

Jacek STROJNY

Produkcja rolna w Polsce a eksport rolno-spożywczy

Streszczenie. *Opracowanie ma na celu identyfikację dynamicznej przyczynowości zachodzącej pomiędzy wielkością produkcji rolnej w Polsce a eksportem towarów rolno-spożywczych. Identyfikacja wielkości i kierunku wpływu wskazanych zmiennych może posłużyć do kształtowania polityki gospodarczej. Badanie obejmuje lata 1991—2013 i opiera się na danych FAO; zastosowano w nim metodologię VAR (wektorowej autoregresji). Dokonano m.in. analizy funkcji odpowiedzi na impuls oraz dekompozycji wariancji błędów prognoz zmiennych modelu VAR.*

Wyniki badania wskazują, z jednej strony, że produkcja rolna w Polsce jest kształtowana zarówno przez opóźnienia własne, jak i opóźnienia eksportu. Z drugiej strony, eksport rolno-spożywczy pozostaje głównie pod wpływem własnej tendencji rozwojowej. Oznacza to, że w modelu VAR eksport należy postrzegać jako czynnik priorytetowy („bardziej egzogeniczny”).

Słowa kluczowe: model VAR, kointegracja, produkcja rolna, eksport rolno-spożywczy.

JEL: C32, C39, N50, Q17

Międzynarodowa wymiana ekonomiczna istotnie wpływa na gospodarkę każdego kraju (Johnson, 2013). Chen (2009) podaje, że związki handlu zagranicznego ze wzrostem gospodarczym były przedmiotem zainteresowania ekonomistów od pojawienia się pierwszych analiz w tym zakresie. Współczesna literatura przedmiotu wskazuje na eksport jako jeden z kluczowych bezpośrednich czynników przyspieszających wzrost gospodarczy. Tym niemniej przytaczane są również liczne przykłady związków między eksportem i wzrostem gospodarczym niemających odpowiedniego uzasadnienia teoretycznego bądź dostatecznego udokumentowania empirycznego. Potencjalnie bardziej dalekosiężne skutki dla gospodarki ma pośrednie oddziaływanie na nią eksportu. Ekonomisci podkreślają jego wpływ na zwiększenie inwestycji w gospodarce oraz pozytywne efekty związane ze wzrostem wydajności pracy.

Wśród przedsiębiorstw eksportujących można obserwować długookresowe efekty postępu technicznego, rozprzestrzeniające się stopniowo na całą gospo-

darę. Przedsiębiorstwa, które do pewnego stadium rozwoju działają wyłącznie na rynkach krajowych, a zamierzają zdyskontować efekty zwiększania skali produkcji, muszą wyjść poza ograniczony rynek krajowy. De Melo i Robinson (1990) zauważają, że udział w handlu międzynarodowym (oprócz korzyści skali) daje dodatkowe pozytywne efekty zewnętrzne, takie jak realokacja zasobów i różnego rodzaju efekty uczenia się. Ugruntowała się nawet hipoteza zakładająca możliwość stymulacji wzrostu gospodarczego poprzez eksport. Wiąże ona politykę gospodarczą polegającą na pobudzaniu eksportu z jej pozytywnym wpływem na przyspieszenie tempa wzrostu gospodarczego. W koncepcji wzrostu stymulowanego przez eksport postrzega się tego rodzaju politykę gospodarczą jako czynnik przyspieszenia tempa wzrostu gospodarczego — oprócz czynników uznanych za tradycyjne mechanizmy wzrostu, takich jak kapitał, siła robocza czy zasoby.

Dla oceny wpływu handlu międzynarodowego na rozwój gospodarczy szczególnie ważne są tendencje długookresowe (van den Berg i Lewer, 2007). Programy wzrostu gospodarczego opierającego się na eksporcie sięgają XIX wieku. Model wzrostu zakładający rozwój wybranych działów gospodarki poprzez eksport skutecznie realizowano w wielu krajach. W sprzyjających warunkach rozwój działalności eksportowej pobudza całą gospodarkę (Balassa, 1978). Ujęcie tych zależności w formie modelowej nie jest proste i bywa, że przynosi wieloznaczne wyniki. Gurgul i Lach (2010) w poszukiwaniu czynników wzrostu polskiej gospodarki uzyskali pozytywny wynik testów przyczynowości zachodzącej między tempem wzrostu PKB i tempem wzrostu eksportu. Carlin, Glyn i van Reenen (1997) oceniają, że współzależności między zmianami produkcji i ich efektem na rynku międzynarodowym można dopatrywać się jedynie w długim okresie. Tych konkluzji nie potwierdzają jednak Meeusen i Rayp (2000).

Tradycyjne teorie handlu dotyczyły poziomu kraju, stąd większość prób oceny wpływu międzynarodowej wymiany handlowej na gospodarkę ma charakter makroekonomiczny. Nowe nurty są nakierowane na mikroekonomiczne źródła wymiany międzynarodowej. Strategie dynamizacji gospodarki oparte na rozwoju eksportu prowadzą do implikacji efektów krótko- i długookresowych. Praktyka wskazuje, że bodźce krótkookresowe dla działalności eksportowej szybko wygasają bez interwencji państwa (Wziętek-Kubiak, 1994). Długookresowo proeksportowa koncepcja rozwoju przyczynia się do poprawy struktury alokacji czynników produkcji w poszczególnych działach gospodarki (Agarwala, 1983). Wdrożenie strategii rozwoju dynamizowanej eksportem jest warunkowane osiągnięciem przez działalność eksportową dostatecznego poziomu konkurencyjności międzynarodowej. Łączy się to z selektywnością polityki przemysłowej (wsparcie działalności eksportowej) i prowadzi do przekształcenia struktury gospodarki. Współcześnie jednak można obserwować szereg kontrowersji wokół polityki przemysłowej — jej koncepcji, znaczenia i funkcji.

W krajach rozwiniętych produkty spożywcze charakteryzują się niską elastycznością dochodową popytu, co ogranicza stymulacyjny efekt rozwoju rynku dla produkcji. Helpman i Krugman (1985) wskazują na eksport jako sposób pokonania ograniczeń rynku wewnętrznego. Dowodzą także, że wzrostowi gospodarczemu towarzyszy zwiększenie dynamiki eksportu. Zwiększanie eksportu żywności i innych towarów pochodzenia rolniczego otwiera przed krajowymi producentami możliwości rozwijania produkcji (Xiao i Reed, 2007); z tego powodu rosnący od kilku lat polski eksport postrzegany jest jako czynnik rozwoju krajowej gospodarki rolno-spożywczej. Niemniej jednak stopniowa utrata przewagi

konkurencyjnej polskich producentów wiąże się z koniecznością poszukiwania nowych rynków zbytu celem podtrzymania wzrostu gospodarki rolno-spożywczej (Herzer i Nowak-Lehmann, 2006). W żadnych analizach tendencji rozwojowych rolnictwa nie można ignorować zagadnienia regulacji i wsparcia tego działu gospodarki przez politykę publiczną. Nieraz już doprowadzało to bowiem do strukturalnej nierównowagi w międzynarodowym obrocie produktami rolnymi (Morley i Morgan, 2008).

Celem opracowania jest próba identyfikacji kierunku przyczynowości zachodzącej między poziomem eksportu produktów rolno-spożywczych¹ a wartością produkcji rolnej w Polsce. Do weryfikacji hipotezy o ich wzajemnym oddziaływaniu wykorzystano metody analizy szeregów czasowych, w szczególności metodologię wektorowej autoregresji (VAR). Charakterystykę metodologii VAR wraz z jej zastosowaniem do analizy problemów ekonomicznych można znaleźć m.in. w pracach: Bernanke (1986), Blancharda i Watsona (1986), Charemzy i Deadmana (1992) oraz Endersa (1995). Omawiane tu badanie oparto na danych dotyczących produkcji rolnej w Polsce oraz eksportu i importu rolno-spożywczego w ujęciu wartościowym, uzyskanych z bazy statystycznej FAO. Dane źródłowe mają charakter roczny, a analiza obejmuje lata 1991—2013. Na podstawie powyższych informacji oszacowano wartość eksportu netto. W modelu VAR wykorzystano także zmienną zero-jedynkową (K_{2008}), która przyjmowała wartość 1 wyłącznie w roku 2008, kiedy obserwowano szczególnie silne efekty wpływu kryzysu finansowego na wielkość międzynarodowej wymiany handlowej. Wprowadzenie zmiennej K_{2008} pozwoliło dokonać korekty uwzględniającej skutki międzynarodowego kryzysu finansowego — wyeliminowanie wpływu tego incydentalnego zjawiska na trend badanych procesów.

METODA BADAWCZA

Nie ulega wątpliwości, że modelowanie relacji długookresowych ma w ekonomii duże znaczenie, szczególnie w odniesieniu do problemów makroekonomicznych. Wersje długookresowe modeli ekonomicznych odpowiadają stanowi stacjonarnemu (Granger, 1991; McAdam, 1998). Do zaprezentowania stanu równowagi długookresowej można wykorzystać równanie relacji kointegracyjnej.

Kointegrację ocenia się zwykle za pomocą testu Engle'a-Grangera (Engle i Granger, 1987) lub metody Johansena (1988). Z uwagi na to, że podejście Engle'a-Grangera stało się przedmiotem krytyki (Kusideł, 2000), a jego słabości udało się przezwyciężyć w metodzie Johansena, powszechną akceptację zyskuje ta druga. Do badania kointegracji wykorzystuje się tu modele VAR. Model o charakterze wielorównaniowym w formie zwartej można zapisać w postaci wyrażenia:

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

¹ Określenia „eksport” oraz „import” używane w dalszej części opracowania odnoszą się wyłącznie do towarów pochodzenia rolniczego, nie do całości międzynarodowej wymiany handlowej.

gdzie:

x_t — wektor obserwacji 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 zmiennych wektora d_t ,

A_i — macierze parametrów opóźnionych zmiennych wektora x_t (nie zawierają elementów zerowych),

ξ_t — wektory stacjonarnych zakłóceń losowych: $\xi_t = [\xi_{1t}, \xi_{2t}, \dots, \xi_{nt}]'$.

W celu zastosowania modelu VAR do badania kointegracji konieczne jest przekształcenie go do modelu korekty błędem (VECM) o postaci (Johansen, 1995):

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

gdzie:

$$\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I,$$

Ψ — macierz parametrów zmiennych wektora,

$$\Pi_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j.$$

W procedurze Johansena można, bazując na równaniu (2), wykorzystać do badania kointegracji rząd macierzy Π , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegrujących.

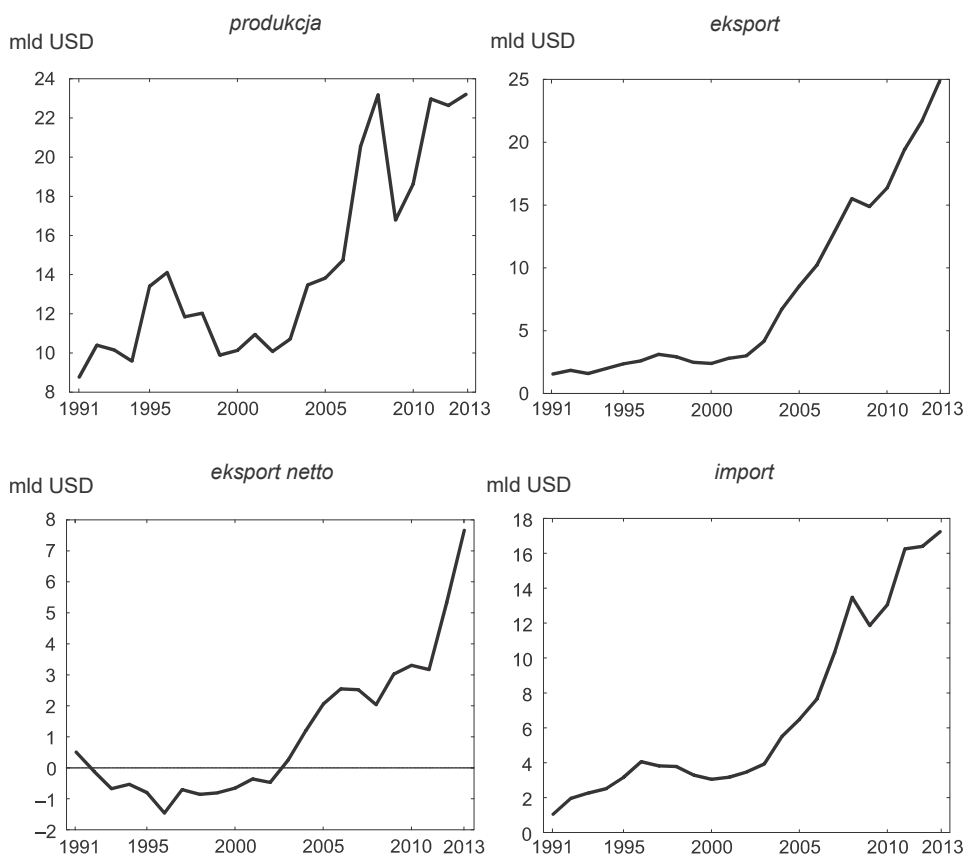
Modele VAR należy tworzyć na podstawie zmiennych stacjonarnych. Box i Jenkins (1970) definiują stacjonarność szeregu czasowego jako stan równowagi statycznej. W ocenie założenia stacjonarności odwołano się do hipotezy pierwiastków jednostkowych. Badanie przeprowadzono za pomocą testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin, 1992), a rezultat weryfikowano testem o przeciwnej hipotezie zerowej, z zastosowaniem rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF).

HANDEL ZAGRANICZNY TOWARAMI ROLNO-SPOŻYWCZYMI A WARTOŚĆ PRODUKCJI ROLNEJ W POLSCE

W badaniu relacji między wielkością produkcji rolnej w Polsce a eksportem produktów rolno-spożywczych wykorzystano 23 obserwacje (lata 1991—2013). Kształtowanie się zmiennych opisujących te relacje przedstawiono na wyk. 1. W 1991 r. wśród rozpatrywanych zmiennych najwyższą wartość przyjmowała produkcja rolna (oznaczona jako *produkcja* lub *p*). Eksport rolno-spożywczy (*eks-*

port lub *e*) stanowił jedynie 18% wartości produkcji. Porównywalny rozmiar osiągał import rolno-spożywczy (*import* lub *i*). Rok 1991 jako jedyny w okresie do 2002 r. charakteryzował się nadwyżką w handlu zagranicznym towarami rolno-spożywczymi. W kolejnych latach, wobec szybko rosnącego eksportu, notowano wyłącznie dodatnie wartości eksportu netto (*eksport netto* lub *n*). W okresie badania eksport i import cechowały się podobną dynamiką. Eksport wzrósł 16 razy. W tym samym czasie produkcja rolna zwiększyła się o 264%. Źródłem dynamiki eksportu nie należy zatem upatrywać wyłącznie we wzroście krajowej produkcji rolnej, lecz także w szybko rosnącym imporcie. Mimo 16,5-krotnego zwiększenia się importu w latach 1991—2013 w kategoriach bezwzględnych przyrost eksportu był wyższy.

Wykr. 1. ZMIENNE OPISUJĄCE ZWIĄZKI PRODUKCJI ROLNEJ Z OTOCZENIEM MIĘDZYNARODOWYM



Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na specyfikę opisu modelowego kluczowego znaczenia nabiera ustalenie charakteru procesów generujących poszczególne zmienne. Analiza wizualna dokonana na podstawie wykresów nie może być rozstrzygająca, nie-

mniej jednak dostarcza wartościowych sugestii. W przebiegu zmiennej *produkcja* na pierwszy plan wysuwają się nieregularności, co — wzięwszy pod uwagę znamiona tendencji rozwojowej — prowadzi do wniosku, że mamy do czynienia z procesem stochastycznym z dryftem. Relatywnie wysoki stopień regularności kształtowania się tendencji rozwojowej zmiennej *eksport* sugeruje jej wyprowadzenie z trendu deterministycznego. Podobny charakter zdaje się mieć zmienna *import*. Wobec niejednoznacznego przebiegu zmiennej *eksport netto* nie jest możliwe sformułowanie wiążącej opinii o charakterze generującego ją procesu.

Analiza szeregów czasowych prowadzi do wniosku o ich niestacjonarności. Tym niemniej to wstępne spostrzeżenie wymaga weryfikacji formalnej. Badanie stacjonarności przeprowadzono z zastosowaniem testu KPSS. Hipoteza zerowa zakłada, że badany proces jest stacjonarny; oszacowania statystyki testowej przekraczające wartości krytyczne prowadzą do jej odrzucenia. Wyniki weryfikacji założenia stacjonarności na podstawie testu KPSS przedstawiono w tabl. 1. Zwyczajowo stopień zintegrowania zmiennych podlega równolegle krytycznej ocenie testem o hipotezie odwrotnej; w omawianym badaniu użyto rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF). Jego hipoteza zerowa zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego, co oznacza zintegrowanie badanego procesu (w tym przypadku — w stopniu pierwszym $I(1)$). Testowania stopnia integracji zmiennych dokonano w dwóch wariantach: dla procedury z wyrazem wolnym oraz z wyrazem wolnym i trendem liniowym (tabl. 1).

TABL. 1. WYNIKI TESTÓW STACJONARNOŚCI

Zmienne a — test z wyrazem wolnym b — test z wyrazem wolnym i trendem liniowym c — test bez trendu deterministycznego d — test z trendem deterministycznym	Poziom zmiennych		Pierwsze różnice	
	statystyka testu	<i>p-value</i>	statystyka testu	<i>p-value</i>

Na podstawie rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF)¹

<i>produkcja</i>	a	-0,7898	0,8023	-5,5472	< 0,0000
	b	-2,1501	0,4918	-5,7345	< 0,0000
<i>eksport</i>	a	3,9105	> 0,1000	-1,9104	0,3214
	b	0,1735	0,9960	-3,5539	0,0592
<i>eksport netto</i>	a	2,5356	0,9999	-2,1397	0,2323
	b	-0,3396	0,9835	-3,0639	0,1150
<i>import</i>	a	0,9633	0,9944	-4,0136	0,0061
	b	-0,9599	0,9296	-4,3721	0,0023

Na podstawie testu KPSS²

<i>produkcja</i>	c	0,9546	< 0,0100	0,0823	> 0,1000
	d	0,2029	0,0130	0,0468	> 0,1000
<i>eksport</i>	c	1,0763	< 0,0100	0,8441	< 0,0100
	d	0,3044	< 0,0100	0,0759	> 0,1000
<i>eksport netto</i>	c	1,0022	< 0,0100	0,6306	0,0220
	d	0,2500	< 0,0100	0,0682	> 0,1000
<i>import</i>	c	1,0651	< 0,0100	0,3724	0,0920
	d	0,2836	< 0,0100	0,0739	> 0,1000

1, 2 Hipoteza zerowa: 1 — występuje pierwiastek jednostkowy; proces $I(1)$, 2 — szereg czasowy jest stacjonarny.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki obu procedur testowania stopnia integracji zmiennych prowadzą do analogicznych konkluzji, z wyjątkiem rozstrzygnięcia odnośnie do *eksportu netto* (zmiennej tej jednak nie uwzględniono w modelu VAR w kolejnych etapach postępowania). W przypadku oryginalnych postaci zmiennych hipotezy o ich stacjonarności zostały zakwestionowane. Jedynie w odniesieniu do eksportu wprowadzenie tendencji rozwojowej do badanej relacji prowadzi do konkluzji o trendostacjonarności zmiennej. Przekształcenie surowych danych przez różnicowanie czyni zadość warunkowi stacjonarności (z wyjątkiem *eksportu netto* — test ADF). W wyniku oceny różnych konfiguracji projektowanego systemu wektorowej autoregresji zmienną *eksport netto* włączono do modelu jako komponent deterministyczny, z uwagi na jego wartość informacyjną.

Do identyfikacji charakteru współzależności między zmiennymi opisującymi relacje produkcji polskiego rolnictwa z handlem zagranicznym towarami pochodzenia rolniczego zastosowano metodę Johansena. Po rozważeniu różnych konfiguracji za najbardziej znaczącą uznano kombinację zmiennych *produkcja* oraz *eksport*. Jako składniki deterministyczne wyznaczono trend (nieograniczony) oraz wyraz wolny (−366,204). Wyniki oceny rzędu macierzy Π przedstawiono w tabl. 2.

TABL. 2. BADANIE KOINTEGRACJI PRODUKCJI ROLNEJ (p) ORAZ EKSPORTU PRODUKTÓW ROLNO-SPOŻYWCZYCH (e) ZA POMOCĄ TESTU JOHANSENA

Rząd macierzy	Wartość własna	Statystyka testowa			
		λ_{trace}	p -value	λ_{max}	p -value
0	0,3955	11,7010	0,3379	11,0760	0,3113
1	0,0280	0,6254	0,4290	0,6254	0,4290

Źródło: jak przy wyk. 1.

Wartości statystyki testowej $\lambda_{trace} = 11,7010$ ($p = 0,3379$) oraz $\lambda_{max} = 1,0760$ ($p = 0,3113$) wskazują na zerowy rząd macierzy Π . Wobec malejącego uszeregowania elementów macierzy Π oznacza to niewystępowanie niezależnych wektorów kointegrujących. Zerowy rząd macierzy Π w teście Johansena jest równocześnie rekomendacją oparcia dalszego badania na modelu VAR dla przyrostów zmiennych o postaci równania (1).

Koncepcja tego modelu na etapie testu kointegracji wymaga ustalenia optymalnego rzędu opóźnienia. Przyjęto potencjalnie najdłuższe opóźnienie $k = 2$ i dokonano odpowiednich obliczeń (tabl. 3) w celu wskazania optymalnego kształtu modelu.

TABL. 3. SZACOWANIE RZĘDU OPÓŹNIENIA MODELU VAR

Opóźnienie	$loglik$	$p(LR)$	AIC	BIC	HQC
1	−337,230	x	34,523	34,921	34,600
2	−330,747	0,011	34,274 ^a	34,872 ^a	34,391 ^a

a — najlepsza (minimalna) wartość dla poszczególnych kryteriów informacyjnych.

U w a g a. $loglik$ — iloraz wiarygodności LR , $p(LR)$ — poziom istotności dla statystyki LR , AIC — kryterium Akaikego, BIC — bayesowskie kryterium Schwarza, HQC — kryterium Hannana-Quinna.

Źródło: jak przy wyk. 1.

Wszystkie uwzględnione kryteria informacyjne sugerują wybór $k = 2$ jako rzędu opóźnienia. Próby stworzenia modelu opartego na drugim rzędzie opóźnienia wpłynęły na pogorszenie jego własności. Dodatkowo, test ilorazu wiarygodności modelu VAR jako całości, weryfikujący hipotezę zerową, że najdłuższe opóźnienie wynosi 1 (wobec hipotezy alternatywnej, że najdłuższe opóźnienie wynosi 2), nie potwierdził jednoznacznie tezy o drugim rzędzie opóźnienia ($k = 2$) modelu wobec wartości statystyki testowej chi-kwadrat (4) = 8,9587 ($p = 0,0621$).

Z powyższych przyczyn, z empirycznie dobranym pierwszym rzędem opóźnienia ($k = 1$), oszacowano parametry dwóch równań VAR o postaci (1), gdzie: $x_t = [\Delta p, \Delta e]$, $D_t = [const, \Delta n, Kr]$. Parametry modelu dla równań zmiennych Δp i Δe przedstawia tabl. 4.

TABL. 4. OSZACOWANIA PARAMETRÓW RÓWNAŃ MODELU VAR

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	p-value
Równanie zmiennej Δp				
<i>const</i>	185,9680	424,4610	0,4381	0,6672
Δp_1	-0,5252	0,2123	-2,4731	0,0250
Δe_1	1,9392	0,6538	2,9661	0,0091
Δn	-1,8474	0,6219	-2,9704	0,0090
<i>K2008</i>	-8583,0800	710,1340	-12,0866	0,0000
Równanie zmiennej Δe				
<i>const</i>	331,5850	154,8770	2,1410	0,0480
Δp_1	-0,1688	0,1147	-1,4719	0,1605
Δe_1	1,0740	0,2683	4,0027	0,0010
Δn	0,0253	0,3082	0,0823	0,9355
<i>K2008</i>	-3429,6200	347,2320	-9,8770	0,0000

Źródło: jak przy wyk. 1.

Ocenę strony formalnej modelu umożliwiają wartości statystyki zamieszczone w tabl. 5. Test portmanteau, wobec nieodrzućenia hipotezy o niewystępowaniu autokorelacji reszt w modelu VAR, wskazuje na ogólną poprawność modelu. Do podobnego wniosku prowadzi wynik testu autokorelacji reszt Ljung-Boxa poprzez konkluzję o niezależności przyrostów w modelu VAR. Test Doornika-Hansena nie wskazuje na naruszenie założenia normalności rozkładu reszt modelu. Uprawnione jest zatem twierdzenie o spełnieniu przesłanek warunkujących estymację modeli dla danych o charakterze szeregowych czasowych. Rezultat testu CUSUM nie daje podstaw do kwestionowania hipotezy o stabilności parametrów obu równań w czasie. Ze względu na wysokie wartości współczynnika determinacji (w przypadku tego typu modeli) zakres wyjaśnianej zmienności należy uznać za wysoce korzystny.

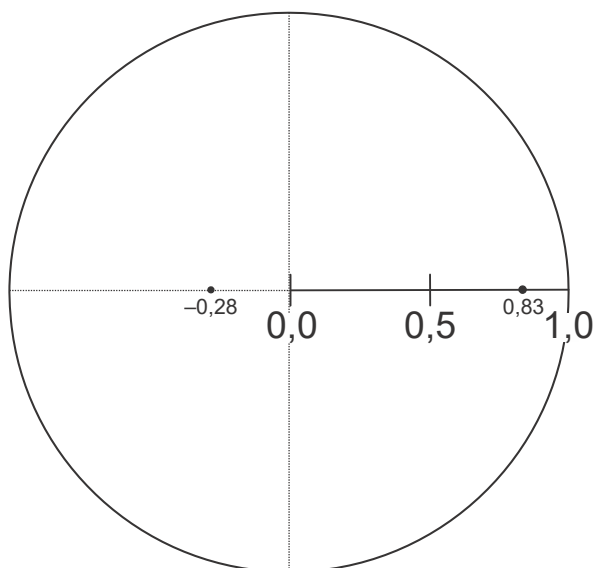
TABL. 5. OCENA POPRAWNOŚCI MODELU VAR

Test i jego hipoteza zerowa	Wartość statystyki	<i>p-value</i>
Portmanteau: w modelu VAR nie występuje autokorelacja reszt dowolnego rzędu (budowa modelu jest poprawna)	$LB(3) = 18,5450$	0,2930
Autokorelacji reszt Ljung-Boxa: autokorelacja rzędu $k = 1$ jest nieistotna (przyrosty są niezależne) — równania zmiennych: Δp	$Q' = 0,0367$	0,8480
Δe	$Q' = 0,0180$	0,8930
Δe	$Q' = 0,0180$	0,8930
Normalności reszt Doornika-Hansena: reszty mają wielowymiarowy rozkład normalny	$\chi^2(4) = 4,3756$	0,3575
Efektu ARCH: niestała wariancja składnika losowego nie występuje — równania zmiennych: Δp	$LM = 0,1913$	0,6617
Δe	$LM = 0,0073$	0,9314
CUSUM: stabilność parametrów modelu — równania zmiennych: Δp	$t(15) = -0,3144$	0,7575
Δe	$t(15) = 0,2923$	0,7741
Współczynnik determinacji: Δp	$R^2 = 0,6489$	
Δe	$R^2 = 0,6960$	

Źródło: jak przy wykr. 1.

Uzyskane rozwiązanie jest rozwiązaniem szczególnym modelu VAR, a elementy wektora x_t są zbieżne. Świadczą o tym pierwiastki równania charakterystycznego leżące wewnątrz koła jednostkowego (wykr. 2).

Wykr. 2. PIERWIASTKI RÓWNANIA CHARAKTERYSTYCZNEGO VAR



Źródło: jak przy wykr. 1.

Wartość skorelowania zmiennych z macierzy wariancji i kowariancji dla reszt poszczególnych równań (0,732) potwierdza tezę o zasadności podejmowania wysiłków celem formalizacji opisu w postaci modelu. System równań VAR zbudowany dla badanej relacji umożliwia testowanie następujących hipotez:

- równanie zmiennej Δp : $\Delta e \rightarrow \Delta p$ — przyrosty eksportu nie są przyczyną przyrostów produkcji;
- równanie zmiennej Δe : $\Delta p \rightarrow \Delta e$ — przyrosty produkcji nie są przyczyną przyrostów eksportu.

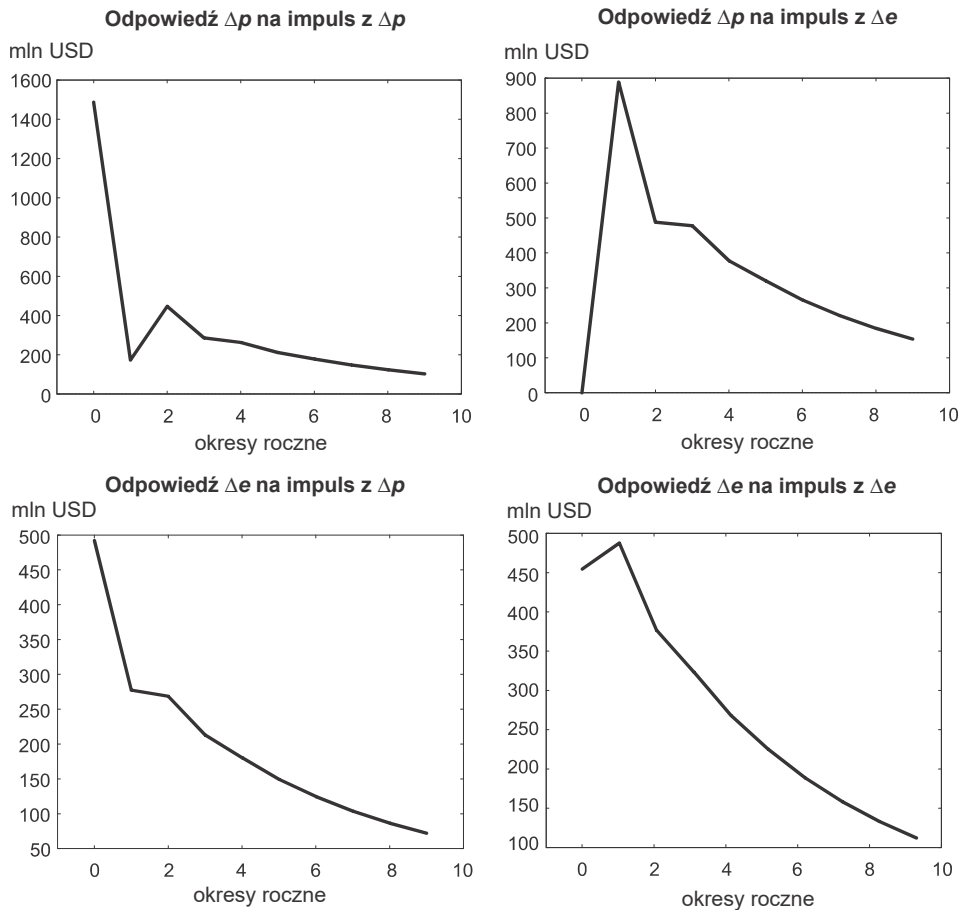
W równaniu zmiennej Δp test F dla hipotezy o braku restrykcji pozytywnie weryfikuje tezę o wpływie opóźnień na wartości bieżące zmiennej zależnej zarówno zmiennej Δp ($F(1, 16) = 6,1161$, $p = 0,0250$), jak i zmiennej Δe ($F(1, 16) = 8,7975$, $p = 0,0091$). W równaniu występują także dwie wysoce istotne statystycznie zmienne egzogeniczne: przyrosty eksportu netto (Δn) i $K2008$, która wprowadza korektę uwzględniającą następstwa światowego kryzysu finansowego. W równaniu opisującym przyrosty eksportu (Δe) test F dla hipotezy o braku restrykcji skutkuje odrzuceniem hipotezy o kształtowaniu modelowanej zmiennej przez opóźnienia Δp ($F(1, 16) = 2,1664$, $p = 0,1605$).

W równaniu zmiennej Δe test przyczynowości dowodzi natomiast istotności opóźnień zmiennej zależnej dla jej aktualnych wartości ($F(1, 16) = 16,022$, $p = 0,0010$), co skutkuje wnioskiem o kształtowaniu eksportu głównie przez własną tendencję rozwojową. W równaniu tym występują te same zmienne egzogeniczne, co w równaniu (Δp), przy czym zmienna Δn nie jest istotna statystycznie. W kontekście analizy przyczynowości zmienną priorytetową w modelu VAR zdają się być przyrosty eksportu (Δe), co można zapisać jako: $\Delta e \rightarrow \Delta p$. Ten kierunek relacji wspiera tezę o stymulacyjnej roli eksportu rolno-spożywczego na wielkość produkcji rolnej w Polsce.

Ocenę wpływu na model VAR impulsów wywodzonych z jego zmiennych umożliwia funkcja odpowiedzi na impuls (IRF). Funkcję taką oszacowano dla kolejnych dziesięciu okresów rocznych po wystąpieniu w zmiennych impulsu równego jednemu odchyleniu standardowemu ze strony zaburzeń ξ_{lp} , ξ_{le} . Wartości funkcji IRF przedstawiono na wyk. 3, ukazując sposób reakcji modelu na wystąpienie impulsu z jego składowej oraz tryb powrotu do stanu równowagi długookresowej.

Jak stwierdzono wcześniej, model VAR charakteryzuje się zbieżnością i stabilnością, niemniej jednak w okresie prognozy funkcja IRF nie osiąga całkowitej zbieżności. Taki kształt relacji należy zinterpretować w kategoriach długiego okresu oddziaływania zmian w poszczególnych zmiennych modelu. Impulsy wywodzone z obu zmiennych są podtrzymywane przez cały okres prognozy, niemniej jednak efekty zaburzenia osiągają najwyższe wartości w pierwszym i drugim roku, po czym stopniowo zanikają. Efekty poszczególnych źródeł impulsu się różnią. Reakcja systemu na impuls z eksportu narasta w pierwszym roku oraz jest podtrzymywana w stosunkowo dużej wartości w roku drugim. W kolejnych okresach model stopniowo zmierza do stanu równowagi. Odpowiedź modelu na impuls z produkcji jest maksymalna w pierwszym roku i szybko wygasa. W drugim roku rozpoczyna się proces stopniowego powrotu systemu do stanu równowagi. Efekt zaburzenia w zmiennych jest silniejszy w produkcji niż w eksporcie.

Wykr. 3. FUNKCJA ODPOWIEDZI NA IMPULS W MODELU VAR



Źródło: jak przy wykr. 1.

Rozszerzeniem badania przyczynowości zachodzącej między zmiennymi modelu VAR jest analiza dekompozycji wariancji. W tabl. 6 przedstawiono rezultaty dekompozycji prognoz składowych dla obu porządków zmiennych, ponieważ kolejność równań w modelu może wpłynąć na wyniki przez nadanie priorytetu zmiennym. Z uwagi na cel badania najbardziej interesujący jest udział zmiennych w ostatnim okresie prognozy. Stabilizacja udziału dokonuje się szybciej w przypadku priorytetu zmiennej Δe . Po pełnej stabilizacji w ostatnim roku prognozy najwyższy udział w poszczególnych równaniach mają zmienne objaśniane w danym równaniu. Dodatkowo zmiana porządku zmiennych wywiera znaczny wpływ na wyniki dekompozycji. Uogólniając je, można konkludować, że silniejszy wpływ na model wywiera zmienna Δe . Ponadto, wobec wpływu priorytetu zmiennych na reakcję modelu, do ostatecznego wniosku należy wykorzystać dane z tabl. 7, która — na podstawie obu porządków zmiennych —

przedstawia minimalne, maksymalne oraz uśrednione wartości udziałów w analizie dekompozycji dla ostatniego okresu prognozy.

TABL. 6. DEKOMPOZYCJA WARIANCJI BŁĘDÓW PROGNOZ ZMIENNYCH MODELU VAR

Okresy roczne	Równania zmiennych					
	Δp			Δe		
	błąd standardowy	udział wariacji zmiennej w %		błąd standardowy	udział wariacji zmiennej w %	
		Δp	Δe		Δp	Δe

Porządek zmiennych: $\Delta p, \Delta e$

1	1486,74	100,00	0,00	672,40	53,54	46,46
2	1740,79	73,93	26,07	878,29	41,36	58,64
3	1862,27	70,36	29,64	993,46	39,64	60,36
4	1943,85	66,75	33,25	1066,56	38,38	61,62
5	1997,61	64,94	35,06	1114,35	37,79	62,21
6	2034,24	63,71	36,29	1146,36	37,41	62,59
7	2059,24	62,92	37,08	1168,05	37,17	62,83
8	2076,41	62,39	37,61	1182,86	37,02	62,98
9	2088,24	62,04	37,96	1193,03	36,92	63,08
10	2096,41	61,80	38,20	1200,04	36,85	63,15

Porządek zmiennych: $\Delta e, \Delta p$

1	672,40	100,00	0,00	1486,74	53,54	46,46
2	878,29	96,20	3,80	1740,79	56,76	43,24
3	993,46	96,14	3,86	1862,27	62,14	37,86
4	1066,56	95,91	4,10	1943,85	64,62	35,38
5	1114,35	95,82	4,18	1997,61	66,26	33,74
6	1146,36	95,76	4,24	2034,24	67,27	32,73
7	1168,05	95,73	4,27	2059,24	67,94	32,06
8	1182,86	95,70	4,30	2076,41	68,38	31,62
9	1193,03	95,69	4,31	2088,24	68,68	31,32
10	1200,04	95,68	4,32	2096,41	68,88	31,12

Źródło: jak przy wyk. 1.

TABL. 7. MINIMALNE, MAKSYMALNE I ŚREDNIE WARTOŚCI DEKOMPOZYCJI BŁĘDÓW PROGNOZ ZMIENNYCH MODELU VAR

Równania zmiennych	Udział zmiennych					
	p			e		
	<i>min</i>	<i>max</i>	\bar{x}	<i>min</i>	<i>max</i>	\bar{x}
Δp	31,12	61,79	46,46	38,20	68,87	53,54
Δe	4,32	36,84	20,58	63,15	95,67	79,41

Źródło: jak przy wyk. 1.

Na podstawie wartości średnich udziału zmiennych można wyprowadzić wniosek o „większej egzogeniczności” zmiennej Δe (wobec jej większego wkładu w przypadku obu równań). Konkluzja ta jest zbieżna z wynikami testów przyczynowości.

Podsumowanie

Model wektorowej autoregresji można zdefiniować poprzez odwołanie się do ogólnej postaci modelu autoregresyjnego z rozkładem opóźnień, który dopuszcza wiele zmiennych endogenicznych. Powiązania między równaniami VAR znajdują odzwierciedlenie w zależnościach pomiędzy składnikami losowymi równań. Prosta budowa modelu nie powoduje konieczności dociekania charakteru ekonomicznej struktury powiązań między zmiennymi, jednak oparcie metodologii VAR we wczesnym stadium jej rozwoju na własnościach statystycznych modelu stało się podstawą krytyki (zarzut ateoretyczności). Na składowe modelu zwykle nie nakłada się restrykcji zerowych celem uniknięcia błędów specyfikacji, które mogą prowadzić do pominięcia istotnych informacji. Metodologia VAR jest ukierunkowana na wyłowienie istotnych współzależności pomiędzy zmiennymi. Rozszerzenie w klasycznej formie ateoretycznego modelu VAR o zmienne egzogeniczne jest niekwestionowanym nawrotem ku idei modeli strukturalnych. Strukturalizacja VAR poszerza możliwości interpretacji ekonomicznej zarówno każdej ze składowych, jak i oceny kompleksowej. Ewolucja modeli VAR sprawiła, że można je wykorzystać do reprezentacji teorii ekonomicznej. Dzięki temu stały się one alternatywą dla klasycznych modeli strukturalnych, wyrafinowanym narzędziem analizy polityki ekonomicznej.

Badanie kierunku przyczynowości zachodzącej między wielkością produkcji polskiego rolnictwa a eksportem towarów rolno-spożywczych wykazało występowanie znaczących efektów. Zastosowanie w przypadku danych o charakterze szeregów czasowych wielorównaniowej metodologii — wektorowej autoregresji — pozwoliło nie tylko na skwantyfikowanie siły oddziaływania zmiennych, lecz także umożliwiło testowanie hipotez dotyczących przyczynowości we wzajemnych relacjach. Test przyczynowości wykazał, że produkcja rolna kształtowana jest zarówno przez własną tendencję rozwojową, jak i wpływ opóźnionych wartości eksportu. Natomiast eksport rolno-spożywczy podlega głównie wpływowi własnego trendu. Prowadzi to do wniosku o wyższej priorytetowości eksportu w modelu VAR — „większej egzogeniczności” tej zmiennej. Ta konkluzja potwierdza wyniki testów przyczynowości oraz badania przebiegu funkcji odpowiedzi na impuls, eksport zatem należy uznać za czynnik bardziej niezależny, trudniej poddający się wpływowi polityki ekonomicznej. Niemniej jednak wzrost eksportu można postrzegać jako narzędzie stymulacji produkcji rolnej. Z badania przebiegu funkcji *IRF* wynika, że efekt stymulacyjny eksportu w odniesieniu do produkcji jest krótkotrwały. Analiza tej funkcji sugeruje, że wzrost eksportu znacząco stymuluje przyrost produkcji rolnej do dwóch lat od momentu wystąpienia impulsu.

dr hab. Jacek Strojny — Uniwersytet Rolniczy w Krakowie

LITERATURA

- Agarwala, R. (1983). *Price Distortions and Growth in Developing Countries*. Washington DC: World Bank.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181—189.

- Bernanke, B. S. (1986). *Alternative Explanations for the Money-Income Correlation*. W: K. Brunner, A. Meltzer (red.), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25. Amsterdam: North-Holland.
- Blanchard, O., Watson, M. W. (1986). *Are Business Cycles All Alike?* W: R. J. Gordon (red.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*. Chicago: University of Chicago Press.
- 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*. London: CEPR.
- Charemza, W. W., Deadman, D. A. (1992). *New Directions in Econometric Practice*. Hants: Edward Elgar.
- Chen, H. (2009). A Literature Review on the Relationship between Foreign Trade and Economic Growth. *International Journal of Economics and Finance*, 1(1), 127—130.
- De Melo, J., Robinson, S. (1990). *Productivity and Externalities, Models of Export-Led Growth*. Washington DC: World Bank.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251—276.
- Granger, C. W. J. (1991). *Developments in the study of cointegrated economic variables*. W: R. F. Engle, C. W. J. Granger, *Long-Run Economic Relationship, Readings in Cointegration*. Oxford: Oxford University Press.
- Gurgul, H., Lach, Ł. (2010). International Trade and Economic Growth in the Polish Economy. *Operations Research and Decisions*, 20(3—4), 5—29.
- Helpman, E., Krugman, P. (1985). *Market Structure and Foreign Trade*. Cambridge MA: Cambridge MIT Press.
- Herzer, D., Nowak-Lehmann, F. D. (2006). What does export diversification do for growth? An econometric analysis. *Applied Economics*, 38, 1825—1838.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231—254.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*. New York: Oxford University Press.
- Johnson, H. G. (2013). *International Trade and Economic Growth (Collected Works of Harry Johnson) Studies in Pure Theory*. New York: Routledge.
- 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. *Journal of Econometrics*, 54, 159—178.
- McAdam, P. (1998). *A pedagogical note on the long run of macroeconomic models*. Kent: University of Kent.
- 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: Edward Elgar.
- Morley, B., Morgan, W. (2008). Causality between Exports, Productivity and Financial Support in European Union Agriculture. *Regional Studies*, 42(2), 189—198.
- van den Berg, H., Lewer, J. J. (2007). *International Trade and Economic Growth*. New York: M. E. Sharpe.
- Wziątek-Kubiak, A. (1994). *Orientacja proeksportowa a selektywna polityka przemysłowa*. Warszawa: Poltext.
- Xiao, Q., Reed, M. (2007). Export and production growth: evidence from three major wheat exporters of Australia, Canada and the United States. *Applied Economics*, 39(1), 309—319.

Summary. *The research is aiming at the identification of the dynamic causality between agricultural production in Poland and exports of agri-food goods. Identification of the magnitude and direction of these variables may be used for economic policy forming. The study covers the period of 1991—2013 and is based on the data from the FAO; the research employs the vector autoregression methodology (VAR). The study comprises, among others, the analysis of the impulse response function and variance decomposition of forecasts' errors of VAR model variables.*

The results of the research show that agricultural production in Poland is shaped by both own and exports delays. On the other hand, agri-food exports are mainly influenced by their own development trends. This means that, in the VAR model, exports should be seen as a priority ('more exogenous').

Keywords: VAR model, cointegration, agricultural production, agri-food exports.