

WPŁYW EKSPORTU ROLNO-ŻYWNOŚCIOWEGO NA PRODUKCJĘ ROLNĄ KRAJÓW UE

Jacek Strojny[✉]

Uniwersytet Rolniczy w Krakowie

Abstrakt. Celem opracowania jest analiza dynamicznej współzależności między eksportem produktów rolno-żywnościowych a produkcją sektorów rolnych krajów UE w latach 1994–2011. Do oszacowania charakteru współzależności między rozważanymi czynnikami wykorzystano techniki analizy szeregów czasowych. Pierwszym etapem badania była ocena formalnego warunku procesu modelowania – badanie stacjonarności zmiennych. Ponieważ hipoteza o stacjonarności została odrzucona, zmienne poddano różnicowaniu celem doprowadzenia do stacjonarności. Następnie z wykorzystaniem dynamicznego modelu panelowego dokonano kwantyfikacji zależności będącej przedmiotem zainteresowania. Parametry otrzymanego modelu sugerują występowanie wśród krajów UE znaczącego natychmiastowego efektu stymulacji produkcji rolnej przez eksport towarów rolno-żywnościowych.

Słowa kluczowe: eksport rolny, produkcja rolnictwa, analiza kointegracji, dynamiczny model panelowy

WPROWADZENIE

Mimo spowolnienia gospodarczego występującego w gospodarce światowej po roku 2008 wymiana międzynarodowa produktami rolno-żywnościowymi nie poddała się ogólnym tendencjom panującym w gospodarce światowej. Zmniejszenie tempa wzrostu gospodarczego lub nawet jego ujemne wartości znalazły jednak odzwierciedlenie w poziomach zarówno produkcji rolnictwa poszczególnych krajów, jak i w wielkości wymiany handlowej towarami wytwarzanymi z surowców

rolnych. Trudniejsze warunki panujące na rynku międzynarodowym zaostriżyły walkę konkurencyjną. Mimo że tłumiony przez funkcje ochronne polityki rolnej UE, w efekcie kryzysu z większą ostrością ujawnił się mechanizm konkurencji weryfikujący efektywność podmiotów rynkowych – eliminujący firmy niekonkurencyjne, a premiujący ponadprzeciętnie konkurencyjne. Przedsiębiorstwa efektywne (gospodarstwa rolne także należy traktować jako podmioty rynku) w czasie trudniejszych warunków działania zyskały dodatkowe szanse rozwojowe przez mechanizm alokacji zasobów wywodzony z konkurencji.

Wielu autorów wskazuje, że w rozwoju nie tylko uczestniczą, ale przede wszystkim proces ten kreują podmioty konkurencyjne. Meredyk (2001) wiąże zdolność do tworzenia podstaw procesu wzrostu gospodarczego z konkurencyjnością. Warunkuje ona możliwość zbytu towarów na wymagającym rynku międzynarodowym, ale pozwala również na obronę i rozszerzanie rynku krajowego, na którym w warunkach otwartej gospodarki muszą rywalizować z potencjalnym importem firmy krajowe. Ponieważ konkurencyjność jest bezpośrednim wynikiem jakości i ilości nakładów pracy, znajduje to odzwierciedlenie w jakości produktów końcowych i efektywności ich wytwarzania. Te dwa czynniki są podstawowymi płaszczyznami konkurowania i zyskiwania przewagi konkurencyjnej. Wysokińska (2001) ustanawia bezpośrednią relację między konkurencyjnością a efektywnością wykorzystania czynników produkcji, podkreśla także rolę zmian strukturalnych

[✉] dr hab. Jacek Strojny, Katedra Statystyki i Ekonometrii, Uniwersytet Rolniczy w Krakowie, Al. Mickiewicza 21, 31-120 Kraków, Poland, e-mail: rrstrojn@cyf-kr.edu.pl

w gospodarce oraz ich rolę w zwiększaniu efektywności działalności gospodarczej. Zdolność do konkutowania krajowych podmiotów gospodarczych w otoczeniu międzynarodowym jest efektem złożonego splotu czynników, wynika z posiadanych zasobów i struktury czynników produkcji, strategii działania przyjmowanych przez firmy, struktury branży i charakteru konkurencji w niej panującej, branż wspierających dany sektor, a także z charakteru popytu na rynku krajowym (Grant, 1991). W odniesieniu do sektora rolnego Wigier (2013) także wskazuje na konkurencyjność i efektywność jako wskaźniki siły ekonomicznej podstawowych podmiotów gospodarczych w rolnictwie, jakimi są gospodarstwa rolne. Lubiński i in. (1995) rozszerzają zasięg i znaczenie konkurencyjności dla procesów rozwojowych firm także na sektory gospodarki, gospodarkę narodową, a nawet ugrupowania krajów.

Rynek międzynarodowy jest bardzo istotny dla gospodarstw rolnych, mimo że na ogół bezpośrednio one na nim nie konkurują. Podmiotami wymiany międzynarodowej są przedsiębiorstwa przetwórcze, które jednak swoją pozycję konkurencyjną budują między innymi na jakości i cenie surowców. Nie można przecenić roli konkurencyjności w walce o pozycję na rynku międzynarodowym, która jest wyjątkowo trafnie obrazowana przez zdolność do plasowania tam krajowej produkcji. Szczególnie istotnym aspektem zdolności do eksportu rodzimych towarów jest jego efekt stymulacyjny dla produkcji krajowej i tym samym wpływ na wzrost gospodarczy. Wpływ handlu międzynarodowego na rozwój gospodarki narodowej można jednak obserwować i oceniać głównie w tendencjach długookresowych (Van den Berg i Lewer, 2007).

Modele wzrostu gospodarczego oparte na eksporcie są głęboko zakorzenione w historii gospodarki światowej i były realizowane już w XIX wieku. Także po drugiej wojnie światowej wiele społeczeństw zawdzięcza swe sukcesy ekonomiczne koncepcji wzrostu przez eksport. Wśród ekonomistów panuje daleko idąca zgodność opinii o pozytywnym wpływie eksportu na wzrost krajowej produkcji, a tym samym na wzrost gospodarczy (Balassa, 1978). Farmer i Schel nast (2013) dokumentują długookresowe tendencje w zakresie handlu międzynarodowego i jednoznacznie wiążą wzrost gospodarczy z rozwojem handlu międzynarodowego. Niemniej przedstawienie tych związków w formie modelowej nie jest proste i nie prowadzi do jednoznacznych wyników. Gurgul i Lach (2010)

nie zdołali potwierdzić jednoznacznie stymulacyjnej roli eksportu dla gospodarki polskiej metodami nieliniowymi, mimo że modele liniowe na taki związek wskazywały. Carlin i inni (1997) skłaniają się ku opinii, że jedynie w długim okresie można zaobserwować rezultaty zmian efektywności w postaci ewolucji udziałów w rynku międzynarodowym, ale tego zdania nie podzielają np. Meeusen i Rayp (2000). Na rynkach rolnych źródłem dodatkowych zniekształceń utrudniających uogólnianie prawidłowości jest polityka publiczna (Morley i Morgan, 2008).

Produkty żywnościowe to w większości grupa towarowa o niskiej elastyczności dochodowej popytu, co limituje perspektywy wzrostu produkcji wraz ze zwiększającymi się dochodami. Helpman i Krugman (1985) upatrują w eksporcie skutecznego sposobu pokonania bariery rynku wewnętrznego oraz wskazują na sprzężenia – nie tylko eksport stymuluje wzrost, ale także wzrost gospodarczy pociąga za sobą rozwój eksportu opartego na malejących kosztach przeciętnych w wyniku rozszerzenia skali produkcji.

Każde zwiększenie sprzedaży na rynki zagraniczne jest czynnikiem stymulacji rozwoju krajowego sektora rolno-żywnościowego i stwarza producentom szanse rozszerzenia skali produkcji (Xiao i Reed, 2007). Poszczególne kraje UE, korzystając ze swych przewag komparatywnych, mogą do pewnego stopnia zwiększać swoje udziały w rynku Wspólnotowym kosztem innych partnerów, jednak z perspektywy całości ugrupowania podtrzymanie dynamiki rozwojowej gospodarki rolno-żywnościowej implikuje konieczność rozszerzonej ekspansji na rynek światowy (Herzer i Nowak-Lehmann, 2006).

Celem opracowania jest próba ujęcia w formie ilościowej współzależności między eksportem produktów rolno-żywnościowych a produkcją końcową rolnictwa w krajach UE. Badane relacje opisano w czasie z wykorzystaniem dynamicznego modelu panelowego. Zmienne o charakterze rocznym: wielkość eksportu produktów opartych na surowcach rolnych oraz wartość produkcji końcowej rolnictwa pozyskano w formie wartościowej (USD) ze statystycznej bazy danych FAOSTAT (2015). Okres poddany badaniu obejmuje lata 1994–2011. Celem kwantyfikacji efektu przyrostów produkcji rolniczej wynikających z dorocznych zmian eksportu rolno-spożywczego oszacowano parametry modelu regresji dla danych przekrojowo-czasowych (dynamiczny model panelowy).

METODA ANALITYCZNA

Badanie współzależności między eksportem a produkcją rolnictwa oparto na technikach analizy szeregów czasowych, w szczególności do modelowania wspomnianej zależności wykorzystano dynamiczny model panelowy. Ze względu na własności predyktoryjne techniki szeregów czasowych nie ustępują skomplikowanym modelom strukturalnym, niekiedy oferując nawet lepsze wyniki prognostyczne (Cooper, 1972). Niedostatkim technik analizy szeregów czasowych jest relatywnie ograniczony zakres możliwości objaśniania badanych relacji w formie zależności przyczynowo-skutkowych. Jednak z drugiej strony metody szeregów czasowych pozwalają na obserwację i badanie procesów stochastycznych kształtujących przebieg zmiennych w czasie (Box i Jenkins, 1970). Niestety, na ogół zmienne, na podstawie których budowane są modele ekonometryczne, cechują się niestacjonarnością, co często prowadzi do identyfikacji pozornych współzależności (Phillips, 1986) oraz negatywnie rzutuje na własności estymatorów. Krokiem milowym w modelowaniu niestacjonarnych zmiennych było wprowadzenie koncepcji kointegracji (Engle i Granger, 1987) oraz modeli korekty błędem (ECM). Dalszy postęp metodologiczny dokonał się dzięki pracom Simsa (1980), który zaproponował model wektorowo autoregresyjny (VAR) w miejsce modeli wielorównaniowych.

Mimo niewątpliwych zalet modele (VAR) wymagają użycia stacjonarnych zmiennych do opisu zależności zachodzących w czasie. Dla zmiennych niestacjonarnych modelowanie relacji długookresowych umożliwia wprowadzenie składnika korekty błędem. Warunkiem podjęcia próby opisu modelowego zależności długookresowych jest ustalenie, że taki związek rzeczywiście występuje, co oznacza skointegrowanie zmiennych. Z tego tytułu typowe badanie relacji długookresowych z użyciem danych o charakterze przekrojowo-czasowym winno uwzględniać takie ogólne etapy, jak:

- ocenę stacjonarności zmiennych,
- ustalenie, czy między zmiennymi występuje relacja długookresowa (analizę kointegracji),
- kwantyfikację charakteru relacji – ekonometryczny model panelowy.

W modelach (VAR) poszczególne zmienne są objaśniane przez opóźnienia własne oraz innych zmiennych. W formie zwartej model (VAR) można zapisać w postaci następującego równania (Kusideł, 2000):

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

gdzie:

- x_t – wektor obserwacji na wartościach n zmiennych
- D_t – wektor deterministycznych składników równań
- A_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora D_t
- A_i – macierze parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora x_t
- e_t – wektory stacjonarnych zakłóceń losowych.

Modele VAR mogą znaleźć zastosowanie do identyfikacji współzależności między zmiennymi i testowania zjawiska kointegracji. Przy takim podejściu badawczym weryfikacja stacjonarności, definiowanej jako pewien stan statycznej równowagi, jest punktem wyjścia procesu. W weryfikacji stacjonarności zmiennych o charakterze szeregów czasowych można oprzeć się na koncepcji pierwiastków jednostkowych, zakładającej, że źródłem niestacjonarności jest zmienna w czasie wariancja procesów. Weryfikację hipotezy o stacjonarności zmiennych użytych w badaniu wpływu eksportu na produkcję rolnictwa przeprowadzono za pomocą testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS) (Kwiatkowski i in., 1992). Hipoteza zerowa tego testu zakłada stacjonarność testowanej zmiennej.

Założeniem procedury oceny siły i charakteru związku za pomocą modelu (VAR) jest występowanie między niestacjonarnymi zmiennymi relacji długookresowej (kointegracji). Szczególne zainteresowanie badaczy przykuwają szeregi czasowe, które w wyniku transformacji z udziałem wektora kointegrującego stają się stacjonarne. Współczynniki takiego wektora kointegrującego są źródłem informacji o charakterze długookresowej relacji między zmiennymi. Testowanie kointegracji bazuje na koncepcji Johansena (Johansen, 1995), która pozwala na uniknięcie większości zastrzeżeń wysuwanych pod adresem prostszej metody Engle'a i Grangera (Johansen, 1988). Po ustaleniu, że zintegrowane są zmienne rzędu pierwszego, Johansen zaproponował wykorzystanie do badania współzależności między zmiennymi model korekty błędem (VECM) o postaci (Johansen, 1995):

$$\Delta x_t = \Psi_0 D_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

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

Odwołując się do równania (2), można użyć rzędu macierzy Π do wykrycia kointegracji, ponieważ jest on równy liczbie niezależnych wektorów kointegrujących. Dla nieskointegrowanych zmiennych rząd macierzy Π jest równy zeru.

Modelowanie relacji przyczynowości dla zmiennych eksport produktów żywnościowych i produkcja rolna wykonano na podstawie danych panelowych (dane dla poszczególnych krajów UE w jednostkach czasu). Dynamiczny model panelowy przedstawia formuła:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + x_{it}^T \beta + (a_i + \varepsilon_{it}), \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (3)$$

gdzie:

x_{it} – wektor zmiennych objaśniających

β – wektor parametrów jednakowych dla każdego obiektu i oraz okresu czasu t

g – parametr strukturalny

a_i – efekt grupowy

ε_{it} – składnik losowy.

EKSPORT A PRODUKCJA ROLNA KRAJÓW UE

Wśród krajów UE współzależności między eksportem rolno-żywnościowym i wielkością produkcji poszczególnych sektorów rolnych przyjmują różne kształty oraz podlegają odmiennym dynamikom w czasie. Warunkiem ujęcia tych relacji w formie modelowej jest stacjonarność odpowiednich szeregów czasowych. Wyniki oceny stacjonarności (także dla wariantu z trendem deterministycznym) obu zmiennych przedstawiono w tabelach 1 oraz 2.

Badanie zmiennej zależnej produkcja rolna (tab. 2), jak i zmiennej egzogenicznej eksport produktów rolno-żywnościowych (tab. 1) testami Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS) wskazało na konieczność odrzucenia hipotez o stacjonarności. Dokonano zatem przekształcenia danych przez obliczenie ich pierwszych przyrostów celem zapewnienia stacjonarności szeregów. W stosunku do przekształconych zmiennych nie było podstaw do odrzucenia hipotezy o stacjonarności. Zatem pierwsze przyrosty obu zmiennych spełniały warunek formalny na pierwszym etapie poszukiwania zależności długookresowej. Stwierdzenia o takiej relacji można dokonać w oparciu o pozytywny wynik testu kointegracji, co upoważnia do oszacowania regresyjnego modelu dynamicznego dla danych przekrojowo

czasowych, który kwantyfikuje relacje między eksportem a produkcją rolną w krajach UE.

Wyniki testu kointegracji przedstawione w tabeli 3 potwierdzają hipotezę o współzależności w okresie badania między kształtowaniem się szeregów czasowych eksportu rolno-spożywczego i produkcji rolnej większości krajów UE. Test kointegracji, oparty na koncepcji Johansena przedstawionej równaniem 2, wykorzystuje rząd macierzy Π do identyfikacji liczby wektorów kointegrujących. W poszczególnych przypadkach hipoteza o niewystępowaniu wektorów kointegrujących jest odrzucana, jeśli rząd macierzy Π jest równy zeru. Dla poszczególnych krajów nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy o kointegracji, jeżeli macierz Π jest pierwszego rzędu, co oznacza występowanie dokładnie jednego wektora kointegrującego. Dla skointegrowanych ciągów danych czynnikiem korekty błędem jest wyrażenie Πx_{t-1} . Wniosek o występowaniu relacji długookresowej między zmiennymi jest wskazaniem zasadności jej ujęcia w formie modelowej.

W poszczególnych krajach UE współzależności między produkcją rolnictwa i eksportem produktów rolnych mają różnorodny charakter (Strojny, 2013). W przewadze proste miary korelacji wskazują na występowanie silnych, istotnych relacji między rozważanymi zmiennymi. Taka pobieżna analiza pozwala na założenie o pozytywnym oddziaływaniu eksportu na wzrost krajowej produkcji sektora rolnego krajów UE. Bardziej złożony charakter zależności między produkcją rolnictwa a intensywnością międzynarodowej wymiany handlowej towarami rolno-spożywczymi ujawnia się po wprowadzeniu do rozważań korekty o rozmiary importu. Po uwzględnieniu w analizach eksportu netto w niektórych wysokorozwiniętych krajach UE ujawniają się zmiany w koncepcjach rozwoju sektorów agrobiznesu, które polegają na ewolucji w kierunku funkcjonowania w oparciu o przetwórstwo importowanych surowców oraz operowania przy wyższych marżach i zyskach.

Zaprezentowany w tabeli 4 model dynamiczny dla danych panelowych jest próbą kwantyfikacji celu opracowania – ilościowego opisu wpływu eksportu produktów rolno-żywnościowych na produkcję sektorów rolnych krajów UE. Zmienną zależną w modelu jest coroczny przyrost produkcji rolnictwa (D produkcja) w poszczególnych państwach Unii. Stosownie do oszacowanego modelu w wyjaśnianiu współzależności między badanymi zmiennymi istotne są pierwsze opóźnienia zmiennych: doroczny przyrost produkcji

Tabela 1. Badanie stacjonarności zmiennej eksport produktów rolno-żywnościowych – test KPSS*
Table 1. Examination of agri-food products exports variable stationarity – KPSS* test

Kraj Country	Liczba obserwacji Number of cases	Test KPSS (bez trendu deterministycznego) KPSS test (without deterministic trend)		Test KPSS (z trendem deterministycznym) KPSS test (with deterministic trend)	
		Statystyka testu Test statistic	p^*	Statystyka testu Test statistic	p^*
Austria	T = 18	0,9430	$p < 0,01$	0,1570	$p < 0,05$
Belgia-Luksemburg Belgium-Luxembourg	T = 18	0,8888	$p < 0,01$	0,2089	$p < 0,01$
Bułgaria – Bulgaria	T = 18	0,7203	$p < 0,01$	0,2458	$p < 0,01$
Chorwacja – Croatia	T = 18	0,8696	$p < 0,01$	0,2115	$p < 0,05$
Cypr – Cyprus	T = 18	0,6550	$p < 0,01$	0,1376	$0,1 < p < 0,05$
Czechy – Czech Republic	T = 18	0,8687	$p < 0,01$	0,2237	$p < 0,01$
Dania – Denmark	T = 18	0,8600	$p < 0,01$	0,1955	$p < 0,05$
Estonia	T = 18	0,8370	$p < 0,01$	0,1868	$p < 0,05$
Finlandia – Finland	T = 18	0,7394	$p < 0,01$	0,2096	$p < 0,01$
Francja – France	T = 18	0,8013	$p < 0,01$	0,2077	$p < 0,01$
Grecja – Greece	T = 18	0,6932	$p < 0,01$	0,2242	$p < 0,01$
Hiszpania – Spain	T = 18	0,9276	$p < 0,01$	0,2035	$p < 0,05$
Holandia – Netherlands	T = 18	0,8295	$p < 0,01$	0,2330	$p < 0,01$
Irlandia – Ireland	T = 18	0,7306	$p < 0,01$	0,1423	$0,1 < p < 0,05$
Litwa – Lithuania	T = 18	0,8343	$p < 0,01$	0,2407	$p < 0,01$
Łotwa – Latvia	T = 18	0,8357	$p < 0,01$	0,2375	$p < 0,01$
Malta	T = 18	0,8181	$p < 0,01$	0,1446	$0,1 < p < 0,05$
Niemcy – Germany	T = 18	0,8763	$p < 0,01$	0,2356	$p < 0,01$
Polska – Poland	T = 18	0,8775	$p < 0,01$	0,2426	$p < 0,01$
Portugalia – Portugal	T = 18	0,8886	$p < 0,01$	0,2377	$p < 0,01$
Rumunia – Romania	T = 18	0,7207	$p < 0,01$	0,2383	$p < 0,01$
Słowacja – Slovakia	T = 18	0,8538	$p < 0,01$	0,2535	$p < 0,01$
Słowenia – Slovenia	T = 18	0,8247	$p < 0,01$	0,2421	$p < 0,01$
Szwecja – Sweden	T = 18	0,9253	$p < 0,01$	0,1792	$p < 0,05$
Węgry – Hungary	T = 18	0,8203	$p < 0,01$	0,2363	$p < 0,01$
Wielka Brytania – United Kingdom	T = 18	0,8491	$p < 0,01$	0,1531	$p < 0,05$
Włochy – Italy	T = 18	0,9135	$p < 0,01$	0,2207	$p < 0,01$

* test KPSS – hipoteza zerowa: proces stacjonarny

Źródło: obliczenia własne.

* KPSS test – null hypothesis: stationary process

Source: own calculations.

Tabela 2. Badanie stacjonarności zmiennej produkcja rolna – test KPSS*
Table 2. Examination of agricultural production variable stationarity – KPSS* test

Kraj Country	Liczba obserwacji Number of cases	Test KPSS (bez trendu deterministycznego) KPSS test (without deterministic trend)		Test KPSS (z trendem deterministycznym) KPSS test (with deterministic trend)	
		Statystyka testu Test statistic	p^*	Statystyka testu Test statistic	p^*
Austria	T = 19	0,5990	$p < 0,05$	0,2279	$p < 0,01$
Belgia-Luksemburg Belgium-Luxembourg	T = 19	0,9073	$p < 0,01$	0,1803	$p < 0,05$
Bułgaria – Bulgaria	T = 19	0,8164	$p < 0,01$	0,2068	$p < 0,01$
Chorwacja – Croatia	T = 19	0,7117	$p < 0,01$	0,1548	$p < 0,05$
Cypr – Cyprus	T = 19	0,8338	$p < 0,01$	0,1488	$0,1 < p < 0,05$
Czechy – Czech Republic	T = 19	0,6865	$p < 0,05$	0,1360	$0,1 < p < 0,05$
Dania – Denmark	T = 19	0,5741	$p < 0,05$	0,1971	$p < 0,05$
Estonia	T = 19	0,8612	$p < 0,01$	0,2042	$p < 0,05$
Finlandia – Finland	T = 19	0,3501	$0,1 < p < 0,05$	0,2054	$p < 0,01$
Francja – France	T = 19	0,6702	$p < 0,05$	0,2230	$p < 0,05$
Grecja – Greece	T = 19	0,6949	$p < 0,01$	0,1465	$0,1 < p < 0,05$
Hiszpania – Spain	T = 19	0,8263	$p < 0,01$	0,1051	$p > 0,1$
Holandia – Netherlands	T = 19	0,4565	$0,1 < p < 0,05$	0,2040	$p < 0,05$
Irlandia – Ireland	T = 19	0,6279	$p < 0,05$	0,1815	$p < 0,05$
Litwa – Lithuania	T = 19	0,8193	$p < 0,01$	0,1747	$p < 0,05$
Łotwa – Latvia	T = 19	0,7494	$p < 0,01$	0,2132	$p < 0,01$
Malta	T = 19	0,6724	$p < 0,05$	0,1139	$p > 0,1$
Niemcy – Germany	T = 19	0,6810	$p < 0,05$	0,2002	$p < 0,05$
Polska – Poland	T = 19	0,7724	$p < 0,01$	0,1795	$p < 0,05$
Portugalia – Portugal	T = 19	0,7857	$p < 0,01$	0,1516	$p < 0,05$
Rumunia – Romania	T = 19	0,7945	$p < 0,01$	0,1768	$p < 0,05$
Słowacja – Slovakia	T = 19	0,4343	$0,1 < p < 0,05$	0,1623	$p < 0,05$
Słowenia – Slovenia	T = 19	0,4506	$0,1 < p < 0,05$	0,1547	$p < 0,05$
Szwecja – Sweden	T = 19	0,3404	$p > 0,1$	0,2020	$p < 0,05$
Węgry – Hungary	T = 19	0,7528	$p < 0,01$	0,1523	$p < 0,05$
Wielka Brytania – United Kingdom	T = 19	0,5113	$p < 0,05$	0,2063	$p < 0,05$
Włochy – Italy	T = 19	0,5368	$p < 0,05$	0,1414	$0,1 < p < 0,05$

* test KPSS – hipoteza zerowa: proces stacjonarny

Źródło: obliczenia własne.

* KPSS test – null hypothesis: stationary process

Source: own calculations.

Tabela 3. Badanie kointegracji zmiennych doroczny przyrost eksportu produktów rolno-żywnościowych oraz przyrost produkcji rolnej – test Johansena

Table 3. Cointegration examination of variables annual increment of the agri-food products exports and the agricultural production – Johansen’s test

Kraj Country	Rząd macierzy Rank	Wartość własna Eigenvalue	Testy kointegracji – Cointegration tests			
			I_{trace}	p	I_{max}	p
1	2	3	4	5	6	7
Austria	0	0,7092	31,6460	0,0071	19,7610	0,0413
	1	0,5242	11,8850	0,0627	11,8850	0,0624
Belgia-Luksemburg Belgium-Luxembourg	0	0,5955	22,5270	0,0221	14,4810	0,0819
	1	0,3952	8,0457	0,0821	8,0457	0,0821
Bułgaria – Bulgaria	0	0,7646	27,4370	0,0034	23,1450	0,0021
	1	0,2353	4,2919	0,3823	4,2919	0,3815
Chorwacja – Croatia	0	0,6670	22,9890	0,0188	17,5960	0,0243
	1	0,2861	5,3930	0,2519	5,3930	0,2514
Cypr – Cyprus	0	0,5439	22,3550	0,0006	12,5610	0,0274
	1	0,4578	9,7940	0,0017	9,7940	0,0020
Czechy – Czech Republic	0	0,6752	25,0250	0,0088	17,9940	0,0206
	1	0,3556	7,0310	0,1280	7,0310	0,1279
Dania – Denmark	0	0,6663	26,9310	0,0346	17,5580	0,0897
	1	0,4434	9,3730	0,1622	9,3730	0,1620
Estonia	0	0,6263	22,8410	0,0005	15,7510	0,0064
	1	0,3580	7,0902	0,0083	7,0902	0,0091
Finlandia – Finland	0	0,7774	35,2610	0,0001	24,0360	0,0014
	1	0,5042	11,2250	0,0188	11,2250	0,0188
Francja – France	0	0,6924	31,4010	0,0000	18,8640	0,0014
	1	0,5432	12,5370	0,0004	12,5370	0,0004
Grecja – Greece	0	0,6379	23,3410	0,0995	16,2550	0,1368
	1	0,3578	7,0859	0,3455	7,0859	0,3461
Hiszpania – Spain	0	0,5980	18,5170	0,0036	14,5830	0,0110
	1	0,2180	3,9346	0,0543	3,9346	0,0562
Holandia – Netherlands	0	0,9516	57,5950	0,0000	48,4550	0,0000
	1	0,4352	9,1398	0,0501	9,1398	0,0501
Irlandia – Ireland	0	0,5649	23,2180	0,1029	13,3140	0,3142
	1	0,4616	9,9048	0,1338	9,9048	0,1336
Litwa – Lithuania	0	0,8139	38,7060	0,0005	26,8990	0,0022
	1	0,5219	11,8070	0,0647	11,8070	0,0643

Tabela 3 cd. – Table 3 cont.

	1	2	3	4	5	6	7
Łotwa – Latvia		0	0,7239	31,4890	0,0075	20,5910	0,0303
		1	0,4939	10,8980	0,0922	10,8980	0,0919
Malta		0	0,6138	27,7790	0,0264	15,2210	0,1870
		1	0,5438	12,5570	0,0478	12,5570	0,0475
Niemcy – Germany		0	0,7112	22,8940	0,0005	19,8710	0,0009
		1	0,1722	3,0228	0,0956	3,0228	0,0974
Polska – Poland		0	0,6721	18,1890	0,0041	17,8420	0,0024
		1	0,0215	0,3473	0,6274	0,3473	0,6189
Portugalia – Portugal		0	0,5711	14,6870	0,0188	13,5440	0,0177
		1	0,0689	1,1429	0,3328	1,1429	0,3302
Rumunia – Romania		0	0,5350	14,2410	0,0226	12,2530	0,0313
		1	0,1169	1,9885	0,1859	1,9885	0,1866
Słowacja – Slovakia		0	0,5707	14,3120	0,0219	13,5300	0,0178
		1	0,0477	0,7825	0,4355	0,7825	0,4306
Słowenia – Slovenia		0	0,5253	16,2740	0,0096	11,9200	0,0362
		1	0,2383	4,3541	0,0421	4,3541	0,0439
Szwecja – Sweden		0	0,6070	21,6130	0,0009	14,9440	0,0093
		1	0,3409	6,6694	0,0106	6,6694	0,0116
Węgry – Hungary		0	0,6189	22,5230	0,0006	15,4350	0,0074
		1	0,3579	7,0877	0,0083	7,0877	0,0091
Wielka Brytania – United Kingdom		0	0,6402	27,8460	0,0258	16,3540	0,1326
		1	0,5124	11,4920	0,0732	11,4920	0,0729
Włochy – Italy		0	0,7510	32,3200	0,0056	22,2460	0,0159
		1	0,4672	10,0740	0,1257	10,0740	0,1255

Źródło: obliczenia własne.
Source: own calculations.

Tabela 4. Relacja między eksportem produktów rolno-żywnościowych a produkcją rolną krajów UE – dynamiczny model panelowy

Table 4. Relation between agri-food products' exports and agricultural production of EU countries – dynamic panel model

Zmienna Variable	Współczynnik Coefficient	Błąd standardowy Standard error	<i>z</i>	Wartość <i>p</i> <i>p</i> value
<i>D</i> produkcja(–1)	–0,1223	0,0461	–2,6560	0,0079
const	–2,0379	23,7464	–0,0858	0,9316
<i>D</i> eksport	0,8550	0,1896	4,5090	0,0000

Źródło: obliczenia własne.
Source: own calculations.

rolnictwa (D produkcja(-1)) oraz doroczny przyrost eksportu (D eksport). Opóźnione przyrosty produkcji mają w modelu charakter czynnika w niewielkim stopniu destymulującego zmienną zależną (współczynnik $-0,1223$). Natomiast w badanej grupie państw w tych samych okresach przyrosty eksportu silnie stymulują przyrosty produkcji rolnej. Współczynnik równy ($0,8550$) przy zmiennej (D eksport) sugeruje indukowany przyrost produkcji rolnictwa wynoszący $0,85$ USD, średnio w grupie, w efekcie wzrostu eksportu rolnego o 1 USD rok do roku.

PODSUMOWANIE

Interpretacja parametrów modelu dla danych przekrojowo-czasowych wskazuje na znaczącą rolę eksportu dla stymulacji produkcji rolnej. Wobec zrównoważenia popytu z podażą – stabilizacji lub niewielkich wzrostów rynku żywności w krajach rozwiniętych, popyt krajowy staje się czynnikiem ograniczającym możliwości wzrostu rolnictwa. Eksport produktów opartych na surowcach rolnych stanowi natomiast szansę pokonania tego ograniczenia ekspansji sektora. Stosownie do wyników analizy w rozpatrywanej grupie państw około 85% wartości przyrostu eksportu bezpośrednio wspiera wzrost produkcji rolnictwa.

Oceniając znaczenie eksportu dla eliminacji problemu „wąskiego gardła” w postaci ograniczeń popytu na rynku krajowym, należy uwzględnić fakt, że intensywność rozważanych relacji w poszczególnych krajach UE do pewnego stopnia się różni. Dodatkowo szacunki parametrów modeli opisujących badane relacje mogą w pewnym zakresie odbiegać od siebie w zależności od zastosowanej metody estymacji (co także wpływa na ich interpretację).

LITERATURA

- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: further evidence. *J. Dev. Econ.*, 5(2), 181–189.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Carlin, W., Glyn, A., van Reenen, J. (1997). Quantifying a Dangerous Obsession Competitiveness and Export Performance in an OECD Panel Industries. Discussion Paper nr 1628. London: CEPR.
- 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*. New York: Columbia University Press.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
- FAOSTAT (2015). Pobrano z: <http://www.fao.org/economic/ess/esstrade/en/>.
- Farmer, K., Schelnast, M. (2013). *Growth and International Trade: An Introduction to the Overlapping Generations Approach*. Heidelberg: Springer Verlag.
- Grant, R. M. (1991). Porter's competitive advantage of nations: An assessment. *Strat. Man. J.*, 12(7), 535–548.
- Gurgul, H., Lach, Ł. (2010). International Trade and Economic Growth in the Polish Economy. *Oper. Res. Dec.*, 20(3/4), 5–29.
- Helpman, E., Krugman, P. (1985). *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge: MIT Press.
- Herzer, D., Nowak-Lehmann, F. D. (2006). What does export diversification do for growth? An econometric analysis. *Appl. Econ.*, 38, 1825–1838.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*. New York: Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *J. Econ. Dyn. Cont.* 12(2/3), 231–254.
- Kusideł, E. (2000). *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania*. Łódź: Absolwent.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *J. Econ.*, 54, 159–178.
- Lubiński, M., Michalski, T., Misala, J. (1995). *Międzynarodowa konkurencyjność gospodarki. Pojęcie i sposób mierzenia*. Warszawa: Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych.
- Meeusen, W., Rayp, G., (2000). Patents and Trademarks as Indication of International Competitiveness. W: P. Buigues, A. Jacquemin, J. F. Marchipont (red.), *Competitiveness and Value of intangible Assets*. Cheltenham: Edwards Elgar.
- Meredyk, K. (2001). Przesłanki wzrostu konkurencyjności gospodarki polskiej. W: J. Bossak, W. Bienkowski (red.), *Konkurencyjność gospodarki Polski w dobie integracji z UE i globalizacji. Materiały konferencyjne*. Warszawa: Wyd. SGH.
- Morley, B., Morgan, W. (2008). Causality between Exports, Productivity and Financial Support in European Union Agriculture. *Reg. Stud.*, 42(2), 189–198.
- Phillips, P. C. B. (1986). Understanding Spurious Regressions in Econometrics. *J. Econ.*, 33, 311–340.
- Sims, C. A. (1980). *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, 48, 1–48.

Strojny, J. (2013). Eksport a dynamika produkcji rolnej krajów UE. *Met. Ilość. Bad. Ekon.*, XIV(3), 71–80.

Van den Berg, H., Lewer, J. J. (2007). *International Trade and Economic Growth*. New York: M.E. Sharpe.

Wigier, M. (2013). Wpływ polityki rolnej na zmiany strukturalne w rolnictwie. *Zagad. Ekon. Roln.*, 4, 3–19.

Wysokińska, Z. (2001). *Konkurencyjność w międzynarodowym i globalnym handlu Technologiami*. Warszawa: Wyd. Nauk. PWN.

Xiao, Q., Reed, M. (2007). Export and production growth: evidence from three major wheat exporters of Australia, Canada and the United States. *Appl. Econ.*, 39(1), 309–319.

IMPACT OF AGRI-FOOD EXPORTS ON THE EU COUNTRIES' AGRICULTURAL PRODUCTION

Summary. The aim of the study is to investigate the dynamic relationship between agri-food exports and production of agricultural sectors of EU countries in the period of 1994–2011. In the sake of accessing the degree of the interdependency between the researched factors, the time series techniques were employed. The first stage of the analysis was the assessment of the modelling process formal condition – the examination of variables stationarity. Because the stationarity hypothesis was rejected, the variables were differentiated to achieve stationarity. Subsequently, the considered relationship was quantified by the means of the dynamic panel model. The model parameters suggest a considerable impact of agri-food exports as immediate factor stimulating agricultural production among EU countries.

Key words: agricultural exports, agricultural production, cointegration analysis, dynamic panel model

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 8.03.2016