

GLOBALNA KONWERCENCJA CZY GLOBALNA DYWERCENCJA MECHANIZMÓW WSPARCIA ROLNICTWA?

Piotr Kułyk, Łukasz Augustowski

Katedra Ekonomii Międzynarodowej Uniwersytetu Zielonogórskiego
Kierownik Katedry: dr hab. inż. Piotr Kułyk, prof. UZ

Słowa kluczowe: konwergencja, dywergencja, wsparcie rolnictwa, wskaźnik PSE

Keywords: convergence, divergence, support for agriculture, PSE indicator

S y n o p s i s. W artykule przedstawiono problematykę zmian w finansowym wsparciu rolnictwa, szacowanym za pośrednictwem wskaźnika PSE, i kwestii ich ewentualnej konwergencji. Analiza przeprowadzona została przy zastosowaniu sigma oraz beta konwergencji absolutnej dla lat 1986-2015. W grupie analizowanych regionów znalazły się Australia, Kanada, Japonia, Korea Południowa, Nowa Zelandia, Turcja, USA i Unia Europejska. Celem artykułu jest potwierdzenie lub zanegowanie występowania konwergencji wsparcia rolnictwa w skali globalnej. Przeprowadzone badania nie potwierdziły hipotezy o występowaniu konwergencji wsparcia rolnictwa. Wnioski te są zbieżne ze wcześniej przeprowadzanymi badaniami dla krajów OECD.

WSTĘP

Przemiany zachodzące w gospodarce globalnej związane z liberalizacją całego systemu stały się równocześnie przyczynkiem do rekonstrukcji mechanizmów finansowego wsparcia rolnictwa. Porozumienia początkowo podjęte w ramach GATT, a następnie konferencji WTO miały służyć obniżeniu stopnia protekcjonizmu i interwencjonizmu w rolnictwie. Podjęte zobowiązania oznaczały nie tylko zmniejszenie wielkości wsparcia, ale też wprowadzenie ograniczeń dla jego stosowania, dzieląc stosowane rozwiązania w tym zakresie na poszczególne grupy instrumentów (koszyki). Jednym z oczekiwanych efektów była nie tylko większa liberalizacja wymiany w zakresie produktów rolno-spożywczych, ale także zmniejszenie zakłóceń na poszczególnych rynkach krajowych i w konsekwencji uruchomieniu procesu konwergencji finansowego wsparcia rolnictwa, przynajmniej w odniesieniu do głównych uczestników (krajów) rynku globalnego. Z drugiej strony, sprzeczne interesy poszczególnych państw, a także znaczna złożoność stosowanych systemów finansowego wsparcia rolnictwa oraz ich znaczna inercyjność stanowią istotną wątpliwość, czy rzeczywiście zachodzi proces konwergencji. Celem opracowania jest zweryfikowanie występowania konwergencji wsparcia rolnictwa w skali globalnej.

KONWERCENCJA WSPARCIA ROLNICTWA – ZARYS PROBLEMU

Pomiar konwergencji w tradycyjnym ujęciu był wykorzystywany do badania występowania zbieżności między różnymi gospodarkami, a za główną zmienną najczęściej przyjmowano realny produkt krajowy brutto (PKB). Należy jednak zauważyć, że zagadnienie konwergencji można rozszerzyć na wiele innych płaszczyzn życia [Kusideł 2013]. W efekcie analiza konwergencji była wykorzystywana do badania zbieżności różnych zjawisk w aspekcie krajowym, regionalnym i międzynarodowym.

Debata nad konsekwencjami liberalizacji gospodarki światowej, w tym także pod wpływem porozumień GATT, a następnie WTO, zwróciła uwagę na możliwość występowania konwergencji w sektorze rolnictwa. W pracy Stilianosa Alexiadisa i Stilianosa Kokkidisa zbadano konwergencję regionalnej produktywności pracy w rolnictwie (RALP). Analiza empiryczna przy użyciu danych dla 258 regionów NUTS-2 w UE-25 dla lat 1995-2004 wykazała, że w tym przypadku mieliśmy do czynienia z konwergencją typu klubowego¹ [Alexiadis, Kokkidis 2010]. W badaniach przeprowadzonych w Stanach Zjednoczonych dotyczących konwergencji wydajności produktów rolnych wykorzystano dane dotyczące produktywności wszystkich czynników produkcji na poziomie poszczególnego stanu oraz nowe metody szacowania i identyfikacji klastrów w celu zidentyfikowania zbieżności danych. Badanie empiryczne nie wykazało żadnej zbieżności produktywności całkowitej czynników produkcji rolniczej (TFP) na poziomie państwa. Stwierdzono jednak zbieżność TFP na poziomie regionalnym dla niektórych regionów [Poudel i in. 2011]. Z kolei w pracy Lajos Baráth i Imre Fertő po przeprowadzeniu analizy klastrów i podziale krajów UE na „stare” i „nowe” wskazano istnienie zbieżności TFP [Baráth, Fertő 2016]. Tendencję do stosunkowo szybkiej konwergencji w zakresie wydajności rolniczej w różnych krajach wykazali także Will Martin i Devashish Mitra [Martin, Mitra 1999]. W analizie sigma konwergencji dochodów sektora rolnego w latach 2006-2011 z różnych makroregionów Polski należących do FADN nie wystąpiły tendencje do konwergencji sytuacji dochodowej. W związku z tym nie było podstaw do stwierdzenia korzystnego bezpośredniego lub pośredniego oddziaływania instrumentów wspólnej polityki rolnej na zwiększenie się spójności sytuacji dochodowej gospodarstw rolnych w Polsce po 2004 roku [Majchrzak, Smędzik-Ambroży 2014].

Trudności pojawiają się przy ocenie konwergencji w zakresie wsparcia dla rolnictwa. W Polsce takie badania przeprowadzili Andrzej Czyżewski i Piotr Kułyk przy wykorzystaniu analizy sigma i beta konwergencji dla lat 1986-2006 dla grupy państw cechujących się zróżnicowanym poziomem rozwoju gospodarczego [Czyżewski, Kułyk 2009]. Wyniki tych badań wskazywały, że mimo występujących przesłanek będących efektem procesów liberalizacji i globalizacji gospodarki światowej, w tym porozumień w obszarze rolnictwa osiągniętych w ramach WTO, nie uzyskano potwierdzenia hipotezy o absolutnej konwergencji wielkości transferów. Można jednak obserwować ograniczony charakter występowania analizowanego zjawiska. W procesie globalizacji sektora rolnego nadal kluczowe znaczenie mają polityki krajowe państw dominujących na rynku światowym.

¹ Występuje w przypadku, gdy tendencje do zbieżności mają zastosowanie tylko do ograniczonych grup ekonomicznych. Kryterium to zostało pierwotnie wprowadzone przez Wiliama Baumola w celu uznania konwergencji w podziale gospodarek narodowych [Baumol 1986].

ISTOTA WSKAŹNIKA PSE

Wskaźnik wsparcia producenta rolnego (ang. *Producer Support Estimate* – PSE) wskazuje na roczną wartość pieniężną transferów brutto od konsumentów i podatników do producentów rolnych, mierzonych na poziomie gospodarstw rolnych, wynikających z polityk wspierających rolnictwo, niezależnie od ich pochodzenia, charakteru, celu czy wpływu na produkcję lub dochód gospodarstwa [Trade and Agriculture Directorate 2016]. Należy on tym samym do jednych z najbardziej kompleksowych wskaźników oceny wsparcia rolnictwa przez państwo, a także nie wymaga obliczenia wartości dodanej, co upraszcza jego wykorzystanie [Czerewko 2014]. Przy obliczaniu PSE nie uwzględnia się jednak kosztów transakcyjnych ponoszonych przez rolników i przez administrację publiczną, co oznacza, że mierzona jest pomoc jako nominalna kwota wsparcia, a nie realnie dopływająca do sektora wartość pomocy. Nie są wydzielane także opłaty za dobra publiczne, a także wtórne efekty wsparcia odzwierciedlone we wzroście cen odniesienia. Elementy te świadczą o niedoskonałości tej miary.

W ramach PSE wyróżnia się trzy grupy transferów przepływających do rolników w ramach prowadzonej polityki rolnej, na które składają się wsparcie cenowe, płatności budżetowe oraz ukryte wsparcie budżetowe obejmujące obniżenia podatków i opłat [Wieliczko 2008]. Zgodnie z metodyką OECD, wartość PSE dla danego kraju można obliczyć według formuły [Trade and Agriculture Directorate 2016]:

$$PSE_c = MPS_c + \sum BOT = \sum PSE(sub)kategorii$$

gdzie: PSE_c – PSE w kraju C , MPS_c – krajowy (zagregowany) MPS kraju C , BOT – zagregowane budżetowe i pozostałe transfery do producentów z polityki wsparcia rolnictwa dla kraju C , $\sum PSE(sub)kategorii$ – suma subkategorii PSE, według których polityka wsparcia jest kategoryzowana od A do G^3 .

Wartości PSE są obliczane poprzez dodanie do MPS wartości transferów do producentów z innych polityk. Wsparcie rolnictwa przy użyciu wskaźnika PSE można także przedstawić jako wielkość nadwyżki ekonomicznej, jaką uzyskują gospodarstwa rolne w wyniku stosowania zróżnicowanych form interwencjonizmu w rolnictwie [Czyżewski, Kułyk 2015]. Wówczas do oceny wprowadzane są warunki makroekonomiczne uwzględniające także kurs walutowy, a wskaźnik PSE przyjmuje postać [Kułyk 2013]:

$$PSE = (P_K - P_0)Q_C + D_B + E$$

gdzie: P_K – cena produktu rolnego na rynku krajowym, P_0 – cena odniesienia, tzn. najniższa cena z rynku światowego, po której można kupić produkt rolny i dostarczyć na rynek krajowy, Q_C – konsumpcja danego produktu rolnego na rynku krajowym, D_B – wsparcie zużycia pośredniego, E – odchylenie kursu walutowego od stanu równowagi, zniekształcające wycenę wartości finansowego wsparcia w porównaniach międzynarodowych.

² Wsparcie cen rynkowych (MPS): roczna wartość pieniężna transferów brutto od konsumentów i podatników do producentów rolnych, wynikająca z działań politycznych, które powodują różnicę między krajowymi cenami rynkowymi a cenami granicznymi określonego towaru rolnego, mierzona na poziomie gospodarstwa.

³ Gdzie: A – wsparcie oparte na wielkości produkcji, B – płatności oparte na wykorzystanych nakładach, C – płatności oparte na bieżącej wielkości użytków rolnych/ liczbie zwierząt/ przychodach/ dochodach, produkcja wymagana, D – płatności oparte na historycznej wielkości użytków rolnych/ liczbie zwierząt/ przychodach/ dochodach, produkcja wymagana, E – płatności oparte na historycznej wielkości użytków rolnych/ liczbie zwierząt/ przychodach/ dochodach, produkcja niewymagana, F – płatności oparte na kryteriach pozaprodukcyjnych, G – pozostałe płatności [Wieliczko 2008, s. 81]. Są to główne kategorie, w których składzie można ponadto wyróżnić subkategorie np. A.1.

Całkowite wsparcie rolnictwa nie opiera się więc wyłącznie na transferach budżetowych, ale także na różnicy w poziomie cen między krajowymi a zagranicznymi produktami rolnymi, na które wpływ mogą mieć także instrumenty polityki handlowej. Należy jednak zaznaczyć, że wskaźnik PSE nie uwzględnia wszystkich transferów budżetowych przepływających do producentów rolnych, takich jak badania i rozwój, edukacja, doradztwo rolnicze, marketing czy usługi weterynaryjne [Przygodzka 2006].

POMIAR KONWERCENCJI – METODY I WYNIKI

Początkowo badania konwergencji dotyczyły głównie kwestii zbieżności realnego PKB. Teoretyczną bazą dla tych analiz była formuła neoklasycznego modelu wzrostu Solowa, a prowadzone badania skoncentrowane były przede wszystkim na poszukiwaniu odpowiedzi na pytania, czy biedniejsze kraje lub regiony mają tendencję do szybszego wzrostu niż bogate kraje lub regiony [Barro, Sala-i-Martin 1992]. W literaturze najczęściej wskazuje się na dwa ujęcia konwergencji – analizę *sigma* (σ) oraz analizę *beta* (β) konwergencji absolutnej (bezwarunkowej). Konwergencja typu *beta* występuje, gdy biedniejsze regiony wykazują szybszą tendencję wzrostu niż regiony bogatsze. Konwergencja *sigma* z kolei polega na tym, że dyspersja realnego PKB *per capita* ma tendencję do zmniejszania się w czasie, czyli [Sala-i-Martin 1995a]⁴. Idea *sigma* konwergencji wiąże się z odpowiedzią na pytania o długookresowe tendencje w stopniu zróżnicowania poziomu bogactwa lub dochodów w danej grupie krajów. Podczas jej pomiaru wykorzystuje się miarę dyspersji odchylenia standardowego logarytmów naturalnych danej cechy w pewnym momencie t [Malaga 2004]:

$$\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^n (\ln y_{it} - \ln \bar{y}_t)^2}$$

gdzie: i – indeks kraju, n – liczba krajów, y_{it} – poziom zmiennej poddanej konwergencji w kraju i w momencie t , \bar{y}_t – przeciętny poziom cechy poddanej konwergencji w badanej grupie krajów.

Jeśli odchylenia standardowe logarytmów naturalnych dla badanej cechy wykazują tendencję malejącą, świadczy to o występowaniu konwergencji typu *sigma*. Ocenę konwergencji *sigma* można także przeprowadzić poprzez analizę trendu liniowego logarytmu naturalnego względem czasu, przy czym należy wziąć pod uwagę ograniczenia tej metody. Należy tu wskazać możliwość występowania trendu nieliniowego oraz fakt, iż nie daje ona możliwości odczytania cząstkowej dynamiki zmian różnicowania badanej cechy w latach. Sugeruje się więc ocenę wzrokową rozrzutu punktów empirycznych [Próchniak, Rapacki 2007]. Sytuacja taka wystąpiła podczas badania zbieżności wydatków rządowych państw strefy euro i Polski w latach 1995-2015, gdzie analiza regresji wykazywała trend ujemny, choć w analizie nie występowały statystyczne istotności badanych parametrów. Wynikało to głównie ze znacznego rozrzutu punktów konwergencji *sigma* zwłaszcza po 2007 roku, czyli zbiegło się z ogólnoswiatowym kryzysem. Także tutaj lepszą metodą oceny była ocena rozrzutu, a także estymacja zmian wartości logarytmów do okresu poprzedniego [Kułyk, Augustowski 2016].

⁴ W literaturze znana jest także *beta* konwergencja warunkowa. Współcześnie wskazać można także na testy dotyczące występowania konwergencji typu *gamma*.

Drugą stosowaną metodą szacowania zbieżności, zaproponowaną przez Xaviera Sala-i-Martina jest beta konwergencja absolutna. W badaniach konwergencji absolutnej analizuje się wpływ początkowego poziomu dochodu na tempo wzrostu gospodarczego [Bal-Domańska 2009]. Odnosząc to do kwestii rozwoju beta konwergencji, zachodzi ona wtedy, gdy biedne gospodarki rozwijają się szybciej niż gospodarki bogate. Wyróżnia się kilka powodów takiej konwergencji. Rozwój każdej gospodarki wskazuje zbieżność do ścieżki zrównoważonego wzrostu, co sugeruje, że można oczekiwać gospodarczego zbliżania się gospodarek biedniejszych do bogatych. Dodatkowo stopa przychodu z kapitału jest niższa w gospodarkach dysponujących znaczną jego ilością, co powoduje odpływ kapitału do gospodarek biedniejszych. Ponadto, dyfuzja wiedzy i technologii przebiega z opóźnieniem w czasie, co wywołuje różnice między dochodami [Jóźwik 2014]. W badaniach konwergencji absolutnej typu beta zakłada się, że wszystkie analizowane kraje są na tyle podobne, że dążą do tego samego stanu równowagi długookresowej. Badania takie dają wyraźniejszy obraz zbieżności między tempem wzrostu gospodarczego, a początkowym poziomem dochodu niż badania nad konwergencją warunkową, która obejmuje także wpływ innych czynników. Ponadto, pominięcie tych dodatkowych elementów wpływających na wzrost ułatwia szacowanie konwergencji bezwarunkowej [Próchniak, Rapacki 2007]. Oceny występowania beta konwergencji absolutnej dokonuje się przez oszacowanie równania:

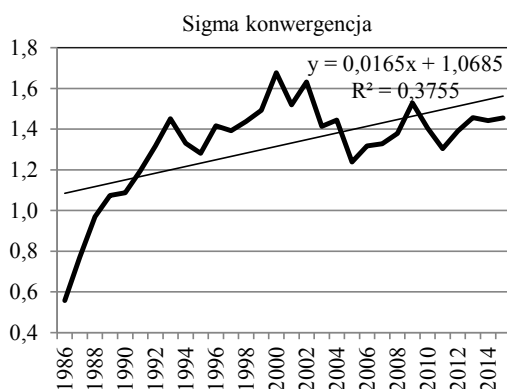
$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_r}{y_0} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_0$$

Zmienną objaśnianą w równaniu jest średnie tempo wzrostu realnego PKB per capita w badanym okresie. Zmienną objaśniającą jest początkowy poziom dochodu per capita. Ujemna wartość parametru α_1 oznacza występowanie zbieżności absolutnej typu beta. W takim przypadku wartość współczynnika β można obliczyć ze wzoru [Próchniak 2006]:

$$\beta = -\frac{1}{T} \ln(1 + \alpha_1 T)$$

Współczynnik beta informuje, jaki procent odległości do stanu równowagi długookresowej gospodarka pokonuje w ciągu jednego okresu. Wszystkie gospodarki w takim samym procentowym stopniu zmniejszają dystans do stanu równowagi długookresowej i w tym samym czasie go osiągają. Współczynnik ten nie mierzy jednak szybkości wyrównywania się poziomu dochodu, lecz tempo zbieżności do hipotetycznego stanu równowagi w długim okresie [Próchniak, Rapacki 2007]. Jak wspomniano wcześniej, konwergencja nie musi dotyczyć tylko zbieżności realnego PKB. Stwarza to pole do pogłębionych analiz i wykorzystania jej jako narzędzia do badania wielu aspektów gospodarki.

Konwergencja, oprócz wymiaru regionalnego i krajowego, może przybierać charakter globalny. Takie ujęcie zaprezentował także X. Sala-i-Martin [Sala-i-Martin 1995b]. Stało się to przesłanką do zbadania konwergencji wsparcia rolnictwa pomiędzy Australią, Kanadą, Japonią, Koreą Południową, Nową Zelandią, Turcją, USA i Unią Europejską. Pod uwagę wzięto kraje, które mają istotny udział w produkcji rolnej i dla których dostępne były dane o wartości wskaźnika PSE w latach 1995-2015, a wartość tego wskaźnika była dodatnia (z przyczyn metodycznych). Analizowaną zmienną poddaną badaniom konwergencji był wskaźnik PSE. Badania przeprowadzono dla długiego horyzontu czasowego (lata 1986-2015). Hipoteza występowania konwergencji sigma nie została w tym przypadku potwierdzona, na co wskazuje rosnące tempo zmian miary dyspersji logarytmu naturalnego wskaźnika PSE (tab. 1.), a także rosnący charakter oszacowanego trendu liniowego (rys. 1.).



Rysunek 1. Oszacowanie funkcji trendu dla pomiaru konwergencji typu *sigma*

Źródło: opracowanie własne na podstawie: www.oecd.database/PSE/TSE.

Obserwacja wyników wraz z ich graficznym odzwierciedleniem wskazuje, że konwergencja występowała nie dłużej niż dwa lata następujące po sobie. Miała zatem jedynie krótkookresowy wymiar, bez znamion trwałych strukturalnych przekształceń. Natomiast obserwowano wyraźne zjawisko dywergencji.

W dalszej części badania konwergencji *beta* bezwarunkowej przeprowadzono dla dwóch okresów. Pierwszy był zbieżny z analizą *sigma* (lata 1986-2015), natomiast drugi zawężono do roku podstawowego 2004 (lata 2004-2015). Analiza konwergencji *beta* stanowiła uzupełniające narzędzie badań. Jak zauważyła Ewa Kusideł, konwergencja *beta* jest warunkiem koniecznym, lecz niewystarczającym do występowania konwergencji typu *sigma*. Oznacza to, że sytuację szybszego rozwoju biednych regionów niż bogatych, nie musi jednak oznaczać zmniejszania dystansu między nimi [Kusideł 2013]. Jednocześnie konwergencja typu *sigma* jest wystarczającym, lecz niekoniecznym warunkiem istnienia konwergencji typu *beta* (brak konwergencji *sigma* nie daje możliwości jednoznacznego stwierdzenia, że początkowo biedniejsze kraje rozwijają się szybciej niż bogate). W badaniach konwergencji typu *beta* dla okresu 1986-2015 nie potwierdzono istnienia

Tabela 1. Oszacowane wartości konwergencji *sigma* wskaźnika PSE

| Lata | <i>Sigma</i> konwergencja | Tempo zmian (rok bieżący w stosunku do roku poprzedniego) |
|------|---------------------------|---|
| 1986 | 0,557231 | - |
| 1987 | 0,769937 | 0,276265 |
| 1988 | 0,969872 | 0,206146 |
| 1989 | 1,073411 | 0,096458 |
| 1990 | 1,087668 | 0,013108 |
| 1991 | 1,194766 | 0,08964 |
| 1992 | 1,317081 | 0,092868 |
| 1993 | 1,451736 | 0,092754 |
| 1994 | 1,330831 | -0,09085 |
| 1995 | 1,281597 | -0,03842 |
| 1996 | 1,416292 | 0,095103 |
| 1997 | 1,392508 | -0,01708 |
| 1998 | 1,437654 | 0,031403 |
| 1999 | 1,492439 | 0,036708 |
| 2000 | 1,677504 | 0,110321 |
| 2001 | 1,519244 | -0,10417 |
| 2002 | 1,631787 | 0,068969 |
| 2003 | 1,414419 | -0,15368 |
| 2004 | 1,444418 | 0,020769 |
| 2005 | 1,239097 | -0,1657 |
| 2006 | 1,316963 | 0,059125 |
| 2007 | 1,327691 | 0,00808 |
| 2008 | 1,379731 | 0,037718 |
| 2009 | 1,528633 | 0,097408 |
| 2010 | 1,404557 | -0,08834 |
| 2011 | 1,304541 | -0,07667 |
| 2012 | 1,391689 | 0,062621 |
| 2013 | 1,456146 | 0,044266 |
| 2014 | 1,442229 | -0,00965 |
| 2015 | 1,454925 | 0,008726 |

Źródło: opracowanie własne na podstawie: www.oecd.database/PSE/TSE.

zbieżności, aby regiony o niższej wartości wskaźnika PSE doganiały regiony o wyższej jego wartości (tab. 2.). Wyniki ukazały zjawisko odwrotne – dywergencję, wskazującą na proces odchodzenia od stacjonarnych stanów równowagi. Podobne wnioski można zauważyć w badaniach o skróconym horyzoncie czasowym, z rokiem bazowym 2004. Wydłużenie procesu analizy powodowało ujemne wartości parametru β , a dla dwóch okresów wykazano wysoką istotność parametrów strukturalnych.

Tabela 2. Estymowane wartości dla parametru beta dla roku bazowego 1986

| Okres badania (1986-) | α_0 | α_1 | Błąd standardowy dla α_0 | Błąd standardowy dla α_1 | $p\alpha_0$ | $p\alpha_1$ | R ² | Parametr β |
|-----------------------|-------------|------------|---------------------------------|---------------------------------|-------------|-------------|----------------|------------------|
| 1995 | -0,00427544 | 0,02481 | 0,07254 | 0,02103 | 0,9549 | 0,2827 | 0,18836 | -0,02217 |
| 1996 | -0,0118955 | 0,02405 | 0,079614 | 0,02308 | 0,8861 | 0,3375 | 0,15325 | -0,02134 |
| 1997 | -0,0132775 | 0,02258 | 0,07108 | 0,0206 | 0,858 | 0,3152 | 0,16673 | -0,01998 |
| 1998 | -0,00524681 | 0,0194 | 0,07153 | 0,02074 | 0,9439 | 0,3856 | 0,12731 | -0,0173 |
| 1999 | -0,013947 | 0,02083 | 0,06743 | 0,01955 | 0,843 | 0,3277 | 0,1591 | -0,01828 |
| 2000 | -0,0283129 | 0,02314 | 0,07235 | 0,02097 | 0,7091 | 0,3122 | 0,16862 | -0,01986 |
| 2001 | -0,0307744 | 0,02231 | 0,05602 | 0,01624 | 0,6026 | 0,2186 | 0,23934 | -0,01908 |
| 2002 | -0,0212344 | 0,01917 | 0,06212 | 0,01801 | 0,7441 | 0,3281 | 0,15881 | -0,01659 |
| 2003 | -0,0150737 | 0,01709 | 0,04678 | 0,01356 | 0,7582 | 0,2543 | 0,20938 | -0,0149 |
| 2004 | -0,0170563 | 0,01685 | 0,04535 | 0,01315 | 0,7198 | 0,2472 | 0,21497 | -0,01462 |
| 2005 | -0,00624487 | 0,01346 | 0,0343 | 0,00994 | 0,8615 | 0,2246 | 0,23393 | -0,01192 |
| 2006 | -0,00648155 | 0,01268 | 0,03717 | 0,01078 | 0,8673 | 0,284 | 0,18745 | -0,01124 |
| 2007 | -0,00805262 | 0,0121 | 0,03619 | 0,01049 | 0,8313 | 0,2926 | 0,18149 | -0,01073 |
| 2008 | -0,00901855 | 0,01163 | 0,03764 | 0,01091 | 0,8186 | 0,3273 | 0,15928 | -0,01031 |
| 2009 | -0,0205705 | 0,01447 | 0,03924 | 0,01137 | 0,6189 | 0,2503 | 0,21254 | -0,01242 |
| 2010 | -0,0167733 | 0,01305 | 0,03304 | 0,00958 | 0,6298 | 0,2218 | 0,23646 | -0,0113 |
| 2011 | -0,0140801 | 0,01202 | 0,02737 | 0,00793 | 0,6254 | 0,1806 | 0,27664 | -0,01046 |
| 2012 | -0,0239418 | 0,01432 | 0,02682 | 0,00777 | 0,4064 | 0,1151 | 0,36112 | -0,0121 |
| 2013 | -0,0251614 | 0,0141 | 0,02819 | 0,00817 | 0,4064 | 0,1353 | 0,33155 | -0,01188 |
| 2014 | -0,0256023 | 0,01399 | 0,02701 | 0,00783 | 0,3798 | 0,1242 | 0,34727 | -0,01174 |
| 2015 | -0,0269631 | 0,014 | 0,02623 | 0,0076 | 0,3436 | 0,1153 | 0,36087 | -0,01169 |

Oznaczenia: $p\alpha$ – poziom istotności statystycznej dla danego współczynnika α , R² – współczynnik determinacji.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: www.oecd.database/PSE/TSE przy użyciu programu Gretl 2016d.

Tabela 3. Estymowane wartości dla parametru *beta* dla roku bazowego 2004

| Okres badania (2004-) | α_0 | α_1 | Błąd standardowy dla α_0 | Błąd standardowy dla α_1 | $p\alpha_0$ | $p\alpha_1$ | R ² | Parametr β |
|------------------------|------------|------------|---------------------------------|---------------------------------|-------------|-------------|----------------|------------------|
| 2009 | 0,30315 | -0,0437 | 0,04275 | 0,01393 | 0,0004*** | 0,0201** | 0,62157 | 0,050735 |
| 2010 | 0,15142 | -0,0063 | 0,01205 | 0,00393 | <0,0001*** | 0,1617 | 0,29787 | 0,006407 |
| 2011 | 0,0588 | 0,01593 | 0,01439 | 0,00469 | 0,0065*** | 0,0146** | 0,0146 | -0,01499 |
| 2012 | 0,05563 | 0,01233 | 0,00463 | 0,00151 | <0,0001*** | 0,0002*** | 0,91748 | -0,01169 |
| 2013 | 0,10071 | -0,0045 | 0,01704 | 0,00555 | 0,001*** | 0,4444 | 0,10041 | 0,004652 |
| 2014 | 0,05449 | 0,00654 | 0,01321 | 0,00431 | 0,0062*** | 0,1794 | 0,27797 | -0,00632 |
| 2015 | 0,06162 | 0,00214 | 0,01675 | 0,00546 | 0,0103** | 0,709 | 0,0249 | -0,00211 |

Oznaczenia: $p\alpha$ – poziom istotności statystycznej dla danego współczynnika α , R² – współczynnik determinacji, * – istotność na poziomie 0,1, ** – istotność na poziomie 0,05, *** – istotność na poziomie 0,01.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych: www.oecd.database/PSE/TSE przy użyciu programu Gretl 2016d.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badania konwergencji *sigma* i *beta* nie dają podstaw do wnioskowania o istnieniu zbieżności w mechanizmie wsparcia rolnictwa mierzonym wskaźnikiem wsparcia producentów (PSE). Zatem mimo zmian zachodzących w systemie finansowego wsparcia rolnictwa na poziomie globalnym, w tym podjęcia wielu porozumień międzynarodowych (w ramach GATT i WTO) oraz rekonstrukcji krajowych mechanizmów wsparcia, wyniki jednoznacznie zaprzeczają pojawieniu się zjawiska konwergencji i potwierdzają istnienie dywergencji w tym zakresie. Są one także zbieżne ze wcześniejszymi badaniami prowadzonymi przez A. Czyżewskiego i P. Kułyka dla krajów OECD. Przekształcenia zachodzące w wielkości wsparcia rolnictwa w rozważanych krajach nie prowadziły do uzyskania jednego punktu docelowego równowagi długookresowej. Stwierdzone zwiększenie dysproporcji oznacza asymetrię w systemie ingerencji w rolnictwo. Można to z jednej strony tłumaczyć odmiennością pełnionych funkcji rolnictwa w poszczególnych krajach, a także odmienną sytuacją w zakresie wymiany handlowej. Z drugiej jednak oznacza, iż na poszczególnych rynkach poziom zakłóceń nie jest taki sam, a samo zmniejszenie wielkości wsparcia w przeliczeniu na wartość produkcji rolnej nie oznacza automatycznie zbliżenia w tym względzie między poszczególnymi krajami.

LITERATURA

- Alexiadis Stilianos, Stilianos Kokkidis, 2010: *Convergence in Agriculture: Evidence from the regions of an Enlarged EU*, MPRA Paper No. 26011, posted 23, s. 1-14.
- Bal-Domańska Beata, 2009: *Ekonometryczna analiza sigma i beta konwergencji regionów Unii Europejskiej*, [w] *Ekonometria (26). Zastosowanie matematyki w ekonomii*, red. J. Łyko, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław, s. 11.
- Baráth Lajos, Imre Fertő, 2016: *Productivity and Convergence in European Agriculture*, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences, Discussion Papers MT-DP – 2016/26, s. 3-34.
- Barro J. Robert, Xavier Sala-i-Martin, 1992: *Convergence*, "Journal of Political Economy", vol. 100, Issue 2, s. 223-251.
- Baumol Wiliam, 1986: *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show*, „The American Economic Review”, vol. 76, no. 5, s. 1155-1159.
- Czerewko Georgij, 2014: *Efektywność interwencjonizmu państwowego w gospodarke żywnościową Ukrainy*, „Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu”, t. XVI, z. 2, s. 34.
- Czyżewski Andrzej, Piotr Kulyk, 2009: *Konwergencja czy dywergencja mechanizmów wsparcia sektora rolnego?*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 8(23), s. 41-51.
- Czyżewski Andrzej, Piotr Kulyk, 2015: *Wpływ zmian w finansowym wsparciu rolnictwa na konkurencyjność produktów rolnych w krajach strefy euro i wybranych wysokorozwiniętych gospodarkach*, [w] *Strategie Gospodarcze i Społeczne Unii Europejskiej*, red. K. Opolski, J. Górski, Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa, s. 348.
- Józwick Bartosz, 2014: *Konwergencja gospodarcza w regionach państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowo-Wschodniej*, „Roczniki Ekonomii i Zarządzania”, t. 6(42), s. 100-101.
- Kulyk Piotr, 2013: *Finansowe wsparcie rolnictwa w krajach o różnym poziomie rozwoju gospodarczego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań, s. 141-142.
- Kulyk Piotr, Łukasz Augustowski, 2016: *Analiza konwergencji wydatków rządowych w wybranych państwach strefy euro i Polski w latach 1995-2015*, [w] *Wyzwania integracji gospodarczej w Unii Europejskiej*, red. K. Opolski, J. Górski, Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa, s. 247-255.
- Kusideł Ewa, 2013: *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 8, 45.
- Majchrzak Adam, Katarzyna Smędzik-Ambroży, 2014: *Procesy konwergencji dochodów gospodarstw rolnych w Polsce po 2006 roku*, „Journal of Agribusiness and Rural Development”, 1(31), s. 89-98.
- Malaga Krzysztof, 2004: *Konwergencja gospodarcza w krajach OECD w latach 1960-1999. Wyniki badań empirycznych*, [w] *Matematyka w ekonomii*, red. E. Panek, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, z. 41, s. 57.
- Martin Will, Devashish Mitra, 1999: *Productivity Growth and Convergence in Agriculture and Manufacturing*, „Agriculture Policy Research Working Papers”, no. 2171, World Bank, Washington D.C, s. 1-31.
- Poudel Biswo, Krishna Paudel, David Zilberman, 2011: *Agricultural Productivity Convergence: Myth Or Reality?*, „Journal of Agricultural and Applied Economics”, 43(1), s. 143-156.
- Próchniak Mariusz, 2006: *Realna konwergencja typu beta (β) i sigma (σ) w świetle badań empirycznych*, „International Journal of Management and Economics”, 20, s. 75.
- Próchniak Mariusz, Ryszard Rapacki, 2007: *Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990-2005*, „Bank i Kredyt”, s. 43-44.
- Przygodzka Renata, 2006: *Polityka rolna Unii Europejskiej w świetle mierników OECD*, „Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie. Problemy Rolnictwa Światowego”, t. 15, s. 189-190.
- Sala-i-Martin Xavier, 1995a: *The Classical Approach to Convergence Analysis*, Economics Working Paper 117, Yale University and Universitat Pompeu Fabra, s. 3.
- Sala-i-Martin Xavier, 1995b: *Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence*, Center Discussion Paper, no. 716, s. 1325-1352.
- Trade and Agriculture Directorate 2016: *OECD'S producer support estimate and related indicators of agricultural support*, Concepts, Calculations, Interpretation and Use, s. 107.
- Wieliczko Barbara, 2008: *Pomiar skali wsparcia rolnictwa*, „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej”, z. 3(316), s. 80.
- www.oecd.database/PSE/TSE.

Piotr Kulyk, Łukasz Augustowski

*GLOBAL CONVERGENCE OR GLOBAL DIVERGENCE OF AGRICULTURAL SUPPORT
MECHANISMS?*

Summary

This paper presents the problems of changes in financial support for agriculture estimated through the PSE indicator and their possible convergence. The analysis was carried out using sigma and beta convergence absolute between 1986 and 2015. Australia, Canada, Japan, South Korea, New Zealand, Turkey, the USA and the European Union included the regions analyzed. The aim of the article was to confirm or deny the existence of convergence of support for agriculture on a global scale. The study did not confirm the hypothesis of the convergence of agricultural support. These conclusions coincide with previous investigations for OECD countries.

Adres do korespondencji:

Dr hab. inż. Piotr Kulyk, prof. UZ, mgr Łukasz Augustowski
Uniwersytet Zielonogórski, Wydział Ekonomii i Zarządzania

Katedra Ekonomii Międzynarodowej

ul. Podgórna 50 (budynek A-0)

65-246 Zielona Góra

e-mail: p.kulyk@wez.uz.zgora.pl, l.augustowski@wez.uz.zgora.pl