także sytuację całego sektora mleczarskiego w Polsce.

## Literatura/Bibliography

- Acosta Alejandro, Rico Ihle, Miguel Robles. 2014. Spatial Price Transmission of Soaring Milk Prices From Global to Domestic Markets. *Agribusiness* 30 (1): 64-73. <http://dx.doi.org/10.1002/agr.21358>.
- Bakucs Zoltán, Jan Falkowski, Imre Fertő. 2010. *Milk Market Integration between Hungary and Poland*. Materiały konferencyjne: [http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/91809/2/74/Bakucs\\_falkowski\\_ferto.pdf](http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/91809/2/74/Bakucs_falkowski_ferto.pdf), access: 30.03.2016.
- Charemza Wojciech W., Deadman Derek F. 1997. *Nowa ekonometria (A new econometrics)*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- CLAL.it. 2007-2016. Italian Dairy Economic Consulting. [http://www.clal.it/en/?section=grafici\\_burro](http://www.clal.it/en/?section=grafici_burro), dostęp 13.06.2017.



- Czapla Ewa. 2010. Powiązania długookresowe między stopami procentowymi Polski, Stanów Zjednoczonych i strefy euro (Are there any long-run linkages among Polish, US and Eurocurrency interest rate). *Zeszyty Naukowe Instytutu Ekonomii i Zarządzania* 14: 265-275.
- EC. 2007-2016. EU milk market observatory. Brussels: European Commission, [https://ec.europa.eu/agriculture/market-observatory/milk/latest-statistics/prices-margins\\_en](https://ec.europa.eu/agriculture/market-observatory/milk/latest-statistics/prices-margins_en), dostęp 13.06.2017.
- Hamulczuk Mariusz, Stanisław Gędek, Cezary Klimkowski, Stanisław Stańko. 2012. *Prognozowanie cen surowców rolnych na podstawie w zależności przyczynowych* (Forecasting prices of agricultural raw materials on the basis of causation). Warszawa: IERiGZ-PIB.
- Jha Awadhesh K., Krishna M. Singh, Ram K.P. Singh. 2012. Market Integration in Wholesale Milk Markets in India. *Social Science Research Network* May: 1-12, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2062821>.
- Judzińska Agnieszka. 2015. Konkurencyjność cenowa polskiego sektora mleczarskiego w Unii Europejskiej (Price competitiveness of Polish dairy market in the European Union). *Roczniki Naukowe SERiA XVIII* (5): 60-65.
- Katrakilidis Costas. 2008. Testing for market integration and the law of one price: an application to selected European milk markets. *International Journal of Economic Research* 5 (1): 93-104.
- Krawiec Monika. 2013. Badanie przyczynowości w sensie Grangera na rynku zbóż w Polsce w latach 2007-2011 (The analysis of granger causality on the Polish cereals market in 2007-2011). *Zagadnienia Ekonomiki Rolnej* 1: 60-72.
- Kusideł Ewa. 2000. *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania* (Vector-autoregressive VAR models. Methodology and applications). Łódź: Wydawnictwo Absolwent.
- Marshall Alfred. 1920. *Principles of Economics*. Macmillan and Co. London: The Online Library of Liberty, dostęp 4.09.2015.
- Massey Patrick. 2000. Market definition and market power in competition analysis: Some practical issues?. *The Economic and Social Review* 31 (4): 309-329.
- Pietrzak Michał, Roman Monika. 2014. W poszukiwaniu wzorca przemian w sektorze mleczarskim – model liberalny czy interwencjonistyczny? [W] *Gospodarka – Społeczeństwo – Finanse w Europie Środkowo-Wschodniej w latach 1989-2014* (In search of a pattern of change in the dairy sector – a liberal or interventionist model? [In] *Economy – Society – Finance in Central and Eastern Europe in 1989-2014*), ed. R.W. Ciborowski, 73-86. Białystok: Wydawnictwo Uniwersytetu w Białymstoku.
- Rembeza Jerzy, Chotkowski Jacek. 2006. Powiązanie cen produktów rolnych pomiędzy rynkiem polskim a rynkami UE (Price linkages between Polish and EU agricultural markets). *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego* 15: 198-204.
- Rembeza Jerzy, Jadwiga Seremak-Bulge, Krzysztof Hryszko. 2005. Ceny, ich relacje oraz transmisja na rynku mleka. [W] *Rozwój rynku mleczarskiego i zmiany jego funkcjonowania w latach 1990-2005*, ed. J. Seremak-Bulge (Prices, their relations and transmission on the milk market. [In] *Development of the dairy market and changes in its functioning in 1990-2005*), 177-212. Warszawa: IERiGZ-PIB.
- Roman Monika. 2016. Zastosowanie testu E-H do określenia zasięgu geograficznego rynku masła (The application of E-H method to determine the geographic scope of the butter market). *Roczniki Naukowe SERiA XVIII* (3): 298-302.
- Seremak-Bulge Jadwiga, Monika Roman. 2016. Sytuacja na światowym rynku mleka i jej wpływ na polski rynek i jego możliwości rozwojowe. [W] *Sytuacja na światowych rynkach mięsa i produktów mleczarskich oraz jej wpływ na rynek krajowy i możliwości jego rozwoju* (The situation on the global milk market and its impact on the Polish market and its development opportunities. [In] *The situation on the world markets of meat and dairy products and its impact on the domestic market and the possibilities of its development*), ed. S. Stańko, 105-154. Warszawa: IERiGZ-PIB.
- Tirole Jean. 1994. *The theory of industrial organization*. Cambridge, London: The MIT Press.
- UOKiK (Office of Competition and Consumer Protection). 2014. *Decyzja nr DKK2-420/3/13/MIW* (Decision No. DKK2-420/3/13/MIW). Warszawa: Urząd Ochrony Konkurencji i Konsumentów.
- Werden Gregory J., Luke Froeb. 1993. Correlation, causality and all that jazz: the inherent shortcomings of price tests for antitrust market delineation. *Review of Industrial Organization* 8: 329-353.

### Summary

*The aim of the paper was to determine the links between butter prices in Poland and butter prices in selected EU countries. The article uses secondary data for the monthly price of butter at the level of EU countries collected by the Milk Market Observatory and the portal CLAL.IT for 2007-2016. The analyzed period was divided into two periods: 2007-2011 and 2012-2016. The article uses Pearson's correlation, Johansen cointegration tests, and Granger's causality analysis. The results of the study confirmed the stronger link between butter prices in Poland and EU butter prices in the second period.*

Adres do korespondencji  
dr inż. Monika Roman (orcid.org/0000-0003-1799-0445)  
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie  
ul. Nowoursynowska 166, 02-972 Warszawa  
e-mail: monika\_roman@sggw.pl