

Joanna MUSZYŃSKA  
Jarosław OCZKI  
Ewa WĘDROWSKA

## Konwergencja dochodów gospodarstw domowych w krajach Unii Europejskiej

**Streszczenie.** *Celem badania jest weryfikacja hipotezy o występowaniu tendencji do wyrównywania się dochodów gospodarstw domowych w krajach Unii Europejskiej (UE) w latach 2007—2015. Przeanalizowano konwergencję poziomu i rozkładu dochodów gospodarstw domowych. Podstawowym źródłem informacji były dane Eurostatu pochodzące z badania EU-SILC. Analizę konwergencji poziomu dochodów przeprowadzono dla ważonych liczbą ludności: średniej arytmetycznej, mediany oraz pierwszego decyla rocznego ekwiwalentnego dochodu do dyspozycji. Do badania ich zbieżności zaadaptowano modele regresji stosowane w analizach konwergencji gospodarczej. Oparto się tutaj na koncepcji konwergencji absolutnej typu  $\beta$ . W badaniu zbieżności rozkładów posłużono się rozkładami decylowymi dochodów, a stopień ich rozbieżności oceniano za pomocą uogólnionej postaci miary dywergencji Jensena-Shannona. Badanie przeprowadzono dla 27 krajów UE oraz dla 15 krajów starej Unii i 12 nowych krajów członkowskich.*

*Na podstawie uzyskanych wyników stwierdzono brak konwergencji decylowych rozkładów ekwiwalentnych rocznych dochodów gospodarstw domowych. Zaobserwowano natomiast konwergencję analizowanych charakterystyk rozkładów dochodów (średniej arytmetycznej, mediany i decyla pierwszego).*

**Słowa kluczowe:** konwergencja dochodowa, dochody do dyspozycji gospodarstw domowych, badanie EU-SILC.

**JEL:** C21, O52, D31, O12

---

Problematyka konwergencji dochodowej jest jedną z najczęściej podejmowanych w literaturze z zakresu wzrostu gospodarczego. Autorzy opracowań przeprowadzają próby weryfikacji empirycznej wybranych teorii wzrostu, najczęściej

z wykorzystaniem danych PKB *per capita* w określonych grupach krajów i dla wybranych okresów, często kilkudziesięcioletnich. Popularną podbudową teoretyczną tego typu analiz jest teoria wzrostu gospodarczego wykorzystująca model Solowa. Zakłada ona wyrównywanie się dochodów pomiędzy krajami, następujące w wyniku wyższej stopy inwestycji w krajach o niskim poziomie dochodów. Model Solowa opiera się na założeniu o malejących, wraz ze stopniem zaangażowania zasobów, krańcowych korzyściach z zastosowania czynników produkcji, a w szczególności kapitału.

Argument o konwergencji dochodowej pomiędzy krajami jest również jednym z głównych wniosków wynikających z neoklasycznej teorii handlu międzynarodowego Stolpera-Samuelsona (Samuelson, 1948). Według tej teorii integracja gospodarcza krajów w ramach porozumień o liberalizacji obrotów handlowych powoduje pojawienie się specjalizacji w wymianie międzynarodowej — kapitałochłonnej po stronie państw relatywnie zamożnych i pracochłonnej w przypadku państw o niskich kosztach pracy. Specjalizacja ta doprowadzi m.in. do wzrostu popytu na pracę oraz do stopniowego wzrostu dochodów w krajach o niskim dochodzie i w efekcie do konwergencji dochodowej. W latach osiemdziesiątych ub. stulecia powstała teoria wzrostu endogenicznego, której prekursorzy Romer (1986, 1990) oraz Lucas (1990) dowodzą, że różnice dochodowe pomiędzy krajami nie mają tendencji do wyrównywania się i mogą pozostawać trwałe ze względu na występowanie stałych lub rosnących krańcowych korzyści osiągniętych z zaangażowanych czynników produkcji. Większość badań na temat konwergencji dochodowej wykorzystuje model Solowa.

Wyniki analiz empirycznych wskazują na występowanie wyrównywania się dochodów zachodzącego w szczególności pomiędzy krajami podobnymi pod względem gospodarczym i instytucjonalnym, takimi jak np. państwa zrzeszone w OECD (Gadea Rivas i Sanz-Villarroya, 2016) oraz państwa członkowskie Unii Europejskiej (UE) (Sachs i Warner, 1996). Najczęstszą kategorią dochodu wykorzystywaną w badaniach konwergencji jest PKB *per capita*. Popularność tej miary wynika w dużym stopniu z relatywnie łatwej dostępności porównywalnych danych dla wszystkich krajów świata w długich okresach. Część badaczy wskazuje jednak na dodatkowe korzyści poznawcze wynikające z zastosowania innych zmiennych mierzących dochód, przede wszystkim dochodów gospodarstw domowych do dyspozycji. Dochody te w większym stopniu oddają tendencje w kształtowaniu się poziomu życia i nierówności dochodowych w poszczególnych krajach, a także pomiędzy nimi. Wśród najnowszych badań potwierdzających występowanie konwergencji wykorzystujących tę kategorię dochodu należy wymienić następujące opracowania: Eurofound (2017), Barrientos, Blunch i Gupta (2015), Leitner i Römisch (2015), Ravallion (2012) oraz Checherita, Nickel i Rother (2009).

Mimo rosnącego zainteresowania badaczy analizą konwergencji dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych, dorobek naukowy w tym obszarze należy wciąż uznać za relatywnie skromny (Chocholatá i Furková, 2016). Autorzy

opracowania przygotowanego przez Eurofound (2017) dowodzą, że konwergencja dochodowa w UE zachodziła przede wszystkim w okresie przed 2008 r.<sup>1</sup> i była skutkiem dynamicznego wzrostu dochodów w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Proces ten został zakłócony wskutek silnych spadków dochodów w najbardziej dotkniętych recesją, relatywnie niezamożnych, krajach śródziemnomorskich oraz wybranych krajach Europy Środkowo-Wschodniej (przede wszystkim w republikach bałtyckich). W ostatnich latach kraje bałtyckie w szybkim tempie nadrabiały zaległości dochodowe (Eurofound, 2017).

Jeden z nurtów badań konwergencji dochodowej bazuje na wnioskowaniu o występowaniu tego zjawiska pośrednio, na podstawie analizy nierówności dochodowych mierzonych nie jako nierówności poszczególnych krajów ważne liczebnościami ich populacji, ale mierzone bezpośrednio dla ogółu gospodarstw domowych w UE (Beblo i Knaus, 2000; Bonesmo Fredriksen, 2012; Papatheodorou i Pavolopoulos, 2003). Podejście takie pozwala na ustalenie, w jakim stopniu za zmiany nierówności dochodowych odpowiedzialne są nierówności w poszczególnych krajach, a w jakim wpływa na nie zróżnicowanie dochodów między nimi. Obserwując tendencje w zakresie kształtowania się nierówności dochodowych pomiędzy krajami można wnioskować o występowaniu konwergencji dochodów.

Celem artykułu jest weryfikacja hipotezy o konwergencji ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych oraz analiza zbieżności rozkładów tych dochodów w krajach UE w latach 2007—2015. W opracowaniu wykorzystano dane z badania EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*). Badanie to jest dobrowolnym reprezentacyjnym badaniem ankietowym prywatnych gospodarstw domowych realizowanym techniką bezpośredniego wywiadu z respondentem, którego celem jest dostarczenie porównywalnych dla krajów UE danych dotyczących warunków życia ludności (GUS, 2017). Metodologia badania oraz raporty dotyczące jakości danych dostępne są w opracowaniach narodowych urzędów statystycznych oraz m.in. w Iacovou, Kaminska i Levy (2012).

Analizę konwergencji dochodu przeprowadzono dla ważonych liczbą ludności: średniej arytmetycznej, mediany oraz pierwszego decyla rocznego ekwiwalentnego dochodu do dyspozycji. Poza najczęściej wykorzystywanymi charakterystykami rozkładu dochodów, średnią i medianą, w badaniu uwzględniono również pierwszy decyl w celu weryfikacji hipotezy o zbieżności dochodów najuboższych gospodarstw domowych. Do badania zbieżności rozkładów wykorzystano rozkłady decylowe dochodów. W badaniu uwzględniono 27 krajów UE (UE-27) oraz 15 krajów starej Unii (UE-15) i 12 nowych krajów członkowskich (UE-12). Dochody wyrażono w sztucznej, wspólnej dla całej Unii, walucie PPS (*Purchasing Power Standard*).

---

<sup>1</sup> Podobne wyniki otrzymali Dauderstädt i Kelttek (2014), wykorzystując jako miarę dochodu PKB *per capita*.

### MATERIAŁ EMPIRYCZNY

Ekwiwalentne dochody do dyspozycji gospodarstw domowych (liczone w PPS) w krajach UE charakteryzowały się silną dyspersją zarówno w czasie, jak i pomiędzy krajami. W analizowanym okresie najsilniejsze rozproszenie wartości średniej i mediany dochodu zaobserwowano w Bułgarii. Współczynniki zmienności w przypadku obu parametrów kształtowały się powyżej 19%. Najwyższym (22%) zróżnicowaniem wartości pierwszego decyla charakteryzowały się dochody w Grecji.

Dyspersja dochodów pomiędzy krajami osiągnęła dwukrotnie wyższy poziom. Współczynniki zmienności dla wartości średniej, mediany i decyla pierwszego kształtowały się w latach 2007—2015 odpowiednio od 46,0% do 37,8%, od 46,6% do 39,2% i od 50,5% do 46,2%. Spadek dyspersji tych parametrów wywołany był głównie silnym spadkiem ich zróżnicowania w nowych krajach członkowskich (ok. 20 p.proc. dla średniej i mediany oraz ok. 18 p.proc. dla decyla pierwszego). W przeciwieństwie do grupy krajów UE-12, rozproszenie dochodów gospodarstw domowych w starej Unii wzrosło w badanym okresie o ok. 1,7 p.proc. w przypadku wartości średniej i środkowej oraz o 4,7 p.proc. w przypadku decyla pierwszego.

W tabl. 1 przedstawiono wartości analizowanych parametrów rocznych ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych (wyrażonych w PPS) w pierwszym i ostatnim roku badania oraz średnie roczne tempo ich zmian. Do grupy krajów o najwyższym przeciętnym dochodzie w roku 2007 (powyżej 20 tys. PPS) należały: Luksemburg, Wielka Brytania, Cypr, Irlandia i Holandia. Najniższy natomiast średni dochód w tym roku odnotowano w Rumunii i Bułgarii. Jego wysokość była pięciokrotnie niższa i nie przekraczała 4 tys. PPS. W 2015 r. średni dochód powyżej 20 tys. PPS osiągnęły następujące kraje: Luksemburg, Austria, Francja, Niemcy, Szwecja, Dania, Holandia, Belgia, Finlandia, Wielka Brytania i Irlandia. Najniższymi wartościami przeciętnego dochodu, nieprzekraczającymi 10 tys. PPS, charakteryzowały się: Rumunia, Bułgaria, Węgry i Łotwa.

Podobnie jak w przypadku średniej, najwyższą wartość mediany dochodów, w początkowym i końcowym okresie badania, odnotowano w Luksemburgu (26,8 tys. PPS). Ponadto w grupie krajów o wysokiej wartości środkowej dochodu w roku 2007 znalazły się: Wielka Brytania i Cypr (powyżej 18 tys. PPS) oraz Austria, Irlandia, Holandia i Niemcy (ponad 17 tys. PPS). Analogicznie jak w przypadku dochodów przeciętnych, najniższą wartość mediany dochodu (ok. 3 tys. PPS) zaobserwowano w Rumunii i Bułgarii. W ostatnim roku badania krajami o najwyższej wartości środkowej dochodu — poza Luksemburgiem — były: Austria, Szwecja, Dania i Niemcy, natomiast najniższe wartości mediany ponownie odnotowano w Rumunii i Bułgarii.

**TABL. 1. PRZECIĘTNE ROCZNE TEMPO ZMIAN PARAMETRÓW ROZKŁADU EKWIWALENTNYCH DOCHODÓW DO DYSPOZYCJI**

Kraje	Średnia		Średnia roczna stopa wzrostu w % w latach 2007—2015	Mediana		Średnia roczna stopa wzrostu w % w latach 2007—2015	Decyl pierwszy		Średnia roczna stopa wzrostu w % w latach 2007—2015
	2007	2015		2007	2015		2007	2015	
	PPS			PPS			PPS		
Austria .....	19955	24531	2,6	17810	21981	2,7	10045	11696	1,9
Belgia .....	17777	21779	2,6	16312	19954	2,6	8617	10711	2,8
Bułgaria .....	3824	8454	10,4	3296	6882	9,6	1220	2766	10,8
Cypr .....	21158	18812	-1,5	18252	15313	-2,2	9426	7922	-2,1
Czechy .....	10023	13100	3,4	8841	11652	3,5	5357	7067	3,5
Dania .....	18187	22651	2,8	16875	20384	2,4	9686	11602	2,3
Estonia .....	7740	12536	6,2	6490	10423	6,1	3133	4831	5,6
Finlandia .....	16940	21455	3,0	15241	19430	3,1	8606	11131	3,3
Francja .....	16955	23212	4,0	15166	19885	3,4	8399	10947	3,4
Grecja .....	13510	10173	-3,5	11320	8810	-3,1	5061	3511	-4,5
Hiszpania .....	14455	16691	1,8	12689	14463	1,6	5705	5348	-0,8
Holandia .....	20004	21785	1,1	17538	19389	1,3	10498	11181	0,8
Irlandia .....	20873	20275	-0,4	17722	17705	0,0	9114	9204	0,1
Litwa .....	6868	10455	5,4	5708	8251	4,7	2575	3580	4,2
Luksemburg .....	30737	32969	0,9	26847	29285	1,1	14620	15512	0,7
Łotwa .....	6758	9698	4,6	5585	8108	4,8	2457	3445	4,3
Malta .....	13641	18752	4,1	12442	16681	3,7	6660	8727	3,4
Niemcy .....	19753	23132	2,0	17323	20342	2,0	8771	10110	1,8
<b>P o l s k a</b> .....	<b>6652</b>	<b>11450</b>	<b>7,0</b>	<b>5609</b>	<b>9957</b>	<b>7,4</b>	<b>2686</b>	<b>4817</b>	<b>7,6</b>
Portugalia .....	11693	12226	0,6	8919	10317	1,8	4203	4438	0,7
Rumunia .....	3367	5036	5,2	2783	4357	5,8	965	1344	4,2
Słowacja .....	6181	10755	7,2	5606	10220	7,8	3321	5429	6,3
Słowenia .....	13988	16180	1,8	12922	15102	2,0	7411	7978	0,9
Szwecja .....	17039	22686	3,6	15911	21215	3,7	9334	11312	2,4
Węgry .....	7196	8987	2,8	6490	7938	2,5	3589	4099	1,7
Wielka Brytania .....	22048	21087	-0,6	18774	17714	-0,7	8926	8991	0,1
Włochy .....	16616	17380	0,6	14497	15395	0,8	6778	6530	-0,5

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.

W roku 2007 do krajów o najwyższej wartości decyla pierwszego (powyżej 10 tys. PPS) należały: Luksemburg, Holandia i Austria. W ostatnim roku badania dołączyły do nich: Dania, Szwecja, Finlandia, Francja, Belgia i Niemcy. Najniższe natomiast dochody w pierwszej grupie decylowej zaobserwowano w Rumunii — 965 PPS i Bułgarii — 1220 PPS oraz na Łotwie, Litwie i w Polsce, gdzie nie przekraczały 3 tys. PPS. Ponadto w Rumunii i Bułgarii łączny dochód najuboższej grupy ludności, która znalazła się w pierwszej grupie decylowej, wynosił mniej niż 2% dochodu ogółem. W roku 2015 Rumunia, Bułgaria, Litwa i Łotwa nadal pozostawały w grupie krajów o najniższej wartości decyla pierwszego (poniżej 4 tys. PPS). W grupie tych krajów znalazła się również Grecja, gdzie wartość pierwszego decyla spadła z 5061 PPS w 2007 r. do 3511 PPS w roku 2015.

Najszybszym średniorocznym tempem wzrostu analizowanych parametrów ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji charakteryzowały się Bułgaria, Słowacja i Polska. Spadki wartości średniej oraz mediany dochodu zaobserwowano w Grecji, na Cyprze, w Wielkiej Brytanii i Irlandii. Kraje te, poza Irlandią, odnotowały również ujemne tempo zmian wartości decyla pierwszego.

## METODOLOGIA

### **Analiza konwergencji dochodów gospodarstw domowych**

Do badania zbieżności poziomu dochodów gospodarstw domowych zaadaptowano modele regresji, stosowane powszechnie w analizach konwergencji gospodarczej, mierzonej PKB *per capita*. Wykorzystano koncepcję konwergencji absolutnej typu  $\beta$ , opisującą zależność między średnią stopą wzrostu dochodu a jego wartością początkową. Analizę przeprowadzono za pomocą klasycznego równania konwergencji wyprowadzonego na podstawie modelu wzrostu Solowa-Swana:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

gdzie  $y_{i0}, y_{iT}$  — początkowy i końcowy poziom dochodu w kraju  $i$ .

Jak wykazali Kliber, Maćkowiak i Malaga (2005), oceny parametru  $\beta$  uzyskane na podstawie tego modelu dobrze aproksymują rzeczywiste tempo zbieżności, a otrzymane szacunki są identyczne z wynikami oszacowania tego tempa z zastosowaniem metod numerycznych.

Ujemna, statystycznie istotna wartość parametru  $\alpha_1$  jest warunkiem koniecznym istnienia konwergencji absolutnej typu  $\beta$ . Świadczy ona o ujemnym skorelowaniu poziomu procesu z jego stopą wzrostu, co wskazuje na szybszy wzrost badanego zjawiska w krajach charakteryzujących się jego niższą wartością w okresie początkowym.

Równanie (1), opisujące konwergencję absolutną typu  $\beta$ , można zapisać również w następujący sposób:

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{y_{iT}}{y_{i0}} \right) = \alpha_0 - \left[ \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} \right] \ln(y_{i0}) + \varepsilon_i \quad (2)$$

Oznacza to, że parametr  $\alpha_1$  równania (1) jest równy:

$$\alpha_1 = - \left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \quad (3)$$

Korzystając z tej równości, szybkość konwergencji ( $\beta$ ) wyznaczono według formuły:

$$\beta = \frac{-\ln(1 + \alpha_1 T)}{T} \quad (4)$$

Na podstawie oszacowanego zgodnie ze wzorem (4) tempa konwergencji ustalono, jaki procent odległości od wspólnego dla wszystkich badanych jednostek punktu równowagi pokonują kraje w jednym okresie.

Następnie, korzystając z uzyskanej wartości parametru  $\beta$ , obliczono długość połowy okresu konwergencji (*half-life time*):

$$t_{1/2} = \frac{\ln(2)}{\beta} \quad (5)$$

W ten sposób oszacowano, jak długi okres potrzebny jest do zredukowania o połowę różnic między badanymi krajami.

Parametry strukturalne równania (1) oszacowano za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK). W przypadku braku stałości wariancji składnika losowego modelu, oceny parametrów strukturalnych wyznaczano (korygowano) za pomocą uogólnionej metody najmniejszych kwadratów.

Zdaniem niektórych badaczy, w analizie konwergencji parametry modeli powinny być szacowane nieliniową metodą najmniejszych kwadratów (NMNK), ponieważ stosowanie KMNK nie gwarantuje uzyskania ujemnych wartości parametru  $\alpha_1$ , co skutkuje brakiem możliwości wyznaczenia parametru  $\beta$  (Quah, 1995, s. 8). Dodatkowym opisanym w literaturze argumentem przeciw stosowaniu KMNK jest fakt, że uzyskane za jej pomocą wartości parametru  $\alpha_1$  mogą prowadzić do zawyżania tempa konwergencji (Durlauf, Johanson, Temple, 2004, s. 49). W tym badaniu nie wystąpił jednak żaden z powyższych problemów, dlatego autorzy zdecydowali się na prezentację wyłącznie wyników uzyskanych za pomocą KMNK.

Badanie konwergencji za pomocą analizy regresji, na podstawie modelu (1), jest jednym z najpopularniejszych i najczęściej stosowanych sposobów. Podejście to ma jednak pewne ograniczenie. Jeżeli w grupie badanych jednostek występują obiekty charakteryzujące się zbieżnością poziomów analizowanego procesu oraz kraje, dla których zjawisko to nie zachodzi, to na podstawie modelu (1) można sformułować błędne wnioski o występowaniu konwergencji między wszystkimi badanymi obiektami (Nowak, 2007). Dodatkową wadą modeli konwergencji absolutnej, w klasycznej postaci, jest brak możliwości oceny indywidualnego wkładu danej jednostki w zachodzącą konwergencję.

W artykule podjęto próbę określenia roli poszczególnych krajów w ogólnym procesie zbieżności. Do tego celu wykorzystano zaproponowaną przez Batóga

(2010, 2013) koncepcję krańcowej pionowej konwergencji typu  $\beta$ . Polega ona na wyznaczeniu zmiany szybkości konwergencji spowodowanej wyeliminowaniem wybranego kraju ze zbioru badanych obiektów. Współczynniki pionowej krańcowej konwergencji typu  $\beta$  wyznaczono według formuły:

$$\hat{\beta}_i = \hat{\beta} - \hat{\beta}_i^{m-1} \quad (6)$$

gdzie:

- $\hat{\beta}_i$  — pionowa krańcowa konwergencja typu  $\beta$  charakteryzująca kraj  $i$ ;
- $\hat{\beta}$  — szybkość konwergencji typu  $\beta$  dla wszystkich  $m$  obiektów;
- $\hat{\beta}_i^{m-1}$  — szybkość konwergencji z pominięciem  $i$ -tego kraju.

Następnie na podstawie współczynników krańcowej konwergencji pionowej obliczono zmianę długości połowy okresu konwergencji  $t_{1/2; i}$ .

Utrudnieniem w interpretacji wyników badania krańcowej konwergencji pionowej typu  $\beta$  może być ocena istotności oszacowanych współczynników  $\hat{\beta}_i$  (Batóg, 2010, s. 134). W badaniu za istotne uznano te współczynniki, których wielkość, co do modułu, przekraczała wartość odchylenia standardowego obliczonego dla wszystkich wartości  $\hat{\beta}_i$ .

### **Analiza zbieżności rozkładów dochodów gospodarstw domowych**

Ocena rozbieżności między dwoma rozkładami dochodu nie stanowi nowej problematyki podejmowanej w literaturze przedmiotu. Cowell (1985) scharakteryzował grupę miar, nazywanych miarami zmian rozkładu, kwantyfikującą niepodobieństwo dwóch rozkładów dochodów — starego i nowego. Na ogół do badania stopnia podobieństwa rozkładów dochodów w ujęciu statycznym (np. pomiędzy dwiema populacjami) stosowano tradycyjne miary będące funkcjami metryk odległości (Ebert, 1984). Rozbieżność pomiędzy rozkładami dochodów może być badana także za pomocą miar dywergencji zdefiniowanych na podstawie teorii informacji. W ostatnich latach rozwijane są teoretyczne koncepcje adaptujące miary dywergencji do oceny stopnia rozbieżności pomiędzy rozkładami dochodów oraz publikowane są wyniki badań empirycznych, w których miary te znalazły zastosowanie.

Porównanie pary rozkładów dochodów może odnosić się do trzech przypadków. Pierwszy z nich dotyczy oceny rozbieżności pomiędzy rozkładem empirycznym i pewnym hipotetycznym rozkładem referencyjnym (Cowell, Flachaire i Bandyopadhyay, 2013). Szczególnym wariantem tego podejścia badawczego jest odniesienie rzeczywistego rozkładu dochodów do rozkładu egalitarnego, a dzięki temu ocena skali nierówności (Magdalou i Nock, 2011). Drugie podejście badawcze odnosi się do porównania pary rozkładów empirycznych docho-



dów w ujęciu statycznym pomiędzy dwiema populacjami (D'Ambrosio, 2001; Oczki i Wędrowska, 2014; Roberto, 2016), zaś trzecie dotyczy badania zmian okresowych w rozkładzie dochodów (Gęstwicki i Wędrowska, 2016).

Wyniki badań przedstawione w artykule odnoszą się do badania rozbieżności pomiędzy rozkładami dochodów w ujęciu statycznym. Autorzy przedstawili jednakże możliwość oceny stopnia rozbieżności pomiędzy rozkładami decyłowymi dochodów ekwiwalentnych dla trzech grup krajów (UE-27, UE-15, UE-12) poprzez zastosowanie uogólnionej wersji dywergencji Jensena-Shannona. Uogólnienie zaś zaproponowane przez Lina (1991) kwantyfikuje stopień rozbieżności pomiędzy dowolną liczbą rozkładów dochodów, co umożliwiło badanie konwergencji rozkładów dochodów w analizowanych grupach krajów.

W teorii prawdopodobieństwa, statystyce czy też teorii informacji miary dywergencji wykorzystywane są do badania odległości, rozbieżności i dyskryminacji pomiędzy rozkładami prawdopodobieństwa. Najczęściej dotyczy to określenia stopnia rozbieżności pomiędzy dwoma rozkładami, jednakże uogólnienia wybranych miar dywergencji pozwalają na ocenę rozbieżności pomiędzy dowolną liczbą rozkładów. Miara, za pomocą której możliwe jest zbadanie rozbieżności pomiędzy dowolną liczbą rozkładów prawdopodobieństwa, jest wykorzystane w artykule uogólnienie dywergencji Jensena-Shannona ( $JS$ ).

Dywergencja  $JS$  pomiędzy dwoma rozkładami decyłowymi dochodów  $P^1 = \{p_i^1\} = \{p_1^1, p_2^1, \dots, p_{10}^1\}$  oraz  $P^2 = \{p_i^2\} = \{p_1^2, p_2^2, \dots, p_{10}^2\}$ , gdzie  $\sum_{i=1}^{10} p_i^j = 1$  oraz  $0 \leq p_i^j \leq 1$  ( $j = 1, 2$ ), zdefiniowana jest następująco (Hung i Yang, 2007):

$$JS(P^1, P^2) = H_s(w_1 P^1 + w_2 P^2) - (w_1 H_s(P^1) + w_2 H_s(P^2)) \quad (7)$$

gdzie  $w_1$  i  $w_2$  są wagami odpowiadającymi odpowiednio rozkładowi  $P^1$  oraz  $P^2$  i spełniającymi warunki:  $w_1 + w_2 \geq 0$ ,  $w_1 + w_2 = 1$ . Występujące w formule (7) wyrażenie  $H_s(P^j)$  ( $j = 1, 2$ ) oznacza entropię Shannona —  $H(P^j) = \sum_{i=1}^{10} p_i^j \log_2 p_i^j$ .

Jeśli wagi  $w_1 = w_2 = \frac{1}{2}$ , to formuła (7) przyjmuje następującą postać:

$$JS(P^1, P^2) = H_s\left(\frac{P^1 + P^2}{2}\right) - \left(\frac{H_s(P^1) + H_s(P^2)}{2}\right) \quad (8)$$

Dywergencja  $JS$  jest symetryczna, a jej wartości są nieujemne i ograniczone w przedziale  $[0,1]$  (Dhillon, Mallele i Kumar, 2003). Jeżeli rozpatrywane rozkłady decylowe dochodów są identyczne ( $P^1 = P^2$ ), dywergencja  $JS(P^1, P^2)$  przyjmuje wartość równą zero. Miara ta ma charakter miary rozbieżności, co oznacza, że wraz ze wzrostem stopnia dywergencji pomiędzy rozkładami, jej wartości dążą do jedności.

Dywergencja  $JS$  należy do klasy dywergencji wprowadzonej przez Burbea i Rao (1982), zwanej dywergencjami różnic Jensena, jest także jedną z miar dywergencji Csiszára (Taneja, 2005), przez co spełnia matematyczne własności miar obu klas. Należy podkreślić, że dywergencja  $JS$  jest jedyną miarą należącą jednocześnie do rodziny miar dywergencji Jensena oraz rodziny miar dywergencji Csiszára (Grosse i in., 2002).

Dywergencja  $JS$  została uogólniona przez Lina (1991) do badania rozbieżności dowolnej liczby  $m \geq 2$  rozkładów. Niech rozkład decylowy dochodów ekwiwalentnych dla  $m$ -tego kraju ( $m = 1, 2, \dots, 27$ ) oznaczony będzie  $P^m = \{p_i^m\} = \{p_1^m, p_2^m, \dots, p_{10}^m\}$ , gdzie  $\sum_{i=1}^{10} p_i^m = 1$  i  $0 \leq p_i^m \leq 1$  oraz  $w_1, w_2, \dots, w_m$  oznaczają wagi związane odpowiednio z rozkładami  $P^m$ .

Wtedy dywergencja  $JS$  dana jest wzorem:

$$JS(P^1, P^2, \dots, P^m) = H_s \left( \sum_{k=1}^m w^k P^k \right) - \sum_{k=1}^m w^k H_s(P^k) \quad (9)$$

## WYNIKI BADANIA

Na wyk. 1 przedstawiono współzależność między początkowym ekwiwalentnym dochodem do dyspozycji i średnioroczną stopą wzrostu. W krajach UE-27 i UE-12 wyraźnie widoczna jest ujemna zależność pomiędzy tymi zmiennymi dla wszystkich analizowanych parametrów.

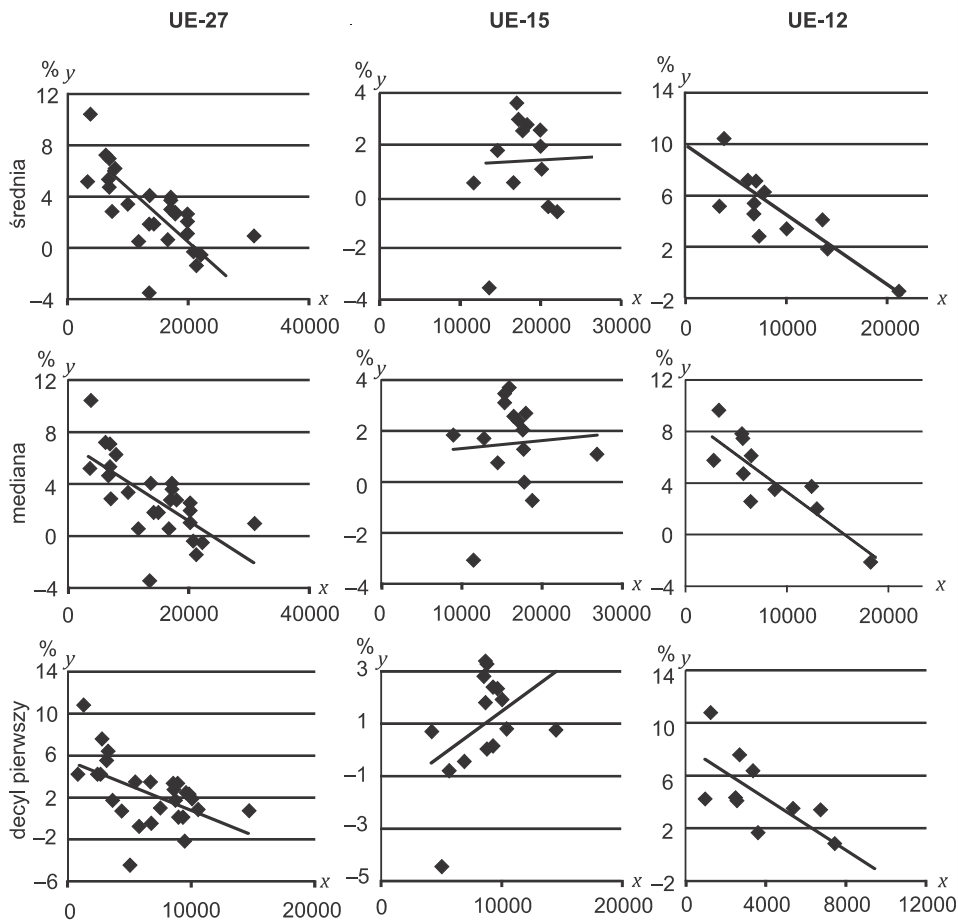
Wyniki estymacji<sup>2</sup> modelu konwergencji absolutnej typu  $\beta$ , opisanego równaniem (1), szybkość konwergencji  $\hat{\beta}$  oraz wyznaczoną, zgodnie z formułą (6), długość połowy okresu konwergencji  $t_{1/2}$  zamieszczono w tabl. 2.

Na podstawie otrzymanych rezultatów można wnioskować o wyrównywaniu się średniej arytmetycznej, mediany i pierwszego decyla ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji w 27 krajach UE. Tempo konwergencji dla wartości średniej, środkowej oraz decyla pierwszego wyniosło odpowiednio: 4,31%, 4,07% i 2,96% w skali roku. Oznacza to, że czas potrzebny do zredukowania istniejących różnic o połowę wynosi: 16 lat dla średniej, 17 lat w przypadku wartości środkowej oraz ponad 23 lata dla decyla pierwszego.

Wśród krajów UE-15 dla żadnego z badanych parametrów rozkładów nie stwierdzono istotnej ujemnej zależności korelacyjnej między średnią stopą wzrostu dochodu a jego wielkością początkową. Oceny parametru  $\alpha_1$  równania (1) dla średniej, mediany i decyla pierwszego okazały się statystycznie nieistotne.

<sup>2</sup> Istotność ocen parametrów weryfikowano na poziomie 0,05.

**WYKR. 1. KORELACJA POZIOMÓW POCZĄTKOWYCH I ŚREDNIH STÓP WZROSTU PARAMETRÓW ROZKŁADU EKWIWALENTNYCH DOCHODÓW DO DYSPOZYCJI DLA UE-27, UE-15 I UE-12**



oś x — początkowy ekwiwalentny dochód do dyspozycji w PPS  
oś y — średnioroczna stopa wzrostu dochodu

— linia regresji  
◆ — kraje

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

**TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI KONWERCENCJI ABSOLUTNEJ TYPU  $\beta$**

Miary statystyczne	UE-27				UE-15				UE-12			
	$\alpha_1$	$S(\alpha_1)$	$\beta$ w %	$t_{1/2}$	$\alpha_1$	$S(\alpha_1)$	$\beta$	$t_{1/2}$	$\alpha_1$	$S(\alpha_1)$	$\beta$ w %	$t_{1/2}$
Średnia .....	-0,036	0,007	4,31	16,094	0,0084	0,024	—	—	-0,043	0,012	5,31	13,048
Mediana .....	-0,035	0,007	4,07	17,023	0,0087	0,020	—	—	-0,044	0,010	5,45	12,720
Decyl pierwszy	-0,026	0,007	2,96	23,415	0,0320	0,016	—	—	-0,040	0,011	4,75	14,598

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu.

Podobnie jak w przypadku UE-27, wyniki badania dla UE-12 wskazują na wyrównywanie się poziomów wartości średniej, środkowej oraz decyla pierwszego dochodu do dyspozycji. Szybkość konwergencji w tej grupie krajów jest jednak wyższa w porównaniu z szybkością wyznaczoną dla całej Unii, a połowa okresu niezbędnego do wyrównania się dochodów w nowych krajach członkowskich wynosiła ok. 13 lat dla średniej i mediany oraz ponad 14 lat dla pierwszego decyla.

Otrzymane rezultaty potwierdziły pogląd wielu autorów, że zjawisko zbieżności w badanych grupach krajów nie oznacza występowania konwergencji dla każdego z nich. W celu określenia wkładu poszczególnych krajów w ogólną zbieżność dochodów, dla UE-27 oraz UE-12 wyznaczono współczynniki krańcowej konwergencji pionowej typu  $\beta$  i oszacowano zmianę długości połowy okresu konwergencji  $t_{1/2; i}$ . Ujemne wartości  $\hat{\beta}_i$  świadczą o negatywnym wpływie danego kraju na zachodzący proces upodabniania się dochodów i wydłużaniu się połowy okresu konwergencji  $t_{1/2}$ . Wyniki przedstawiono w tabl. 3 i 4 oraz na wyk. 2 i 3.

Spośród 27 krajów UE tylko w przypadku Bułgarii zaobserwowano istotny pozytywny wpływ na wyrównywanie się przeciętnych ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji. Oszacowana dla tego kraju wartość  $\hat{\beta}_i$  wskazuje na wzrost tempa zbieżności wartości średniej o 0,7% rocznie i skrócenie połowy okresu konwergencji o ok. 3 lata. Istotny, ale negatywny wkład w wyrównywanie się dochodu przeciętnego odnotowano w przypadku Rumunii i Luksemburga. Uzyskane wyniki wskazują na spowolnienie szybkości konwergencji odpowiednio o 0,76% i 0,24% w skali roku. Oznacza to, że czas potrzebny do zredukowania zaistniałych różnic o połowę wydłużył się o ponad 2 lata dla Rumunii i o ok. 1 roku w przypadku Luksemburga.

Pozytywne oddziaływanie na zbieżność wartości środkowej dochodu do dyspozycji w grupie UE-27 wystąpiło w Bułgarii, na Cyprze, w Polsce i na Słowacji. Wyznaczone dla nich współczynniki krańcowej konwergencji pionowej typu  $\beta$  kształtowały się od 0,23% (Polska) do 0,51% (Bułgaria) i wskazywały na skrócenie połowy okresu zbieżności od roku do ponad 2 lat. Podobnie jak w przypadku średniej negatywny wpływ na konwergencję mediany dochodów do dyspozycji miały Luksemburg i Rumunia. Kraje te obniżyły tempo zbieżności wartości środkowej odpowiednio o 0,2% i 0,5% rocznie, a tym samym wydłużyły trwanie tego procesu (Luksemburg — o 1 rok, Rumunia — o ponad 2 lata).

W krajach UE-27 najsilniejszym pozytywnym wpływem na wyrównywanie się najniższych dochodów mierzonych wartością decyla pierwszego wykazała się Bułgaria. Wartość współczynnika  $\hat{\beta}_i$  dla tego kraju wyniosła 0,8%, co oznacza skrócenie połowy okresu konwergencji o ponad 8 lat. Pozytywny wkład w wyrównywanie się najniższych dochodów miały również Grecja i Polska. Podobnie jak w przypadku innych analizowanych parametrów, negatywnym oddziaływaniem na zbieżność wykazała się Rumunia. Włączenie tego kraju do grupy bada-

nych obiektów obniżało tempo konwergencji o 0,74% rocznie i wydłużało konwergencję o ok. 5 lat.

**TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI KRAŃCOWEJ KONWERGENCJI PIONOWEJ TYPU  $\beta$  DLA KRAJÓW UE-27**

K r a j e	$\hat{\beta}_i$			$t_{1/2,i}$		
	średnia	mediana	decyl pierwszy	średnia	mediana	decyl pierwszy
	w %					
Austria .....	-0,13	-0,13	-0,08	0,5	0,5	0,6
Belgia .....	-0,07	-0,08	-0,08	0,2	0,3	0,6
Bułgaria .....	0,69	0,51	0,79	-3,1	-2,4	-8,5
Cypr .....	0,22	0,28	0,19	-0,9	-1,2	-1,6
Czechy .....	-0,01	0,00	0,00	0,0	0,0	0,0
Dania .....	-0,09	-0,08	-0,09	0,3	0,3	0,7
Estonia .....	0,13	0,11	0,10	-0,5	-0,5	-0,8
Finlandia .....	-0,07	-0,08	-0,10	0,3	0,3	0,8
Francja .....	-0,12	-0,10	-0,10	0,5	0,4	0,8
Grecja .....	-0,01	0,04	0,27	0,0	-0,2	-2,3
Hiszpania .....	0,01	0,02	0,01	0,0	-0,1	-0,1
Holandia .....	0,00	-0,01	-0,01	0,0	0,0	0,1
Irlandia .....	0,12	0,09	0,05	-0,5	-0,4	-0,4
Litwa .....	0,03	-0,05	-0,02	-0,1	0,2	0,1
Luksemburg .....	-0,24	-0,23	-0,12	0,9	0,9	0,9
Łotwa .....	-0,06	-0,05	-0,02	0,2	0,2	0,2
Malta .....	-0,02	-0,03	-0,03	0,1	0,1	0,3
Niemcy .....	-0,07	-0,06	-0,04	0,3	0,3	0,3
<b>P o l s k a</b> .....	<b>0,20</b>	<b>0,23</b>	<b>0,25</b>	<b>-0,8</b>	<b>-1,0</b>	<b>-2,2</b>
Portugalia .....	-0,03	-0,05	-0,07	0,1	0,2	0,5
Rumunia .....	-0,76	-0,57	-0,74	2,4	2,1	4,7
Słowacja .....	0,20	0,27	0,14	-0,8	-1,2	-1,2
Słowenia .....	0,01	0,01	0,02	0,0	0,0	-0,2
Szwecja .....	-0,11	-0,13	-0,09	0,4	0,5	0,7
Węgry .....	-0,20	-0,18	-0,09	0,7	0,7	0,7
Wielka Brytania .....	0,13	0,15	0,05	-0,5	-0,7	-0,4
Włochy .....	0,06	0,05	0,05	-0,2	-0,2	-0,4

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

W grupie UE-12 istotny dla wyrównywania się średnich dochodów do dyspozycji okazał się negatywny wpływ Malty i Rumunii. Uzyskane dla tych krajów wyniki wskazywały na spowolnienie tempa konwergencji o ponad 2% rocznie, co powodowało, że czas niezbędny do zredukowania istniejących różnic o połowę wydłużał się o prawie 4 lata.

**TABL. 4. WYNIKI ESTYMACJI KRAŃCOWEJ KONWERCENCJI PIONOWEJ TYPU  $\beta$  DLA KRAJÓW UE-12**

K r a j e	$\hat{\beta}_i$			$t_{1/2,i}$		
	średnia	mediana	decyl pierwszy	średnia	mediana	decyl pierwszy
	%					
Bułgaria .....	0,96	0,65	1,92	-2,9	-1,7	-9,9
Cypr .....	0,28	1,64	1,09	-0,7	-5,5	-4,3
Czechy .....	0,02	-0,01	-0,35	-0,1	0,0	1,0
Estonia .....	0,51	0,03	0,09	-1,4	-0,1	-0,3
Litwa .....	-0,55	-0,06	-0,47	1,2	0,1	1,3
Łotwa .....	-0,20	-0,08	-0,52	0,5	0,2	1,4
Malta .....	-2,19	-0,65	-1,59	3,8	1,4	3,7
<b>P o l s k a</b> .....	<b>0,60</b>	<b>0,18</b>	<b>0,72</b>	<b>-1,7</b>	<b>-0,4</b>	<b>-2,6</b>
Rumunia .....	-2,29	-1,93	-1,37	3,9	3,3	3,3
Słowacja .....	0,44	0,22	0,23	-1,2	-0,5	-0,8
Słowenia .....	0,55	-0,10	0,66	-1,5	0,2	-2,4
Węgry .....	-0,68	-1,00	0,02	1,5	2,0	-0,1

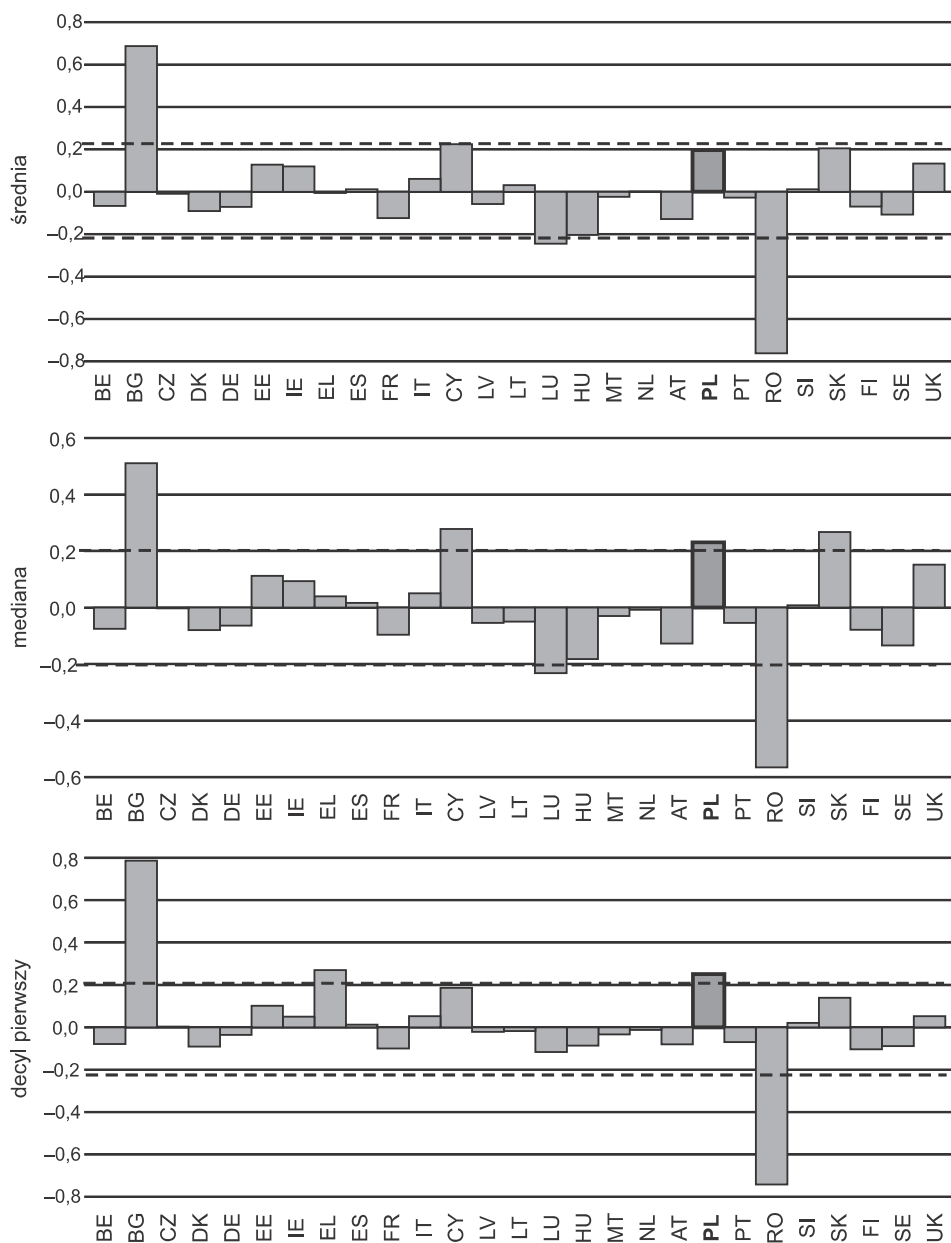
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 2.

W grupie krajów przedstawionych w tabl. 4 pozytywnym oddziaływaniem na zbieżność wartości środkowej dochodu wykazał się tylko Cypr, dla którego wartość współczynnika krańcowej konwergencji pionowej typu  $\beta$  oszacowano na 1,64% rocznie, a  $t_{1/2,i}$  wyniósł 5,5 roku. Proces wyrównywania się poziomów mediany istotnie opóźniły Węgry (1,00%) i Rumunia (1,93%).

Podobnie jak w całej Unii, najsilniejszym pozytywnym wpływem na wyrównywanie się najniższych dochodów w nowych krajach członkowskich wykazała się Bułgaria. Wartość współczynnika krańcowej konwergencji pionowej dla tego kraju wyniosła 1,92%, co oznacza skrócenie połowy okresu konwergencji o 10 lat. Istotny, pozytywny wkład w wyrównywanie się najniższych dochodów miał także Cypr, dla którego  $\hat{\beta}_i$  wynosił 1,09% rocznie, co skutkowało skróceniem okresu konwergencji o ponad 4 lata.

Negatywne oddziaływania na zbieżność pierwszego decyla dochodów do dyspozycji zaobserwowano w przypadku Malty (1,6%) i Rumunii (1,4%). Oznacza to, że czas potrzebny do zredukowania istniejących różnic o połowę wydłużył się o prawie 4 lata w przypadku Malty i o ponad 3 lata w przypadku Rumunii.

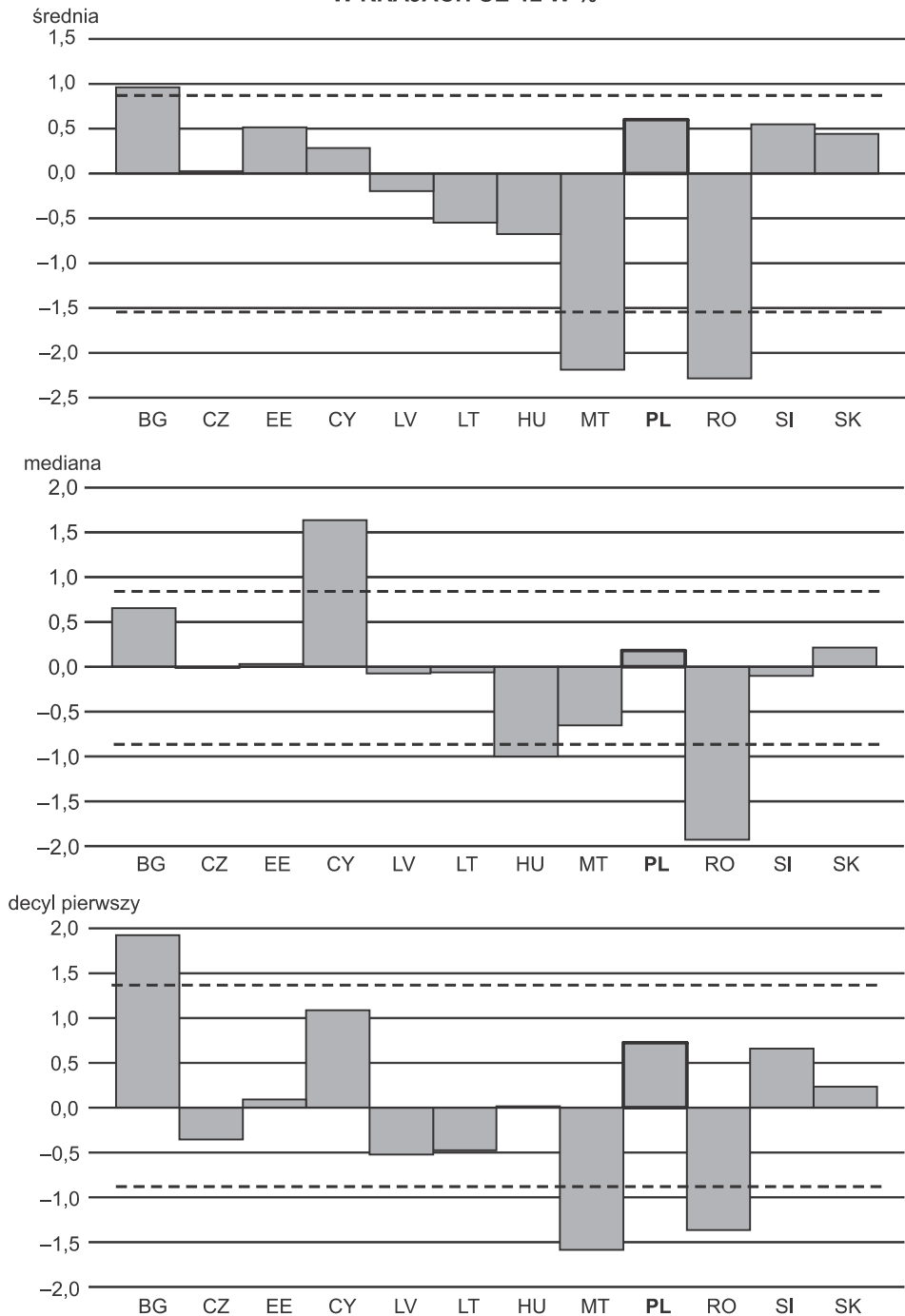
Poza analizą zbieżności poziomów dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych badano również konwergencję ich rozkładów decylowych. Wyniki zaprezentowano na wyk. 4. Wartości miary dywergencji  $JS$  dla UE-27 wskazują na zmniejszanie się rozbieżności w decylowych rozkładach dochodów w latach 2007—2011 oraz na ponowny wzrost zróżnicowania w okresie 2012—2015. W ostatnim roku badania wartość miary  $JS$  zbliżyła się do poziomu początkowego.

**WYKR. 2. KRAŃCOWA PIONOWA KONWERCENCJA TYPU B  
W KRAJACH UE-27 W %**

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 3.

U w a g a. W dalszej części artykułu użyto również symboli krajów: Austria — AT, Belgia — BE, Bułgaria — BG, Cypr — CY, Czechy — CZ, Dania — DK, Estonia — EE, Finlandia — FI, Francja — FR, Grecja — EL, Hiszpania — ES, Holandia — NL, Irlandia — IE, Litwa — LT, Luksemburg — LU, Łotwa — LV, Malta — MT, Niemcy — DE, Polska — PL, Portugalia — PT, Rumunia — RO, Słowacja — SK, Słowenia — SI, Szwecja — SE, Węgry — HU, Wielka Brytania — UK, Włochy — IT.

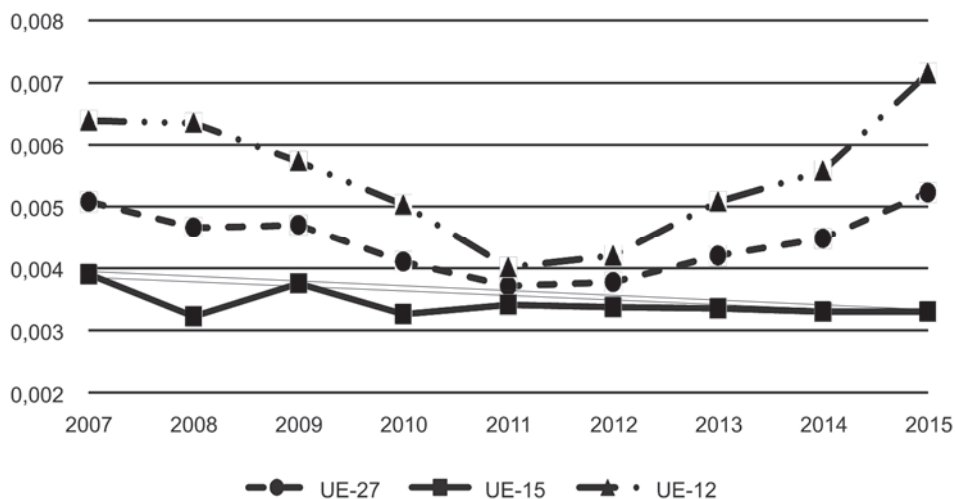
**WYKR. 3. KRAŃCOWA PIONOWA KONWERGENCJA TYPU B  
W KRAJACH UE-12 W %**



Źródło: opracowanie własne na podstawie tabl. 4.



WYKR. 4. DYWERGENCJA JENSENA-SZANNONA  
DLA GRUP KRAJÓW UE-27, UE-15 I UE-12



Źródło: jak przy wyk. 1.

W krajach UE-15 rozbieżność w decylnych rozkładach dochodów utrzymywała się na względnie stałym poziomie, najniższym w analizowanych grupach krajów. Największą dywergencją rozkładów decylnych dochodów charakteryzowały się kraje UE-12. Zróżnicowanie w rozkładach wyraźnie się zmniejszyło w latach 2007—2011, jednak po roku 2011 ponownie wzrosło, przekraczając wartości z pierwszego roku badania.

## Podsumowanie

W odróżnieniu od najczęściej badanej konwergencji gospodarczej, weryfikowanej na podstawie PKB *per capita*, w artykule analizowano konwergencję wielkości i rozkładu dochodów gospodarstw domowych. W tym celu zastosowano dwie, zdaniem autorów, wzajemnie uzupełniające się metody. Wykorzystanie miar dywergencji do rozpoznania zbieżności rozkładów dochodów stanowi istotne uzupełnienie badań nad konwergencją dochodów gospodarstw domowych.

Na podstawie otrzymanych rezultatów sformułowano następujące szczególne wnioski:

- 1) w latach 2007—2015 w krajach UE-27 występowała absolutna  $\beta$  konwergencja ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych (średniej arytmetycznej, mediany i decyla pierwszego);
- 2) zaobserwowana w UE-27 zbieżność poziomów dochodów gospodarstw domowych była głównie efektem wyrównywania się tych dochodów w nowych krajach członkowskich (UE-12);

- 3) nie stwierdzono występowania absolutnej  $\beta$  konwergencji poziomów dochodów gospodarstw domowych w krajach starej Unii (UE-15);
- 4) rezultaty badania otrzymane w przypadku 27 krajów UE, w porównaniu z wynikami uzyskanymi dla grupy UE-12, wskazują na niższą szybkość konwergencji i dłuższy czas niezbędny do zredukowania obecnych różnic o połowę;
- 5) wyniki badania potwierdzają pogląd wielu autorów, że zjawisko zbieżności w badanych grupach krajów nie oznacza występowania konwergencji w przypadku każdego z nich;
- 6) istotny pozytywny wpływ na konwergencję poziomu ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji miały przede wszystkim nowe kraje członkowskie Unii: Bułgaria, Cypr, Polska i Słowacja, a w przypadku najniższych dochodów (decyl pierwszy) także Grecja;
- 7) negatywne oddziaływanie na wyrównywanie się dochodów zaobserwowano w przypadku Rumunii, Malty i Węgier (tylko mediana) oraz Luksemburga;
- 8) na podstawie wyników miary dywergencji  $JS$  stwierdzono brak konwergencji rozkładów ekwiwalentnych rocznych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych.

Warto zaakcentować, że o ile w analizowanych grupach krajów nie zachodziła konwergencja rozkładów decylogowych dochodów, to w przypadku UE-27 i UE-12 zaobserwowano zbieżność wybranych parametrów rozkładów. Ponadto należy podkreślić, że zachodząca w latach 2007—2015 konwergencja dochodów gospodarstw domowych została wyraźnie zakłócona przez kryzys ekonomiczno-finansowy, który wystąpił w końcu pierwszej dekady XXI w. Jego negatywne skutki silnie odczuły gospodarstwa domowe w mniej zamożnych krajach starej Unii, w krajach basenu Morza Śródziemnego i krajach bałtyckich. Po 2010 r. ponownie zaobserwowano tendencję do wyrównywania poziomów dochodów gospodarstw domowych. W latach 2007—2015 zbieżność dochodów do dyspozycji w krajach UE-27 wynikała głównie ze wzrostu dochodów w krajach Europy Środkowo-Wschodniej przy jednoczesnej stagnacji, niewielkim wzroście czy wręcz spadku dochodów w krajach starej Unii.

---

dr Joanna Muszyńska, dr Jarosław Oczki, dr hab. Ewa Wędrowska, prof. UMK — Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

#### LITERATURA

- Barrientos, P. A., Blunch, N. H., Gupta, N. D. (2015). Income Convergence and the Flow out of Poverty in India, 1994—2005. *IZA Discussion Paper* (8929).
- Burbea, J., Rao, R. C. (1982). On the convexity of some divergence measures based on entropy functions. *IEEE Transactions of Information Theory*, 28 (3), 489—495.
- Batóg, J. (2010). *Konwergencja dochodowa w krajach Unii Europejskiej. Analiza ekonometryczna*. Szczecin: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego.

- Batóg, J. (2013). Analiza krańcowej pionowej konwergencji dochodowej typu  $\beta$  w krajach Unii Europejskiej w latach 1993—2010. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego*, (31), 40—47.
- Beblo, M., Knaus, T. (2000). Measuring income inequality in Euroland. *Luxemburg Income Study Working Paper*, (232).
- Bonesmo Fredriksen, K. (2012). Income inequality in the European Union. *OECD Economics Department Working Paper*, (952), Paris: OECD Publishing. Pobrano z: <http://dx.doi.org/10.1787/5k9bdt47q5zt-en>.
- Checherita, C., Nickel, C., Rother, P. (2009). The Role of Fiscal Transfers for Regional Economic Convergence in Europe. *ECB Working Paper*, (1029).
- Chocholatá, M., Furková, A. (2016). Income disparities and convergence across regions of Central Europe. *Croatian Operational Research Review*, 7(2), 303—318.
- Cowell, F. A. (1985). Measures of distributional change: An axiomatic approach. *Review on Economic Studies*, (52), 135—151.
- Cowell, F., Flachaire, E., Bandyopadhyay, S. (2013). Reference distributions and inequality measurement. *Journal of Economic Inequality*, (11), 421—437.
- D'Ambrosio, C. (2001). Household Characteristics and the Distribution of Income in Italy: An Application of Social Distance Measures. *Review of Income and Wealth*, 47(1), 43—64.
- Dauderstädt, M., Keltek, C. (2014). *Crisis, austerity and cohesion: Europe's stagnating inequality*. Bonn: Friedrich-Ebert-Stiftung.
- Dhillon, I. S., Mallele, S., Kumar, R. (2003). A divisive information — theoretic feature clustering algorithm for text classification. *Journal of Machine Learning Research*, (3), 1265—1287.
- Durlauf, S. N., Johnson, P. A., Temple, J. R. (2004). Growth Econometrics. *Vassar College Economics Working Paper*, (61).
- Ebert, U. (1984). Measures of distance between income distributions. *Journal of Economic Theory*, 32(2), 266—274.
- Eurofound (2017). *Income inequalities and employment patterns in Europe before and after the Great Recession*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Gadea Rivas, M. D., Sanz-Villarroya, I. (2016). Testing the convergence hypothesis for OECD countries: A reappraisal. *Economics Discussion Papers*, (45).
- Gęstwicki, F. E., Wędrowska, E. (2016). Assessment of the Degree of the Divergence and Inequality of Household Income Distribution in Poland in the Years 2005—2013. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 16(1), 50—62.
- Grosse, I., Bernaola-Galva, P., Carpena, P., Roman-Roldan, R., Oliver, J., Stanley, H. E. (2002). Analysis of symbolic sequences using the Jensen-Shannon divergence. *Physical Review E*, (65).
- GUS (2017). *Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2016)*. Warszawa: GUS.
- Hung, W. L., Yang, M. S. (2007). On the J-divergence of intuitionistic fuzzy seta with its application to pattern recognition. *Information Science*, (178), 1641—1650.
- Iacovou, M., Kaminska, O., Levy, H. (2012). Using EU-SILC data for cross-national analysis: strengths, problems and recommendations. *ISER Working Paper Series*, (03).
- Kliber, P., Maćkowiak, P., Malaga, K. (2005). Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce. Analiza w kategoriach neoklasycznych modeli wzrostu. W: *Metody ilościowe w ekonomii*, red. M. Małkoka, Zeszyty Naukowe (64) Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Leitner, S., Römisch, R. (2015). Economic and Social Convergence in the EU. A Policy Note. *GRINCOH Working Paper Series*.
- Lin, J. (1991). Divergence measures based on the Shannon entropy. *IEEE Transactions on Information Theory*, (37), 145—151.

- Lucas, R. E. (1990). Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *The American Economic Review*, 80(2), 92—96.
- Magdalou, B., Nock, R. (2011). Income Distributions and Decomposable Divergence Measures. *Journal of Economic Theory*, 146(6), 2440—2454.
- Nowak, W. (2007). *Konwergencja w modelach endogenicznego wzrostu gospodarczego*. Wrocław: Kolonia Limited.
- Oczki, J., Wędrowska, E. (2014). The Use of Csiszár's Divergence to Assess Dissimilarities of Income Distributions of EU Countries. *Quantitative Methods in Economics*, 15(2), 167—176.
- Quah, D. T. (1995). Empirics for Economic Growth and Convergence. *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, (253).
- Papathodorou, C., Pavolopoulos, D. (2003). Accounting for inequality in the EU: Income disparities between and within member states and overall income inequality. *MPRA Paper*, No. 209. Pobrane z: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/209/>.
- Ravallion, M. (2012). Why don't we see poverty convergence? *American Economic Review* 102(1), 504—523.
- Roberto, E. (2016). *The Divergence Index: A Decomposable Measure of Segregation and Inequality*. Pobrane z: <https://pdfs.semanticscholar.org/1304/168f6df2aee27954434c486ea5ac914fb880.pdf>.
- Romer, P. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *The Journal of Political Economy*, 94(5), 1002—1037.
- Romer, P. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71—102.
- Sachs, J., Warner, A. M. (1996). Economic convergence and economic policies. *NBER Working Paper*, (5039).
- Samuelson, P. A. (1948). *Economics: an introductory analysis*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Taneja, I. J. (2005). Refinement Inequalities Among Symmetric Divergence Measures. *The Australian Journal of Mathematical Analysis and Applications*, 2(1), 1—23.

**Summary.** *The aim of the study is to verify the hypothesis of a tendency towards levelling of household income in the EU countries in the years 2007—2015. Convergence process of the level and the distribution of household disposable income was analysed. The basic source of information were Eurostat's data from EU-SILC database. The convergence analysis of income levels was carried out for the mean, median and first decile of annual equivalised household disposable incomes, weighted by country population. To examine their convergence, regression models used in economic convergence analyses were adapted and the concept of absolute  $\beta$  convergence was used. In the study of income distributions convergence the income distribution in households by decile groups was used, and the degree of their discrepancy was assessed using the generalised form of the Jensen-Shannon divergence measure. The study was conducted for 27 EU countries, 15 of the old EU states and 12 new member states.*

*On the basis of the obtained results, it was concluded that there was no convergence of the distributions of income by quantiles. However, the convergence of the considered characteristics of income distributions (mean, median, first decile) was observed.*

**Keywords:** income convergence, households disposable incomes, EU-SILC study.