AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

STOWARZYSZENIE EKONOMISTÓW ROLNICTWA I AGROBIZNESU
Roczniki Naukowe ● tom XVII ● zeszyt 2

Bazyli Czyżewski, Adam Majchrzak

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

ZWIĄZEK DOCHODÓW, CEN I PRODUKTYWNOŚCI W ROLNICTWIE W POLSCE – UJĘCIE MAKROEKONOMICZNE[1]

RELATIONS OF INCOMES, PRICES AND PRODUCTIVITY IN AGRICULTURE IN POLAND – MACROECONOMIC APPROACH

Słowa kluczowe: dochody rolnicze, zawodności rynku, produktywność w rolnictwie, interwencjonizm
Key words: agricultural incomes, market failure, productivity, intervention

Abstrakt. Podjęto próbę zbadania makroekonomicznych relacji cen, produktywności i dochodów w polskim rolnictwie w kontekście zmian, jakie zachodzą we wspólnej polityce rolnej UE. Opracowano makroekonomiczny model, który objaśnia te relacje oraz potwierdza występowanie zawodności rynku w rolnictwie w Polsce. Dowodzi on istnienia zastanawiającej, wymiennej relacji między realną produktywnością czynników wytwórczych w rolnictwie a dochodami rolniczymi (nadwyżką ekonomiczną) w warunkach oczekiwań adaptacyjnych. Wynika z niego także dominujący wpływ na kształtowanie dochodów w tym sektorze nożyc cen, a nie wydajności produkcji. Postawiono hipotezę, że korygowanie mechanizmu rynkowego w rolnictwie jest obiektywną koniecznością. Niemniej uzyskiwane w ramach WPR dopłaty nie pełnią korekcyjnej roli, utrwalając efekt Kinga.

Wstęp

W rozwijanym w Unii Europejskiej (UE) paradygmacie rolnictwa zrównoważonego, ziemia świadczy nowe użyteczności, które mają charakter dóbr publicznych [Buckwell 2009, Czyżewski, Brelik 2013, *Dobra publiczne*... 2010, Majchrzak 2015, Wilkin 2010][2]. To powoduje konieczność odmiennego podejścia do problemu zawodności rynku w rolnictwie. W modelu rolnictwa zrównoważonego są one bowiem nieuniknione, ponieważ rynek z założenia nie wycenia dóbr publicznych. Próbą takiej wyceny są jednak niektóre instrumenty wspólnej polityki rolnej (WPR) UE, finansowane z podatków płaconych przez społeczeństwa UE. W tym kontekście należy ponownie rozpatrzyć mechanizmy kształtowania cen i dochodów w rolnictwie, również znane od XVII wieku „prawo Kinga" [Heberton 1967]. Jeśli bowiem efekt Kinga występuje, mimo nowych uwarunkowań, to jest on skutkiem zawodności rynku, polegającym na tym, że przemysł spożywczy dąży do realizacji rent monopolowych i stosuje dyktat cenowy względem znacznie słabszych kapitałowo dostawców surowców[3]. Polityka rolna, propagując model rolnictwa zrównoważonego w UE, nie może być obojętna wobec efektu Kinga, ponieważ w tych warunkach nie ma on teoretycznego uzasadnienia po stronie popytowej.

Powyższe okoliczności powodują, że zależności makroekonomiczne cen, dochodów i produkcji w rolnictwie powinny być ponownie zbadane w kontekście nowego paradygmatu. Wyższa realna

[1] Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2013/11/B/HS4/00572. Artykuł stanowi przyczynek do szerszych badań, które kontynuowane zostały w ramach publikacji *Market versus agriculture in Poland – macroeconomic relations of incomes, prices and productivity in terms of the sustainable development paradigm* zgłoszonego w wersji anglojęzycznej do publikacji w czasopiśmie Technological and Economic Development of Economy.

[2] W literaturze przedmiotu dobra publiczne dostarczane przez rolnictwo są identyfikowane z efektami zewnętrznymi działalności rolniczej. Takie podejście jest jednak zbyt wąskie, ponieważ część dóbr publicznych może być wynikiem świadomego działania mającego na celu ich produkcję [Brelik 2004].

[3] Zdaniem autorów efekt ten obecnie pojawia się z pewnym opóźnieniem wskutek oczekiwań adaptacyjnych w rolnictwie, które dotychczas nie były uwzględniane modelach funkcjonowania rynków rolnych. Chodzi tu nie tylko o oczekiwania w samym rolnictwie, ale także o problem asymetrii informacyjnej między rolnictwem a jego otoczeniem rynkowym, w wyniku której oczekiwania są bardziej racjonalne poza rolnictwem.

produktywność sektora wynikająca np. z innowacji technicznych lub organizacyjnych, powinna przynieść dodatkowe i proporcjonalne korzyści dla właścicieli środków produkcji, a niższa wydajność powinna przynieść straty. Jeśli tak nie jest, następuje „drenaż nadwyżki". Oznacza to, że sektor nie zwiększa nadwyżki (przychodów), mimo realnego wzrostu wydajności. Tymczasem inne sektory czerpią zyski nieuzasadnione przez zmiany realnej wydajności [Czyżewski 2013a,b].

Celem artykułu była w pierwszej kolejności identyfikacja występowania w polskim rolnictwie zawodności rynku, co przeprowadzono wykorzystując analizę makroekonomicznych relacji cen, produktywności i dochodów w badanym sektorze w kontekście ewolucji wspólnej polityki rolnej (WPR) po 1992 roku. Następnie na podstawie analizy macierzy *input-output* dla sektora rolnego, podjęto się oceny struktury przepływu rent ekonomicznych w danym roku oraz zmiany wartości w czasie. Na tej podstawie możliwe było określenie, czy subsydia w ramach WPR korygują występujące zawodności i na ile usprawniają działanie rynku. Postawiono hipotezę, że korygowanie mechanizmu rynkowego w rolnictwie jest obiektywną koniecznością, niemniej dopłaty bezpośrednie (płatności obszarowe) nie pełnią korekcyjnej roli.

Materiały i metodyka badań

Opracowano makroekonomiczny model, który objaśnia relacje cen, produktywności i dochodów oraz mechanizm powstawania zawodności rynku w rolnictwie w Polsce. Mając na uwadze zaobserwowane zależności w zakresie wymiennej relacji stopy wzrostu dochodów (nadwyżki) w rolnictwie i realnej produktywności opóźnionej o rok oraz wprost proporcjonalnych zmian dochodów i indeksu cen zbytu surowców rolnych w Polsce (szczególnie widoczne w lokalnych maksimach i minimach cyklu koniunkturalnego w rolnictwie) przyjęto, że oczekiwania cenowe w rolnictwie w Polsce mają charakter adaptacyjny. Badane zależności zostały poddane analizie w oparciu o funkcję hiperboliczną, w której dochody są ujemnie skorelowane z produktywnością realną rolnictwa opóźnioną o jeden okres. Uwzględniono również zmianę dochodów (nadwyżki) w rolnictwie z tytułu dynamiki cen środków produkcji i inflacji, co wyrażono indeksem nożyc cen, obliczonych jako relacja cen produktów sprzedawanych w gospodarstwach indywidualnych w rolnictwie do cen produktów kupowanych przez te gospodarstwa (w tym konsumpcji). Ostateczna postać analityczna makroekonomicznej funkcji dochodów (nadwyżki) w rolnictwie ma według autorów postać:

$$S = \mu + \delta \frac{1}{AO_{t-1} \div AI_{t-1}} + \varphi \left(\frac{AP_O}{AP_i} \right) \tag{1}$$

gdzie:

S – stopa nadwyżki ekonomicznej (indeks, t-1 = 100) przy braku subsydiów,

$\frac{AO_{t-1}}{AI_{t-1}}$ – produktywność nakładów w rolnictwie, ceny stałe (indeks, t-1 = 0) z poprzedniego okresu (opóźnienie o jeden okres),

AO – indeks efektów w rolnictwie (ceny stałe, t-1 = 100),

AI – indeks nakładów w rolnictwie (ceny stałe, t-1 = 100),

$\frac{AP_O}{AP_i}$ – nożyce cen,

AP_o – indeks cen produktów sprzedawanych przez gospodarstwa prywatne (t-1 = 100),

AP_i – indeks cen produktów i usług nabywanych przez gospodarstwa prywatne (t-1 = 100),

μ, δ, φ – parametry

Powyższa funkcja ma charakter makroekonomiczny i opisuje uniwersalne, zdaniem autorów, mechanizmy kształtowania nadwyżki ekonomicznej w dziale rolnictwa, w którym dominują gospodarstwa indywidualne i w sytuacji, gdy nie ma interwencjonizmu agrarnego. Siła opisanych związków zależy jednak od zasobów pracy własnej i bezrobocia ukrytego w rolnictwie, możliwości eksportu surowców rolnych, stopnia asymetrii informacyjnej w relacji rolnictwa z jego otoczeniem rynkowym oraz współczynników elastyczności cenowej popytu na produkty rolne i elastyczności ich podaży (przyjmuje się założenie, że są one odpowiednio mniejsze od -1 i 1).

W kolejnym kroku do analizy włączono subsydia w ramach polityki rolnej, a tym samym oszacowano następującą postać analityczną funkcji:

$$S_{SUB} = \mu + \delta \frac{1}{AO_{t-1} \div AI_{t-1}} + \varphi \left(\frac{AP_O}{AP_i} \right) + \alpha D \tag{2}$$

gdzie:

S_{SUB} – stopa nadwyżki ekonomicznej przy łącznych subsydiach (indeks, t-1 = 100),

D – łączna stopa subsydiów (indeks, t-1 = 100),

α – parametr,

Pozostałe oznaczenia, jak w równaniu 1.

Do oszacowania parametrów funkcji zastosowano metody estymacji nieliniowej (Gaussa--Newtona) oraz regresję linearyzowaną (transformacja typu $y = 1/x$, metoda NMK). Następnie obliczono współczynniki B standaryzowane, współczynniki korelacji cząstkowej oraz semi--cząstkowej, w celu oceny relatywnego wkładu poszczególnych zmiennych w różnych wariantach funkcji. Oszacowano także parametry testu Durbina-Watsona celem oceny autokorelacji reszt. Weryfikacji poddano także normalność rozkładu reszt. Oszacowano parametry ww. funkcji na podstawie danych statystycznych z bazy EUROSTAT oraz GUS (dane roczne dla lat 1996-2013).

Wyniki

Na podstawie modelu 1 oszacowano następującą postać funkcji (tab. 1 i 2):

Tabela 1. Oszacowanie parametrów modelu 1
Table 1. Estimation of model 1 parameters

Wyniki regresji linearyzowanej/*Results of linear regression:*
Zmnienna zależna/*Dependent variable Surplus rate*
Wielor. R /*Multiple R* = ,89792338
F = 31,21296
R^2= ,80626640 df = 2,15
Liczba przyp./*No. of cases* 18
Skoryg. R^2/*Adjusted* R^2= ,78043526
p = ,000005
Błąd standardowy estymacji/*Standard estimation error:* ,098774523
Wyraz wolny/*Absolute term:* -2,669836177
Błąd std./*Std. error*: ,4882201
t(15) = -5,469
p = ,0001
DW: 2.28; dl = 1,04607
du = 1,53525/ *inconclusive range*: 2,46447-2,92570/ *no serial correlation*

Estymacja nieliniowa – metoda Gaussa-Newtona/*Non-linear estimation – Gauss-Newton method:*
Model: $Y = a + b*(1/X_1) + c*X_2$
Zmienna zależna/*Dependent variable: Surplus rate*
Zmienne niezależne/*Independent* variables: 2
Funkcja straty/*Loss function:* najmniejszych kwadratów/*least squares*
Wartośc końcowa/*Final value:* ,1463461
Udział wariancji wyjaśnionej/*Share of explained variance*: ,8062664
R =,89792338

	BETA	Błąd st./ *St. error*	B	Błąd st./ *St. error*	*t*(15)	poziom p/ *p-level*
Wyraz wolny/*Absolute term*			-2,66984	0,488220	-5,46851	0,000065
Nożyce cen/Price gap	0,760145	0,116861	2,68316	0,412496	6,50470	0,000010
Produktywność nakładów/ *Productivity of inputs* (trans. 1/X)	0,332646	0,116861	1,09756	0,385580	2,84651	0,012253

Źródło: obliczenia wykonana w oprogramowaniu StatSoft STATISTICA
Source: own calculations performed using StatSoft STATISTICA software

Tabela 2. Korelacje cząstkowe i semi-cząstkowe dla zmiennych z równania 1
Table 2. Partial and semi-partial correlations for variables from equation 1

	Beta dla/ *Beta for*	Cząstkowe/ *Part*	Semicz./ *semi-partial*[1]	Tolerancja/ *Tolerance*	R kwdart./ *R-square*	*t*(15)	poziom p/ *p-level*
Nożyce cen/*Price gap*	0,760145	0,859227	0,739238	0,945748	0,054252	6,504704	0,000010
Produktywność nakładów/ *Productivity of inputs (trans. 1/X)*	0,332646	0,592219	0,323497	0,945748	0,054252	2,846514	0,012253

[1] Różnica pomiędzy korelacją semicząstkową a korelacją cząstkową polega na tym, że w przypadku korelacji semi-cząstkowej odnosimy część zmiennej X_1 (bez części zmiennej X_I, która jest wraz z innymi predyktotrami X_i wspólnie skorelowana ze zmienną *Y*) do „całej" zmiennej *Y* (chodzi więc o „samotny" wpływ zmiennej *X* na *Y*). W korelacji cząstkowej natomiast odnosimy zmienną X_I do części zmiennej *Y* (części, która nie jest wyjaśniona przez inne zmienne X_i). Informuje więc ona, na ile dana zmienna ma wpływ na zmienną zależną, ale tylko tę część jej wariancji, która nie została wyjaśniona przez inne analizowane predyktory/*The difference between semi-partial and partial correlation is that in the case of semi-partial correlation, we refer a part of the* X_I *variable (without that part of* X_I *which, together with other* X_i *predictors, is correlated with the Y variable) to the "entire" Y variable (it thus reflects the "lone" influence of X on Y). In partial correlation, we refer the* X_I *variable to a part of the Y variable (the part which is not explained by other* X_i *variables). It therefore informs us about the size of the influence that a particular variable has on the dependent variable, but only that part of its variance which has not yet been explained by other analyzed predictors.*
Źródło: jak w tab. 1
Source: see tab. 1

$$S = -2{,}67 + 1{,}1\ \frac{1}{AO_{t\text{-}1} \div AI_{t\text{-}1}} + 2{,}68\left(\frac{AP_O}{AP_i}\right) \tag{3}$$

Na podstawie standaryzowanych współczynników Beta oraz korelacji cząstkowych i semi--cząstkowych wywnioskowano, że dominujący udział w objaśnianiu zmian dochodów rolnictwa mają nożyce cen. O połowę słabszy wpływ wywiera natomiast realna produktywność nakładów i co ciekawe, jest to związek odwrotnie proporcjonalny. Niewyjaśniony wpływ – około 20% zmienności, można przypisać czynnikom przypadkowym w rolnictwie (np. zmianom pogody) oraz interwencji państwa, która nie była uwzględniona w tej wersji modelu.

Z interpretacji hiperbolicznej zależności produktywności i dochodów wynika, dla $\delta = 1{,}1$ w warunkach *ceteris paribus*, że wzrost realnej produktywności rolnictwa w okresie poprzednim o 10% prowadzi do spadku stopy dochodów też o 10%, przy czym dynamika tych spadków jest coraz wolniejsza. Z drugiej strony jednak oznacza to, że dopiero relatywnie wysokie przyspieszenie wzrostu produktywności względem roku poprzedniego, tj. powyżej 10% rocznie, skutkuje ujemną stopą wzrostu dochodów w kolejnym okresie, w warunkach *ceteris paribus*. Natomiast średnie tempo zmian produktywności w ciągu roku wynosi tyko 1,8% w analizowanym okresie (średnia geometryczna).

Uwzględnienie w modelu subsydiów prowadzi do następującej postaci modelu 2 (tab. 3 i 4):

$$S_{SUB} = -\,2{,}02 + 0{,}86\ \frac{1}{AO_{t\text{-}1} \div AI_{t\text{-}1}} + 1{,}71\left(\frac{AP_O}{AP_i}\right) + 0{,}49D \tag{4}$$

Na podstawie standaryzowanych współczynników Beta oraz korelacji cząstkowych i semi--cząstkowych wnioskowano, że nadal dominujący udział w objaśnianiu zmian dochodów rolnictwa mają nożyce cen, następnie subsydia (o około 1/3 słabszy wpływ) i podobnie produktywność czynników wytwórczych. Wynika z tego, że interwencja rolna w ramach WPR w niewielkim stopniu obniża ryzyko rynkowe, a nożyce cen i realna produktywność czynników wytwórczych objaśniają ponad połowę zmienności dochodów w rolnictwie. Jednak analizowany parametr przy zmiennej „produktywność" w modelu z subsydiami był mniejszy od 1 (wynosił około 0,86). Oznacza to, że wzrost realnej produktywności czynników o 10% wiąże się ze spadkiem dochodów o niecałe 8%, *ceteris paribus* (w modelu bez subsydiów był to 10%), co oznacza złagodzenie efektu Kinga

Tabela 3. Oszacowanie parametrów modelu 2
Table 3. Estimation of model 2 parameters

Wyniki regresji linearyzowanej/*Results of linear regression:*
Zmienna zależna/*Dependent variable Surplus rate*
Wielor. R /*Multiple* R = ,90841153
F = 17,31107
R^2= ,82521150 df = 3,11
Liczba przyp./*No. of cases:* 15
Skoryg. R^2 *Adjusted* R^2= ,77754191
p = ,000178
Błąd standardowy estymacji/*Standard estimation error:* ,084483648
Wyraz wolny /*Absolute term:* -2,024911587
Błąd std/*Std. error*: ,4531413
t(11) = -4,469
p = ,0009
DW: 2.305912 dl = 0,81396 du = 1,75014; *inconclusive range*: 2,24986-3,18604 *inconclusive solution*

Estymacja nieliniowa – metoda Gaussa-Newtona/*Non-linear estimation – Gauss-Newton method:*
Model: $Y = a + b*(1/X_1) + c*X_2 + d*X_3$
Zmienna zależna/*Dependent variable: Surplus rate*
Zmienne niezależne/*Independent variables*: 3
Funkcja straty/*Loss function:* najmniejszych kwadratów/*least squares*
Wart.końcowa/*Final value:*,07851235
Udział wariancji wyjaśnionej/*Share of explained variance*: ,8252115
R =,90841153

	BETA	Błąd stand./ *Stand. error*	B	Błąd std./ *Std. error*	*t*(11)	poziom p/ *p-level*
Wyraz wolny/*Absolute term*			-2,02491	0,453141	-4,46861	0,000949
Nożyce cen/*Price gap*	0,589584	0,136297	1,71630	0,396764	4,32575	0,001203
Stopa subsydiów/*Subsidies rate*	0,389991	0,130303	0,49036	0,163838	2,99295	0,012233
Produktywność nakładów/ *Productivity of inputs (trans. 1/X)*	0,306458	0,132049	0,86470	0,372587	2,32080	0,040521

Źródło: jak w tab. 1
Source: see tab. 1

Tabela 4. Korelacje cząstkowe i semi-cząstkowe dla zmiennych z równania 2
Table 4. Estimation of model 1 parameters

	Beta dla/ *Beta for*	Cząstk./ *Part.*	Semicz./ *Semi.*	Tolerancja/ *Tolerance*	R-kwadr./ *R-square*	*t*(11)	poziom p/ *p-level*
Nożyce cen/*Price gap*	0,589584	0,793587	0,545282	0,855363	0,144637	4,325746	0,001203
Stopa subsydiów/ *Subsidies*	0,389991	0,669953	0,377277	0,935859	0,064141	2,992954	0,012233
Produktywność nakładów/*Productivity of inputs (trans. 1/X)*	0,306458	0,573323	0,292548	0,911282	0,088718	2,320798	0,040521

Źródło: jak w tab. 1
Source: see tab. 1

(krańcowe spadki dochodów przypadające na jednostkowy wzrost produktywności są mniejsze). Z drugiej jednak strony oznacza to, że każde przyspieszenie wzrostu produktywności względem roku poprzedniego skutkuje ujemną stopą wzrostu dochodów w kolejnym okresie, w warunkach *ceteris paribus*, co wspomniany wyżej niekorzystny efekt rynkowy utrwala.

Podsumowanie i wnioski

Mimo zmian zachodzących w rolnictwie, prawo Kinga wciąż działa, choć ma inny charakter. Efekt Kinga występuje z opóźnieniem z uwagi na oczekiwania adaptacyjne w rolnictwie. Jest to obiektywna przesłanka interwencji państwa w rolnictwie, ponieważ efekt ten należy traktować jako zawodność rynku, która wynika z tego, że rynek nie potrafi wyceniać dóbr publicznych. Niemniej promowanie industrialnego modelu rolnictwa w Polsce [Kowalski i in. 2011] i forsowanie wzrostu wydajności czynników produkcji „za wszelką cenę" służy głównie przemysłowi spożywczemu, który przejmuje renty z tytułu rosnącej produktywności rolnictwa. Ewolucja europejskiego modelu rolnictwa w kierunku rolnictwa zrównoważonego jest więc zasadna. Potwierdza się teza, że rozwój przez zwiększanie produktywności kapitału powoduje nie tylko ujemne efekty zewnętrzne, ale także nie gwarantuje adekwatnego wzrostu dochodów rolniczych [Brelik, Grzelak 2011]. Nie mniej metody subsydiowania rolnictwa powinny kompensować zawodności rynku, ale bez utrwalania mechanizmów ich powstawania. Polityka rolna UE powinna dążyć do waloryzacji przez rynek dóbr publicznych dostarczanych przez rolnictwo oraz do spadku giętkości cen surowców rolnych na etapie przetwórstwa [Tomek, Robinson 2001]. Można to osiągnąć m.in. przez stymulowanie procesów integracyjnych w rolnictwie, rozwój rolnictwa ekologicznego i kreowanie wizerunku rolnictwa tradycyjnego. Natomiast przeciwwagą dla rozwierających się nożyc cen powinien być subsydiowany system ubezpieczeń rolniczych

Literatura

Brelik A. 2004: *Agroturystyka jako czynnik rozwoju przedsiębiorczości na obszarach wiejskich*, Rocz. Nauk. SERiA, t. VI, z. 4, 22-26.

Brelik A., Grzelak A. 2011: *The evaluation of the trends of Polish farms incomes in the FADN regions after the integration with the EU,* J. Agrib. Rural Devel., 2(20), seria Ekonomia, 5-11.

Buckwell A. 2009: *Public foods from private land*, Rural Investment Support for Europe.

Czyżewski B., Brelik A. 2013: *Public goods and intrinsic land productivity – deliberations in the context of the paradigm of sustainable agriculture,* Acta Oeconomia, 13(3).

Czyżewski B. 2013a: *Surplus distribution in Polish agribusiness*, Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis, Oeconomica, 306(73), 7-30.

Czyżewski B. 2013b: *Renty ekonomiczne w gospodarce żywnościowej w Polsce*, PWN, Warszawa, 184-194.

Dobra publiczne i publiczny system interwencji. Raport analityczny. 2010: *Paneuropejski przegląd podejścia państw członkowskich do dostarczania środowiskowych i społecznych dóbr publicznych w programach rozwoju obszarów wiejskich na lata 2007-2013*. European Network for Rural Development, http://ksow.pl/fileadmin/user_upload/ksow.pl/pliki/analizy_ekspertyzy/raport_dobra_publiczne.pdf.

Heberton Evans Jr. G. 1967: *The Law of Demand-The Roles of Gregory King and Charles Davenant,* The Quarterly Journal of Economics, 81/3, 483-492.

Kowalski A., Figiel S., Halamska M. 2011: *Społeczne i ekonomiczne uwarunkowania rozwoju sektora rolno-żywnościowego,* Polish Journal of Agronomy, 7, 29-42.

Majchrzak A. 2015: *Ziemia rolnicza w krajach Unii Europejskiej w warunkach ewolucji wspólnej polityki rolnej*, PWN, Warszawa, 34-37, 40-67.

Tomek W.G., Robinson K.L. 2001: *Kreowanie cen artykułów rolnych*, PWN, Warszawa.

Wilkin J. 2010: Dobra dostarczane przez rolnictwo w świetle teorii dóbr publicznych, [w:] J. Wilkin (red.), *Wielofunkcyjność rolnictwa. Kierunki badań, podstawy metodologiczne i implikacje praktyczne,* Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN, Warszawa, 42-43.

Summary

The research is an attempt of examination of the macroeconomic relation between prices, productivity and incomes in agriculture in Poland in the context of the changes of the CAP. The Authors explain this relation and confirm the existence of market failure in agriculture in Poland in macroeconomic approach. The developed model proves the existence of puzzling, exchangeable relationship between real productivity of production factors in agriculture and agricultural income (economic surplus) under adaptive expectations. It also stems from the dominant influence of sector price scissors, not productivity on incomes. The authors hypothesize that there is a need to correct market mechanism in agriculture, but subsidies do not fulfill the corrective role, capturing the effect of King.

Adres do korespondencji
dr hab. Bazyli Czyżewski, prof. nadzw. UEP, dr Adam Majchrzak
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu
Al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań, tel. (61) 854 30 18, 856 95 78
e-mail: b.czyzewski@ue.poznan.pl, adam.majchrzak@ue.poznan.pl