

JAROSŁAW OCZKI¹, EWA WĘDROWSKA²

Zmiany w rozkładzie dochodów gospodarstw domowych w krajach UE

1. Wstęp

W badaniach nad rozkładem dochodu można wyodrębnić dwa główne zagadnienia – pierwsze z nich dotyczy oceny stopnia nierówności dochodowych, drugie koncentruje się na zdiagnozowaniu czynników (zmiennych) determinujących nierówności. W ocenie stopnia nierówności w rozkładzie wykorzystuje się rozmaite zmienne (płace, całkowite dochody przed lub po opodatkowaniu, z uwzględnieniem bądź nie transferów socjalnych itd.) w odniesieniu do różnorodnych grup społecznych (ogół ludności, ludność w wieku produkcyjnym, pracujący, osoby indywidualne lub gospodarstwa domowe itd.). Metodologia oceny stopnia nierówności oferuje różnorodne mierniki – miary oparte na funkcji Lorenza (współczynniki Giniego i Schuza), kwantylach rozkładu dochodu, funkcji dobrobytu (miarę Atkinsona), uogólnione miary entropii³. W literaturze przedmiotu są prezentowane nowe propozycje miar nierówności, w szczególności rozwija się koncepcje wykorzystujące różne funkcje entropii⁴.

Wiele prac zostało poświęconych rozpoznaniu czynników determinujących nierówności dochodowe, np. weryfikacji hipotezy Kuzneta⁵ (badano zależność pomiędzy stopniem nierówności dochodowych wyrażonym najczęściej współczynnikiem Giniego lub Thaila⁶ a wzrostem gospodarczym mierzonym PKB

¹ Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania.

² Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania.

³ F. Cowell, *Measurement of Inequality*, London School of Economics and Political Science, London 1998.

⁴ E. Roberto, *Measuring Inequality and Segregation*, Working Paper, 2015, arxiv.org/pdf/1508.01167.pdf [dostęp 05.07.2016].

⁵ S. Kuznets, *Economic Growth and Income Inequality*, „The American Economic Review” 1955, vol. 45, s. 1–28.

⁶ O. Yorulmaz, *The Relationship Between Income Inequality and Tertiary Attainment for Developing Countries: Is It a U-Shaped Relationship?*, „Journal of Business, Economics and Finance” 2016, vol. 5, s. 49–57.

per capita). W innych opracowaniach rozszerzano listę zmiennych kształtujących nierówności dochodowe. G.A. Cornia i J. Court wskazali nowe przyczyny nierówności związane z „nadmiernie” liberalnymi systemami gospodarczymi⁷, J.E. Romer natomiast zaproponował model nierówności szans, w którym wskazuje, że nierówności są funkcją czynników zależnych od jednostki oraz czynników, na które nie ma ona wpływu⁸.

W niniejszym opracowaniu przyjęto, że analiza rozkładu dochodu powinna uwzględniać, oprócz oceny stopnia nierówności i czynników go determinujących, zróżnicowanie w nierównomierności rozkładu zarówno w wymiarze przestrzennym, jak i czasowym. Pierwszy aspekt tych analiz dotyczy porównania pomiędzy rozkładami dochodu różnych jednostek przestrzennych, najczęściej krajów. Drugi aspekt analiz nierównomierności rozkładu dochodu odnosi się do badania zmian, jakie zachodzą w czasie, i temu jest poświęcone niniejsze opracowanie.

W artykule zbadano stopień zmian w rozkładzie decylowym rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych krajów Unii Europejskiej. W tym celu sformułowano następujące pytania badawcze:

- Które kraje charakteryzują się wysokim, a które niskim stopniem nierówności dochodowych oraz jaki jest kierunek ewolucji nierówności w analizowanym okresie?
- W których okresach i krajach rozkład ewoluował łagodnie, a w których jego zmiany przybierały charakter ponadprzeciętny?
- Czy rozpatrywane rozkłady, zmieniając się, zachowują stały kierunek przeobrażeń?

W analizie przyjęto rozkład decylowy rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych, a dane pochodzą z badania EU-SILC z lat 2005–2014⁹. Wykorzystano kategorię dochodu po uwzględnieniu transferów socjalnych. Ma to duże znaczenie dla interpretacji poziomu nierówności dochodowych oraz zachodzących w nich zmian.

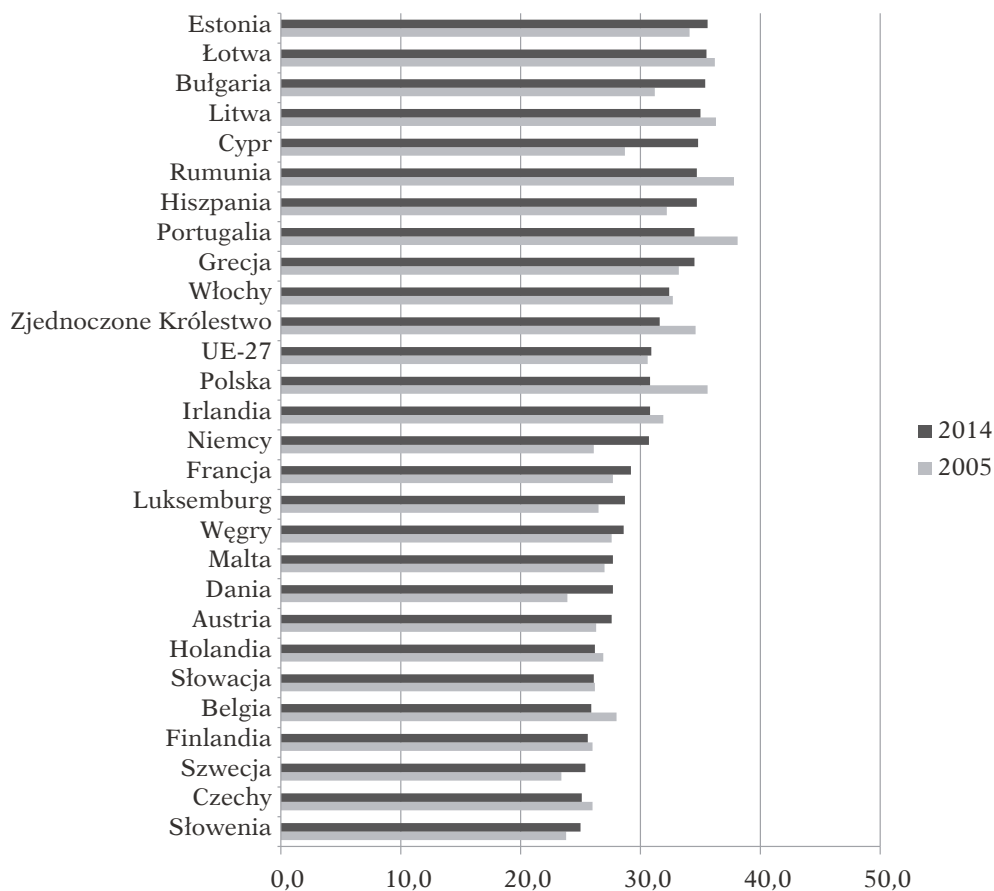
⁷ G.A. Cornia, J. Court, *Inequality, Growth and Poverty in the Era of Liberalization and Globalization*, The United Nations University WIDER, Helsinki 2001, <http://www.wider.unu.edu/publications/pb4.pdf> [dostęp 01.07.2016].

⁸ J.E. Roemer, *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Harvard 1998.

⁹ W momencie ukończenia artykułu najnowsze dane dotyczące większości krajów były dostępne za 2014 r., dlatego ten rok został wybrany jako granica okresu analizy. W przypadku Bułgarii ze względu na ograniczoną dostępność danych wykorzystano wartość początkową wskaźnika Giniego z 2006 r., a dla Rumunii z 2007 r.

2. Nierówności dochodowe w krajach UE

Powszechnie wykorzystywaną miarą nierówności dochodowych jest współczynnik Giniego. Porównanie jego wartości dla krajów Unii Europejskiej pozwala stwierdzić znaczne zróżnicowanie państw ze względu na poziom nierówności dochodowych. Wartości współczynnika Giniego dla krajów Unii Europejskiej w latach 2005 i 2014 zostały zaprezentowane na rysunku 1¹⁰.



Rysunek 1. Nierówności dochodowe mierzone wskaźnikiem Giniego w krajach Unii Europejskiej w latach 2005 i 2014

Źródło: Eurostat.

¹⁰ Chorwacja nie została ujęta w porównaniu ze względu na ograniczoną dostępność danych dotyczących tego kraju w bazie EU-SILC.

W 2014r. największe nierówności obserwowano w krajach bałtyckich – w Estonii, gdzie wartość wskaźnika Giniego wyniosła 35,6, oraz na Łotwie i Litwie (odpowiednio 35,5 i 35,0). Ponadto wysokie nierówności dochodowe stwierdzono w krajach Europy Południowej, zarówno w nowych krajach członkowskich – Bułgarii i Rumunii, jak i „starych” państwach UE – Hiszpanii, Portugalii i Grecji. Interesujący jest fakt, że najwyższe nierówności dochodowe zanotowano w relatywnie ubogich państwach w ramach tych dwóch grup krajów członkowskich. Może to wskazywać na istnienie ujemnej korelacji w ramach określonych grup krajów pomiędzy PKB *per capita* wyrażonym w parytecie siły nabywczej a poziomem nierówności dochodowych mierzonych współczynnikiem Giniego. Co więcej, relatywnie zamożne kraje członkowskie w ramach tych kategorii charakteryzowały się relatywnie niskimi nierównościami rozkładu dochodów. Wśród starych krajów członkowskich były to Szwecja, Finlandia, Holandia i Belgia, a wśród nowych – relatywnie zamożne: Słowenia, Czechy oraz Słowacja.

W okresie 2005–2014 nierówności dochodowe średnio w UE niemal nie uległy zmianie – wartość wskaźnika Giniego nieznacznie wzrosła i kształtowała się na poziomie ok. 30. Były jednak kraje, w których odnotowano istotne wzrosty nierówności – w szczególności na Cyprze, w Niemczech, Danii i Bułgarii. Natomiast największy spadek współczynnika Giniego zanotowano w analizowanym okresie w Polsce. Obniżeniu uległ on również w Portugalii, Zjednoczonym Królestwie, Rumunii i Belgii. Jak wskazują niektórzy badacze, silny spadek nierówności dochodowych w Polsce w okresie 2005–2014 może nie odzwierciedlać rzeczywistych tendencji w kształtowaniu się dochodów gospodarstw domowych. Argumentuje się, że wartości współczynnika Giniego dla naszego kraju za lata 2004 i 2005 są przeszacowane w relacji do wartości z lat poprzedzających i późniejszych¹¹.

O nierównościach dochodowych wnioskuje się również na podstawie analizy kwantylowych rozkładów dochodów. Najczęściej są w tym celu wykorzystywane rozkłady kwintylowe, decylowe i percentylowe. W niniejszym opracowaniu przyjęto do badań rozkłady decylowe. W pierwszym etapie ich analizy porównano rozkład całkowitego dochodu uzyskiwanego w poszczególnych krajach przez populacje skupione w skrajnych grupach decylowych – pierwszej, składającej się z 10% osób uzyskujących najniższe dochody, oraz dziesiątej, która reprezentuje populację o najwyższych dochodach. Informacje uzyskane w ten sposób pozwolą na wnioskowanie na temat tego, jak rynek pracy i instrumenty

¹¹ *Income Distribution Data Review – Poland*, OECD, Paris 2012, <http://www.oecd.org/els/soc/OECDIncomeDistributionDataReview-Poland.pdf> [dostęp 28.06.2016].

stosowane w zakresie polityki społecznej wyrównują dysproporcje dochodowe pomiędzy gospodarstwami domowymi. W przypadku rozkładu egalitarnego udział całkowitego dochodu uzyskiwanego przez populację 10% osiągających najniższe i 10% osiągających najwyższe dochody w całkowitych dochodach uzyskiwanych przez gospodarstwa domowe wynosiłby również 10% dla obu tych grup.

Relatywnie niski w porównaniu z innymi krajami udział dochodów podpopulacji należącej do pierwszej grupy decylowej w całkowitych dochodach uzyskiwanych w danym społeczeństwie oznacza wysoki poziom nierówności dochodowych. Wskaźnik ten jest szczególnie istotny z punktu widzenia polityki społecznej i przeciwdziałania ubóstwu. Dla większości krajów europejskich jego wartość zawiera się w przedziale od 2% do 4% (tabela 1). Najwyższe udziały dochodów uzyskiwanych przez najuboższy decyl społeczeństw (wskazujące na relatywnie nieduże nierówności dochodowe) zanotowano w 2014 r. w Czechach (4,2%) i Finlandii (4,1%). Stosunkowo korzystna sytuacja dochodowa najmniej zamożnej części społeczeństwa występowała również na Malcie, gdzie odpowiednia proporcja wyniosła 3,8%, oraz we Francji, Belgii i Słowenii, gdzie odsetki te wyniosły 3,7%. Występowanie w tej grupie krajów Malty i Francji – państw, które nie znalazły się wśród tych o najniższych nierównościach dochodowych mierzonych współczynnikiem Giniego – wskazuje na szczególnie silną rolę polityki społecznej w tych krajach w przeciwdziałaniu ubóstwu. Najwyższymi nierównościami rozkładu dochodów w zakresie ich najniższych wartości charakteryzowały się Hiszpania i Rumunia, gdzie wskaźniki te wyniosły 1,8%, oraz Włochy i Bułgaria (w obu przypadkach 2,1%). W tych państwach sytuacja dochodowa najmniej zarabiających członków społeczeństwa jest relatywnie najgorsza.

Największy spadek udziału całkowitego dochodu, który jest uzyskiwany przez najmniej zamożne 10% społeczeństwa, zaobserwowano w Niemczech, gdzie zanotowano obniżenie jego wartości o 1,3 pkt proc. (do poziomu 2,4%). Tak silne pogorszenie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych z pierwszej grupy decylowej miało niewątpliwie związek z wprowadzeniem w tym kraju w latach 2003–2005 szeregu reform rynku pracy oraz zasad przydzielania pomocy społecznej. Zmiany te spowodowały dynamiczny rozwój nietypowych form zatrudnienia i, co za tym idzie, wzrost udziału siły roboczej otrzymującej niskie wynagrodzenie za pracę. Dodatkowo reforma niemieckiego systemu opieki społecznej – zgodnie z zasadą „wspieraj i wymagaj” – oznaczała, że znaczna część wypłacanych zasiłków była uzależniona od spełnienia przez beneficjenta wielu warunków. W efekcie średnia wartość świadczenia socjalnego na osobę uległa zmniejszeniu, co przyczyniło się do zwiększenia nierówności rozkładu dochodu po uwzględnieniu transferów socjalnych.

Tabela 1. Dochód całkowity w skrajnych decylach rozkładu dochodów w krajach UE

Kraj	Pierwsza grupa decylowa			Ostatnia grupa decylowa		
	2005	2014	przyrost	2005	2014	przyrost
Belgia	3,8	3,7	-0,1	23,2	20,4	-2,8
Bułgaria	2,8	2,1	-0,7	23,9	26,9	3,0
Czechy	4,0	4,2	0,2	22,2	22,0	-0,2
Dania	3,4	3,2	-0,2	19,7	22,9	3,2
Niemcy	3,7	2,4	-1,3	22,1	23,6	1,5
Estonia	2,4	2,2	-0,2	25,7	26,0	0,3
Irlandia	3,3	3,1	-0,2	25,2	24,5	-0,7
Grecja	2,5	2,2	-0,3	25,0	25,6	0,6
Hiszpania	2,5	1,8	-0,7	23,8	24,7	0,9
Francja	3,8	3,7	-0,1	22,9	24,6	1,7
Włochy	2,5	2,1	-0,4	25,3	24,4	-0,9
Cypr	3,5	3,3	-0,2	22,8	28,8	6,0
Łotwa	2,1	2,2	0,1	27,7	26,6	-1,1
Litwa	2,2	2,5	0,3	27,2	26,7	-0,5
Luksemburg	3,7	3,1	-0,6	21,6	22,4	0,8
Węgry	3,7	3,4	-0,3	23,2	23,2	0,0
Malta	3,7	3,8	0,1	21,0	22,3	1,3
Holandia	3,2	3,5	0,3	22,1	21,6	-0,5
Austria	3,8	3,4	-0,4	21,9	22,6	0,7
Polska	2,2	3,0	0,8	26,9	24,0	-2,9
Portugalia	2,5	2,4	-0,1	30,3	26,3	-4,0
Rumunia	1,9	1,8	-0,1	27,9	24,1	-3,8
Słowenia	3,9	3,7	-0,2	19,9	20,3	0,4
Słowacja	3,4	3,3	-0,1	21,5	21,5	0,0
Finlandia	4,1	4,1	0,0	22,1	21,3	-0,8
Szwecja	3,9	3,3	-0,6	19,8	20,2	0,4
Zjednoczone Królestwo	2,6	2,9	0,3	27,1	24,3	-2,8

Źródło: EU-SILC.

Porównanie wartości wskaźnika Giniego dokonane we wcześniejszej części artykułu wykazało, że nierówności dochodowe wzrosły w 14 krajach UE, natomiast udział dochodu uzyskiwanego przez populację z pierwszej grupy decylowej obniżył się aż w 19 krajach. Wskazuje to na relatywne pogorszenie się sytuacji dochodowej osób uzyskujących najniższe dochody w okresie 2005–2014. W części krajów nierówności dochodowe mierzone współczynnikiem Giniego

nie wzrosły, natomiast zanotowano w nich pogorszenie się relatywnej sytuacji dochodowej najmniej zamożnych członków społeczeństwa.

Analiza wskaźników określających udział całkowitego dochodu, który jest uzyskiwany przez 10% populacji uzyskującej najwyższe dochody, identyfikuje te same grupy krajów jako charakteryzujące się najwyższymi i najniższymi nierównościami dochodowymi, które zostały określone na podstawie analiz z wykorzystaniem współczynnika Giniego. Wskaźniki dynamiki za lata 2005 i 2014 potwierdzają również silny wzrost nierówności na Cyprze. Stosunkowo nieduży jest jednak przyrost wskaźnika w Niemczech. Oznacza to, że wzrost nierówności dochodowych w tym kraju wynikał nie tyle ze wzrostu dochodów jednostek zaliczonych do ostatniego decyla, ile ze spadku dochodów najuboższych.

3. Ocena stopnia zmian rozkładu dochodów w czasie

W kolejnej części artykułu przedstawiono wyniki analizy zmian rozkładu dochodów gospodarstw domowych w krajach UE w latach 2005–2014. Do badania oceny stopnia podobieństwa rozkładów wyrażonych wektorem wskaźników udziału są stosowane tradycyjne miary, będące funkcjami metryk odległości wskaźników cząstkowych. Metryki odległościowe do badania rozbieżności pomiędzy rozkładem empirycznym dochodu a rozkładem równomiernym (egalitarnym) zostały wykorzystane m.in. przez C.P.A. Bartelsa¹². Oprócz mierników podobieństwa są także stosowane miary niepodobieństwa rozkładów, wśród których można wyróżnić miary dywergencji. W literaturze przedmiotu są w ostatnich latach rozwijane teoretyczne koncepcje adaptujące miary dywergencji do oceny stopnia rozbieżności pomiędzy rozkładami dochodu oraz prezentowane wyniki badań empirycznych, w których miary te znalazły zastosowanie. Porównanie dwóch rozkładów dochodu odnosi się do trzech możliwych przypadków. Pierwszy z nich dotyczy porównania pary rozkładów empirycznych dochodu w ujęciu statycznym (np. dla pary krajów), drugi – oceny rozbieżności pomiędzy rozkładem empirycznym i teoretycznym. Kolejny aspekt odnosi się do badania zmian rozkładu dochodu w czasie. F.A. Cowell i inni przedstawili w swojej pracy założenia teoretyczne dotyczące wykorzystania miar dywergencji w badaniu rozbieżności pomiędzy empirycznym a teoretycznym rozkładem

¹² C.P.A. Bartels, *Economic Aspects of Regional Welfare, Income Distribution and Unemployment*, Nijhoff, Leiden 1977.

dochodu¹³. Zaimplementowali miary bazujące na entropii, które zostały zdefiniowane na gruncie teorii informacji. B. Magdalou i R. Nock również zaproponowali nowe podejście do oceny stopnia rozbieżności pomiędzy empirycznym rozkładem dochodu a rozkładem hipotetycznym, wykorzystujące miary dywergencji Ciszára oraz Bergmana¹⁴. J. Oczki i E. Wędrowska wykorzystali miary dywergencji klasy Ciszára do oceny stopnia rozbieżności pomiędzy rozkładami decyłowymi dochodu gospodarstw domowych krajów Unii Europejskiej w latach 2005–2012¹⁵.

Rozważania przedstawione w tej części artykułu odnoszą się do trzeciego z wymienionych aspektów, a więc do badania rozbieżności w rozkładzie dochodu w ujęciu dynamicznym. Jest on jednym z istotnych problemów, do którego rozwiązania wykorzystuje się niesymetryczne miary dywergencji¹⁶. Do niesymetrycznych miar dywergencji należą: χ^2 -dywergencja (dywergencja Pearsona), χ^4 -dywergencja, dywergencja Kullbacka–Leiblera oraz K-dywergencja. Także miary z tej grupy znalazły zastosowanie w badaniach nad zmianą rozkładu dochodu. Dywergencję Kullbacka–Leiblera wykorzystali G. D’Amico i inni do badania zmian rozkładu nierówności dochodów w czasie¹⁷. Istotnym wkładem w rozwój metodologii badań nad zmianą nierówności dochodowych w czasie jest praca G. D’Amico i G. Di Biasego, w której zaproponowano dynamiczny współczynnik Theila (*Dynamic Theil’s Entropy*)¹⁸.

W niniejszym opracowaniu do oceny stopnia rozbieżności w decyłowym rozkładzie dochodu ekwiwalentnego zastosowano χ^2 -dywergencję, która wykazuje większą wrażliwość na stopień rozbieżności rozkładu niż

¹³ F.A. Cowell, E. Flachaire, S. Bandyopadhyay, *Reference Distributions and Inequality Measurement*, „The Journal of Economic Inequality” 2013, vol. 11(4), s. 421–437.

¹⁴ B. Magdalou, R. Nock, *Income Distributions and Decomposable Divergence Measures*, „Journal of Economic Theory” 2011, vol. 146, s. 2440–2454.

¹⁵ J. Oczki, E. Wędrowska, *The Use of Csiszár’s Divergence to Assess Dissimilarities of Income Distributions of EU Countries*, „Quantitative Methods in Economics” 2014, vol. 15, no. 2, s. 167–176.

¹⁶ I.J. Taneja, *On Symmetric and Nonsymmetric Divergence Measures and Their Generalizations*, „Advances in Imaging and Electron Physics” 2008, vol. 138, s. 177–256; K.C. Jain, P. Chhabra, *Bounds on Nonsymmetric Divergence Measure in terms of Other Symmetric and Nonsymmetric Divergence Measures*, International Scholarly Research Notices, 2014; E. Wędrowska, *Miary entropii i dywergencji w analizie struktur*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego w Olsztynie, Olsztyn 2012.

¹⁷ G. D’Amico, G. Di Biase, G. Manca, *Decomposition of the Population Dynamic Theil’s Entropy and its Application to Four European Countries*, „Hitotsubashi Journal of Economics” 2014, vol. 55, s. 229–239.

¹⁸ G. D’Amico, G. Di Biase, *Generalized Concentration/Inequality Indices of Economic Systems Evolving in Time*, „WSEAS Transactions on Mathematics” 2010, no. 9, s. 140–149.

dywergencja Kullbacka–Leiblera. Dywergencja Pearsona należy do dywergencji klasy L_2 – kwadrat¹⁹, jest także jedną z niesymetrycznych miar dywergencji Ciszára:

$$\chi^2(S_t, S_\tau) = \sum_{i=1}^{10} \frac{(\omega_{it} - \omega_{i\tau})^2}{\omega_{i\tau}}, \quad (1)$$

gdzie $S_t = \{\omega_{1t}, \dots, \omega_{10t}\}$, $\left(0 \leq \omega_{it} \leq 1, \sum_{i=1}^{10} \omega_{it} = 1\right)$ oraz $S_\tau = \{\omega_{1\tau}, \dots, \omega_{10\tau}\}$, $\left(0 \leq \omega_{i\tau} \leq 1, \sum_{i=1}^{10} \omega_{i\tau} = 1\right)$ stanowią rozkłady decylowe dochodu ekwiwalentnego odpowiednio w czasie t oraz τ .

Na podstawie rozkładów decylowych dochodu wyznaczono wartości χ^2 -dywergencji, przyjmując za rok bazowy rok bezpośrednio poprzedzający rok badania ($\chi^2(P_t, P_{t-1})$) oraz 2005 r. dla grupy 25 krajów, 2006 r. dla Bułgarii i 2007 r. dla Rumunii ($\chi^2(P_t, P_0)$). Wyniki obliczeń przedstawiono dla lat, w których w przypadku większości krajów zaobserwowano najistotniejsze zmiany w rozkładzie decylowym dochodów w stosunku do 2005 r., czyli dla lat: 2008, 2009 i 2014.

Niewielkie wartości miary kwantyfikującej stopień rozbieżności pomiędzy rozkładami dochodu w roku t oraz $(t-1)$ wskazują, że w latach 2005–2014 zachodziły nikłe zmiany w strukturze rozdysponowania dochodu ogółu gospodarstw domowych. Analiza ciągu wartości miar dywergencji pozwala jednakże wskazać momenty, w których wystąpiły ponadprzeciętne zmiany strukturalne, tzw. cezury w periodyzacji zjawisk. Są to lata 2008, 2009 i 2014.

Do grupy krajów, w których wystąpiły ponadprzeciętne zmiany w rozkładzie decylowego dochodu ekwiwalentnego w 2008 r. w stosunku do 2005 r., należą: Bułgaria, Niemcy, Estonia, Francja, Łotwa, Węgry, Polska i Słowacja. Z kolei największe zmiany w rozkładzie dochodu w 2008 r. w odniesieniu do 2007 r. wystąpiły na Łotwie oraz w Bułgarii, Estonii, Francji, Austrii, Portugalii i Rumunii. Ponadprzeciętne zmiany w rozkładzie decylowym dochodu ekwiwalentnego w 2009 r. w odniesieniu do 2005 r. odnotowano, podobnie jak dla 2008 r., na Łotwie oraz w Niemczech, Estonii, Francji, Węgrzech, Polsce, Rumunii, Portugalii, Luksemburgu, Irlandii, Danii i Belgii, w odniesieniu do 2008 r. jedynie w Bułgarii, Danii, na Litwie i w Zjednoczonym Królestwie. Największa rozbieżność w rozkładzie decylowym dochodu ekwiwalentnego w 2009 r.

¹⁹ S.-H. Cha, *Comprehensive Survey on Distance/Similarity Measures between Probability Density Functions*, „International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences” 2007, vol. 1, s. 300–307.

w stosunku do 2008 r. wystąpiła w Danii. Wynika to ze znacznego zmniejszenia się udziału dochodu w pierwszej grupie decylowej z 3,6% w 2008 r. do 1,4% w 2009 r. oraz dziesiątej grupie decylowej z 21,4% do 20,4% przy jednoczesnym wzroście udziałów w pozostałych grupach decylowych.

Tabela 2. Wartości χ^2 -dywergencji dla decylowych rozkładów dochodów gospodarstw domowych w krajach UE w latach 2008, 2009 i 2014

Kraj	2008		2009		2014	
	$\chi^2(P, P_0)$	$\chi^2(P, P_{t-1})$	$\chi^2(P, P_0)$	$\chi^2(P, P_{t-1})$	$\chi^2(P, P_0)$	$\chi^2(P, P_{t-1})$
Belgia	0,0008	0,0009	0,0030	0,0009	0,0046	0,0001
Bułgaria	0,0088	0,0037	0,0016	0,0033	0,0071	0,0001
Czechy	0,0006	0,0001	0,0005	0,0003	0,0004	0,0001
Dania	0,0015	0,0006	0,0123	0,0149	0,0070	0,0007
Niemcy	0,0053	0,0007	0,0027	0,0007	0,0080	0,0022
Estonia	0,0041	0,0029	0,0033	0,0002	0,0010	0,0025
Irlandia	0,0016	0,0007	0,0035	0,0006	0,0012	0,0004
Grecja	0,0003	0,0005	0,0004	0,0001	0,0009	0,0004
Hiszpania	0,0001	0,0003	0,0006	0,0004	0,0034	0,0005
Francja	0,0032	0,0066	0,0032	0,00003	0,0017	0,0004
Włochy	0,0011	0,0002	0,0006	0,0001	0,0012	0,0002
Cypr	0,0006	0,0008	0,0014	0,0003	0,0213	0,0031
Łotwa	0,0026	0,0022	0,0026	0,0001	0,0008	0,0002
Litwa	0,0015	0,0003	0,0008	0,0011	0,0011	0,0002
Luksemburg	0,0016	0,0005	0,0034	0,0006	0,0021	0,0023
Węgry	0,0025	0,0001	0,0034	0,0001	0,0009	0,0001
Malta	0,0007	0,0010	0,0002	0,0009	0,0010	0,0001
Holandia	0,0013	0,0001	0,0007	0,0002	0,0004	0,0006
Austria	0,0011	0,0011	0,0010	0,0002	0,0008	0,0007
Polska	0,0055	0,0001	0,0073	0,0002	0,0088	0,0001
Portugalia	0,0015	0,0012	0,0026	0,0005	0,0085	0,0003
Rumunia	0,0015	0,0015	0,0041	0,0007	0,0078	0,0006
Słowenia	0,0001	0,0001	0,0005	0,0001	0,0005	0,0002
Słowacja	0,0026	0,0005	0,0008	0,0008	0,0001	0,0026
Finlandia	0,0002	0,0001	0,0002	0,0001	0,0005	0,00003
Szwecja	0,0006	0,0005	0,0012	0,0002	0,0020	0,0002
Zjednoczone Królestwo	0,0003	0,0010	0,0019	0,0012	0,0046	0,0008

Źródło: obliczenia własne.

W 2014 r. ponadprzeciętne zmiany w rozkładzie dochodu w odniesieniu do 2005 r. odnotowano w grupie siedmiu krajów: Bułgarii, Danii, Niemiec, Cypru, Polski, Portugalii, Rumunii. Na etapie analizy współczynników Giniego (opisanej we wcześniejszej części artykułu) w państwach tych zaobserwowano również największe zmiany nierówności dochodowych, przy czym w przypadku Niemiec i Cypru stwierdzono największe wzrosty nierówności, a w przypadku Polski i Portugalii – największe spadki.

W każdym z badanych lat ponadprzeciętne zmiany w rozkładzie decylogowym dochodu ekwiwalentnego utrzymywały się jedynie w Polsce i Niemczech. Z kolei do grupy krajów, w których stopień rozbieżności w rozkładzie był zawsze poniżej przeciętnej, należą: Czechy, Grecja, Hiszpania, Włochy, Holandia, Słowenia, Finlandia i Szwecja.

Dodatkowo ocenie poddano stałość kierunku zmian rozkładu decylogowego dochodów. W tym celu posłużono się miernikiem monotoniczności zmian strukturalnych²⁰:

$$d_p = \frac{\sum_{i=1}^{10} |\omega_{it} - \omega_{i0}|}{\sum_{t=1}^m \sum_{i=1}^n |\omega_{it} - \omega_{i(t-1)}|}, \quad (2)$$

gdzie ω_{i0} – stanowią składowe wektora S_0^n z okresu przyjętego za bazowy, ω_{it} i $\omega_{i(t-1)}$ – składowe wektorów S_t^n i S_{t-1}^n odpowiednio z okresu t i bezpośrednio poprzedzającego. Miara (2) jest unormowana w przedziale $[0,1]$ i przyjmuje wartość równą 0 dla rozkładów o identycznych składowych. Wartość równą 1 przyjmuje wówczas, gdy w badanym okresie udziały w kolejnych grupach decylogowych tworzą ciągi monotoniczne. Ciąg wartości d_p , wyznaczony dla każdego kraju na podstawie rozkładu dochodów ekwiwalentnych według grup decylogowych w latach 2005–2014, pozwala określić, w jakim stopniu jest stabilny kierunek ewoluowania udziałów rozpatrywanych rozkładów.

Badane kraje różniły się ze względu na stabilność zmian w rozkładzie dochodu. Zmiany kierunku ewaluowania rozkładu decylogowego dochodu gospodarstw domowych następowały najczęściej w latach 2008–2009 (w tabeli 3 zaznaczono te wartości miernika monotoniczności zmian strukturalnych, które świadczą o zmianie kierunku). Jedynie rozkład decylogowy dochodu ekwiwalentnego gospodarstw domowych Polski i Danii zachowywał stały kierunek ewaluowania

²⁰ J. Czempas, *Zmiany struktury finansowania inwestycji w miastach woj. śląskiego*, „Wiadomości Statystyczne” 2011, nr 10, s. 62–78.

udziałów w rozdysponowanym dochodzie – świadczy o tym niemalejący ciąg wartości miernika opisanego formułą (2).

Tabela 3. Monotoniczność zmian struktury dochodów w krajach UE

Kraj	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Belgia	0,1857	0,3286	0,1714	0,3429	0,2857	0,3286	0,3714	0,3714	0,4143
Bułgaria	–	0,2160	0,2960	0,1360	0,1200	0,2160	0,1280	0,2720	0,2560
Czechy	0,1429	0,1714	0,2857	0,2286	0,2571	0,2000	0,2286	0,2571	0,2571
Dania	0,0515	0,1340	0,1649	0,2062	0,2062	0,2165	0,2165	0,2371	0,3402
Niemcy	0,0723	0,3494	0,3494	0,2651	0,2651	0,2651	0,2048	0,3133	0,3855
Estonia	0,0889	0,1111	0,2667	0,2222	0,2333	0,2111	0,1667	0,1222	0,1444
Irlandia	0,0920	0,1149	0,1724	0,2644	0,1609	0,2529	0,2184	0,1839	0,1609
Grecja	0,1746	0,1746	0,1111	0,1270	0,1429	0,1111	0,1905	0,2222	0,1587
Hiszpania	0,0909	0,0682	0,0909	0,1591	0,2045	0,2955	0,3409	0,2500	0,4318
Francja	0,0732	0,1220	0,2805	0,2805	0,2317	0,3659	0,3293	0,2927	0,2073
Włochy	0,1951	0,1951	0,3415	0,2439	0,3415	0,2439	0,1951	0,1951	0,3171
Cypr	0,0952	0,1905	0,0952	0,1524	0,1619	0,0952	0,2190	0,3429	0,5714
Łotwa	0,1760	0,1600	0,1440	0,1440	0,1120	0,1280	0,0560	0,1360	0,0960
Litwa	0,0938	0,1484	0,1250	0,0703	0,0391	0,2344	0,2813	0,1172	0,0859
Luksemburg	0,1193	0,0917	0,1468	0,2110	0,1193	0,0642	0,1193	0,2569	0,1560
Węgry	0,2727	0,1104	0,1299	0,1494	0,1948	0,0974	0,0584	0,0649	0,0649
Malta	0,1159	0,1159	0,1014	0,0870	0,2029	0,0870	0,1594	0,1739	0,1884
Holandia	0,0517	0,2759	0,2586	0,1724	0,1379	0,1379	0,1379	0,1724	0,1034
Austria	0,1077	0,0308	0,1692	0,1385	0,2000	0,1538	0,1538	0,1538	0,1538
Polska	0,3125	0,4792	0,5000	0,6042	0,6875	0,6875	0,7083	0,7292	0,7292
Portugalia	0,0411	0,2329	0,3014	0,3288	0,5479	0,4658	0,4521	0,5616	0,5616
Rumunia	–	–	0,2192	0,3699	0,5342	0,5753	0,6301	0,5068	0,5342
Słowenia	0,0588	0,1176	0,1176	0,2647	0,1176	0,1176	0,1765	0,1471	0,2647
Słowacja	0,2391	0,0797	0,1304	0,0725	0,0362	0,0435	0,1014	0,1449	0,0217
Finlandia	0,0741	0,1111	0,1852	0,2222	0,2593	0,3704	0,2222	0,2963	0,3333
Szwecja	0,2083	0,0625	0,1458	0,2292	0,1458	0,1875	0,2708	0,2708	0,3333
Zjednoczone Królestwo	0,2178	0,1584	0,0594	0,1683	0,1386	0,1188	0,2871	0,3663	0,2871

Uwaga: kolorem szarym oznaczono wartości miernika, które wskazują na zmianę kierunku ewolucji rozkładu.

Źródło: obliczenia własne.

Analiza decylnych rozkładów dochodów wskazuje, że w przypadku Danii następowało zmniejszanie się udziału dochodu w pięciu pierwszych grupach

decylowych przy jednoczesnym powiększaniu udziałów w kolejnych grupach decylowych. Wniosek ten jest zbieżny z obserwowalnym wzrostem nierówności mierzonych współczynnikiem Giniego. Z kolei w zmianie rozkładu dochodów gospodarstw domowych Polski kierunek zmian był stały, lecz cechował go przeciwny trend niż w przypadku Danii. W całym okresie 2005–2014 postępowało zwiększanie udziału dochodu w pierwszych siedmiu grupach decylowych przy jednoczesnym spadku udziałów w trzech w ostatnich. Takiemu kierunkowi zmian odpowiada zmniejszanie się nierówności dochodowych mierzonych współczynnikiem Giniego. W pozostałych badanych krajach kierunek ewaluowania rozkładu dochodu nie był stabilny.

4. Podsumowanie

Przeprowadzone analizy pozwoliły na identyfikację różnic pomiędzy krajami ze względu na nierówności dochodowe oraz kierunek ich zmian. Ponadto zastosowane metody pomogły odpowiedzieć na pytanie badawcze dotyczące stopnia rozbieżności rozkładów w czasie. Na podstawie przeprowadzonych analiz można w szczególności sformułować następujące wnioski:

- Kraje Unii Europejskiej różnią się istotnie ze względu na poziom i dynamikę nierówności dochodowych. W połowie państw nastąpił w okresie 2005–2014 wzrost nierówności. Największe nierówności dochodowe występowały w państwach bałtyckich, Bułgarii, Rumunii oraz w państwach Europy Południowej: Hiszpanii, Portugalii i Grecji. Największy przyrost nierówności zanotowano na Cyprze i w Niemczech, a największy spadek w Polsce i Portugalii.
- Nierówności dochodowe mierzone udziałem całkowitego dochodu uzyskiwanego przez najmniej zarabiające 10% populacji wzrosły aż w 19 spośród 27 krajów. Wskazuje to na pogorszenie się w tych państwach relatywnej sytuacji dochodowej osób najuboższych.
- Największe zmiany w czasie w rozkładach dochodów wystąpiły w latach 2008, 2009 i 2014. Analiza dywergencji wskazała na największe zmiany rozkładów dochodów w okresie 2005–2014 na Cyprze, w Niemczech, Bułgarii, Danii, Polsce, Portugalii i Rumunii.
- Jedynie w Polsce i Danii przeobrażenia rozkładów decylowych dochodów zachowały stały kierunek w całym okresie analizy. W pozostałych krajach zmiany najczęściej występowały w latach 2008–2009.

Bibliografia

- Bartels C.P.A., *Economic Aspects of Regional Welfare, Income Distribution and Unemployment*, Nijhoff, Leiden 1977.
- Cha S.-H., *Comprehensive Survey on Distance/Similarity Measures between Probability Density Functions*, „International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences” 2007, vol. 1, s. 300–307.
- Cowell F., *Measurement of Inequality*, London School of Economics and Political Science, London 1998.
- Cowell F.A., Flachaire E., Bandyopadhyay S., *Reference Distributions and Inequality Measurement*, „The Journal of Economic Inequality” 2013, vol. 11(4), s. 421–437.
- Czempas J., *Zmiany struktury finansowania inwestycji w miastach woj. śląskiego*, „Wiadomości Statystyczne” 2011, nr 10, s. 62–78.
- D’Amico G., Di Biase G., *Generalized Concentration/Inequality Indices of Economic Systems Evolving in Time*, „WSEAS Transactions on Mathematics” 2010, no. 9, s. 140–149.
- D’Amico G., Di Biase G., Manca G., *Decomposition of the Population Dynamic Theil’s Entropy and its Application to Four European Countries*, „Hitotsubashi Journal of Economics” 2014, vol. 55, s. 229–239.
- Jain K.C., Chhabra P., *Bounds on Nonsymmetric Divergence Measure in terms of Other Symmetric and Nonsymmetric Divergence Measures*, International Scholarly Research Notices, 2014.
- Kuznets S., *Economic Growth and Income Inequality*, „The American Economic Review” 1955, vol. 45, s. 1–28.
- Magdalou B., Nock R., *Income Distributions and Decomposable Divergence Measures*, „Journal of Economic Theory” 2011, vol. 146, s. 2440–2454.
- Oczki J., Wędrowska E., *The Use of Csiszár’s Divergence to Assess Dissimilarities of Income Distributions of EU Countries*, „Quantitative Methods in Economics” 2014, vol. 15, no. 2, s. 167–176.
- Roemer J.E., *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Harvard 1998.
- Taneja I.J., *On Symmetric and Nonsymmetric Divergence Measures and Their Generalizations*, „Advances in Imaging and Electron Physics” 2008, vol. 138, s. 177–256.
- Wędrowska E., *Miary entropii i dywergencji w analizie struktur*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko-Mazurskiego w Olsztynie, Olsztyn 2012.
- Yorulmaz O., *The Relationship Between Income Inequality and Tertiary Attainment for Developing Countries: Is It a U-Shaped Relationship?*, „Journal of Business, Economics and Finance” 2016, vol. 5, s. 49–57.

Źródła sieciowe

Cornia G.A., Court J., *Inequality, Growth and Poverty in the Era of Liberalization and Globalization*, The United Nations University WIDER, Helsinki 2001, <http://www.wider.unu.edu/publications/pb4.pdf> [dostęp 01.07.2016].

[http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:EU_statistics_on_income_and_living_conditions_\(EU-SILC\)](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)) [dostęp 23.06.2016].

Income Distribution Data Review – Poland, OECD, Paris 2012, <http://www.oecd.org/els/soc/OECDIncomeDistributionDataReview-Poland.pdf> [dostęp 28.06.2016].

Roberto E., *Measuring Inequality and Segregation*, Working Paper, 2015, arxiv.org/pdf/1508.01167.pdf [dostęp 05.07.2016].

* * *

Changes in Household Income Distributions in EU Countries

Abstract

The analysis of income distributions often includes the investigation of the level of income inequality. A variety of measures are used for this purpose, including Gini coefficient, as well as indices based on quantiles (usually quintiles, deciles or percentiles). In the article the results of the assessment of income inequalities and changes in the decile distributions of equivalent disposable income in the European Union countries in the period 2005–2014 are presented. We use popular inequality indices and Csiszár divergence measures. The data come from EU-SILC database.

Key words: income distribution, income inequality, divergence measures

