



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.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Bazyli Czyżewski,
Anna Matuszczak

Determinanty nożyc cen w rolnictwie krajów Unii Europejskiej o zróżnicowanej strukturze agrarnej*

Streszczenie: Wskaźnik produkcji rolnej (*agricultural goods output*) obejmuje ważne zmiany cen surowców rolnych, podczas gdy wskaźnik zużycia pośredniego opisuje ceny nakładów, takie jak: nasiona, sadzonki, energia, nawozy, polepszacze gleby, środki ochrony roślin lub pasz. Stosunek tych dwóch wskaźników jest definiowany jako „luka cenowa” lub „nożyce cen”. W literaturze przedmiotu istnieje wiele modeli wyjaśniania cen produktów rolnych. Jednak kwestia determinant luki cenowej jest rzadko badana. Z tego powodu autorzy postawili sobie za cel oszacowanie długoterminowych modeli regresji luki cenowej w rolnictwie dla wybranych krajów europejskich, które reprezentują różne struktury agrarne. Powadzona analiza zakłada kilka etapów. W pierwszym z nich długoterminowe indeksy cenowe (od 1980 do 2014 roku) zostały obliczone na podstawie danych Eurostatu i FAOSTAT dla wszystkich dostępnych produktów rolnych i nakładów w krajach UE-27. Następnie zagregowane indeksy ważono wielkością produkcji lub konsumpcji pośredniej na podstawie średnich wskaźników cen dla poszczególnych nakładów lub efektów. W drugim etapie przeprowadzono analizę skupień opartą na wykorzystaniu czynnika ziemi przez poszczególne gospodarstwa rolne w krajach UE-27. W trzecim etapie wybrano do badań po trzy kraje reprezentujące najbardziej skrajne z wyróżnionych klastrów (z rolnictwem rozdrobnionym oraz wysokowydajnym, silnym ekonomicznie) i oszacowano dla ich rolnictwa modele ekonometryczne luki cenowej, gdzie indeksy efektów i nakładów są zmiennymi niezależnymi. Interesująca jest obserwacja, że marginalne efekty są znacznie

Autor jest pracownikiem naukowym Katedry Edukacji i Rozwoju Kadr oraz członkiem Zespołu Badawczego Katedry Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, ul. Powstańców Wlkp. 16, 60-101 Poznań (e-mail: b.czyzewski@ue.poznan.pl).

Autorka jest pracownikiem naukowym Katedry Makroekonomii i Gospodarki Żywnościowej Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań (e-mail: anna.matuszczak@ue.poznan.pl).

* Artykuł został napisany w ramach projektu finansowanego przez Narodowe Centrum Nauki na podstawie decyzji OPUS 6 UMO-2013/11/B/HS4/00572.

silniejsze w modelach dla krajów, gdzie mamy do czynienia z rolnictwem intensywnym i na dużą skalę (jak we Francji, Wielkiej Brytanii i Danii), aniżeli w krajach o rozdrobnionej strukturze agrarnej, takich jak Grecja, Portugalia i Irlandia.

Słowa kluczowe: ceny rolne, luka cenowa, nożyce cen, struktura agrarna.

1. Wprowadzenie

W Europie występuje duża różnorodność warunków naturalnych, klimatu, czynników makroekonomicznych i praktyk rolniczych. Znajdują one odzwierciedlenie w szerokiej gamie produktów spożywczych i napojów, ale i pasz dla zwierząt, jak również surowców do produkcji przemysłowej. Można uznać, że produkty rolne przyczyniają się do określenia tożsamości kulturowej Europejczyków.

Analiza danych dotyczących cen zwykle zakłada odniesienie wskaźników cen do roku poprzedniego. Porównanie ich w długim okresie wiąże się z koniecznością zbadania ich sekularnych trendów, cykliczności, a także stacjonarności szeregów czasowych, aby określić, na ile zmiany cen mają charakter egzogeniczny. Chociaż relacje cen pojedynczych towarów mogą być badane niezależnie, to ogólne wnioski można wyprowadzić tylko na podstawie analiz wartości przeciętnych, obejmujących dany zestaw lub grupę surowców czy towarów. Wskaźnik produkcji rolnej obejmuje ważone zmiany cen surowców rolnych, podczas gdy wskaźnik zużycia pośredniego opisuje wahania cen nakładów, takich jak nasiona, sadzonki, energia, nawozy, środki ochrony roślin lub pasze. Stosunek tych dwóch wskaźników jest definiowany jako „luka cenowa” lub „nożyce cen”. W literaturze tematu można znaleźć wiele modeli cen produktów rolnych. Zauważa się, że w ciągu ostatnich kilku lat nastąpił wzrost zmienności cen kluczowych surowców. To zaś zwiększyło ryzyko produkcyjne rolników. Głównym celem prognozowania cen surowców rolnych jest danie producentom rolnym możliwości dokonywania bardziej świadomych decyzji i zarządzania ryzykiem cenowym (Mellor, Raisuddin 1989; Ticlavilca, Feuz, McKee 2010). Jednak kwestia modelowania determinant luki cenowej rzadko jest podejmowana i ma bardziej wymiar teoriopoznawczy.

Głównym celem artykułu jest oszacowanie długoterminowych modeli regresji luki cenowej dla rolnictwa różnych krajów europejskich, które reprezentują odmienne struktury agrarne¹. Artykuł wskazuje również na zmiany, jakie dokonały się w zakresie oddziaływania wspólnej polityki rolnej UE na ceny surowców rolnych. Analiza zakłada kilka etapów. W pierwszym z nich zostały obliczone długoterminowe indeksy cenowe (od 1970 do 2014 r.) dla wszystkich dostępnych produktów

¹ Skrócona wersja tej analizy w języku angielskim jest dostępna jako materiał seminaryjny w Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

rolnych i nakładów w krajach UE-27. W drugim etapie przeprowadzono analizę skupień bazującą na wykorzystaniu czynnika ziemi przez rolnictwo poszczególnych krajów europejskich. W trzecim etapie wybrano do badań po trzy kraje reprezentujące dwa dominujące skupienia i oszacowano dla nich modele ekonometryczne luki cenowej w rolnictwie, gdzie poszczególne indeksy efektów i nakładów są zmiennymi niezależnymi.

2. Polityka rolna a ceny surowców rolnych

Wspieranie produkcji rolnej przez subsydiowanie cen surowców ma na celu zapewnienie rolnikom godnego dochodu, porównywalnego do zarobków w innych działach gospodarki narodowej (innymi słowy chodzi o zachowanie parytetu dochodów rolniczych lub zmniejszenie relatywnej depriwacji rolnictwa). Na ten cel była ukierunkowana wspólna polityka rolna (WPR) UE do czasów reformy MacSharrego. W latach 90. XX w. stopniowo były zrywane związki wsparcia WPR z produkcją i cenami. Interwencję cenową ograniczano na rzecz interwencji bezpośredniej (poprzez system płatności obszarowych).

W latach 2003, 2008 i 2013 nastąpiły znaczące reformy WPR, których celem było silniejsze prorynkowe zorientowanie sektora rolnego. Reforma z 2003 r. wprowadziła nowy system płatności bezpośrednich, znanych jako system płatności jednolitej, w ramach którego pomoc nie jest już związana z poziomem produkcji (*decoupling*), co ma zagwarantować rolnikom bardziej stabilne dochody. Rolnicy mogą zdecydować, co i ile produkują, wiedząc, że otrzymają taką samą kwotę pomocy, co tym samym pozwala im na dostosowanie produkcji do istniejącego popytu. W 2008 r. wprowadzono kolejne zmiany do WPR, bazując w części na pakiecie reform z 2003 r.

Strategia Europa 2020 obejmuje nowe perspektywy gospodarcze, społeczne, środowiskowe, związane z klimatem i wyzwaniami technologicznymi, zatem przyszła reforma rolna może być bazować na celach rozwoju inteligentnego, zrównoważonego i sprzyjającego włączeniu społecznemu wzrostu gospodarczego, przy jednoczesnym uwzględnieniu bogactwa i różnorodności sektora rolnego w państwach członkowskich UE. W ramach tego procesu Komisja Europejska rozpoczęła w 2010 r. publiczną debatę na temat przyszłości WPR. Jej wynik, w połączeniu z ustaleniami Rady Europejskiej i Parlamentu, skłonił Komisję do przedstawienia w listopadzie 2010 r. komunikatu zatytułowanego „WPR w kierunku 2020: żywność, zasoby naturalne oraz aspekty terytorialne” (COM 2010/672). W grudniu 2013 r. ta najnowsza reforma WPR została formalnie przyjęta przez Parlament Europejski i Radę. Wśród głównych elementów WPR po 2013 r. uwypuklono bardziej sprawiedliwy podział płatności bezpośrednich (z ukierunkowanym wsparciem

i konwergencją celów), możliwość interwencji publicznej i dopłat do prywatnego przechowywania oraz kontynuowanie wsparcia dla rozwoju obszarów wiejskich (Eurostat statistics explained 2016).

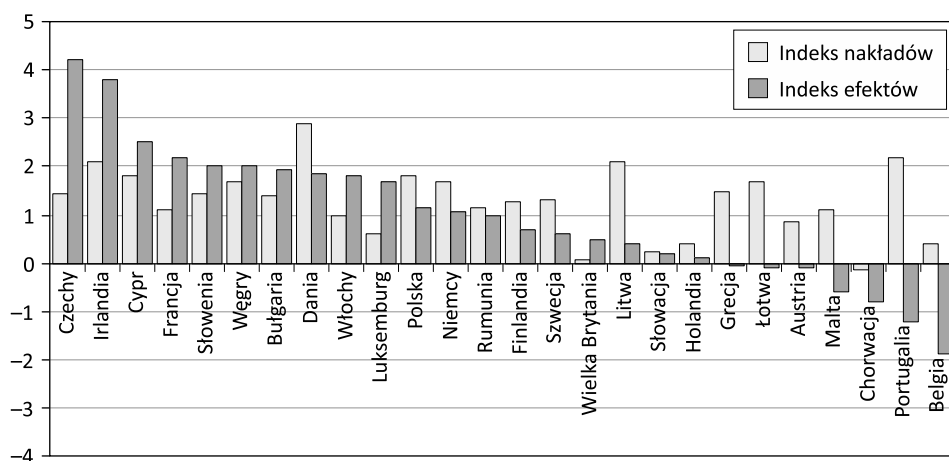
Choć w założeniach WPR nadal pojawia się wątek niższego poziomu dochodów rolniczych niż w innych sektorach gospodarki oraz ograniczeń w dostępie do zewnętrznego kapitału finansowego, kluczowa jest jednak kwestia wynagrodzenia rolnictwa za dostarczanie dóbr publicznych. Komisja Europejska w dokumentach dotyczących celów i kształtu WPR po 2013 r. skoncentrowała się na trzech zagadnieniach, które stanowią cele strategiczne unijnej polityki rolnej. W komunikacie KE z listopada 2010 r. (COM 2010/672) sformułowano je w następujący sposób:

- utrzymanie potencjału produkcji żywności na obszarze całej UE, aby zagwarantować długotrwałe bezpieczeństwo żywnościowe Wspólnoty;
- wsparcie produkcji rolnej prowadzonej w sposób zrównoważony środowiskowo i dostarczającej zróżnicowanej żywności wysokiej jakości oraz pomoc na rzecz aktywnego gospodarowania zasobami naturalnymi służącego zachowaniu krajobrazu wiejskiego, walce z utratą różnorodności biologicznej oraz przyczynianiu się do łagodzenia zmian klimatu;
- zachowanie żywotności społeczności wiejskich, które bazują na rolnictwie tworzącym lokalne miejsca pracy (Wieliczko 2013).

Taka reorientacja WPR teoretycznie powinna skutkować spadkową tendencją cen surowców rolnych i tzw. rozwarciem nożyc cenowych (tj. zmniejszeniem relacji cen produkcji do cen nakładów). Rzeczywiście ceny rolne w UE stopniowo wyrównują się w ostatniej dekadzie z poziomem globalnym, co ma potwierdzenie we wskaźnikach wsparcia typu NRA czy PSE. Jednocześnie rośnie ryzyko niekorzystnych zmian cen produktów rolnych, przed którym w mniejszym stopniu chronią rolników ceny interwencyjne WPR (tzw. *safe net*) (Bucharest University of Economic Studies 2015).

Preferencyjne traktowanie rolnictwa występuje na całym świecie i nie jest cechą wyłącznie krajów wysokorozwiniętych. W krajach południowej Azji rolnictwo jest w ogóle nieopodatkowane lub opodatkowane marginalnie. W rezultacie bardzo niskie opodatkowanie rolnictwa i usług, np. w Pakistanie, przekłada się na wyższe obciążenia podatkowe innych działów (głównie przemysłu). Dochody fiskalne z przemysłu w Pakistanie są około 60 razy większe niż z rolnictwa (World Bank Group 2015). W literaturze tematu najczęściej jednak prezentuje się stanowisko, że w krajach rozwijających się rolnictwo jest opodatkowane, podczas gdy w krajach rozwiniętych sowiec się je dotuje (Poczta-Wajda 2015). Wraz ze wzrostem gospodarczym oraz zmianami w strukturze gospodarki na skutek prowadzonej polityki rolnej zmienia się relacja podziału korzyści i kosztów wobec rolnictwa. Po pierwsze, stosunek populacji pracujących w rolnictwie do ogółu ludności jest coraz

mniejszy. Oznacza to, że zmniejszają się koszty wsparcia dochodów rolniczych na jednego mieszkańca (czyli na osobę zatrudnioną poza rolnictwem), a więc jest to argument zniechęcający do działań przeciwko takiej polityce (Pocza-Wajda 2013; Swinnen 2008). Po drugie, obowiązuje prawo Engla i zauważalny jest spadek udziału wydatków na żywność w wydatkach konsumentów ogółem. Do tego na skutek sprzeciwu opinii publicznej dotacje do rolnictwa zmniejszają się, więc relatywny koszt tego wsparcia dla konsumentów spada (Fischer 2006; Pocza-Wajda 2013). Całokształt tych przesłanek sprawia, że łatwiej jest uzyskać legitymizację społeczną dla bezpośredniego wsparcia dochodów rolniczych argumentem o dostarczaniu przez rolnictwo nowych użyteczności dla konsumentów, tj. szeroko rozumianych dóbr publicznych. Rośnie więc globalna presja na ceny rolne i pogłębia tzw. luka cenowa (malejąca relacja cen produktów rolnych do cen nakładów). Stąd tytułowy problem badawczy: które z produktów i nakładów w rolnictwie w szczególności podlegają tej globalnej presji?



Rysunek 1. Zmiana wskaźników cen nakładów i efektów produkcji rolnej (w latach 2010–2014, średnia roczna stopa zmian, %)

Figure 1. Change in deflated price indices of agricultural input and output, 2010–2014 (average annual rate of change, %)

Źródło: Eurostat (kod bazy danych: apri_pi10_ina and apri_pi10_outa).

Source: Eurostat statistics (online data codes: apri_pi10_ina and apri_pi10_outa).

Po dużych spadkach podczas globalnego kryzysu finansowego większość cen surowców (w tym surowców rolnych) osiągnęła lokalne maksimum w pierwszym kwartale 2011 r. Od tego czasu ceny surowców rolnych spadły systematycznie wskutek słabego popytu globalnego i stałej podaży. W okresie od 2010 do 2014 r.

występowały znaczne różnice między państwami członkowskimi UE w kształtowaniu się urealnionych cen produkcji rolnej. Urealnione ceny produkcji (*output*) wzrosły w 19 państwach członkowskich UE (por. rysunek 1), przy czym największe wzrosty były rejestrowane w odniesieniu do Czech (średni wzrost o 4,2% w skali roku), Irlandii (3,8% rocznie) i Cypru (2,5% rocznie), spadki zaś odnotowano w siedmiu państwach członkowskich UE, z czego największe w Portugalii (–1,2% rocznie) i Belgii (–1,9% rocznie). Zatem przeciętnie tempo zmian cen czynników produkcji (*input*) było większe niż zmiany cen produktów rolnictwa (*output*) (Urząd Publikacji Unii Europejskiej 2002).

Jest to zgodne z opisanym wyżej kierunkiem ewolucji WPR i sformułowanymi na tej podstawie przypuszczeniami autorów. Jednak analiza długoterminowa nie do końca potwierdziła tę konkluzję (o czym mowa dalej).

3. Modele cen rolnych

W krajach, w których produkcja rolna ma względnie wysoki udział w PKB, ceny stanowią ważne zmienne w gospodarce. Szacunki ich zmian są o tyle istotne, że mogą wpływać na plany rządu, politykę makroekonomiczną, jak również działania finansowe podmiotów gospodarczych uczestniczących w łańcuchu przetwórstwa spożywczego. Rząd może wykorzystać prognozy dotyczące rolnictwa do projektowania polityk krajowych i regionalnych, których celem jest zapewnienie wsparcia technicznego i rynkowego do sektora rolnego. Ponadto mogą one usprawnić proces podejmowania decyzji produkcyjnych i sprzedażowych przez rolników, zakupowych i dotyczących przechowywania dla przemysłu spożywczego czy też poprawę ich wydajności. Niektóre kraje rozwijające się czerpią znaczną część swoich dochodów z eksportu podstawowych produktów rolnych. Zmienność cen wpływa na wyniki makroekonomiczne, a tym samym oddziałuje na całą gospodarkę kraju. Zatem prognozy cen rolnych w takich krajach odgrywają ważną rolę, ponieważ konieczne jest ich uwzględnienie w formułowaniu polityki makroekonomicznej (Adalto, Marcelo, Adalto 2014).

Walter C. Labys (2006) dzieli modele prognozujące kształtowanie się cen rolnych na dwie kategorie uwzględniające podejście strukturalne i niestrukturalne. Podejście strukturalne obejmuje modele oparte na interakcji pomiędzy rynkami endogennymi. Modele te bazują na mikroekonomii, ekonometrii i teorii modelowania. W ich ramach można rozróżnić cztery klasy modeli, w których definiuje się: czas jako zmienną zależną; załamania trendu, cykliczność i zmienność. Analizując procesy zależne od czasu, stosuje się modele, które wyjaśniają zmienną objaśnianą, używając do tego wartości opóźnionych. W modelach analizujących trend stosuje się modele, które wyjaśniają oddzielnie trendy, sezonowość, cykliczność

i czynniki losowe. W osobnej grupie modeli analizuje się zachowania cykliczne oraz modeluje wariancję cen rolnych (Adalto, Marcelo, Adalto 2014). Jednym z takich modeli jest model ARIMA. Podejście niestrukturalne obejmuje modele z jednego sektora gospodarki, a analizowane w nich ceny są niezależne od innych zmiennych rynkowych.

Stworzenie wiarygodnej prognozy często jest kluczowe w badaniach ekonomiki rolnictwa. Wiarygodne prognozy powinny być bezstronne oraz mieścić się w wąskim przedziale ufności dla wartości oczekiwanej interesującej nas zmiennej ekonomicznej, a także dawać relatywnie dużą pewność badaczowi, że właściwie przedstawiają prawdopodobieństwo występowania zmiennej. W tym celu wykorzystuje się powszechnie modele szeregów czasowych. Wśród nich uogólniony model autoregresji z heteroskedastycznością warunkową (GARCH) i jego poprzednik, model autoregresji z heteroskedastycznością warunkową (ARCH), okazały się przydatne do modelowania różnorodnych zjawisk związanych z szeregami czasowymi, ponieważ wiele zmiennych w szeregach czasowych jest narażonych na autokorelację, jak również heteroskedastyczność. Niektóre z tych zmiennych nie mają rozkładu normalnego. Standardowe modele GARCH na potrzeby analiz rolniczych stosował Charles B. Moss (Moss 1992 oraz Moss, Shonkwiler, Ford 1990), proponując tzw. GARCH model dla cen spekulacyjnych i stóp zwrotu na podstawie rozkładu t-Studenta (t-GARCH), który jest leptokurtyczny, ale symetryczny. Badacze doszli m.in. do wniosku, że choć model t-GARCH daje najlepsze wyjaśnienie dla obserwacji dziennych, to nie jest on dobrze skalibrowany, ponieważ nie można za jego pomocą wyjaśnić wszystkich obserwowanych anomalii. Rozwiązanie problemu wiarygodności estymacji modeli GARCH zaproponowali Kai-Li Wang ze współpracownikami (2002) oraz Kumar T. Ashutosh (2013).

Z kolei proste modele prognozy cen, tzw. naiwne, sprawdzają się całkiem dobrze w prognozowaniu cen surowców rolnych. Przyjęliśmy więc dalej, że naiwne, liniowe modele „nożyc cen” również sprawdzą się w analizie tytułowego problemu, jako że szeregi czasowe luki cenowej mają rozkład normalny i są na ogół stacjonarne.

Złożone modele, takie jak autoregresyjny zintegrowany model średniej ruchomej (ARIMA), dają bardziej dokładne szacunki. Jednakże praktyczne zastosowanie bardziej skomplikowanych modeli jest ograniczone ze względu na dostępność pożądanых danych i wysoki koszt ich ewentualnego pozyskania.

Z drugiej strony, wyższa zmienność cen surowców rolnych może utrudniać dokładne prognozowanie, przez co proste metody są mniej wiarygodne, natomiast bardziej złożone metody prognozowania nie dają gwarancji solidności predykcji w zmieniającym się otoczeniu rynkowym.

Aby przezwyciężyć te wady, jako alternatywne dla skomplikowanych modeli prognozowania mogą być stosowane procedury *machine learning* (ML). Teoria

ML jest związana z rozpoznawaniem wzorców i wnioskowaniem statystycznym, w którym model jest zdolny do nauki, aby poprawić swoją wydajność na podstawie własnego wcześniejszego doświadczenia. Modele ML są stosowane w modelowaniu ekonomii finansowej. David Enke i Suraphan Thawornwong (2005) wykorzystali metody *data mining* oraz sztucznych sieci neuronowych (SSN) do prognozowania zysków na giełdzie. Henry C. Co i Rujirek Boosarawongse (2007) wykazali, że SSN oraz ARIMA sprawdzają się w prognozowaniu eksportu ryżu. Tamer Shahwan i Martin Odening (2007) używali pewnej hybrydy pomiędzy modelem SSN i ARIMA do prognozowania cen surowców rolnych (Ticlavilca, Feuz, McKee 2010).

4. Metodologia

Jedną z ważniejszych zmian w polityce rolnej było odejście od mechanizmów wsparcia cen, dzięki czemu obecnie ceny pełniej odzwierciedlają działanie sił rynkowych i oddziałują na zmiany w podaży i popycie (Urząd Publikacji Unii Europejskiej, 2002). Celem wskaźników cen zaprojektowanych i opracowanych przez EUROSTAT z pomocą państw członkowskich jest dostarczenie informacji na temat kształtowania się tendencji cen produktów rolnych i cen zakupu środków do produkcji rolnej. Ułatwiają one porównania pomiędzy trendami w cenach producentów i trendów w cenach zakupu środków do produkcji. Nie mogą jednak wyrażać różnic między państwami członkowskimi pod względem absolutnego poziomu cen rolnych (Urząd Publikacji Unii Europejskiej, 2002). Indeks cen produktów rolnych (indeks *output*) opiera się na sprzedaży produktów rolnych, a indeks *input* bazuje na cenach zakupu środków do produkcji rolnej. W pierwszym etapie długoterminowe indeksy cen (od 1980 do 2014 r.) zostały obliczone na podstawie danych Eurostatu (rachunków gospodarczych dla rolnictwa) i FAOSTAT dla cen produktów rolnych dla wszystkich dostępnych produktów rolnych i nakładów w krajach UE-27. Następnie wskaźniki zagregowane ważono wielkością produkcji lub zużycia pośredniego na podstawie średnich wskaźników cen dla poszczególnych efektów (produkcji) lub nakładów (por. tabela 1).

Modelowanie ma więc tu na celu swoistą dekompozycję wskaźnika „nożyc cen”. Trudno wskazać *ex ante* zmienne niezależne, tj. ceny produktów rolnych i środków produkcji, które istotnie kształtują zmienność nożyc cen. Dlatego też do zbioru zmiennych objaśniających włączono ceny wszystkich grup produktów (efektów) i nakładów występujących w rachunku *input-output* dla gospodarstwa rolnego według EU FADN oraz EAA. Dalsze procedury, tj. badanie współliniowości, stacjonarności i regresja krokowa (opisana poniżej), pozwoliły na zawężenie tego zbioru do kluczowych determinant luki cenowej.

Tabela 1. Zmienne niezależne (wskaźniki cen w stosunku do roku poprzedniego) zastosowane do oszacowania funkcji regresji nożyc cen**Table 1.** Independent variables (prices indices related to the previous year) used in price gap regression

Efekty		Kod EUFADN	Nakłady		Kod EUFADN
Zboża	<i>Cereals</i>	SE140	Zużycie pośrednie	<i>Total intermediate consumption</i>	SE305, 330, 331, 275
Rośliny białkowe	<i>Protein crops</i>	SE145	Nasiona i sadzonki	<i>Seeds and planting stock</i>	SE285
Ziemniaki	<i>Potatoes</i>	SE150	Energia	<i>Energy; lubricants</i>	SE345
Buraki cukrowe	<i>Sugar beet</i>	SE155	Nawozy	<i>Fertilisers and soil improvers</i>	SE295
Rośliny oleiste	<i>Oil-seed crops</i>	SE160	Środki ochrony roślin	<i>Plant protection products, herbicides, insecticides and pesticides</i>	SE300
Rośliny przemysłowe	<i>Industrial crops</i>	SE165	Pasze dla zwierząt	<i>Feedingstuffs</i>	SE310, 320
Warzywa i kwiaty	<i>Vegetables & horticulture</i>	SE170	Koszty utrzymania maszyn, budynków i materiałów	<i>Maintenance of materials</i>	SE340
Owoce	<i>Fruits</i>	SE175	Koszty utrzymania maszyn, budynków i materiałów	<i>Maintenance of buildings</i>	SE340
Owoce cytrusowe	<i>Citrus fruit</i>	SE180	Usługi na potrzeby rolnictwa	<i>Agricultural services</i>	SE350
Wino i winogrona	<i>Wine and grapes</i>	SE185			
Oliwki i oliwa z oliwek	<i>Olives & olive oil</i>	SE190			
Rośliny pastewne	<i>Forage crops</i>	SE195			
Mleko krowie	<i>Cows' milk</i>	SE216			
Żywiec wołowy i cielęcy	<i>Beef and veal</i>	SE220			

Tabela 1 – cd.**Table 1 – continued**

Efekty		Kod EUFADN
Żywiec wieprzowy	<i>Pigmeat</i>	SE225
Żywiec barani i kozi	<i>Sheep and goats</i>	SE230
Żywiec drobiowy	<i>Poultrymeat</i>	SE235
Jaja	<i>Eggs</i>	SE240
Produkcja roślinna	<i>Total output crops & crop production</i>	SE135
Produkcja zwierzęca	<i>Total output livestock & livestock products</i>	SE206
Produkcja ogółem	<i>Total output (agricultural goods output)</i>	SE131

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) i Faostat, por. Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Source: own study on the basis of Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) and Faostat databases; see also Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

W drugim etapie przeprowadzono analizę skupień dla krajów UE-27, bazującą na reprezentatywnej próbie gospodarstw rolnych należących do EUFADN, z uwzględnieniem czynnika ziemi. Po wyeliminowaniu współliniowości² do analizy zostały włączone następujące zmienne niezależne:

- wielkość ekonomiczna (w ESU),
- powierzchnia użytkowanych UR (w ha),
- ugory rolnicze (w ha),
- ziemia odłogowana (w ha),
- lasy (w ha),
- WDN (wartość dodana netto) / 1 ESU (w euro).

Na tej podstawie dokonano podziału 136 przeciętnych gospodarstw rolnych poszczególnych regionów UE-27 (reprezentujących w sumie 4 919 580 gospodarstw

² Zmienne cechujące się bardzo wysoką bądź pełną korelacją zostały wyeliminowane.

rolnych w 2012 r.) na cztery klasy zgodnie z metodą klasyfikacji aglomeracyjnej, stosując metodę Warda (por. rysunek 2).

Analiza skupień jest wielowymiarową metodą statystyczną, za pomocą której możemy dokonać podziału dużej grupy obserwacji na mniejsze i bardziej jednorodne grupy. Metoda Warda, będąca hierarchiczną aglomeracyjną metodą grupowania, bazuje na kryterium najmniejszych kwadratów i minimalizuje międzyklastralną sumę kwadratów, maksymalizując w ten sposób jednorodności w obrębie klastra (Everitt i in. 2011). Ten sposób analizy uznaje się za relatywnie efektywny.

Rozłączność wyodrębnionych czterech skupień zweryfikowano za pośrednictwem zalecanego przez Eugeniusza Gatnara i Marka Walesiaka (2004) wskaźnika Silhouette $S(i)$:

$$S(i) = \frac{b(i) - a(i)}{\max[a(i); b(i)]}, \quad 2),$$

gdzie:

$a(i)$ – jest średnią odległością obiektu i od pozostałych obiektów wyróżnionej dla danego podziału klasy P ,

$b(i)$ – jest średnią odległością obiektu i od obiektów z klasy R położonej najbliżej tego obiektu, zgodnie z przyjętą klasyfikacją.

Wartość wskaźnika $S(i)$ przyjmuje wartość z przedziału $< 0,1 >$, a za poziom krytyczny przyjęto wielkość 0,50.

W trzecim kroku dokonano estymacji liniowej „naiwnych” modeli dla wybranych krajów (skupienia 1 – Francji, Wielkiej Brytanii i Danii oraz skupienia 2 – Grecji, Irlandii, Portugalii), wykorzystując metodę KMNK regresji wielorakiej (procedura krokowa wsteczna) z uwzględnieniem tzw. odpornych błędów standardowych (*robust standard errors*). Przetestowano normalność rozkładu zmiennej zależnej (tzn. wskaźnika luki cenowej³ w stosunku do poprzedniego roku). Obliczono macierze korelacji dla istotnych zmiennych niezależnych oraz tzw. statystykę VIF⁴, żeby wykluczyć zmienne współliniowe (zmienne włączone do modelowania nie przekraczają $VIF = 5$). Zweryfikowano (pozytywnie) stacjonarność szeregów czasowych włączonych do analizy oraz sprawdzono ich autokorelację za pomocą testów Durbina–Watsona. Procedura ta doprowadziła do wniosku, że potencjalne endogeniczne oddziaływanie badanych zmiennych jest ograniczone. Autorzy zdają sobie sprawę, że ceny w gospodarce rynkowej (w szczególności w krajach

³ Wskaźnik luki cenowej = wskaźnik produkcji rolniczej (efektów) / wskaźnika spożycia pośredniego (nakładów).

⁴ Variance Inflation Factor opiera się na statystyce R^2 . $VIF = 1/(1-R_j^2)$. Mierzy on, jaka część wariancji estymatora jest powodowana przez to, że zmienna j nie jest ortogonalna względem pozostałych zmiennych objaśniających w modelu regresji.

wysokorozwiniętych) podlegają długookresowej presji deflacyjnej, jak też procesowi sekularnej stagnacji⁵, co może mieć odzwierciedlenie w trendach cen rolnych. W artykule badana jest jednak relacja indeksu cen produktów do indeksu cen nakładów. Zjawiska presji deflacyjnej, jak też sekularnej stagnacji dotyczą obu badanych indeksów. Można dyskutować, czy rynki produktów rolnych nie są w większym stopniu dotknięte przez barierę popytową niż rynki środków wytwarzania dla rolnictwa (maszyny, nawozy, środki ochrony roślin, pasze). Z perspektywy krajów wysokorozwiniętych zapewne tak, ale z punktu widzenia problemu niedożywienia i głodu na świecie już niekoniecznie. Dlatego też przyjmujemy, że wpływ wspomnianych zjawisk na licznik i mianownik indeksu nożyc cen wzajemnie się znosi.

Choć modele cenowe zazwyczaj bazują na funkcji log-liniowej (Malpezzi 2003), istnieją przesłanki, by twierdzić, że prosta funkcja liniowa odzwierciedla w lepszy sposób zmienność luki cenowej. Pamiętajmy, że mamy tu do czynienia z relacją dwóch indeksów jako zmienną objaśnianą. W istocie dokonujemy więc dekompozycji wskaźnika luki cenowej, żeby ocenić, jakie ceny produktów i nakładów mają w nim istotny wkład. Agregatowe indeksy cen (licznik i mianownik wskaźnika nożyc cen), jak wspomniano, są ustalane w procedurze obliczania „liniowej” średniej ważonej. Relacja nożyc cen na zmiany poszczególnych cen produktów/nakładów (*ceteris paribus*) powinna więc również mieć charakter liniowy. Wykresy rozrzutu dla luki cenowej i cen produktów rolnych potwierdziły to założenie.

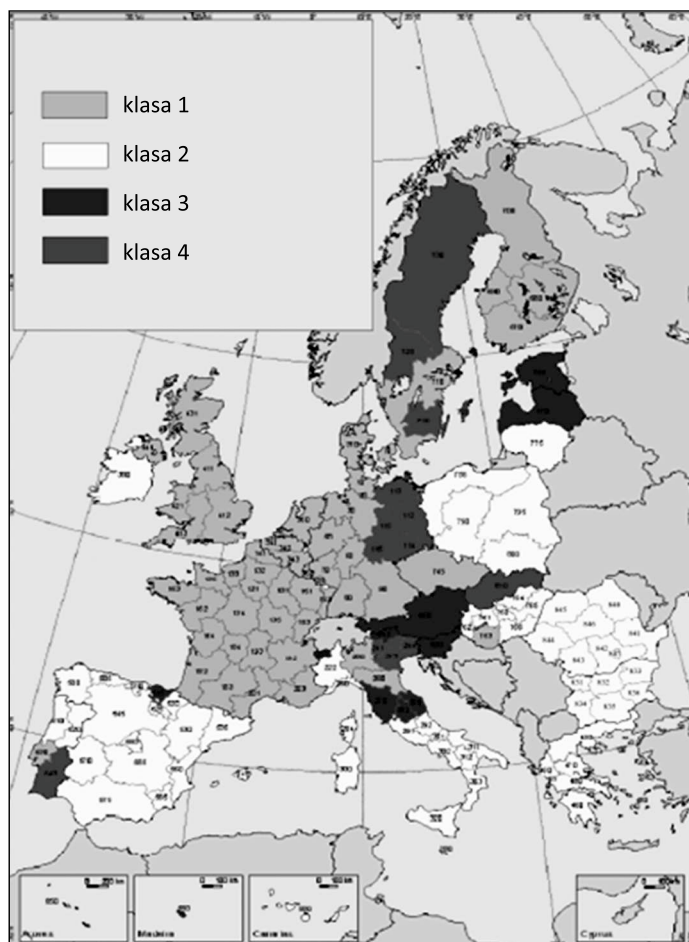
5. Wyniki

Analiza skupień

W produkcji rolnej ziemia jako czynnik produkcji odgrywa znacznie większą rolę aniżeli w pozostałych gałęziach produkcji, gdyż pełni funkcję zarówno przestrzemi produkcyjnej, jak i środka produkcji. Jednocześnie w istotny sposób ma wpływ na sposób gospodarowania i typ rolnictwa, co znajduje odzwierciedlenie w jego efektywności i konkurencyjności (Poczta, Mrówczyńska 2002). Europa należy do kontynentów o relatywnie wysokim rolniczym wykorzystaniu gruntów. Ponad 50% powierzchni kontynentu pokrywają użytki rolne, obejmując swoim zasięgiem pasy nizin w strefie klimatu umiarkowanego – od wybrzeży Atlantyku po Ural. 2/3 użytków rolnych zajmują równomiernie rozmieszczone grunty orne. Łąk i pastwisk więcej występuje na wschodzie Europy, a plantacje wieloletnie zajmują

⁵ Sekularną stagnację definiuje się jako utratę możliwości adaptacji systemu gospodarki rynkowej do posiadanych zasobów rzeczowych i zasobów pracy. Stagnacja tego typu wyraża się w barierach popytu, zahamowaniu wzrostu gospodarczego oraz narastającej różnicy między potencjalnym i rzeczywistym wzrostem gospodarczym.

obszary południowe. Jakość gleb wykazuje duże zróżnicowanie – od dosyć urodzajnych gleb brunatnych na zachodzie, poprzez słabe bielice w części środkowej, po bardzo urodzajne czarnoziemy na wschodzie (Wiking 2013). W podziale regionów europejskich analizowanych przez Annę Matuszczak (2013) według cech odnoszących się do czynnika ziemi dominują wyraźnie dwie najbardziej liczne klasy – pierwsza i druga (por. rysunek 2).



Rysunek 2. Skupienia regionów UE-27 na podstawie czynnika ziemi zaangażowanego w gospodarstwach rolnych (metoda Warda, 136 regionów)

Figure 2. Clusters of EU-27 regions based on land use factors on farms (Ward method, 136 regions)

Źródło: na podstawie Matuszczak 2013.
Source: on the basis of Matuszczak 2013.

W pierwszej z nich znalazły się gospodarstwa regionów francuskich, niemieckich, brytyjskich, fińskich i czeskich. Ze względu na wielkości statystyki opisowej można je określić mianem przeciętnych gospodarstw rolnych w UE (są one najbardziej zbliżone do średnich całej badanej populacji). Do grupy tej należą głównie gospodarstwa z regionów krajów, które najwcześniej zostały objęte wspólnotową polityką rolną.

W klasie drugiej dominują gospodarstwa z regionów krajów relatywnie późno zintegrowanych z UE (polskie, litewskie, węgierskie, irlandzkie, rumuńskie, bułgarskie), w których rolnictwo stanowi ciągle ważny sektor gospodarki narodowej⁶, oraz regionów południowej Europy (włoskie, greckie i hiszpańskie). Ich struktura agrarna na tle ogółu jest rozdrobniona – zarówno średnia wielkość ekonomiczna gospodarstw, jak i powierzchnia użytkowanych UR są trzykrotnie niższe niż przeciętnie w badanej zbiorowości. Dodzierżawia się tu stosunkowo niewiele użytków rolnych; areał zalesienia jest także najniższy w Europie. Na tle relatywnie niskich miar charakteryzujących zasoby ziemi w tejże klasie ponadprzeciętnie dobrze kształtują się wskaźniki dochodowości przypadające na 1 ESU oraz 1 ha UR, są one bowiem o połowę wyższe aniżeli w przeciętnym gospodarstwie rolnym w regionach UE.

Klasę trzecią stanowią gospodarstwa łotewskie, estońskie, austriackie, słoweńskie oraz nielicznych regionów włoskich, gdzie powierzchnia ziemi użytkowanej rolniczo jest blisko dwukrotnie, ich zaś siła ekonomiczna trzykrotnie niższa niż wskazuje na to średnia w UE. Gospodarstwa z tejże grupy charakteryzuje jednocześnie najwyższy wskaźnik zalesienia (sześciokrotnie wyższy niż przeciętnie w UE). Te cechy nie stoją w sprzeczności z osiągnięciem WDN oraz dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego na poziomie nieznacznie wyższym niż przeciętnie w UE (por. tabela 1). Prawdopodobnie jest związane to z faktem, że regiony te są istotnymi beneficjentami środków finansowych z tytułu działań rolno-środowiskowych.

W czwartej klasie znalazły się gospodarstwa wschodnich landów niemieckich, regionów szwedzkich, nielicznych z północy Włoch oraz Czech, których podstawowe miary związane z czynnikiem ziemi (wielkość ekonomiczna, powierzchnia użytkowanych UR oraz powierzchnia dodzierżawianych UR) są ponad pięciokrotnie wyższe aniżeli w przeciętnym gospodarstwie rolnym w regionach UE. Niestety, z tą skalą użytkowania zasobu ziemi nie idą w parze wskaźniki efektywności związane z czynnikiem ziemi cechujące te gospodarstwa. Kształtują się one wyjątkowo niekorzystnie, zwłaszcza gdy rozpatrujemy dochód z rodzinnego gospodarstwa rolnego w przeliczeniu na ha UR oraz ESU (wielkość ujemna). Przyczyny takiego

⁶ Nadal notuje się w tych krajach stosunkowo wysoki wkład rolnictwa do PKB, wysokie zatrudnienie w rolnictwie i in.

stanu rzeczy zapewne tkwią w typie produkcji dominującym w tychże regionach, co powinno być przedmiotem dalszych badań.

Funkcja regresji dla klasy 1

Omówienia wyników dokonano według następującego porządku:

- 1) Dopasowanie modelu i istotne zmienne (kierunek wpływu, częściowa korelacja).
- 2) Statystyki opisowe.
- 3) Testy normalności, korelacja seryjna, współczynnik tolerancji.
- 4) Marginalny wpływ zmiennych niezależnych.
- 5) Macierz korelacji.

Powstałe modele należy uznać za dobrze dopasowane (por. tabele 2–4). Współczynnik determinacji wynosi dla Francji $R^2 = 0,964$, dla Danii $R^2 = 0,826$. Zgodnie z wyliczeniami częściowej korelacji najsilniejszy pozytywny wpływ (po stronie produktów) miały we Francji: ceny zbóż, ziemniaki, warzywa i kwiaty, w Wielkiej Brytanii: warzywa i kwiaty oraz bydło, natomiast w Danii także warzywa i kwiaty oraz żywiec wieprzowy. Po stronie nakładów najmocniejszy negatywny wpływ we Francji miały koszty utrzymania maszyn i budynków, w Wielkiej Brytanii koszty pasz dla zwierząt, a w Danii – nawozy (por. tabele 2–4).

Jeśli chodzi o statystyki opisowe, średnia luka cenowa dla długiego okresu wynosi nieco poniżej 1 (tj. 0,99) we Francji i Wielkiej Brytanii, co oznacza, że ceny produktów rolnych kształtowały się niekorzystnie dla rolników. W tym samym czasie odchylenie standardowe jest niskie (0,04 i 0,03 we Francji w Wielkiej Brytanii), podobnie jak współczynnik wariancji (odpowiednio 4,3% i 3,4%). Z drugiej strony, średnia luka cenowa przekracza 1 (tj. 1,02) w dłuższej perspektywie w Danii. Jednocześnie współczynnik zmienności jest znacznie wyższy (czyli 6,6%) niż w poprzednich krajach, co oznacza, że ryzyko cenowe było wyższe (por. tabele 2–4). Efekt ten można wyjaśnić na podstawie poziomu specjalizacji w rolnictwie, który jest wyższy w Danii.

Biorąc pod uwagę założenia metody KMNK, należy uznać, że zostały one spełnione we wszystkich krajach. Testy normalności potwierdziły rozkład normalny zmiennej zależnej (por. tabele 2–4). Współczynnik tolerancji wskazuje, że wkład zmiennych niezależnych do modelu jest duży i że nie ma problemu z ich współliniowością. Statystyka Durbina–Watsona wskazuje bardzo słabą korelację seryjną, co zostało również potwierdzone przez testy stacjonarności ADF.

W odniesieniu do efektów marginalnych, warto zauważyć, że są one bardzo słabe w wartościach absolutnych. Na przykład wzrost wskaźnika cen zbóż we Francji o 1% (*ceteris paribus*) powoduje poprawę luki cenowej o 0,002 (0,2%, por. tabele 2–4, współczynnik b). Jednakże obserwujemy interesującą prawidłowość, tj. znaki

Tabela 2. Funkcja regresji dla luki cenowej w rolnictwie we Francji (1981–2014)
Table 2. Regression for the price gap in agriculture in France (1981–2014)

N = 34		Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: luka cenowa R = 0,98181039, R2 = 0,96395164, skorygowane R2 = 0,94592746, F(11,22) = 53,481 p				
	b	Stand. błąd b	Częśc. korelacja	Tolerancja	t(22)	p-wartość
Wyraz wolny	1,521825	0,089873	–	–	16,93314	0,000000
Energia*	–0,001301	0,000299	–0,679850	0,350954	–4,34823	0,000258
Nawozy	–0,000914	0,000198	–0,701005	0,612480	–4,61049	0,000136
Koszty utrzymania maszyn i budynków	–0,009246	0,001125	–0,868582	0,486330	–8,22128	0,000000
Zboża	0,001769	0,000149	0,929817	0,553099	11,85044	0,000000
Buraki cukrowe	0,000809	0,000232	0,596141	0,625967	3,48265	0,002110
Warzywa i kwiaty	0,003264	0,000611	0,751541	0,488510	5,34351	0,000023
Ziemniaki	0,000423	0,000051	0,871830	0,713543	8,34866	0,000000
Owoce cytrusowe	0,000370	0,000082	0,692300	0,688467	–4,49990	0,000178
Żywiec wieprzowy	0,000799	0,000211	0,628137	0,479270	3,78642	0,001014
Żywiec barani i kozi	0,002928	0,000546	0,752926	0,468065	–5,36622	0,000022
Mleko	0,002670	0,000467	0,772890	0,379515	5,71308	0,000010
Średnia luka cenowa	0,990361					
Odchylenie standardowe	0,043240					
Współczynnik zmienności	4,366130					

Tabela 2 – cd.
Table 2 – continued

N = 34		Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: luka cenowa R = 0,98181039, R2 = 0,96395164, skorygowane R2 = 0,94592746, F(11,22) = 53,481 p						
	b	Stand. błąd b	Częśc. korelacja	t(22)	p-wartość			
Minimum; maksimum	0,896078; 1,123849							
Testy normalności	K-S d =,09440, p >,20; Lilliefors p >,20; Shapiro–Wilk W =,96994, p =,45972							
Durbin–Watson d; serijna korelacja	1,957915; 0,010513							
Przeciętne efekty krańcowe (dla wartości bezwzględnej b)	0,002227							
Macierz korelacji dla zmiennych istotnych**								
Zmienna	Zboża	Buraki cukrowe	Warzywa i kwiaty	Ziemniaki	Owoce cytrusowe	Żywiec wieprzowy	Żywiec barani i kozi	Mleko
Energia	0,273447	0,227849	0,414652	0,064306	−0,062467	0,567296	0,121954	0,514147
Nawozy	−0,365476	0,069371	0,125536	−0,104423	0,026791	0,363023	0,060058	−0,065954
Koszty utrzymania maszyn i budynków	0,213800	0,194677	0,583191	0,185993	0,025512	0,392369	0,274355	0,372694

* nakłady zaznaczono na jasnoszaro, ** istotne korelacje są pogrubione dla $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem STATISTICA 11 i Gretl 2016c na podstawie Eurostat (rachunków ekonomicznych dla rolnictwa) i baz danych FAOSTAT, por. Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Source: own computations using STATISTICA 11 on the basis of Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) and Faostat databases, see also Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Tabela 3. Funkcja regresji dla luki cenowej w rolnictwie w Wielkiej Brytanii (1981–2014)
Table 3. Regression for the price gap in agriculture in the UK (1981–2014)

N = 33					
Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: luka cenowa					
R = 0,91756614, R ² = 0,84192761, skorygowane R ² = 0,78923682, F(8,24) = 15,979 p					
	b	Stand. błąd b	Częśc. korelacja	Tolerancja	t(24) p-wartość
Wyraz wolny	0,942945	0,103816	–	–	9,08284 0,000000
Nawozy*	–0,000619	0,000194	–0,546433	0,533016	–3,19636 0,003875
Środki ochrony roślin	–0,002105	0,000598	–0,583237	0,692166	–3,51749 0,001764
Pasze dla zwierząt	–0,003641	0,000821	–0,671295	0,161899	–4,43700 0,000174
Usługi na potrzeby rolnictwa	–0,002915	0,000764	–0,614332	0,716362	–3,81421 0,000841
Zboża	0,001679	0,000463	0,595211	0,200820	3,62872 0,001338
Warzywa i kwiaty	0,003481	0,000538	0,797273	0,625401	6,47067 0,000001
Bydło	0,002218	0,000379	0,766774	0,516611	5,85186 0,000005
Mleko	0,002370	0,000567	0,649280	0,345911	4,18225 0,000332
Średnia luka cenowa	0,9966				
Odchylenie standardowe	0,034264				
Współczynnik zmienności	3,422670				
Minimum; maksimum	0,914226; 1,082524				
Testy normalności	K-S d =,12304, p >,20; Lilliefors p >,20; Shapiro–Wilk W =,96304, p =,31427				
Durbin–Watson d; seryjna korelacja	2,290049; –0,163652				
Przeciętne efekty krańcowe (dla wartości bezwzględnej b)	0,0023785				

Tabela 3 – cd.

Table 3 – continued

Macierz korelacji dla zmiennych istotnych**				
Zmienna	Zboża	Warzywa i kwiaty	Bydło	Mleko
Nawozy	0,458676	0,031912	0,512550	0,613442
Środki ochrony roślin	0,052686	0,443735	0,050944	0,057184
Pasze dla zwierząt	0,848813	0,136357	0,603125	0,757196
Usługi na potrzeby rolnictwa	0,421424	0,340054	0,093596	0,241537

* nakłady zaznaczono na jasnoszaro, ** istotne korelacje są pogrubione dla $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem STATISTICA 11 Gretl 2016c na podstawie Eurostat (rachunków ekonomicznych dla rolnictwa) i baz danych FAOSTAT, por. Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Source: own computations using STATISTICA 11 on the basis of Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) and Faostat databases, see also Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Tabela 4. Funkcja regresji dla luki cenowej w Danii (1981–2014)
Table 4. Regression for the price gap in agriculture in Denmark (1981–2014)

N = 34					
Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: luka cenowa					
R = 0,90878011, R ² = 0,82588130, skorygowane R ² = 0,77016331, F(8,25) = 14,823 p					
	b	Stand. błąd b	Część korelacja	Tolerancja	t(25) p-wartość
Wyraz wolny	-0,611414	0,189647	-	-	-3,22396 0,003504
Nawozy*	-0,002533	0,000463	-0,738299	0,639273	-5,47316 0,000011
Pasze dla zwierząt	-0,004186	0,001429	-0,505618	0,299927	-2,93025 0,007135
Koszty utrzymania materiałów	-0,017975	0,004319	-0,639763	0,157492	-4,16203 0,000326
Koszty utrzymania maszyn i budynków	0,017024	0,004401	-0,611904	0,152189	-3,86824 0,000694
Rośliny przemysłowe	-0,002262	0,000781	-0,501424	0,487276	-2,89773 0,007709
Warzywa i kwiaty	-0,004253	0,000838	-0,712192	0,742710	-5,07270 0,000031
Żywiec wieprzowy	-0,002431	0,000496	-0,700146	0,778627	-4,90298 0,000048
Mleko	-0,002907	0,001091	-0,470288	0,465745	-2,66448 0,013306
Średnia luka cenowa	1,017504				
Odchylenie standardowe	0,066241				
Współczynnik zmienności	6,510143				
Minimum; maksimum	0,872000; 1,176938				
Testy normalności	K-S d = 0,8874, p > 0,20; Lilliefors p > 0,20; Shapiro-Wilk W = 0,98072, p = 0,79528				
Durbin-Watson d; seryjna korelacja.	1,871523; 0,050677				
Przeciętne efekty krańcowe (dla wartości bezwzględnej b)	0,006696375				

Tabela 4 – cd.

Table 4 – continued

Macierz korelacji dla zmiennych istotnych**					
Zmienne	Rośliny przemysłowe	Warzywa i kwiaty	Żywiec wieprzowy	Mleko	
Nawozy	0,044407	0,251177	0,351340	0,191219	
Pasze dla zwierząt	0,605930	0,201552	0,322341	0,674761	
Koszty materiałów	0,198847	0,332793	0,054562	0,297787	
Koszty utrzymania maszyn i budynków	0,194507	0,181483	0,110219	0,293591	

* nakłady zaznaczono na jasnoszaro, ** istotne korelacje są pogrubione dla $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem STATISTICA 11 i Gretl 2016c na podstawie Eurostat (rachunków ekonomicznych dla rolnictwa) i baz danych FAOSTAT, por. Czyżewski, Nicula 2016.

Source: own computations using STATISTICA 11 on the basis of Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) and Faostat databases, see also Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

przy współczynnikach regresji dla nakładów są głównie ujemne, podczas gdy dla produktów – dodatnie. Podobny wniosek można wyprowadzić z analizy macierzy korelacji dla zmiennych istotnych: wszystkie korelacje cen nakładów i produktów są dodatnie z jednym wyjątkiem nawozów i upraw polowych we Francji.

Funkcja regresji dla klasy 2

Postąpiono według tego samego schematu analizy jak powyżej.

W tej analizie także wszystkie modele są dobrze dopasowane (por. tabele 5–7). Współczynniki determinacji kształtują się od $R^2 = 0,971$ w Portugalii do $R^2 = 0,883$ w Grecji. Najsilniejszy pozytywny wpływ (od strony efektów) jest wywierany w Grecji przez ceny warzyw, produktów ogrodnich i oliwy z oliwek, w Portugalii – ceny wina, zbóż i trzody chlewnej, a w Irlandii – bydła i mleka. Można było się spodziewać takich wyników, gdyż zależą one od specjalizacji produkcyjnej rolnictwa w tych krajach. Od strony nakładów najsilniejszy negatywny wpływ jest związany z cenami energii w Grecji, pasz w Portugalii i nawozów w Irlandii (por. tabele 5–7).

Przeciętna luka cenowa (wskaźnik nożyc cen) w długim okresie kształtowała się we wszystkich krajach klastra 2 nieco powyżej 1, co oznacza, że ceny produktów rolnych zbywanych przez rolników rosły szybciej niż koszty w długiej perspektywie. Jest to dość interesująca obserwacja, biorąc pod uwagę fakt, że gospodarstwa w tych krajach są rozdrobnione i raczej słabe z ekonomicznego punktu widzenia. W tym samym czasie odchylenia standardowe oraz współczynniki zmienności były wyższe aniżeli w krajach klastra 1, co oznacza, że ceny produktów rolnych były mniej stabilne (por. tabele 5–7).

Biorąc pod uwagę założenia metody KMNK, zostały one spełnione również we wszystkich krajach klastra 2. Testy normalności potwierdzają rozkład normalny zmiennej zależnej (tabele 5–7). Współczynnik tolerancji nie potwierdza współliniowości, jednak jest na ogół niższy niż w klastrze 1. Statystyka Durбина–Watsona wskazuje na słabą autokorelację (od $-0,26$ do $-0,05$).

Efekty krańcowe są również słabe w wartościach bezwzględnych, ale ważnym wnioskiem jest to, że są one prawie dwa razy niższe niż średnio w krajach klastra 1 (por. przeciętne efekty marginalne w tabelach 5–7). Prawidłowością w tym przypadku jest to, że marginalne skutki dla nakładów są głównie negatywne, podczas gdy są one pozytywne dla efektów. Z analizy macierzy korelacji dla zmiennych istotnych wynika natomiast, że zależności cen nakładów i efektów są głównie dodatnie, z wyjątkiem nawozów i upraw polowych.

Tabela 5. Funkcja regresji dla luki cenowej w rolnictwie w Grecji (1981–2014)
Table 5. Regression for the price gap in agriculture in Greece (1981–2014)

N = 34		Podsumowanie funkcji regresji dla zmiennej zależnej: luka cenowa R = 0,93952738, R ² = 0,88271170, skorygowane R ² = 0,86176736, F(5,28) = 42,146 p				
	b	Stand. błąd b	Częśc. korelacja	Tolerancja	t(28)	p-wartość
Wyraz wolny	0,733342	0,078444	–	–	9,34862	0,000000
Energia*	–0,001646	0,000395	–0,618376	0,856536	–4,16364	0,000271
Usługi na potrzeby rolnictwa	–0,001598	0,000488	–0,526340	0,901800	–3,27557	0,002810
Rośliny przemysłowe	0,001090	0,000321	0,539669	0,746044	3,39202	0,002085
Warzywa i kwiaty	0,003118	0,000444	0,798710	0,667181	7,02388	0,000000
Oliwki i olej z oliwek	0,001551	0,000295	0,704213	0,722083	5,24845	0,000014
Średnia luka cenowa	1,014775					
Odchylenie standardowe	0,066909					
Współczynnik zmienności	6,593460					
Minimum; maksimum	0,874881; 1,145100					
Testy normalności	K-S d = 1,1092, p > 20; Lilliefors p > 20, Shapiro–Wilk W = 96059, p = 25302					
Durbin–Watson d; seryjna korelacja	2,275115; –0,159426					
Przeciętne efekty krańcowe (dla wartości bezwzględnej b)	0,001801					

Tabela 5 – cd.
Table 5 – continued

Macierz korelacji dla zmiennych istotnych**				
	Zmienna	Rośliny przemysłowe	Warzywa i kwiaty	Oliwki i olej z oliwek
Energia		0,088973	0,199801	0,341040
Usługi na potrzeby rolnictwa		-0,135361	-0,143181	0,147145

* nakłady zaznaczono na jasnoszaro, ** istotne korelacje są pogrubione dla $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem STATISTICA 11 i Gretl 2016c na podstawie Eurostat (rachunków ekonomicznych dla rolnictwa) i baz danych FAOSTAT, por. Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Source: own computations using STATISTICA 11 on the basis of Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) and Faostat databases, see also Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Tabela 6. Funkcja regresji dla luki cenowej w rolnictwie w Portugalii (1981–2014)
Table 6. Regression for the price gap in agriculture in Portugal (1981–2014)

N = 34					
Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: luka cenowa					
R = 0,98563623, R ² = 0,97147877, skorygowane R ² = 0,95907823, F(10,23) = 78,342 p					
	b	Stand. błąd b	Część korelacja	Tolerancja	t(23) p-wartość
Wyraz wolny	0,966586	0,028472	–	–	33,9485 0,000000
Nasiona i sadzonki*	–0,000824	0,000143	–0,769353	0,588108	–5,7757 0,000007
Pasze dla zwierząt	–0,005184	0,000289	–0,965983	0,284204	–17,9140 0,000000
Koszty utrzymania maszyn i budynków	–0,003314	0,000413	–0,858280	0,312757	–8,0209 0,000000
Usługi na potrzeby rolnictwa	–0,002073	0,000269	–0,849013	0,320058	–7,7062 0,000000
Zboża	0,001234	0,000166	0,840899	0,395779	7,4517 0,000000
Rośliny białkowe	–0,000593	0,000167	–0,595563	0,667161	–3,5556 0,001683
Warzywa i kwiaty	0,001444	0,000264	0,751991	0,378117	5,4711 0,000015
Ziemniaki	0,000190	0,000054	0,592379	0,742797	3,5262 0,001809
Wino i winogrona	0,001593	0,000163	0,897781	0,774546	9,7756 0,000000
Żywiec wieprzowy	0,001182	0,000178	0,811302	0,459108	6,6553 0,000001
Średnia luka cenowa	1,002353				
Odchylenie standardowe	0,054916				
Współczynnik zmienności	5,478753				
Minimum; maksimum	0,885041; 1,135576				
Testy normalności	K-S d = 11648, p > 20; Lilliefors p > 20, Shapiro-Wilk W = 98153, p = 81950				
Durbin-Watson d; serijna korelacja	2,519127; –0,265177				
Przecięte efekty krańcowe (do wartości bezwzględnej b)	0,0017631				

Tabela 6 – cd.
Table 6 – continued

Macierz korelacji dla zmiennych istotnych **						
Zmienna	Rośliny białkowe	Warzywa i kwiaty	Ziemniaki	Wino i winogrona	Żywiec wieprzowy	
Nasiona i sadzonki	0,224992	0,500465	0,023504	0,165257	0,250611	
Pasze dla zwierząt	0,420142	0,376264	0,186090	0,068588	0,402674	
Koszty utrzymania maszyn i budynków	0,402245	0,492627	0,228976	0,216408	0,452959	
Usługi na potrzeby rolnictwa	0,452108	0,501038	0,317670	0,160763	0,535120	

* nakłady zaznaczono na jasnoszaro, ** istotne korelacje są pogrubione dla $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem STATISTICA 11 i Gretl 2016c na podstawie Eurostat (rachunków ekonomicznych dla rolnictwa) i baz danych FAOSTAT, por. Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Source: own computations using STATISTICA 11 on the basis of Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) and Faostat databases, see also Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Tabela 7. Funkcja regresji dla luki cenowej w rolnictwie w Irlandii (1981–2014)
Table 7. Regression for the price gap in agriculture in Ireland (1981–2014)

N = 34		Podsumowanie regresji dla zmiennej zależnej: Luka cenowa R = 0,98162086, R ² = 0,96357950, skorygowane R ² = 0,95548606, F(6,27) = 119,06 p				
	b	Stand. błąd b	Częśc. korelacja	Tolerancja	t(27)	p-wartość
Wyraz wolny	0,980323	0,079573	–	–	12,31976	0,000000
Nawozy*	–0,001320	0,000229	–0,742972	0,390883	–5,76792	0,000004
Pasze dla zwierząt	–0,002655	0,000520	–0,700864	0,234198	–5,10559	0,000023
Koszty utrzymania maszyn i budynków	–0,002127	0,000652	–0,531591	0,664589	–3,26118	0,003001
Zboża	0,000462	0,000121	–0,592693	0,466766	3,82371	0,000704
Bydło	0,003350	0,000205	0,953169	0,764525	16,37637	0,000000
Mleko	0,002460	0,000221	0,906232	0,481218	11,13796	0,000000
Średnia luka cenowa	1,000414					
Odchylenie standardowe	0,046981					
Współczynnik zmienności	4,696146					
Minimum; maksimum	0,916816; 1,118661					
Testy normalności	K-S d =,10854, p >,20; Lilliefors p >,20; Shapiro–Wilk W =,97594, p =,64168					
Durbin–Watson d; seryjna korelacja	2,087203; –0,058186					
Przcięte efekty krańcowe (dla wartości bezwzględnej b)	0,00206					

Tabela 7 – cd.
Table 7 – continued

Macierz korelacji dla zmiennych istotnych **			
Zmienna	Zboża	Bydło	Mleko
Pasze dla zwierząt	0,460136	0,469446	0,601096
Nawozy	-0,229452	0,278799	0,065317
Koszty utrzymania maszyn i budynków	-0,262104	-0,127763	-0,090392

* nakłady zaznaczono na jasnoszaro, ** istotne korelacje są pogrubione dla $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem STATISTICA 11 i Gretl 2016c na podstawie Eurostat (rachunków ekonomicznych dla rolnictwa) i baz danych FAOSTAT, por. Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

Source: own computations using STATISTICA 11 on the basis of Eurostat (Economic Accounts for Agriculture) and Faostat databases, see also Czyżewski, Nicula, Nicula 2016.

6. Podsumowanie

Wskaźnik cen rolnych może służyć różnym celom, takim jak: analiza ekonomiczna dla oszacowania ogólnych trendów cenowych oraz ich relacji z innymi zmiennymi istotnych; także do badania krajowych zmian cen w stosunku do cen odnotowanych na rynkach zewnętrznych, czyli zmian cen surowców rolnych w porównaniu z zakupem środków produkcji rolnej. Innym celem może być monitorowanie wdrażania decyzji politycznych wspierających rolnictwo, takich jak np. ceny interwencyjne (Food and Agriculture Organization of the United Nations, 1988). Wskaźniki cen produktów rolnych są stosowane, głównie przez rządy, do planowania i kształtowania polityki w sektorze rolnym, do monitorowania trendów cenowych, analizy ekonomicznej i rachunków narodowych. Korzystają z nich ponadto organizacje producentów i przedsiębiorstwa, a także ci, którzy są odpowiedzialni za planowanie przepływów handlowych, poziomu zapasów, inwestycji i związanego z tym zapotrzebowania kredytowego. Również rolnicy stosują je do planowania struktury produkcji, inwestycji itd.

W niniejszym artykule wykorzystano wskaźniki nożyc cen do oszacowania luki cenowej w długim okresie i jej determinantów, rozpatrując sektor rolny w różnych strukturach agrarnych krajów UE. Modele regresji dla krajów reprezentujących najbardziej znaczące skupiska gospodarstw rolnych w Europie skłaniają do następujących wniosków:

- 1) W większości przypadków odnotowano pozytywny wpływ cen produktów na lukę cenową (tj. nożyce cen rozumiane jako relacja indeksu cen produktów do indeksu cen nakładów), a jednocześnie negatywne oddziaływanie cen środków produkcji. Jest to zgodne z oczekiwaniami, ale jak się okazało, nie sprawdza się w przypadku wszystkich typów produktów/nakładów (np. indeksy cen owoców cytrusowych i żywca baraniego we Francji, jak też rośliny białkowe w Portugalii mają znaki ujemne). Efekty krańcowe poszczególnych cen nakładów i produktów można odczytać w tabelach 2–7.
- 2) Zauważono pozytywną korelację pomiędzy cenami nakładów i produktów we wszystkich modelach (oprócz nawozów i roślin).
- 3) Średnia wartość wskaźnika nożyc cen (rozumianego jako relacja indeksu cen produktów do indeksu cen nakładów) w długim okresie jest bliska 1 w obu skupieniach, ale w skupieniu 1 (najbardziej rozwinięte kraje UE, wysoko produktywne rolnictwo) kształtuje się ona nieznacznie gorzej dla rolników, natomiast w skupieniu 2 (słabiej rozwinięte kraje UE, bardziej rozdrobnione i mniej produktywne rolnictwo) przeciwnie.
- 4) Średni marginalny wpływ zmiennych niezależnych jest dwa razy silniejszy w rolnictwie krajów skupienia 1 niż w skupieniu 2.

Obserwacje te mogą być interpretowane na kilka sposobów oraz być przesłanką do dalszych dyskusji. Przede wszystkim należy uznać, że obalają one mit o długookresowej deprecjacji rolnictwa drobnotowarowego przez mechanizm cen rynkowych, w szczególności – rozwierające się nożyce cenowe. Widzimy, że intensywne rolnictwo jest relatywnie bardziej dotknięte przez wahania rynkowe w długim okresie. Co zatem oznacza dodatnia korelacja cen nakładów i cen produktów w krajach Europy Zachodniej? Możemy przypuszczać, że, po pierwsze, wzrosty cen produktów rolnych są wykorzystywane przez dostawców środków produkcji rolnej jako okazja do bardziej niż proporcjonalnego podniesienia cen środków produkcji. W sytuacji niskiej elastyczności cenowej popytu rolników na środki produkcji, niemobilności czynników produkcji (która występuje w warunkach wysokiej kapitałochłonności procesów wytwórczych) oraz relatywnie mało elastycznej podaży produktów rolnych, jest to możliwe. Po drugie, dochodzi kwestia tzw. wycieku subsydiów rolnych do otoczenia. W krajach wysokorozwiniętych ok. 20% funduszy budżetowych przeznaczonych dla rolników przejmują właśnie dostawcy środków produkcji (OECD 2000). Jest to bardziej przypadłość rolnictwa krajów wysokorozwiniętych, gdzie subsydia służą w dużej mierze wspieraniu produkcji. W latach 50. XX w. proces ten został zbadany i nazwany przez Willarda Cochrane'a (1958) kieratem technologicznym. Jego istotą jest zjawisko polegające na tym, że dochody rolnicze nie rosną proporcjonalnie do wzrostu produktywności rolnictwa (tzw. *total factor productivity*, TFP). Żeby podnieść wydajność produkcji rolnej, rolnicy muszą nieustannie inwestować w nowe technologie i zwiększać jej skalę. Wzrost produktywności nie daje jednak proporcjonalnego wzrostu dochodów, ponieważ popyt na żywność jest nieelastyczny, a ceny surowców rolnych giętkie⁷. W rezultacie przychód krańcowy produkcji rolnej spada i producenci muszą inwestować w coraz bardziej wydajne technologie, żeby utrzymać rentowność. Kierat technologiczny można sprowadzić więc do sekwencji zdarzeń: wzrost produkcji (podaży) ponad popyt → obniżka cen → zmiana technologii na rzecz zwiększenia produkcji i obniżki kosztów jednostkowych → zwiększenie podaży → obniżka cen itd. (Kusz 2012). Jak przyznał jednak sam autor koncepcji (Cochrane), nie została ona nigdy przetestowana empirycznie⁸ (uznano, że w warunkach aktywnej polityki rolnej i szybkiego postępu biotechnologii kierat nie ma racji bytu). Niniejszy artykuł stanowi więc asumpt do ponownego podjęcia badań nad relacją cen rolnych i produktywności w nowych uwarunkowaniach WPR.

⁷ Giętkość cen rolnych definiuje się jako $(\Delta P/P) : (\Delta Q/Q)$, gdzie P oznacza ceny, a Q produkcję.

⁸ „The product price treadmill made for interesting theory, but was never empirically tested” (Levins, Cochrane 1996).

Bibliografia

- Adalto A.A. Jr, Marcelo S.B., Adalto B.G. (2014). *Forecasting Agricultural Commodities Spot Prices: A Jointly Approach*. WORKING PAPER 25/04/2014. Instituto de Ensino e Pesquisa.
- Ashutosh K.T. (2013). Agricultural price policy, output, and farm profitability – examining linkages during post-reform period in India. *Asian Journal of Agriculture and Development*, 10 (1), 91–111.
- Bollerslev T.A. (1987). Conditionally heteroskedastic time-series model for speculative prices and rates of return. *The Review of Economics and Statistics*, 69, 542–547.
- Bucharest University of Economic Studies. (2015). Faculty of Economics, Romanian Economists General Association, Romanian Association of Economic Faculties, Theoretical and Applied Economics, Volume XXII, Bucharest, Special Issue, <http://store.ectap.ro/suplimente/Post-crisis-developments-in-Economics-nov-2014.pdf> [dostęp: 11.03.2016].
- Co H.C., Boosarawongse R. (2007). Forecasting agricultural exports and imports in South Africa. *Applied Economics*, 39 (16), 2069–2084.
- Cochrane W.W. (1958). *Farm Prices: Myth and Reality*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- COM. (2010). Communication From The Commission To The European Parliament. The Council, The European Economic And Social Committee and The Committee of The Regions. The CAP towards 2020: Meeting The Food, Natural Resources And Territorial Challenges of The Future. COM/2010/0672.
- Czyżewski B., Nicula Alexandra, Nicula Amalia (2016). Drivers for the agricultural price gap in the different agrarian structures of the EU. *Progress in Economic Sciences*, 3, 14–28.
- Enke D., Thawornwong S. (2005). The use of data mining and neural networks for forecasting stock market returns. *Expert Systems with Applications*, 29, 927–940.
- Eurostat statistics explained. (2015). Agricultural output, price indices and income, http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Agricultural_output,_price_indices_and_income#Price_indices [dostęp: 11.03.2016].
- Eurostat statistics explained. (2016). Agricultural products, http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Agricultural_products [dostęp: 11.03.2016].
- Eurostat. (2013), http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Glossary:-ESU [dostęp: 16.07.2013].
- Everitt B.S., Landau S., Leese M., Stahl D. (2011). *Cluster Analysis* (wyd. 5). Chichester, West Sussex, UK: Wiley Online Library.
- Fischer P. (2006). *Rent-seeking, Institutions and Reforms in Africa: Theory and Empirical Evidence for Tanzania*. New York: Springer.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations. (1988). Manual on agricultural price index numbers, Economic and Social development paper, 74, Rome, http://www.fao.org/fileadmin/templates/ess/ess_test_folder/World_Census_Agriculture/Publications/FAO_ESDP/ESDP_74_Manual_on_agricultural_price_index_numbers.pdf [dostęp: 11.03.2016].

- Gatnar E., Walesiak M. (red.) (2004). *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego.
- Kusz D. (2012). Egzogeniczne i endogeniczne uwarunkowania procesu modernizacji rolnictwa. *Roczniki Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 99 (2), 53–67.
- Labys W.C. (2006). *Modeling and Forecasting Primary Commodity Prices*. Burlington: Routledge.
- Levins R.A., Cochrane W.W. (1996). The Treadmill revisited. *Land Economics*, 72, 550–553.
- Malpezzi S. (2003). Hedonic pricing models: A selective and applied review. W: O'Sullivan T., Gibb K. (red.). *Housing Economics and Public Policy: Essays in honor of Duncan MacLennan* (s. 130–134). Oxford: Blackwell.
- Matuszczak A. (2013). *Zróżnicowanie rozwoju rolnictwa w regionach unii europejskiej w aspekcie jego zrównoważenia*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Mellor J.W., Raisuddin A. (1989). *Agricultural Price Policy for Developing Countries*. London: The International Food Policy Research Institute.
- Moss C.B. (1992). The cost price squeeze in agriculture: An application of cointegration. *Review of Agricultural Economics*, 14 (1), 209–217.
- Moss C.B., Shonkwiler J.S., Ford S.A. (1990). A risk endogenous model of aggregate agricultural debt. *Agricultural Finance Review*, 50, 73–79.
- Octavio A.R., Mohamadou F. (2003). Forecasting agricultural commodity prices with asymmetric-error GARCH models. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28 (1), 1–85.
- OECD. (2000). *A Matrix Approach to Evaluating Policy: Preliminary Findings from PEM Pilot Studies of Crop Policy In the EU, the US, Canada and Mexico*. OECD Directorate for Food, Agriculture and Fisheries Trade Directorate, Paris.
- Poczta W., Mrówczyńska A. (2002). Regionalne zróżnicowanie polskiego rolnictwa. W: Poczta W., Wysocki F. (red.). *Zróżnicowanie regionalne gospodarki żywnościowej w Polsce w procesie integracji z Unią Europejską* (s. 128–136). Poznań: Wydawnictwo AR im. Augusta Cieszkowskiego.
- Poczta-Wajda A. (2013). *The Role of Olson's Interest Groups Theory in Explaining the Different Level of Agricultural Support in Countries with Different Development Level*. Production and Cooperation in Agriculture Finance and Taxes; no. 30, Jelgava: Ministry of Rural Development and Food.
- Poczta-Wajda A. (2015). Why “rich” farmers demand financial support. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 17 (4), 237–242.
- Saab M. (2011). Define agricultural price policy and what are the objectives of agricultural price policy, Study Points, Easy notes and assignments, http://studypoints.blogspot.ro/2011/07/define-agricultural-price-policy-and_8377.html [dostęp: 11.03.2016].
- Shahwan T., Odening M. (2007). Forecasting agricultural commodity prices using hybrid neural networks. W: Chen S.-H., Wang P.P., Kuo T.-W. (red.). *Computational Intelligence in Economics and Finance*, t. 2 (s. 223–226). Berlin Heidelberg, Germany: Springer-Verlag.

- Swinnen J. (2008). *The Political Economy of Agricultural Distortions: The Literature to Date*. Paper for the IATRC Meeting, Scotsdale.
- Ticlavilca A.M., Feuz D.M., McKee M. (2010). *Forecasting Agricultural Commodity Prices Using Multivariate Bayesian Machine Learning Regression*. St. Louis, Missouri.
- Urząd Publikacji Unii Europejskiej (2002). Office for Official Publications of the European Communities. *Handbook for EU Agricultural Price Statistics*. Luxembourg.
- Wang K.L., Fawson C., Barrett C.B., McDonald J.B. (2002). A flexible parametric GARCH model with an application to exchange rates. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 521–536.
- Wieliczko B. (2013). Wspólna polityka rolna w latach 2014–2020 – odpowiedź na niesprawność rynku czy wyraz niesprawności państwa. *Roczniki Naukowe Ekonomii, Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, 3 (100).
- Wiking Educational Publishers. (2013). <http://www.wiking.edu.pl/article.php?id=272> [dostęp: 15.01.2013].
- World Bank Group. (2015). *Global Economic Prospects. Having Fiscal Space and Using It*. Washington, DC. https://www.worldbank.org/content/dam/Worldbank/GEP/GEP-2015a/pdfs/GEP15a_web_full.pdf [dostęp: 11.03.2016].
- Yang S.-R., Brorsen B.W. (1992). Nonlinear dynamics of daily cash prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 74 (3), 706–715.

Determinants of the Price Scissors in Agriculture of the European Union Member States Featuring Different Agrarian Structures

Abstract: The index of *agricultural goods output* comprises weighted changes of prices of agricultural commodities whereas the *index of intermediate consumption* describes fluctuations of input prices, including seeds and nursery stock, energy, fertilizers, soil improvers, plant protection products or feedstuffs. The relation of these two indices is defined as “price gap” or “price scissors”. There are a lot of price models for agricultural goods in the literature. However, the issue of modeling drivers for the price gap has rarely been explored. For that reason the authors aim to estimate long-term regression models of the agricultural price gap for different European countries that represent varied agrarian structures. The analysis entails a few stages. In the first stage, the long-term price indices (from 1980 to 2014) were computed based on EUROSTAT and FAOSTAT agricultural prices data for all available agricultural products and inputs in the EU-27. Then, the aggregated indices were weighted with a volume of production or intermediate consumption on the basis of the average price indices for the respective outputs or inputs. In the second stage, a cluster analysis was carried out with regard to the utilization of agricultural land factor by individual farms in the subsequent European Union Member States. In the third stage, three countries were chosen for case studies from each of the distinguished clusters and

the econometric models of price gap were estimated where the indices of outputs and inputs were independent variables. An interesting finding was made that marginal effects for price gap drivers were much stronger in the countries of an intensive and large scale agriculture (such as France, the UK and Denmark) than in the countries of fragmented agrarian structures such as Greece, Portugal and Ireland.

Key words: agricultural prices, price gap, price scissors, agrarian structures.