

EKSPORT PRODUKTÓW ROLNO-SPOŻYWCZYCH A PRODUKCJA POLSKIEGO ROLNICTWA – MODEL Z NIESKOŃCZONYM ROZKŁADEM OPÓŹNIEŃ

Jacek Strojny

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

Streszczenie: Opracowanie ma na celu badanie zależności między eksportem produktów rolno-spożywczych i produkcją polskiego sektora rolnego. Celem kwantyfikacji wpływu eksportu na wielkość produkcji sięgnięto do metod analizy szeregów czasowych. Istotą badania było oszacowanie krótko- i długookresowego efektu eksportu na produkcję rolnictwa. Z uwagi na ograniczoną liczbę obserwacji i możliwość wystąpienia problemu współliniowości na etapie estymacji zastosowano transformację Koycka jako alternatywę dla sekwencyjnego szacowania modelu z nieskończonym rozkładem opóźnień.

Słowa kluczowe: eksport rolny, produkcja rolnictwa, przekształcenie Koycka

WPROWADZENIE

Zróznicowanie poziomu rozwoju rolnictwa sugeruje potrzebę badania i opracowywania programów rozwoju tego sektora gospodarki. W wyniku realizacji efektywnej koncepcji rozwojowej również regiony i działy rolnictwa, w których odnotowano regres zwiększają swe szanse na rewitalizację.

Stosownie do teorii ekonomii w warunkach równowagi konkurencyjnej producenci mogą maksymalizować oczekiwany zysk nie poprzez podnoszenie cen, lecz w rezultacie polepszania efektywności i zwiększanie wolumenu produkcji. W szerokim ujęciu zagregowany proces prowadzi w realnie do wzrostu gospodarczego. Czyli, wzrost gospodarczy można traktować jako rezultat procesów i postaw występujących u wszystkich producentów w każdym z działów gospodarki.

Rolnictwo jako jeden z istotnych sektorów gospodarki ma udział w tworzeniu podstaw dobrobytu społeczeństwa poprzez wkład do produktu krajowego. Wzrost gospodarczy jest efektem wzrostu produkcji dóbr, bądź usług we wszystkich sektorach gospodarki. Jednak, poszczególne z gałęzi gospodarki nie mają równego wkładu do tworzenia wzrostu gospodarczego. Poznanie przesłanek wzrostu produkcji umożliwia ocenę perspektyw rozwojowych rozpatrywanej branży oraz sterowanie jej ewolucją. Potencjał produkcyjny rolnictwa polskiego stwarza perspektywę na zwiększenie skali produkcji i dalszą poprawę jej jakości. Wzrost gospodarki rolno-żywnościowej ma większe znaczenie dla rozwoju niż wskazuje na to udział tego sektora w tworzeniu produktu krajowego. Uwarunkowania wynikające z funkcjonowania sektora rolno-żywnościowego znajdują odzwierciedlenie w poziomie dobrobytu i rzutują na możliwości rozwoju społeczno-gospodarczego [Gallup, Radelet, Warner 1997].

Specyfika rolnictwa rodzi konieczność uwzględnienia tej okoliczności na etapie konstrukcji metodologii opisującej procesy wytwarzania. Timmer [1986] zauważa, że z tych powodów do identyfikacji czynników wzrostu produkcji w rolnictwie w ograniczonym zakresie mają zastosowanie rozwiązania, które przyjmowane są w teoriach wzrostu gospodarczego (w szczególności w modelach opartych na funkcji produkcji). Gospodarowicz i Karwat-Woźniak [2009] wskazują, że problem ten dotyczy zarówno opisu relacji produkcyjnych w rolnictwie w ujęciu mikroekonomicznym, jak i makroekonomicznym.

W procesie rozwoju przeciwną rolę do stymulatorów pełnią bariery wzrostu [Kupiec 1993]. Z definicji, barierami są czynniki, które hamują tempo wzrostu przez negatywną relację z procesem. Z drugiej strony, barierę wzrostu stanowi również czynnik stymulujący wzrost, jednak przez niedobór danego faktora pełni on rolę wąskiego gardła. Dla każdego podmiotu rynku ograniczenia wzrostu są zmiennymi decyzyjnymi [Łukaszewicz 1979]. Mimo osłabienia dynamiki gospodarczej bariery nie przekreślają szans na wzrost gospodarczy [Bobińska 1982].

Najistotniejszym czynnikiem ograniczającym możliwości zwiększania produkcji rolnej w gospodarkach rozwiniętych jest niska elastyczność dochodowa popytu na żywność. Dodatkowo, ewentualny wzrost popytu na finalne produkty żywnościowe nie znajduje bezpośredniego odzwierciedlenia w zwiększeniu popytu na surowce rolnicze [Rembisz 2007]. W warunkach zrównoważonego rynku i stałego popytu (bez wzrostu) przychody sektora rolno-spożywczego są formowane poprzez odnawianie się jednakowego poziomu popytu. Zatem, warunkiem dodatniego tempa wzrostu produkcji rolniczej jest wystąpienie innych niż popyt czynników wzrostu. Na czynniki wzrostu produkcji rolniczej można spojrzeć z perspektywy mikroekonomicznej bądź makroekonomicznej, w okresie krótkim lub długim. W analizie makroekonomicznej największe zainteresowanie budzą czynniki warunkujące wzrost produkcji rolniczej oraz tempo tego wzrostu.

Sposobem ominięcia jednego z największych wąskich gardeł wzrostu produkcji rolniczej – ograniczeń po stronie popytu zarówno na rynku finalnych

produktów konsumpcyjnych, jak i rynku produktów rolnych jako surowców – jest przekierowanie nadwyżek podaży nieznajdujących zbytu na rynku krajowym na rynek międzynarodowy. Tym sposobem eksport można potraktować jako czynnik wzrostu produkcji krajowej. Tę rolę stymulacyjną wspiera stwierdzenie Rębisza, Sielskiej i Bezat [2011] o ograniczonej funkcji dynamizacji wzrostu produkcji rolno-spożywczej przez popyt krajowy z uwagi na niedoskonałą transmisję rozszerzenia popytu konsumpcyjnego na żywność na popyt na surowce rolne. Literatura ekonomiczna wskazuje liczne argumenty przemawiające za stymulującą rolą eksportu dla wzrostu gospodarczego [Baharumshah, Rashid 1999]. Zależność między eksportem i rozmiarami produkcji może przyjmować także odwrotny kierunek. To wzrost krajowej produkcji ponad możliwości jej wchłonięcia przez rynek wewnętrzny może być powodem lokowania przez przedsiębiorstwa nadwyżki towarowej na rynku międzynarodowym. Dodatkowo, eksport dynamizuje obniżanie jednostkowych kosztów produkcji w wyniku jej powiększenia.

Celem niniejszego opracowania jest przedstawienie w zarysie krótko- i długookresowych uwarunkowań wzrostu produkcji rolnictwa polskiego w reakcji na zmiany eksportu towarów rolno-spożywczych. Problem jest ujmowany w formie modelu ekonometrycznego, co dostarcza narzędzia do oszacowania ilościowego badanych relacji. W opracowaniu oparto się na danych statystycznych FAOSTAT 2015 dotyczących produkcji rolnej oraz eksportu produktów rolno-spożywczych w ujęciu wartościowym (USD). Dane mają charakter roczny, a analiza obejmuje (stosownie do dostępności danych) lata 1994-2011.

NAJISTOTNIEJSZE ASPEKTY OCENY PROCESÓW WZROSTU

W ocenie przebiegu i kształtowania się wzrostu szczególne zainteresowanie budzą jego dwa aspekty: tempo oraz czynniki stymulujące i hamujące proces. Zagadnienia te mają wymiar praktyczny – adekwatna refleksja nad przyczynami i charakterem przebiegu danego zjawiska ekonomicznego umożliwi racjonalne sterowanie nim.

Stopę wzrostu pewnej zmiennej ekonomicznej x w czasie t można oznaczyć jako g_t^x . Wartość ta reprezentuje zmianę procentową zmiennej x w okresie $(t, t+1)$. Zagadnienie wzrostu można rozpatrywać jako funkcję czasu w ujęciu dyskretnym bądź ciągłym. Traktując czas jako zmienną dyskretną stopa wzrostu zmiennej x wynosi:

$$g_t^x \equiv \frac{x_{t+1} - x_t}{x_t}, \quad (1)$$

Stąd wskaźnik wzrostu równa się:

$$G_t^x \equiv 1 + g_t^x. \quad (2)$$

Wraz ze skracaniem się przedziałów czasu, tak że $\Delta t \rightarrow 0$, można traktować stopę wzrostu $g_t^x(t)$ jako funkcję czasu (t) :

$$g_t^x(t) = \frac{d \ln x(t)}{dt} = \frac{d \ln x(t)}{dx(t)} \frac{dx(t)}{dt} = \frac{1}{x(t)} \frac{dx(t)}{dt}. \quad (3)$$

Problem identyfikacji i oceny siły oddziaływania czynników wzrostu stanowi znacznie szersze zagadnienie niż szacowanie tempa wzrostu. Użyteczne na tym etapie badań są różne formy modeli ekonometrycznych ponieważ umożliwiają one zarówno identyfikację czynników stymulujących zmienną endogeniczną, jak i ocenę siły oddziaływania zmiennych egzogenicznych.

W opracowaniu podjęto problem objaśnienia zależności między procesami produkcji rolnictwa a wielkością eksportu produktów bazujących na surowcach rolnych w oparciu o model dynamiczny. Dynamiczne modele ekonometryczne są narzędziem modelowania zjawisk ekonomicznych w czasie, co jest równoznaczne z możliwością opisu w czasie relacji między rozważanymi zmiennymi. Modele z rozkładem opóźnień i modele autoregresyjne, jakie stosowano, umożliwiają w miejsce teorii statycznej wprowadzenie dynamicznych teorii ekonomicznych, pozwalają na jawne uwzględnienie czynnika czasu, a przede wszystkim dostarczają narzędzi do oszacowania krótko- i długookresowej reakcji objaśnianego zjawiska na zmianę zmiennej objaśniającej.

Procesy ekonomiczne, jak produkcja rolnictwa, rzadko warunkowane są wyłącznie bieżącymi wartościami zmiennych objaśniających rozważanego modelu. Wpływają na nie również stany zjawisk odnotowane w okresach uprzednich. Zatem, w reakcji modelu opisującego pewien problem ekonomiczny można wyróżnić efekt natychmiastowy i długofalowy. Efekt krótkookresowy – zmianę zjawiska jako natychmiastową reakcję na zmianę wartości zmiennej objaśniającej – mierzy mnożnik bezpośredni. Efekt wynikły ze zmian wartości zmiennej objaśniającej w pewnym, dłuższym okresie ucieleśnia skumulowany mnożnik długookresowy.

METODA

Najogólniej, dynamiczne modele ekonometryczne uwzględniają czynnik czasu pod postacią samoistnej zmiennej egzogenicznej, bądź poprzez wykorzystanie zmiennej opóźnionej. Wśród różnej postaci modeli dynamicznych ze zmienną egzogeniczną w postaci czasu najbardziej popularne są modele tendencji rozwojowej, gdzie czas jest jedyną zmienną objaśniającą. Największą wadą trendów w relacji do modeli przyczynowo opisowych są ich ograniczone zdolności poznawcze. Zaletą natomiast jest możliwość dokonania syntetycznego opisu dynamiki zjawiska poprzez określenie jego kierunku i tempa. Dodatkowo, w odniesieniu do zagadnień abstrakcyjnych, niemierzalnych, dla których dane pomiarowe są niedostępne w prosty sposób, czynnik czasu może pełnić w modelu rolę zmiennej zastępczej. Zmienna taka może reprezentować na przykład postęp techniczny lub kumulację wiedzy.

Odmienną kategorię stanowią modele dynamiczne zawierające opóźnione wartości zmiennych egzogenicznych i zmiennej endogenicznej. Pozwalają one na analizowanie procesów, w których wpływ zmiennych objaśniających nie jest natychmiastowy, gdzie zmiana zmiennej objaśnianej objawia się z pewnym opóźnieniem wynikającym z przyczyn technicznych, instytucjonalnych lub psychologicznych [Gujarati 1995].

Do oceny wpływu różnych czynników na poziom produkcji rolnictwa zastosowanie mogą znaleźć modele szeregów czasowych zawierające zmienne opóźnione. Model z rozkładem opóźnień (z opóźnionymi wartościami zmiennej objaśniającej) przyjmuje formę:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Model (4) objaśnia bieżące wartości zmiennej zależnej poprzez bieżące i opóźnione wartości zmiennej niezależnej rozdzielając wpływ zmiennej X na zmienną Y w czasie. Współczynniki $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ to oceny wpływu poszczególnych opóźnionych wartości zmiennej X na bieżącą wartość zmiennej zależnej. Można także wyspecyfikować model, dla którego liczba opóźnień k nie jest określona a priori:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Model, w którym składnik losowy ε_t spełnia odpowiednie założenia klasyczne, a zmienna zależna jest prognozowana po części również w oparciu o jej wartości z okresów uprzednich nazywany jest autoregresyjnym modelem z rozkładem opóźnień:

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Współczynnik β_0 jest oceną wpływu zmiennej niezależnej na zmienną zależną w tym samym okresie i powszechnie jest określany mianem mnożnika krótkookresowego. Długofalowe oddziaływanie zmiennej niezależnej na badane zjawisko odzwierciedla suma współczynników β_i , którą można oznaczyć jako β i określić mianem mnożnika długookresowego:

$$\beta = \sum_{i=1}^k \beta_i. \quad (7)$$

Do estymacji modelu z rozkładem opóźnień można stosować metodę najmniejszych kwadratów (MNK), jednak ponieważ a priori nie jest znana maksymalna wartość opóźnienia k zachodzi konieczność sekwencyjnego szacowania modeli z kolejnymi opóźnieniami do momentu aż wprowadzana zmienne okaże się statystycznie nieistotna. Ponieważ wartość opóźnienia k nie jest znana, szczególnie przy krótkich szeregach danych szybko maleje liczba stopni swobody, co:

- utrudnia wnioskowanie statystyczne,
- wprowadza element współliniowości dla opóźnionych zmiennych.

Alternatywną metodą szacunku efektu krótko- i długookresowego może być nałożenie na parametry modelu autoregresyjnego ograniczeń, że parametry β_k są jednakowego znaku i maleją geometrycznie, co oznacza zmniejszający się wpływ kolejnych opóźnień na efekt zmiennej zależnej. W tym ujęciu kolejne parametry β_k powiązane są relacją:

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k, \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (8)$$

Parametr λ nosi nazwę stopy zaniku rozkładu opóźnień i przyjmuje wartości z przedziału: $0 < \lambda < 1$.

Po transformacji [Gujarati 1995]

$$y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t, \quad (9)$$

model z rozkładem opóźnień można przekształcić w model z elementem autoregresyjnym o postaci:

$$y_t = \delta_0 + \beta_0 x_t + \lambda y_{t-1} + v_t, \quad (10)$$

zwany modelem Koycka [Koyck 1954], gdzie:

$$v_t = e_t + \lambda e_{t-1}. \quad (11)$$

Mnożnik długookresowy β , który jest sumą nieskończonego ciągu geometrycznego o początkowym wyrazie β_0 i ilorazie λ przedstawia formuła:

$$\beta = \beta_0 \frac{1}{1 - \lambda}. \quad (12)$$

Element $1 / (1 - \lambda)$ reprezentuje długookresowy wpływ zmiany X_t na Y_t .

Franses [2004] zauważa, że odwołania do transformacji Koycka są jednymi z najczęstszych powodów cytowań w literaturze ekonometrycznej swojej epoki, a nawet obecnie przekształcenie to jest źródłem inspiracji dla wielu artykułów naukowych.

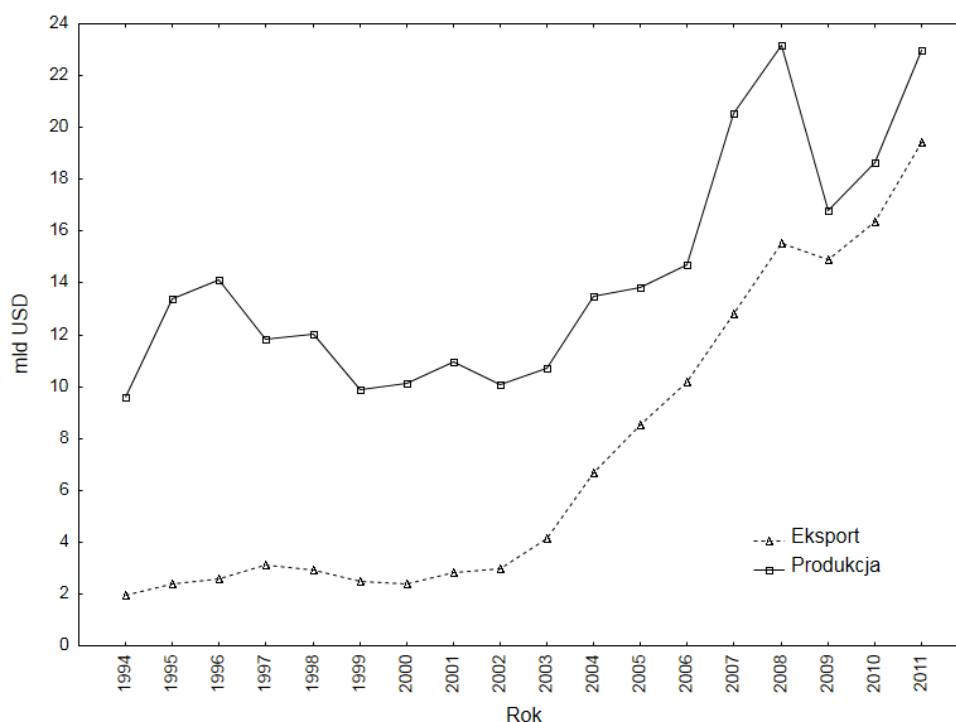
EKSPORT A PRODUKCJA POLSKIEGO SEKTORA ROLNEGO

W latach 1994 – 2011, zarówno produkcja polskiego rolnictwa, jak i eksport produktów opartych na surowcach rolnych – na ogół rok do roku – wykazywały wzrosty (Rysunek 1). W rozważanym okresie odnotowano niemal 10-krotny wzrost eksportu (startujący jednak z niskiego pułapu) oraz około 2,5-krotne zwiększenie produkcji polskiego rolnictwa. Średnioroczne tempo wzrostu produkcji rolnej mierzone w tym okresie współczynnikiem kierunkowym regresji liniowej wyniosło 0,622. Analogiczne tempo wzrostu eksportu produktów sektora rolno-żywnościowego było niemal dwukrotnie wyższe i osiągnęło wartość 1,020. Należy dodatkowo podkreślić stabilniejszy charakter przebiegu szeregu dla danych odnośnie wymiany handlowej z zagranicą.

Rozpatrując badane tendencje jako przyrosty rok do roku (Rysunek 2) także można wnioskować o trendach wzrostowych obu zjawisk. Niemniej, eksport produktów rolno-spożywczych za wyjątkiem anomalii w roku 2009 charakteryzuje

się bardziej równomiernymi zmianami. Produkcja rolna wykazuje relatywnie większy zakres zróżnicowania – szczególnie silny spadek nastąpił w roku 2009 – jednak również należy w tym procesie dopatrywać się w rozważanym okresie tendencji wzrostowej. Tempo wzrostu produkcji szacowane współczynnikiem kierunkowym trendu liniowego (0,089) jest niższe niż odpowiadający mu wskaźnik wzrostu eksportu (0,148).

Rysunek 1. Eksport i produkcja polskiego sektora rolnego w latach 1994-2011 (mld USD)



Źródło: obliczenia własne

Rozważając zagregowaną funkcję produkcji rolnictwa (P)

$$P_t = f(E_t, E_{t-1}, \dots) \quad (13)$$

jako odpowiedź na zmiany wielkości eksportu rolno-żywnościowego (E) zakładamy, że produkcja sektora rolnego jest warunkowana zarówno bieżącymi wartościami eksportu, jak i opóźnionymi wartościami produkcji. Parametry tego modelu winny być dodatnie i malejące dla kolejnych opóźnień. W wyniku transformacji Koycka otrzymujemy następujący model:

$$P_t = \delta_0 + \beta_0 E_t + \lambda P_{t-1} + v_t \quad (14)$$

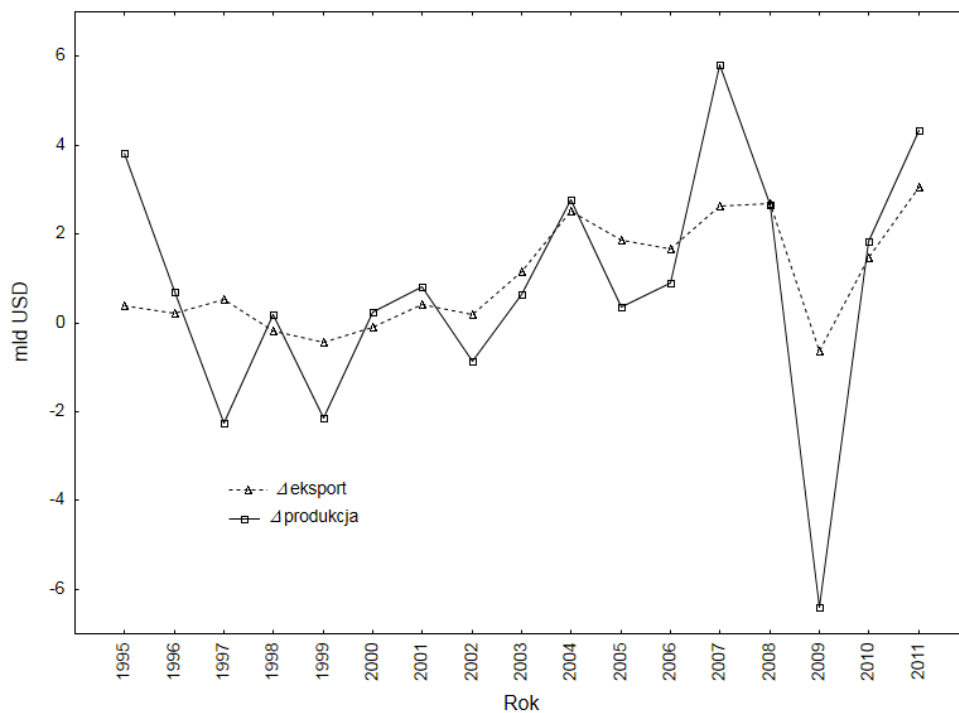
Model ten oszacowany dla polskiego sektora rolno-żywnościowego przyjął postać (w nawiasach podano błędy standardowe oszacowań parametrów):

$$\Delta P_t = -587963 + 1,101 \Delta E_t + 0,366 \Delta P_{t-1}$$

(0,390) (0,096)

Skorygowane R^2 dla modelu wyniosło 0,802, a wartość istotności $p < 0,005$. Autokorelacja reszt przyjęła niewielką wartość (-0,0394), co przy szesnastu obserwacjach wykorzystanych do oszacowania parametrów czyni model akceptowalnym.

Rysunek 2. Doroczne przyrosty eksportu i produkcji polskiego sektora rolnego w latach 1995 – 2011 (mld USD)



Źródło: obliczenia własne

Do estymacji wykorzystano dane za lata 1994 – 2011. W procesie estymacji użyto przyrosty zmiennych ($\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$; $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$) zamiast ich oryginalnych wartości z uwagi na niestacjonarność zmiennych, co wpłynęło na skrócenie szeregu. Ze względu na użycie w modelu opóźnionej zmiennej objaśnianej jako zmiennej objaśniającej i z uwagi na możliwość wystąpienia autokorelacji składnika losowego do szacunku parametrów zastosowano podwójną metodę najmniejszych kwadratów z wykorzystaniem zmiennych instrumentalnych.

W następstwie przyjętej specyfikacji modelu zaszła konieczność użycia testu mnożnika Lagrange'a do oceny występowania autokorelacji składnika losowego. Statystyka testu mnożnika Lagrange'a autokorelacji składnika losowego wynosi $LM = 1,840$ z wartością $p = 0,399$, co świadczy że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji składnika losowego.

Odwołując się do wzoru (8) można przekształcić oceny parametrów modelu (14) do postaci wyjściowej. Współczynniki w przekształconym modelu maleją zgodnie z założeniem, na którym bazuje transformacja Koycka. Na przyrost produkcji sektora rolnego w roku 2011 wpływa przyrost wartości eksportu w kolejnych latach w coraz mniejszym stopniu:

$$\Delta P_t = -927386 + 0,403\Delta E_t + 0,147\Delta E_{t-1} + 0,054\Delta E_{t-2} + 0,020\Delta E_{t-3} + 0,007\Delta E_{t-4} + \dots$$

W tym ujęciu mnożnik krótkookresowy przyjmuje wartość ($\beta_0 = 1,101$), co oddaje natychmiastową reakcję przyrostu produkcji na przyrost wartości eksportu. Mnożnik długookresowy wynoszący ($\beta = 1,737$) jest oszacowaniem całościowego wpływu przyrostów eksportu (ΔE) na zagregowany przyrost produkcji (ΔP) sektora rolnego po uwzględnieniu wszystkich efektów opóźnień. Oznacza on, że skumulowany efekt przyrostu eksportu o 1 USD skutkuje wzrostem produkcji polskiego sektora rolnego o 1,737 USD. W zestawieniu z wartością mnożnika długookresowego oszacowanie efektu natychmiastowego sugeruje występowanie pewnego stopnia inercji reakcji produkcji rolnej na przyrost eksportu.

PODSUMOWANIE

Rozwój sektora żywnościowego obecnie nie jest determinowany możliwościami wytwórczymi. Perspektywicznym kierunkiem pokonania ograniczeń wzrostu ze strony popytowej jest eksport. Do oszacowania wpływu eksportu na produkcję polskiego sektora rolnego wykorzystano model szeregów czasowych z rozkładem opóźnień oraz elementem autoregresyjnym. Parametrów modelu z rozkładem opóźnień nie należy interpretować ściśle, tak jak parametrów zwykłego modelu regresji ze względu na powiązania między wartościami bieżącymi zmiennych i ich opóźnieniami. W wyniku, interpretowany jest efekt natychmiastowy oraz efekt długookresowy.

Stosownie do transformacji Koycka współczynniki w przekształconym modelu maleją, co obrazuje zanikający wpływ jednostkowego przyrostu wartości eksportu w kolejnych latach jako efektu stymulującego wzrost produkcji polskiego rolnictwa. Mnożnik długookresowy przyjmuje wartość wyższą o 63% od mnożnika krótkookresowego, co sugeruje występowanie umiarkowanego opóźnienia w czasie transmisji całkowitej stymulacyjnej roli eksportu dla wzrostu produkcji. Krótkookresowo, wzrost produkcji nawet przewyższa przyrost eksportu.

BIBLIOGRAFIA

- Baharumshah A. Z., Rashid S. (1999) Exports, Imports and Economic Growth in Malaysia: Empirical Evidence Based on Multivariate Time Series, *Asian Economic Journal*, No. 13, pp. 389 – 406.
- Bobińska K. (1982) Bariery rozwoju w gospodarce centralnie planowanej, *Ekonomista*, 3/4, str. 377 – 399.
- Franses P. H., 2004, Fifty years Since Koyck (1954) *Statistica Neerlandica*, Vol. 58(4), pp. 381 – 387.
- Gallup J., Radelet S., Warner A. (1997) Economic growth and the income of the poor, CAER Discussion Paper No. 36, Harvard Institute for International Development, Cambridge, MA.
- Gospodarowicz M., Karwat-Woźniak B. (2009) Zmiany w technikach i organizacji produkcji gospodarstw wysokotowarowych oraz ich wpływ na kondycję ekonomiczną tych jednostek, Raport Programu Wieloletniego nr 159, IERiG -PIB, Warszawa.
- Gujarati D. N. (1995) Basic econometrics, McGraw-Hill, New York.
- Koyck L. M. (1954) Distributed lags and investment analysis, Amsterdam, North-Holland Publishing Company.
- Kupiec L. (1993) Rozwój społeczno-gospodarczy, Uniwersytet Warszawski, Filia w Białymstoku, Białystok.
- Łukaszewicz A. (1979) Rozwój społeczno-gospodarczy. Studia o strategii i planowaniu, PWE, Warszawa.
- Rembisz W. (2007) Mikroekonomiczne podstawy wzrostu dochodów producentów rolnych, Vizja Press & IT, Warszawa.
- Rembisz W., Sielska A., Bezat A. (2011) Popytowo uwarunkowany model wzrostu produkcji rolno-żywnościowej, IERiG-PIB, Warszawa.
- Timmer P. (1986) Getting process right. The scope and limits of Agricultural Policy, Cornell University Press, Ithaca.

EXPORTS OF AGRI-FOOD PRODUCTS AND PRODUCTION OF POLISH AGRICULTURE – A FINITE DISTRIBUTED LAG MODEL

Abstract: The aim of the study is to investigate the relationship between the agro-food exports and production of the Polish agricultural sector. The export impact on agricultural production was assessed by using methods of time series analysis. Because of limited number of observations and possible problem of multicollinearity at the stage of estimation of a finite distributed lag model the Koyck transformation was employed as an alternative to ad hoc procedure for selection the structure of distributed lag model.

Keywords: agricultural exports, agricultural production, Koyck transformation