

RELACJA MIĘDZY EKSPORTEM ROLNYM I EKSPORTEM OGÓŁEM KRAJÓW UE

Jacek Strojny

Katedra Statystyki Matematycznej
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
e-mail: rrstrojn@cyf-kr.edu.pl

Streszczenie: Opracowanie ma na celu badanie relacji między eksportem produktów rolno-żywnościowych oraz eksportem ogółem krajów UE. Podjęto próbę zweryfikowania hipotezy o współzależności między tymi procesami. Do oceny stopnia współzależności między zmiennymi wykorzystano metody analizy szeregów czasowych.

Słowa kluczowe: eksport rolny, eksport ogółem, analiza kointegracji, dynamiczny model panelowy

WPROWADZENIE

Międzynarodowa wymiana ekonomiczna znajduje istotne odzwierciedlenie w gospodarce każdego kraju (Johnson 2013]. Znacznym zmianom otoczenia międzynarodowego, jak postępujące procesy liberalizacji, towarzyszył wzrost handlu światowego [Farmer, Schelnast 2013]. Jednocześnie, kryzys finansowy z końca lat 90-tych ubiegłego wieku i wynikłe spowolnienie gospodarcze odcisnęły swoje piętno na międzynarodowych relacjach ekonomicznych. Wyraźne spadki tempa wzrostu gospodarczego stworzyły poważne implikacje dla dostawców na rynek międzynarodowy – skutkowały znacznymi ograniczeniami eksportu. Zakres redukcji potoków handlu międzynarodowego był zróżnicowany w zależności od grupy towarowej.

Dla oceny wpływu handlu międzynarodowego na rozwój gospodarki narodowej ważniejsze, od skutków zaburzeń incydentalnych, są tendencje długookresowe [Van den Berg, Lewer 2007]. W ostatnich latach większość krajów członkowskich UE systematycznie zwiększała wartość swego eksportu. Niektóre z tych państw odnotowują systematyczne wzrosty wartości eksportu towarów sektora rolnego-spożywczego. Na ogół, wobec pogarszających się warunków

handlu międzynarodowego obserwowano korzystniejsze tendencje kształtowania się eksportu rolnego niż eksportu ogółem.

Opracowanie ma na celu badanie charakteru zależności między eksportem produktów rolno-żywnościowych oraz eksportem ogółem oraz weryfikację hipotezy o współzależności tych procesów. Do określenia stopnia współzależności eksportu rolnego i eksportu ogółem wykorzystano metody analizy szeregów czasowych. Badania oparto o dane statystyczne w ujęciu wartościowych, pozyskane z bazy EUROSTAT [2014]. Dane mają charakter roczny, a analiza obejmuje lata 1994-2012.

METODA

Własności predycyjne prostych metod szeregów czasowych nie ustępują złożonym modelom strukturalnym lub nawet je przewyższają [Cooper 1972]. Modele szeregów czasowych w miejsce opisu statycznych relacji przyczynowo-skutkowych podejmują problem procesów stochastycznych będących u podstaw kształtowania się zmiennych [Box, Jenkins 1970]. Słabością metod analizy szeregów czasowych jest niezadowalający stopień możliwości objaśniania badanych relacji.

Większość zmiennych wykorzystywanych w modelach ekonomicznych charakteryzuje się niestacjonarnymi przebiegami, co może prowadzić do ustalania pozornych relacji, ale także oddziałuje na własności estymatorów. Engle i Granger [1987] pomogli w usunięciu głównej przeszkody w modelowaniu niestacjonarnych zmiennych przez wprowadzenie idei kointegracji oraz modeli korekty błędem (ECM). Przełomu w metodologii modelowania szeregów czasowych dokonał Sims [1980] proponując alternatywę dla modelowania wielorównaniowego – model wektorowo autoregresyjny (VAR).

O ile tradycyjna ekonometria pomijała na ogół niestacjonarność szeregów czasowych (w szczególności niestacjonarność w wariancji) w modelach VAR badanie stacjonarności jest punktem wyjścia procesu modelowania. Phillips [1986] wykazał, że wyniki estymacji modeli dla niestacjonarnych zmiennych na ogół budzą wątpliwości i prowadzą do identyfikacji pozornych relacji. Modele VAR umożliwiają nie tylko tworzenie dynamicznych prognoz, ale są platformą do badania zależności między zmiennymi i testowania zjawiska kointegracji.

Modele VAR mają charakter wielorównaniowy. Każda ze zmiennych jest objaśniana przez opóźnienia (własne oraz innych zmiennych). W podstawowej formie model VAR przyjmuje postać [Kusideł 2000]:

$$x_t = A_0 D_t + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + e_t, \quad (1)$$

Natomiast w formie zwartej równanie można zapisać:

$$x_t = A_0 D_t + \sum_{i=1}^k A_i x_{t-i} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T; \quad (2)$$

gdzie:

- x_t – wektor obserwacji na wartościach n zmiennych modelu $x_t = [x_{1t} \ x_{2t} \ \dots \ x_{nt}]'$,
- D_t – wektor deterministycznych składników równań (wyraz wolny, zmienna czasowa, itp.),
- A_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora D_t ,
- A_i – macierze parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora x_t (nie zawierają elementów zerowych),
- e_t – wektory stacjonarnych zakłóceń losowych: $e_t = [e_{1t} \ e_{2t} \ \dots \ e_{nt}]'$.

Modele VAR wykazują cenne własności w zakresie opisu związków i prognozowania, jednak wymagają użycia stacjonarnych zmiennych. Różnicowanie jako przekształcenie danych celem osiągnięcia stacjonarności nie pozwala na poszukiwanie tendencji długookresowych. Uzupełnienie równań tworzonych na przyrostach zmiennych o składnik korekty błędem umożliwia modelowanie relacji długookresowych dla zmiennych niestacjonarnych. Jednak przed podjęciem prób opisu należy stwierdzić czy między niestacjonarnymi zmiennymi występuje relacja długookresowa – czy zmienne są skointegrowane [Engel, Granger 1987].

Niniejsze badanie obejmuje takie etapy, jak:

1. Badanie stacjonarności zmiennych.
2. Analizę kointegracji, która pozwala na określenie rodzaju relacji między zmiennymi.
3. Analizę przyczynowości – dynamiczny model panelowy.

Box i Jenkins [1970] określają stacjonarność szeregu czasowego jako pewien stan statycznej równowagi. Wiedza odnośnie stopnia stacjonarności jest istotna ponieważ większość testów dla modeli VAR nie ma pożądanych rozkładów dla niestacjonarnych zmiennych. W badaniu stacjonarności odwołano się do hipotezy pierwiastków jednostkowych, która zakłada, że niestacjonarność wynika z niestałej wariancji procesów w czasie. Analizę taką przeprowadzono z wykorzystaniem testu Kwiatkowskiego–Phillipsa–Schmidta–Shina (KPSS) [Kwiatkowski i in. 1992].

Mimo niewątpliwych zalet modele VAR można wykorzystywać jedynie dla stacjonarnych zmiennych. Różnicowanie celem doprowadzenia do stacjonarności eliminuje z danych tendencje długookresowe. Warunkowo, model zbudowany na przyrostach zmiennych można uzupełnić o składnik korekty błędem, który reprezentuje relacje długookresowe między niestacjonarnymi zmiennymi. Modele zawierające składnik korekty błędem (określane terminem ECM) umożliwiają rozdzielenie tendencji krótko- i długookresowych.

Zasadniczym problemem w zastosowaniu modeli VAR jest zatem ocena czy między niestacjonarnymi zmiennymi występuje relacja długookresowa. Jeżeli takowy związek zachodzi to określa się go terminem kointegracji. Powszechnie znaną definicją kointegracji jest koncepcja Engle'a i Grangera [1987]. W ekonometrii najbardziej interesująca może okazać się sytuacja, w której szereg

czasowy transformowany z udziałem wektora kointegrującego staje się stacjonarny. Wtedy współczynniki wektora kointegrującego można kojarzyć z długookresowymi relacjami między zmiennymi.

Metoda testowania kointegracji Engle'a i Grangera mimo iż prosta spotyka się szeroką krytyką z uwagi na pewne niedostatki [Kusideł 2000]. Przełomu w badaniach kointegracji dokonały prace Johansena [Johansen 1995]. Autor po ustaleniu, że zmienne są zintegrowane rzędu pierwszego wykorzystał do dalszego badania współzależności między zmiennymi model korekty błędem. Rozwinięcie tej koncepcji do badania związków długookresowych, które bazuje na modelach VAR [Johansen 1998] eliminuje większość zastrzeżeń wysuwanych pod adresem metody Engle'a i Grangera.

Przed zastosowaniem modelu VAR do badania relacji długookresowej konieczne jest jego przekształcenie do postaci modelu korekty błędem (VECM). Od obu stron równania (1) odejmowany jest wyraz x_{t-1} . Zatem, otrzymujemy:

$$\Delta x_t = A_0 D_t + (A_1 - I)A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_k x_{t-k} + e_t, \quad (3)$$

Dalsze przekształcenia polegające na odejmowaniu i dodawaniu $(A_1 - I) x_{t-2}$, $(A_2 + A_1 - I) x_{t-3}$, ..., prowadzą do modelu VECM w postaci [Johansen 1995]:

$$\Delta x_t = \Psi_0 D_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t, \quad (4)$$

gdzie: $\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I$, $\Pi_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j$.

Johansen dowiódł, że bazując na równaniu (4) do identyfikacji kointegracji można wykorzystać rząd macierzy Π ponieważ jest on równy liczbie niezależnych wektorów kointegrujących. Jeżeli zmienne nie są skointegrowane to rząd macierzy Π wyniesie zero.

Analizę przyczynowości dla relacji eksport produktów żywnościowych – eksport ogółem krajów UE wykonano na podstawie danych panelowych. Baltagi [2008] rozróżnia mikro-panele (najczęściej krótkie szeregi składające się z wielu obiektów) oraz makro-panele (dane o mniejszej liczbie obiektów i dłuższym horyzoncie czasowym). Rozróżnienie to ma uzasadnienie z uwagi na odmienne podejścia metodologiczne do modelowania obu rodzajów danych. Dynamiczny model panelowy można przedstawić jako wyrażenie:

$$y_{it} = \gamma_{i,t-1} + x_{it}^T \beta + (a_i + \epsilon_{it}), \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (5)$$

gdzie:

x_{it} – wektor zmiennych objaśniających o k współrzędnych – $x_{it} = [x_{kit}]_{K \times 1}$,

β – wektor parametrów (jednakowych dla każdego i oraz t),

γ – parametr strukturalny,

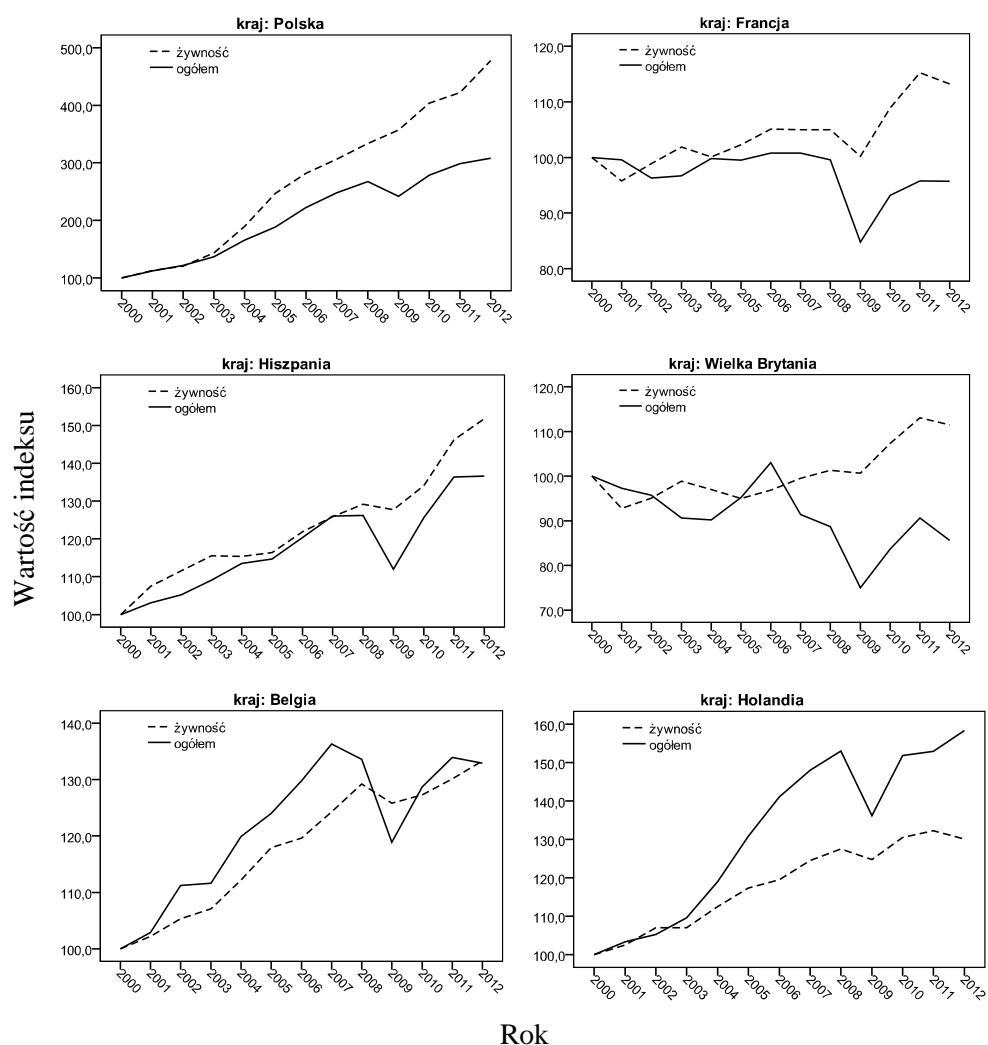
a_i – efekt grupowy,

ϵ_{it} – składnik losowy – $\epsilon_{it} \sim N(0, \delta_\alpha^2)$,

EKSPORT OGÓŁEM A EKSPORT ROLNY KRAJÓW UE

W zbiorze krajów UE współzależności między eksportem ogółem i eksportem żywności przyjmują różnoraki charakter oraz podlegają pewnej ewolucji w czasie. Kształty tych relacji w oparciu o indeksy obu zmiennych dla wybranych krajów (reprezentujących typy występujących zależności) przedstawia Rysunek 1.

Rysunek 1. Relacja między indeksami eksportu ogółem i eksportu produktów żywnościowych dla wybranych krajów UE (2000 = 100)



Źródło: obliczenia własne

Tabela 1. Badanie stacjonarności zmiennych eksport produktów żywnościowych oraz eksport ogółem – test KPSS*

Lp	Kraj	Liczba obserwacji	Eksport produktów żywnościowych		Eksport ogółem	
			Statystyka testu	p^{**}	Statystyka testu	p^{**}
1	Austria	T = 19	0,100230	$p > 0,10$	0,112142	$p > 0,10$
2	Belgia	T = 19	0,154483	$p < 0,05$	0,070970	$p > 0,10$
3	Bułgaria	T = 14	0,202848	$p < 0,01$	0,092814	$p > 0,10$
4	Cypr	T = 14	0,113084	$p > 0,10$	0,077383	$p > 0,10$
5	Czechy	T = 14	0,112057	$p > 0,10$	0,061771	$p > 0,10$
6	Dania	T = 19	0,042960	$p > 0,10$	0,109776	$p > 0,10$
7	Estonia	T = 14	0,122042	$p > 0,10$	0,071975	$p > 0,10$
8	Finlandia	T = 19	0,178509	$p < 0,05$	0,146143	$p > 0,05$
9	Francja	T = 19	0,172865	$p < 0,05$	0,168281	$p < 0,05$
10	Grecja	T = 19	0,199818	$p < 0,05$	0,181318	$p < 0,05$
11	Hiszpania	T = 19	0,129147	$p > 0,05$	0,040560	$p > 0,10$
12	Holandia	T = 19	0,209395	$p > 0,10$	0,090826	$p > 0,10$
13	Irlandia	T = 19	0,054758	$p > 0,10$	0,230666	$p < 0,01$
14	Litwa	T = 14	0,158507	$p < 0,05$	0,104398	$p > 0,10$
15	Luksemburg	T = 14	0,122034	$p > 0,10$	0,178773	$p < 0,05$
16	Łotwa	T = 14	0,174836	$p < 0,05$	0,129859	$p > 0,05$
17	Malta	T = 14	0,078037	$p > 0,10$	0,145035	$p > 0,05$
18	Niemcy	T = 19	0,237602	$p < 0,01$	0,045007	$p > 0,10$
19	Polska	T = 19	0,161649	$p < 0,05$	0,073882	$p > 0,10$
20	Portugalia	T = 19	0,239502	$p < 0,01$	0,040052	$p > 0,10$
21	Rumunia	T = 14	0,204697	$p < 0,01$	0,107269	$p > 0,10$
22	Słowacja	T = 14	0,119629	$p > 0,10$	0,095989	$p > 0,10$
23	Słowenia	T = 14	0,160058	$p < 0,05$	0,072283	$p > 0,10$
24	Szwecja	T = 19	0,234729	$p < 0,01$	0,048912	$p > 0,10$
25	Węgry	T = 14	0,159786	$p < 0,05$	0,071154	$p > 0,10$
26	Wielka Brytania	T = 19	0,124849	$p = 0,10$	0,118516	$p > 0,10$
27	Włochy	T = 19	0,202862	$p < 0,05$	0,055544	$p > 0,10$

*test KPSS dla zmiennej (z trendem), parametr rzędu opóźnienia = 1

**test KPSS - hipoteza zerowa: proces stacjonarny

Źródło: obliczenia własne

W Tabeli 2 zaprezentowano analogiczny charakter informacji, jak na Rysunku 1 – jednak uwzględniono w niej relacje we wszystkich badanych krajach. Opierając się na relacji indeksów (rok bazowy 2000 = 100) eksport ogółem/eksport rolny można wyróżnić trzy ogólne podgrupy krajów UE ze względu na kształtowanie się zjawiska: kraje z wyraźnie szybszym wzrostem eksportu rolnego, kraje o zbliżonych tempach wzrostu obu procesów oraz państwa, w których znacząco szybciej wzrastał eksport ogółem.

Tabela 2. Relacja indeksów eksport ogółem / eksport rolny (rok 2012)

Relacja eksport ogółem / eksport rolny	Kraj
Wyraźnie wyższy indeks eksportu rolnego	Austria, Bułgaria, Czechy, Estonia, Finlandia, Francja, Hiszpania, Irlandia, Litwa, Niemcy, Polska, Portugalia, Słowacja, Słowenia, Szwecja, Wielka Brytania, Włochy
Zbliżone wartości obu indeksów	Belgia, Dania
Wyraźnie wyższy indeks eksportu ogółem	Cypr, Grecja, Holandia, Luksemburg, Węgry

Źródło: obliczenia własne

Baza danych nie udostępniła informacji dla: Łotwy, Malty, Rumunii

W teście KPSS hipoteza zerowa zakłada stacjonarność szeregu czasowego. W przeprowadzonym badaniu wartość statystyki testu KPSS w większości przypadków przewyższa wartości krytyczne dla powszechnie przyjmowanych poziomów istotności (Tabela 1). Nakazuje to odrzucanie hipotezy zerowej o stacjonarności w poszczególnych przypadkach, co sugeruje niestacjonarność zmiennych [Welfe 2009]. Podejście ostrożnościowe nakazuje potraktowanie wszystkich zmiennych jako niestacjonarnych.

Tabela 3. Badanie kointegracji zmiennych eksport produktów żywnościowych oraz eksport ogółem – test Johannesa

Lp	Kraj	Rząd macierzy	Wartość własna	Test kointegracji			
				λ_{trace}	p	λ_{max}	p
1	Austria	0	0,83169	38,5530	0,0000	32,0760	0,0000
		1	0,30224	6,4779	0,1619	6,4779	0,1617
2	Belgia	0	0,86212	39,5300	0,0003	35,6650	0,0000
		1	0,19322	3,8647	0,7592	3,8647	0,7609
3	Bułgaria	0	0,86189	32,9980	0,0044	23,7570	0,0086
		1	0,53704	9,2413	0,1699	9,2413	0,1698
4	Cypr	0	0,84169	21,8550	0,0143	20,2750	0,0149
		1	0,13374	1,5792	0,2089	1,5792	0,2089
5	Czechy	0	0,74742	25,2160	0,0583	17,8880	0,0803
		1	0,43088	7,3277	0,3210	7,3277	0,3214
6	Dania	0	0,65526	18,1630	0,0523	17,0390	0,0493
		1	0,06782	1,1237	0,2891	1,1237	0,2891
7	Estonia	0	0,91054	34,2250	0,0028	28,9680	0,0009
		1	0,35472	5,2569	0,5682	5,2569	0,5696
8	Finlandia	0	0,64442	18,0520	0,0542	17,5780	0,0407
		1	0,02749	0,4739	0,4912	0,4739	0,4912
9	Francja	0	0,97225	50,6910	0,0000	50,1840	0,0000
		1	0,03562	0,5077	0,4761	0,5077	0,4761

Lp	Kraj	Rząd macierzy	Wartość własna	Test kointegracji			
				λ_{trace}	p	λ_{max}	p
10	Grecja	0	0,72852	24,305	0,0760	20,8620	0,0273
		1	0,19360	3,4427	0,8135	3,4427	0,8152
11	Hiszpania	0	0,64616	24,121	0,0124	18,7000	0,0153
		1	0,26003	5,4207	0,2492	5,4207	0,2487
12	Holandia	0	0,60222	19,1810	0,0027	16,593	0,0043
		1	0,13393	2,5882	0,1259	2,5882	0,1275
13	Irlandia	0	0,78237	35,0690	0,0020	25,9240	0,0034
		1	0,41603	9,1443	0,1759	9,1443	0,1758
14	Litwa	0	0,72346	17,6110	0,0053	16,7100	0,0041
		1	0,06697	0,9012	0,3977	0,9012	0,3936
15	Luksemburg	0	0,96359	37,0380	0,0000	36,4430	0,0000
		1	0,05263	0,5947	0,4406	0,5947	0,4406
16	Łotwa	0	0,63618	13,1670	0,0351	13,1440	0,0211
		1	0,00178	0,0232	0,9243	0,0232	0,9179
17	Malta	0	0,81910	18,8100	0,0138	18,8080	0,0075
		1	0,00016	0,0017	0,9668	0,0017	0,9668
18	Niemcy	0	0,74219	24,932	0,0002	24,4000	0,0001
		1	0,02913	0,5322	0,5329	0,5322	0,5259
19	Polska	0	0,84911	24,5990	0,0002	24,5860	0,0001
		1	0,00096	0,0125	0,9482	0,0125	0,9430
20	Portugalia	0	0,71378	22,5210	0,0006	22,5180	0,0002
		1	0,00017	0,0030	0,9785	0,0030	0,9755
21	Rumunia	0	0,70670	16,1550	0,0381	15,9450	0,0248
		1	0,01602	0,2010	0,6468	0,2010	0,6468
22	Słowacja	0	0,76500	17,856	0,0200	17,3780	0,0138
		1	0,03904	0,4779	0,4894	0,4779	0,4894
23	Słowenia	0	0,63117	12,9670	0,0380	12,9670	0,0229
		1	0,00005	0,0007	0,9911	0,0007	0,9896
24	Szwecja	0	0,74021	24,2640	0,0003	24,2620	0,0001
		1	0,00014	0,0025	0,9807	0,0025	0,9779
25	Węgry	0	0,92934	31,9270	0,0002	31,7990	0,0001
		1	0,01068	0,1288	0,7197	0,1288	0,7196
26	Wielka Brytania	0	0,62421	15,7190	0,0447	15,6600	0,0278
		1	0,00368	0,0589	0,8082	0,0589	0,8082
27	Włochy	0	0,66919	18,8270	0,0418	18,8060	0,0260
		1	0,00126	0,0214	0,8837	0,0214	0,8837

Źródło: obliczenia własne

Opierając się na wynikach testu kointegracji (Tabela 3), mimo różnego kształtu zależności, można potwierdzić hipotezę o współzależności przebiegu w czasie procesów: eksport produktów żywnościowych oraz eksport ogółem. Test

kointegracji odwołujący się do równania 4, wykorzystujący rząd macierzy Π do identyfikacji liczby wektorów kointegrujących, pozwala na odrzucenie w poszczególnych przypadkach hipotezy o niewystępowaniu wektorów kointegrujących (odrzuca się hipotezę, że rząd macierzy Π jest równy zero). Dla żadnego z obiektów nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy, że macierz Π jest pierwszego rzędu, co należy interpretować jako występowanie dokładnie jednego wektora kointegrującego. Zatem, szeregi czasowe są skointegrowane, a czynnikiem korekty błędem jest wyrażenie Πx_{t-1} . W niektórych przypadkach prawdopodobieństwo błędu I rodzaju jest większe od 0,05, ale mniejsze od 0,10 dla testu, w którym hipoteza zerowa mówi o braku kointegracji.

Tabela 4. Relacja między eksportem produktów żywnościowych a eksportem ogółem krajów UE – dynamiczny model panelowy

zmienna	współczynnik	błąd standardowy	z	p
e_F(-1)	0,9455	0,0218	43,420	0,0000
stała	36,3268	14,7631	2,461	0,0139
e_T	0,0329	0,0057	5,797	0,0000
e_T(-1)	-0,0207	0,0069	-3,002	0,0027
e_T(-2)	-0,0051	0,0019	-2,769	0,0056

Źródło: obliczenia własne

Przedstawiony w Tabeli 4 model dynamiczny dla danych panelowych ma za zadanie próbę opisu związków między eksportem ogółem i eksportem żywności. Zmienną zależną w modelu jest wielkość eksportu żywności. Stosownie do wyników estymacji, w wyjaśnianiu badanych współzależności istotne są pierwsze opóźnienia zmiennej eksport żywności (e_F) oraz wartości od bieżących do drugich opóźnień zmiennej eksport ogółem (e_T).

PODSUMOWANIE

W opracowaniu oceniano długookresowe relacje między eksportem produktów żywnościowych a eksportem ogółem krajów UE. Opierając się na wynikach testu kointegracji metodą Johannesa, mimo różnego kształtu zależności, potwierdzono hipotezę o współzależności szeregów czasowych rozważanych zmiennych w okresie badania.

Eksport towarów rolno-żywnościowych jest podkategorią eksportu ogółem, jednak rozwój wymiany międzynarodowej w tej grupie towarowej kształtują inne czynniki niż ma to miejsce w pozostałych grupach towarowych. Uzasadnia to testowanie wzajemnej relacji w czasie między przebiegiem poszczególnych procesów.

Analiza przyczynowości wskazała na istotność w wyjaśnianiu badanych procesów opóźnień zmiennej eksport żywności, jednak jeszcze trwalsze

oddziaływanie na kształt badanych związków wykazuje eksport ogółem reprezentujący kompleks otoczenia zewnętrznego.

BIBLIOGRAFIA

- Baltagi B. (2008) *Econometric analysis of panel data*, Wiley, Chichester.
- Box G.E.P., Jenkins G.M. (1970) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.
- Cooper R. L. (1972) *The Predictive Performance of Quarterly Econometric Models of the United States*. [W:] B. G. Hickman (red.), *Econometric Models of Cyclical Behaviour*, Columbia University Press, New York.
- Engle R.F., Granger C.W.J., (1987) *Co-integration and error correction: representation, estimation and testing*, *Econometrica*, vol. 55, s. 251 – 276.
- Farmer K., Schelnast M. (2013), *Growth and International Trade: An Introduction to the Overlapping Generations Approach*, Springer Verlag, Heidelberg.
- Johansen S., (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*, Oxford University Press, New York.
- Johnson H.G. (2013), *International Trade and Economic Growth (Collected Works of Harry Johnson) Studies in Pure Theory*, Routledge, New York.
- Johansen S. (1988) *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12 , s. 231-254.
- Kusideł E. (2000) *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*, Absolwent, Łódź.
- Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992) *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*, *Journal of Econometrics*, vol. 54, s. 159–178.
- Phillips P.C.B. (1986) *Understanding Spurious Regressions in Econometrics*, *Journal of Econometrics*, vol. 33, s. 311-340.
- Sims C.A. (1980) *Macroeconomics and Reality*, *Econometrica*, vol. 48. s. 1-48.
- Van den Berg H., Lewer J.J. (2007) *International Trade and Economic Growth*, M.E. Sharpe, New York.
- Welfe A. (2009) *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*, PWE, Warszawa.

CONNECTIONS BETWEEN AGRICULTURAL EXPORTS AND TOTAL EXPORTS OF EU COUNTRIES

Abstract: The paper attempts to investigate the relationship between the agro-food exports and total exports of EU countries. An effort was done to test the hypothesis of interdependence between these processes. In the sake of accessing the degree of the mutual interdependency between this variables the methods of time series analysis were employed.

Keywords: agricultural exports, total exports, cointegration analysis, dynamic panel model