

*dr hab. Grzegorz Przekota*¹ 

Katedra Ekonomii
Wydział Nauk Ekonomicznych
Politechnika Koszalińska

Wybrane koncepcje pomiaru nierówności dochodowych

WPROWADZENIE

Niwelowanie nierówności dochodowych jest jednym z priorytetów polityki społeczno-ekonomicznej. Uważa się, że nadmierne dysproporcje w dochodach ludności są niekorzystne dla wzrostu i rozwoju gospodarczego (Kharas, Gertz, 2010) oraz negatywnie oddziałują na stosunki społeczne powodując wzrost konfliktów (Duclos, Esteban, Ray, 2004). Zjawisko nierówności jest jednak znacznie szersze i można je rozpatrywać wielowymiarowo (Wojnar, 2011). I tak oprócz sytuacji dochodowej, można jeszcze mówić o nierównościach w dostępie do edukacji, dóbr kultury, możliwości uczestniczenia w życiu publicznym i wielu innych sferach funkcjonowania społeczeństwa (Leszczyńska, 2013). Zasadniczo równość ocenia się jako relację wartości ocenianej zmiennej pomiędzy podmiotami. Zatem pomiar i ocena nierówności będą uzależnione od rodzaju zmiennej będącej podstawą porównania. Generalnie równość powinno oceniać się za pomocą wielu zmiennych (Sen, 2000) i dotyczy ona sytuacji, w której oceniane podmioty pod pewnym względem mają te same cechy, ale nie są identyczne. Równości nie utożsamia się z identycznością (Gosepath, 2007).

Najważniejszą cechą służącą ocenie spójności społeczno-ekonomicznej jest zagrożenie ubóstwem oraz sytuacja dochodowa przejawiająca się w nierównomiernym rozkładzie dochodów (Zwiech, 2017). Występowanie nierówności dochodowych w społeczeństwie jest zjawiskiem naturalnym. Poszczególne jednostki społeczeństwa różnią się pracowitością, uzdolnieniami, rodzajem wykonywanej pracy, itp. Powoduje to, że nierówności dochodowe są do pewnego stopnia społecznie akceptowalne, a nawet pożądane (Dworkin, 2002). Natomiast społeczeństwo nie akceptuje nadmiernego zróżnicowania dochodowego,

¹ Adres korespondencyjny: Politechnika Koszalińska, ul. Kwiatkowskiego 6e, 75-343 Koszalin; e-mail: grzegorz.przekota@tu.koszalin.pl. ORCID: 0000-0002-9173-2658.

a także poprawy jakości życia grup lepiej uposażonych kosztem grup gorzej uposażonych. Takie sytuacje prowadzą do wzrostu napięć i nasilenia niekorzystnych procesów demograficznych i społecznych (Wołoszyn, Głowicka-Wołoszyn, 2015). Problemem nie jest więc występowanie nierówności dochodowych, ale ich skala lub pogłębianie się. Dlatego też jednym z celów unijnej polityki społecznej i gospodarczej jest zmniejszenie nierówności dochodowych, ze szczególnym naciskiem na poprawę sytuacji gospodarstw domowych i osób zagrożonych ubóstwem (Panek, 2017).

To czy nierówności społeczne są uznawane za naturalną konsekwencję gospodarki rynkowej, czy też są jej niepożądanym problemem, zależy od nurtu ideologicznego odnoszącego się do gospodarki rynkowej (Domański, 2007). Można tutaj wyróżnić trzy podejścia: elitarystyczne – zawsze istnieją grupy społeczne z natury uprzywilejowane wobec innych, zajmujące wyższą pozycję w społeczeństwie, a towarzyszące temu nierówności są wartością samą w sobie i warunkują rozwój kultury i cywilizacji; merytokratyczne – nierówności tłumaczone są nagrodą za wysiłek jednostki i jej społeczną przydatność, w modelu tym każdy ma szansę i możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych dochodów; egalitarne – postulowana jest równość w podziale dochodu narodowego i sprzeciw wobec wszelkiego rodzaju dyskryminacji.

W filozofii egalitarnej pojawiają się dwie koncepcje równości: równość dobrobytu i równość zasobów (Dworkin, 2000). Równość dobrobytu utożsamiać można ze skrajnym stanowiskiem dotyczącym podziału dochodów. Jednak częściej mówi się o równości zasobów, której istotnym elementem jest odpowiedzialność za swoje wybory (Arneson, 2000). Według tego podejścia dopuszczalne są różnice wynikające z autonomicznego wyboru lub ambicji różnych ludzi. Ważne jest tylko, aby wszyscy mieli takie same szanse czy możliwości na uzyskanie dobrobytu. Nie jest ważne, w jakim stopniu te możliwości zostały wykorzystane. Z tego punktu widzenia należy ograniczać takie sytuacje, w których ktoś znalazł się nie ze swojej winy w gorszym położeniu i nie akceptuje on tej sytuacji (Cohen, 1989). Rolą decydentów powinno być takie zarządzanie państwem, aby największe korzyści odnosiły grupy najgorzej sytuowanych (Rawls, 1994).

Aby określić poziom nierówności dochodowych należy w pewien określony sposób ją zmierzyć. Nie jest to problem nowy, gdyż dyskusje na ten temat trwają już od wielu lat (Fogelson, 1933), a najpopularniejszą stosowaną już wówczas metodą była koncepcja krzywej Lorenza. Jedną z bardziej cenionych prac dotyczących pomiaru nierówności dochodowych w Polsce w dwudziestolecium międzywojennym jest praca Jana Wiśniewskiego (Wiśniewski, 1929), który oszacował koncentrację dochodów wśród robotników przemysłowych na 0,32, pracowników umysłowych na 0,36, a dochodów z kapitału na 0,60. Ideę koncentracji stawiano jako alternatywę dla miar przeciętnych i miar rozproszenia w sytuacji, gdy rozkład cechuje się silną asy-

metrią (Szulc, 1963). Problem rozwarstwienia społeczeństwa, z tendencją do rozkładu dwubiegunowego dochodów dotyczył przede wszystkim Stanów Zjednoczonych (Horrihan, Haugen, 1988). Nierówności społeczne nie są jednak cechą charakterystyczną lat ubiegłych. Również dzisiaj państwa Unii Europejskiej są zobowiązane do pomiaru skuteczności rezultatów prowadzonych działań w ramach polityki społecznej (Panek, 2017). Powszechnie używaną miarą nierówności dochodowych jest współczynnik Giniego, którego wartości publikowane są przez Eurostat.

Filozofia podejścia do problemu nierówności społecznych ma swoje przełożenie na kwestie metodyki pomiaru. Okazuje się bowiem, że w zależności od założeń metody można otrzymać różne wartości pomiaru. Celem pracy uczyniono przegląd i dyskusję nad metodyką pomiaru nierówności dochodowych. Przedstawiono cztery różne miary oparte na innych założeniach. Przeprowadzono dyskusję otrzymanywnych wyników oraz konsekwencje, jakie niesie za sobą przyjęcie określonej miary nierówności dochodowych. Wśród wyróżnionych miar znalazł się współczynnik Giniego, współczynnik Theila, współczynnik Kukuły oraz współczynnik nierównomierności. Trzy pierwsze miary, a w szczególności współczynnik Giniego, są powszechnie opisywane w literaturze przedmiotu, natomiast współczynnik nierównomierności jest autorską propozycją pomiaru nierówności dochodowych. Z tego też tytułu pokazano szczegółowe wyprowadzenie wzoru tego współczynnika. Materiał empiryczny do badań stanowią dane dotyczące rozkładu dochodu rozporządzalnego według grup decylowych w gospodarstwach domowych w Polsce w latach 2005–2017. Dane te udostępniane są przez Główny Urząd Statystyczny. W związku z tym, że dane dotyczące dochodu rozporządzalnego udostępniane są dla grup decylowych, zamieszczane w pracy wzory dostosowane są do tego typu agregacji, zatem zrezygnowano z wersji wzorów stosowanych dla danych indywidualnych.

WYBRANE METODY POMIARU NIERÓWNOŚCI DOCHODOWYCH

Podstawowy problem związany z pomiarem nierówności dochodowych ilustruje Allison. Uznanie jednego rozkładu za bardziej nierówny niż inny ma implikacje zarówno teoretyczne, jak metodologiczne. W rzeczy samej, wybór miary nierówności należy traktować raczej jako wybór jednej z alternatywnych definicji nierówności niż jako wybór jednego z alternatywnych sposobów mierzenia jednego konstruktów teoretycznego (Allison, 1978, s. 865). Do opisu rozkładu dochodu wykorzystuje się rozkłady prawdopodobieństwa oraz wskaźniki (Kleiber, Kotz, 2003). Jako że lepiej do wyobraźni przemawiają wskaźniki, stąd też ich większa popularność.

Najprościej zmierzyć poziom nierówności dochodowych za pomocą relacji dochodów otrzymywnych przez najbogatszych do dochodu otrzymywanego przez najbiedniejszych. Jednak ta prosta konstrukcja posiada wadę w postaci bagatelizowania

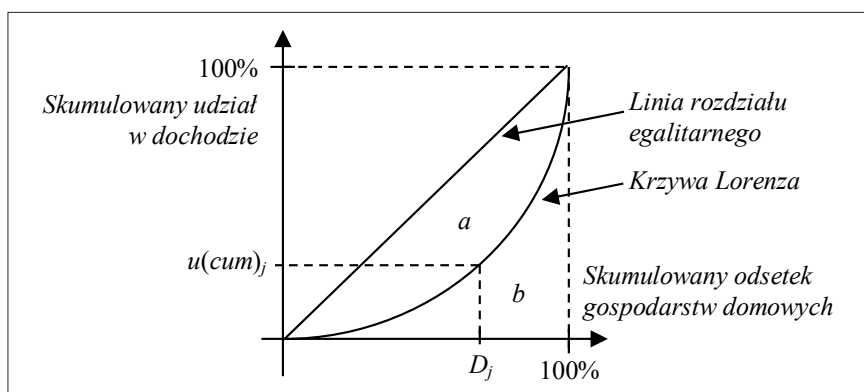
grup pośrednich. Od tego, w jaki sposób mają być w pomiarze ujęte grupy pośrednie, będzie zależał wybór metody, jednocześnie automatycznie wybierana jest w ten sposób definicja nierówności, albo też inaczej definiując w odpowiedni sposób, co rozumie się pod pojęciem nierówności, w kolejnym kroku wybiera się metodę oceny.

Przez nierówność rozkładu dochodów można rozumieć odchylenie rozkładu dochodów od rozkładu egalitarnego, tzn. takiego rozkładu, w którym każda jednostka dysponuje takim samym dochodem. Do pomiaru tego zjawiska stosowane są odpowiednie wskaźniki (Panek, 2011).

Najpopularniejszą miarą nierówności dochodowych jest współczynnik Giniego (Kot i in., 2004). Miara ta może być wyznaczana dla danych indywidualnych, jak także dla danych agregowanych w klasy kwantylowe (z reguły w klasy decylowe). Jest to miara spełniająca wszystkie postulowane aksjomaty w zakresie pomiaru nierówności dochodowych (Atkinson, 1983). Wersja kwantylowa ma bardzo prostą interpretację graficzną opartą o krzywą Lorenza (rys. 1). Krzywa Lorenza powstaje z połączenia punktów $(D_j; u(cum)_j)$, gdzie D_j jest kolejnym decylem gospodarstw domowych, a $u(cum)_j$ skumulowanym udziałem w dochodzie całkowitym.

O egalitarnym rozkładzie dochodów mówimy, kiedy udział dochodów gospodarstw o dochodach nie wyższych od przyjętej kwoty w dochodach ogółem jest zawsze równy odsetkowi takich gospodarstw. W takiej sytuacji krzywa Lorenza pokrywa się z linią rozdziału egalitarnego, wówczas pole oznaczone przez a na rys. 1 jest równe 0. Oznacza to, że każde gospodarstwo domowe ma jednakowy udział w dochodach ogółem.

Z kolei wartość 1 współczynnik przyjmuje, gdy pole $b = 0$ ($a = 5000$), a krzywa Lorenza staje się łamaną przebiegającą po podstawie i prawym boku trójkąta. Oznacza to koncentrację zupełną, czyli cały dochód przypada na jedną jednostkę statystyczną. Im większe (mniejsze) jest pole a , tym koncentracja dochodu silniejsza (słabsza). Im słabsza koncentracja, tym podział dochodu jest bardziej równomierny.



Rys. 1. Krzywa Lorenza

Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę wartości pola a i b współczynnik Giniego oblicza się jako relację:

$$G = \frac{a}{5000} = \frac{5000 - b}{5000} \quad (1)$$

gdzie:

b jest powierzchnią pola pod krzywą Lorenza, a 5000 polem trójkąta ograniczonego linią rozdziału egalitarnego oraz osią odciętych.

W sytuacji decylogowego podziału zbiorowości, pole b jest łatwe do obliczenia, gdyż składa się z jednego trójkąta, jest to pierwsze pole licząc od lewej oraz dziewięciu trapezów. Powyższy wzór sprawdza się wówczas do postaci (zakładając, że udziały wyrażone są w procentach):

$$G = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{10} (u(cum)_j + u(cum)_{j-1})}{1000} \quad (2)$$

gdzie:

$u(cum)_j$ jest skumulowanym udziałem j -tej grupy decylogowej w dochodach ogółem.

Współczynnik Giniego używany jest do porównywania w czasie, między różnymi krajami, populacjami czy subpopulacjami. Natomiast kontrowersje może budzić fakt, że te same wartości współczynnika Giniego można uzyskać dla populacji znacząco różniących się charakterystykami społeczno-ekonomicznymi (Włodarczyk, 2013), różny stopień wypukłości krzywej Lorenza daje to samo pole a .

Współczynnik Theila jest współczynnikiem opartym na pojęciu entropii rozkładu:

$$H = -\sum_{j=1}^k p_j \log p_j \quad (3)$$

gdzie:

$p_j = n_j/n$ jest częstością kategorii j .

Na podstawie tego wzoru tworzy się różnego rodzaju współczynniki (Shorrocks, Wan, 2005). W pracy korzystano z wersji dostosowanej do podziału decylogowego (zakładając, że udziały wyrażone są w procentach):

$$T = \sum_{j=1}^{10} \frac{u_j}{100} \ln \frac{u_j}{10} \quad (4)$$

gdzie:

u_j jest udziałem j -tej grupy decylogowej w dochodach ogółem.

Trzecim, rzadziej stosowanym współczynnikiem pomiaru nierówności dochodowych jest współczynnik Kukuły (Kukuła, 1996; Czempas, 2012). Wzór tego współczynnika w wersji dostosowanej do podziału decylowego (zakładając, że udziały wyrażone są w procentach) przedstawia się następująco:

$$K = \frac{10 + \sqrt{10}}{9} \left(\sqrt{\sum_{j=1}^{10} \left(\frac{u_j}{100} \right)^2} - 1 \right) + 1 \quad (5)$$

W literaturze przedmiotu spotkać można jeszcze wiele innych interesujących propozycji pomiaru nierównomierności (Sączewska-Piotrowska, 2005; Radziukiewicz, 2006). Należą do nich współczynniki Herfindhala, Hildebranda, Paschena, Hirschmana, Marszałkowicz, Vielroseg, Steczkowskiego i Zeliasia oraz Góralskiego.

WSKAŹNIK NIERÓWNOMIERNOSCI

Proponowany w pracy wskaźnik nierównomierności rozkładu jest bardzo prostą miarą, ale dzięki temu ma bardzo łatwą, intuicyjną interpretację. Jest też narzędziem dość uniwersalnym. Powstał on na bazie rozkładu równomiernego i mierzy odchylenie rozkładu dochodów poszczególnych grup bądź klas (np. decylowych) od rozkładu równomiernego.

Wyprowadzając wzór wskaźnika na początku należy zauważyć, że skokowa zmienna losowa X ma rozkład równomierny, jeżeli jej funkcja prawdopodobieństwa jest postaci:

$$p(x_i) = 1/k, \text{ dla } x_i \in W_X = \{x_1, x_2, \dots, x_k\} \quad (6)$$

Jest to zatem rozkład zmiennej losowej mającej skończoną liczbę punktów skokowych x_i i równe skoki $p_i = 1/k$. Przykład rozkładu równomiernego pokazano na rys. 2, na którym przedstawiono rozkład, w którym częstość każdego z czterech wariantów zmiennej X jest taka sama i wynosi $1/4$. W przypadku rozkładu dochodów sytuację tę można utożsamiać z sytuacją, w której każda z czterech grup ma taki sam udział w całkowitym dochodzie i udział ten dla każdej z grup wynosi $1/4$.

Z określenia rozkładu równomiernego wynika prosta właściwość. Załóżmy, że rozpatrujemy liczebności poszczególnych wariantów i niech n_i będzie liczebnością i -tego ($i = 1, 2, \dots, k$) wariantu zmiennej X . Z określenia rozkładu równomiernego wynika, że:

$$n_1 = n_2 = \dots = n_k \quad (7)$$

i

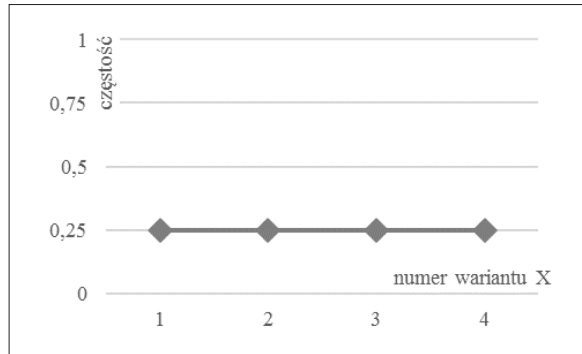
$$\frac{n_1}{n} = \frac{n_2}{n} = \dots = \frac{n_k}{n} \quad (8)$$

Można to zapisać jako:

$$\frac{n_i}{n} = \frac{1}{k} \quad \text{dla każdego } i = 1, 2, \dots, k \quad (9)$$

W tej sytuacji suma wartości bezwzględnych odchyżeń częstości n_i/n od wartości $1/k$ jest równa 0:

$$\sum_{i=1}^k \left| \frac{n_i}{n} - \frac{1}{k} \right| = 0 \quad (10)$$



Rys. 2. Rozkład równomierny z czterema wariantami zmiennej X

Źródło: opracowanie własne.

Założmy teraz, że cały fundusz zmiennej X przypada tylko na jeden wariant i niech będzie to wariant x_j . Na przykładowym rys. 3 jest to wariant drugi.

Wówczas:

$$\frac{n_j}{n} = 1 \quad (11)$$

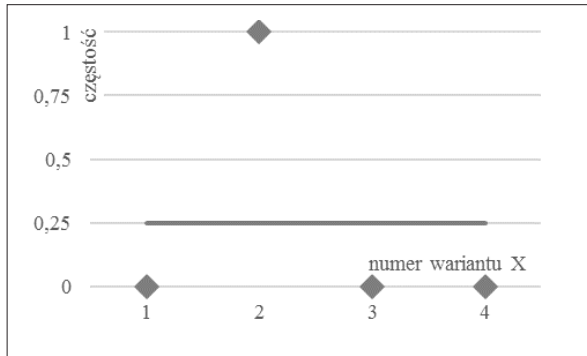
$$\frac{n_i}{n} = 0 \quad \text{dla } i \neq j. \quad (12)$$

Teraz suma wartości bezwzględnych odchyżeń częstości n_i/n od wartości $1/k$ jest równa:

$$\sum_{i=1}^k \left| \frac{n_i}{n} - \frac{1}{k} \right| = \left| 1 - \frac{1}{k} \right| + (k-1) \left| 0 - \frac{1}{k} \right| \quad (13)$$

a opuszczając wartość bezwzględną:

$$\sum_{i=1}^k \left| \frac{n_i}{n} - \frac{1}{k} \right| = \left(1 - \frac{1}{k} \right) + (k-1) \frac{1}{k} = \frac{2(k-1)}{k} \quad (14)$$



Rys. 3. Rozkład, w którym cały fundusz zmiennej przypada na jeden wariant

Źródło: opracowanie własne.

Z powyższego wynika, że dla dowolnego rozkładu częstości zmiennej X zachodzi nierówność:

$$0 \leq \sum_{i=1}^k \left| \frac{n_i}{n} - \frac{1}{k} \right| \leq \frac{2(k-1)}{k} \quad (15)$$

a więc:

$$0 \leq \frac{k}{2(k-1)} \sum_{i=1}^k \left| \frac{n_i}{n} - \frac{1}{k} \right| \leq 1 \quad (16)$$

Wyrażenie:

$$d_n = \frac{k}{2(k-1)} \sum_{i=1}^k \left| \frac{n_i}{n} - \frac{1}{k} \right| \quad (17)$$

jest unormowaną miarą nierównomierności rozkładu częstości zmiennej X , i:

$$0 \leq d_n \leq 1 \quad (18)$$



Rys. 4. Przykładowy rozkład zmiennej X , dla którego $d_n=0,8$

Źródło: opracowanie własne.

Na rys. 4 pokazano przykładowy rozkład częstości zmiennej X , dla którego $d_n=0,8$. Można zatem powiedzieć, że rozkład ten jest dość silnie nierównomierny.

Im wartość miary bliższa 0, tym rozkład częstości zmiennej X jest bardziej równomierny, w skrajnym przypadku ($d_n=0$) fundusz zmiennej X jest równomiernie rozłożony pomiędzy wszystkie jej warianty.

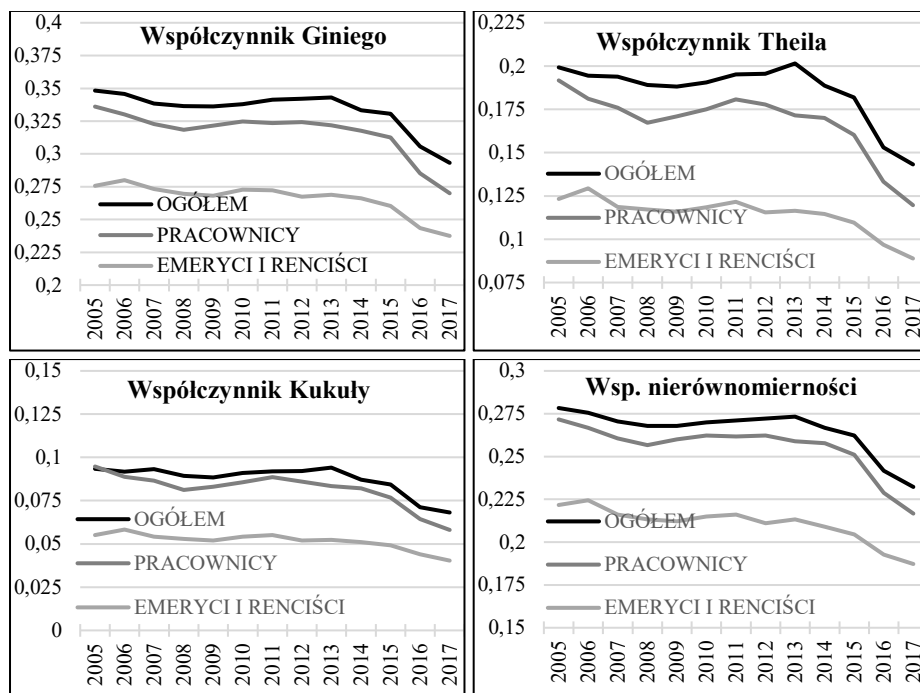
Im wartość miary bliższa 1, tym rozkład częstości zmiennej X jest bardziej nierównomierny. W skrajnym przypadku ($d_n=1$) cały fundusz zmiennej X przypada na jeden wariant zmiennej.

OCENA NIERÓWNOŚCI DOCHODOWYCH W POLSCE

Na rys. 5 przedstawiono pomiary nierówności dochodowych w Polsce w latach 2005–2017 w podziale na grupę pracowników, emerytów i rencistów oraz ogółem. Z zaprezentowanych wyników jednoznacznie wynika, że wszystkie miary pozwalają na stwierdzenie, że poziom nierówności dochodowych na przestrzeni badanego okresu wyraźnie zmalał.

Oczywiście wartości przyjmowane przez poszczególne współczynniki są różne, ale jak wspomniano jest to konsekwencją stosowanej metodyki. Wartości, jakie przyjmuje współczynnik Giniego, okazują się tutaj najwyższe, a wartości, jakie przyjmuje współczynnik Kukuły – najniższe. Jednak bardziej interesujące może być, o ile jednostek zmieniły się poszczególne współczynniki, albo inaczej – jaka jest ich wrażliwość na zmiany w podziale dochodów. Jeżeli weźmiemy pod uwagę współczynnik Giniego, to dla populacji ogółem spadł on o 0,0551, co stanowiło 15,82% jego początkowej wartości. Dla współczynnika Theila jest to od-

powiednio 0,0561 i 28,15%, współczynnika Kukuły 0,0253 i 27,08% oraz współczynnika nierównomierności 0,0461 i 16,57%. Na tej podstawie współczynnik Theila uznać można za najbardziej wrażliwy.



Rys. 5. Wartości współczynników pomiaru nierówności dochodowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Interesujące jest, że mimo różnej metodyki współczynników ich wartości są bardzo silnie skorelowane. W tabeli 1 przedstawiono poziomy korelacji pomiędzy wartościami i przyrostami wartości współczynników pomiaru nierówności dochodowych.

Tabela 1. Poziom korelacji pomiędzy wartościami współczynników pomiaru nierówności dochodowych

Populacja	Współczynnik	Giniego	Theila	Kukuły	nierównomierności
1	2	3	4	5	6
Ogółem	Giniego		0,9337	0,8556	0,9849
	Theila	0,9886		0,9681	0,9525
	Kukuły	0,9812	0,9929		0,8881
	nierównomier.	0,9986	0,9899	0,9840	

1	2	3	4	5	6
Pracownicy	Giniego		0,9134	0,8627	0,9861
	Theila	0,9916		0,9887	0,9409
	Kukuły	0,9855	0,9981		0,8912
	nierównomier.	0,9991	0,9935	0,9874	
Emeryci i renciści	Giniego		0,9128	0,9216	0,9512
	Theila	0,9915		0,9772	0,9564
	Kukuły	0,9912	0,9963		0,9580
	nierównomier.	0,9914	0,9922	0,9911	

Objaśnienia: korelacja poziomów współczynników – pod przekątną, korelacja przyrostów współczynników – nad przekątną.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Dla korelacji poziomów współczynników nierówności dochodowych w żadnym przypadku nie zaobserwowano spadku korelacji poniżej 0,98, a w zdecydowanej większości są one powyżej 0,99. Natomiast w przypadku korelacji przyrostów współczynników otrzymano rezultaty od 0,85 do 0,99, co także wskazuje na ich bardzo silne powiązanie, albo inaczej, że reagują w tym samym kierunku na zmiany dochodów. Różnica dotyczy jedynie skali reakcji.

Mimo że zachowanie poszczególnych miar wydaje się być podobne (rys. 5 i tabela 1), to jednak przyjęcie określonej miary nierówności dochodowych ma pewne istotne konsekwencje (tabela 2). Pokazano to na przykładzie rozkładu dochodów ogółem w 2017 roku, a następnie dokonano pewnych zmian w rozkładzie.

Pierwsza zmiana dotyczy transferu z decyla 10 do decyla 1 ($D1 \leftarrow D10$) – udział decyla 1 w całkowitym dochodzie wzrósł z 2,9 do 3,9, a decyla 10 spadł z 23,9 na 22,9. Jest to zmiana pomiędzy grupą najlepiej uposażonych a najgorzej uposażonych. Na zmianę tę zareagowały wszystkie współczynniki, każdy z nich zgodnie z oczekiwaniem wskazuje niższe zróżnicowanie, przy czym reakcja współczynnika Theila okazuje się tutaj najsilniejsza.

Druga zmiana dotyczy transferu z decyla 2 do decyla 1 ($D1 \leftarrow D2$) – udział decyla 1 w całkowitym dochodzie wzrósł z 2,9 do 3,9, a decyla 2 spadł z 5,3 na 4,3. Jest to zmiana pomiędzy grupami najgorzej uposażonych. Na zmianę tę zareagowały współczynnik Giniego, Theila i Kukuły, każdy z nich wskazuje niższe zróżnicowanie, przy czym reakcja współczynnika Theila okazuje się znowu najsilniejsza. Na tę zmianę nie zareagował współczynnik nierówności.

Trzecia zmiana dotyczy transferu z decyla 10 do decyla 9 ($D9 \leftarrow D10$) – udział decyla 9 w całkowitym dochodzie wzrósł z 14,6 do 15,6, a decyla 10 spadł z 23,9 na 22,9. Jest to zmiana pomiędzy grupami najlepiej uposażonych. Na zmianę tę zareagowały współczynnik Giniego, Theila i Kukuły, każdy z nich wska-

zuje niższe zróżnicowanie, przy czym reakcja współczynnika Theila okazuje się znowu najsilniejsza. W porównaniu ze zmianą D1 / D2 relacja współczynnika Giniego jest tutaj taka sama (spadek z 0,2932 na 0,2912), a reakcja współczynnika Theila i Kukuły silniejsza niż poprzednio (odpowiednio spadek z 0,1432 na 0,1397 i 0,1388 dla współczynnika Theila i spadek z 0,0682 na 0,0676 i 0,0648 dla współczynnika Kukuły). Na tę zmianę ponownie nie zareagował współczynnik nierówności.

Tabela 2. Symulacje zmian w rozkładzie dochodów

Grupa decylowa	Rok	Kierunek transferu		
	2017	D1 ← D10	D1 ← D2	D9 ← D10
Pierwsza	2,9	3,9	3,9	2,9
Druga	5,3	5,3	4,3	5,3
Trzecia	6,3	6,3	6,3	6,3
Czwarta	7,2	7,2	7,2	7,2
Piąta	8,2	8,2	8,2	8,2
Szosta	9,2	9,2	9,2	9,2
Siódma	10,4	10,4	10,4	10,4
Ósma	12	12	12	12
Dziewiąta	14,6	14,6	14,6	15,6
Dziesiąta	23,9	22,9	23,9	22,9
Wsp. Giniego	0,2932	0,2802	0,2912	0,2912
Wsp. Theila	0,1432	0,1239	0,1397	0,1388
Wsp. Kukuły	0,0682	0,0625	0,0676	0,0648
Wsp. nierówności	0,2322	0,2211	0,2322	0,2322

Źródło: obliczenia własne.

We wszystkich trzech przypadkach zmiany dotyczą transferu 1 p.p. dochodu, okazuje się, że reakcja na transfer z decyla 10 do decyla 1 jest najsilniejsza.

Współczynniki pomiaru nierówności dochodowych powinny spełniać pewne warunki. Podstawowym warunkiem jest, aby współczynnik przyjmował wartość 0 dla rozkładu egalitarnego. Warunek ten spełniają wszystkie cztery omawiane współczynniki. Dobrze jest także, gdy współczynniki są unormowane, tzn., gdy cały dochód znajduje się w posiadaniu jednej jednostki, a dochód pozostałych jednostek jest zerowy, to współczynnik powinien przyjmować wartość maksymalną 1. Dla współczynników Kukuły i nierówności warunek ten jest spełniony, gdyż w sytuacji, kiedy udział dochodów ostatniego decyla wynosi 100%, a pozostałych 0%, wartości tych współczynników wynoszą 1. Natomiast współczynnik Giniego w wersji kwantylowej, pokazanej w artykule,

nie przyjmuje wartości maksymalnej 1, ale wartość ta zależy od podziału na kwantyle. Inaczej przedstawia się sytuacja współczynnika dla danych indywidualnych. Z kolei współczynnik Theila nie jest określony dla grup kwantylowych z udziałem wynoszącym 0, tj. takich, które nie posiadają żadnych dochodów (nie istnieje $\log 0$). W praktyce nie jest to problem, gdyż takie przypadki nie mają miejsca.

Drugim postulowanym warunkiem jest zasada transferów, w myśl której przekazanie przez biedniejszego dowolnej części swojego dochodu bogatszemu będzie pociągać wzrost nierówności dochodowych, i odwrotnie, przekazanie przez bogatszego dowolnej części swojego dochodu biedniejszemu będzie pociągać spadek nierówności dochodowych. Warunek ten spełniają współczynniki Giniego, Theila i Kukuły. Współczynnik Theila wykazuje najsilniejsze reakcje na takie zmiany. Natomiast współczynnik nierównomierności reaguje tylko w sytuacji, kiedy transfer odbywa się pomiędzy grupami poniżej i powyżej udziału przeciętnego, w wersji decylowej jest to udział wynoszący 10%. W sytuacji gdy transfer odbywa się w grupach o udziale poniżej przeciętnego (w przykładzie D1, D2) albo powyżej przeciętnego (w przykładzie D9, D10), współczynnik nie reaguje.

Ważnym postulatem jest także zasada anonimowości, w myśl której pomiar nierówności dochodowych nie zależy od numeracji analizowanych jednostek. Zasada ta jest spełniona przez wszystkie omawiane miary. Sama idea grupowania jednostek w grupy decylowe czyni zadość tej zasadzie.

WNIOSKI Z BADAŃ

Na podstawie obserwacji zachowania poszczególnych współczynników pomiaru nierówności dochodowych można wysnuć kilka wniosków:

1. Każdy z mierników nierówności dochodowych różni się metodyką wyznaczania. Ma to swoje konsekwencje w interpretacji, a także uniemożliwia porównywanie ich wartości. W praktyce okazuje się jednak, że tendencje wykazywane przez poszczególne mierniki są zgodne.
2. Spośród prezentowanych mierników nierówności dochodowych trzy mierniki: współczynnik Giniego, współczynnik Theila oraz współczynnik Kukuły uznać można za wrażliwe na każdą zmianę w rozkładzie, przy czym stopień ich wrażliwości jest różny, najsilniej reaguje współczynnik Theila. Współczynniki Theila i Kukuły dodatkowo wykazują różne reakcje na zmiany w zakresie niskich i wysokich dochodów, ich reakcja na zmiany w zakresie wysokich dochodów jest wyższa niż w zakresie niskich dochodów. Natomiast wszystkie współczynniki najsilniej reagują na transfer dochodów pomiędzy grupami skrajnymi najbiedniejszych i najbogatszych.

3. Współczynnik nierównomierności rozkładu reaguje tylko w sytuacji, gdy zmiany następują pomiędzy grupami o udziałach mniejszych niż $1/k$ i większych niż $1/k$ (dla grup decylowych jest to 10%), co uznać można za jego wadę. W ten sposób nie spełnia on założenia dotyczącego transferu dochodów. Jego zaletą jest natomiast prostota obliczeń. Można go także stosować w sytuacji gdy kategorie zmiennej X są jakościowe, np. do badania stopnia nierównomierności w rozkładzie liczby przedsiębiorstw ze względu na rodzaj prowadzonej działalności itp. W praktyce jednak, przynajmniej dla analizowanych danych dla Polski, wada ta pozostawała bez znaczenia, gdyż zachowanie wszystkich współczynników było takie samo. Na problem ten można spojrzeć także w ten sposób: w sytuacji kiedy maleje współczynnik Giniego (Theila i Kukuły) zmniejsza się poziom nierównomierności, jednak nie wiadomo, jakie transfery doprowadziły do takiego wyniku. Malejący współczynnik nierównomierności oznacza, że były to transfery z grup o udziałach w dochodzie powyżej przeciętnej do grup o udziałach poniżej przeciętnej.
4. Zasada transferu budzi pewne subiektywne wątpliwości, szczególnie gdy transfer dochodu następuje od grupy biednej do jeszcze biedniejszej. W myśl tej zasady współczynnik nierównomierności powinien być niższy. Jednak w takiej sytuacji biedni będą jeszcze biedniejsi, a sytuacja najbiedniejszych tylko nieznacznie się poprawi, tymczasem koncentracja bogactwa pozostaje nadal na tym samym poziomie. Na taką zmianę nie reaguje współczynnik nierównomierności. Jeżeli jednak spojrzeć na problem z drugiej strony, tj. gdy transfer odbędzie się od grupy najbiedniejszej do grupy biednej, to raczej nie ma już wątpliwości, że różnicowanie dochodów się zwiększyło. Mamy tutaj do czynienia z pewnym paradoksem. Oczywiście paradoks ten nie dotyczy samej zasady transferu, a raczej tego, co w odczuciu społecznym uznać można za sprawiedliwe.

BIBLIOGRAFIA

- Allison, P. (1978). Measures of Inequality. *American Sociological Review*, 43, 865–880. DOI: 10.2307/2094626.
- Arneson, R. (2000). Luck egalitarianism and prioritarianism. *Ethics*, 110, 339–349. DOI: 10.1086/233272.
- Atkinson, A. B. (1983). *The Economics of Inequality*. Oxford: Clarendon Press.
- Cohen, G. A. (1989). On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics*, 99, 906–944. DOI: 10.1086/293126.
- Czempas, J. (2012). Współczynnik koncentracji K jako miara zróżnicowania dochodów i inwestycji gmin. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, XIII/1, 69–81.
- Domański, H. (2007). *Struktura społeczna*. Warszawa: Scholar.

- Duclos, J-Y., Esteban, J., Ray, D. (2004). Polarization: Concepts, Measurement, Estimation. *Econometrica*, 72 (6), 1737–1772. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2004.00552.x.
- Dworkin, R. (2000). What Is Equality? I. Equality of Welfare. W: R. Dworkin, *Sovereign Virtue: The Theory and Practice of Equality*. Harvard: Harvard University Press.
- Dworkin, R. (2002). Sovereign Virtue Revisited. *Ethics*, 113(1), 106–143. DOI: 10.1086/341579.
- Fogelson, S. (1933). Miary koncentracji i ich zastosowania. *Kwartalnik Statystyczny*, X, 1, 149–197.
- Gosepath S. (2007). Equality. W: Edward N. Zalta (red.), *The Stanford Encyclopedia of Philosophy* (Winter 2009 Edition).
- Horrighan, H., Haugen, S. (1988). The Declining Middle Class: a Sensitivity Analysis. *Monthly Labour Review*, 111, 3–13.
- Kharas, H., Gertz, G. (2010). The New Global Middle Class: A Cross-Over from West to East. W: Cheng Li (red.), *China's Emerging Middle Class: Beyond Economic Transformation*. Washington: Brookings Institution Press.
- Kleiber, Ch., Kotz, S. (2003). *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Kot, M. S., Maławski, A., Węgrzecki, A. (2004). *Dobrobyt społeczny, nierówności i sprawiedliwość dystrybucyjna*. Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Kukuła, K. (1996). *Statystyczne metody analizy struktur ekonomicznych*. Kraków: Wydawnictwo Edukacyjne.
- Leszczyńska, M. (2013). Spójność społeczno-ekonomiczna a regionalne zróżnicowanie gospodarstw domowych w Polsce w świetle wybranych wskaźników społecznych. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, 34, 134–143.
- Panek, T. (2011). *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Panek, T. (2017). Polaryzacja ekonomiczna w Polsce. *Wiadomości Statystyczne*, 1(668), 41–61.
- Radziukiewicz, M. (2006). Nierówności dochodowe gospodarstw domowych. *Wiadomości Statystyczne*, 10, 45–61.
- Rawls, J. (1994). *Teoria sprawiedliwości*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Sączewska-Piotrowska, A. (2005). Nierówności dochodowe gospodarstw domowych. *Wiadomości Statystyczne*, 6, 54–63.
- Sen, A. (2000). *Nierówności. Dalsze rozważania*. Kraków: Znak.
- Shorrocks, A., Wan, G. (2005). Spatial decomposition of inequality. *Journal of Economic Geography*, 5, 59–81. DOI: 10.1093/jnlcgg/lbh054.
- Szulc, S. (1963). *Metody statystyczne*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Wiśniewski, J. (1929). *Rozkład dochodów według wysokości w roku 1929*. Warszawa: Instytut Badania Koniunktur Gospodarczych i Cen.
- Włodarczyk, J. (2013). Nierówności dochodowe w Polsce według rozkładów Pareto i Boltzmann-Gibbsa. *Studia Ekonomiczne*, 130, *Problemy gospodarki rynkowej: Polska i świat*, 76–87.

- Wojnar, K. (2011). Wpływ polityki spójności na spójność społeczną polskich miast – wnioski z badań ewaluacyjnych. *Studia Regionalne i Lokalne*, wydanie specjalne 2011, 67–83.
- Wołoszyn, A., Głowicka-Wołoszyn, R. (2015). Nierówności dochodowe gospodarstw domowych w Polsce w kontekście zrównoważonego rozwoju. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 395. Tom 1. Finanse, 396–407. DOI: 10.15611/pn.2015.395.37.
- Zwiech, P. (2017). Eliminacja nierówności społeczno-ekonomicznych jako cel polityki spójności. *Studia Ekonomiczne*, 310, 128–136.

Streszczenie

Wyznaczenie poziomu nierówności dochodowych wymaga przyjęcia określonej metodyki pomiaru. Celem pracy uczyniono przegląd i dyskusję nad metodyką pomiaru nierówności dochodowych. Przedstawiono cztery różne miary oparte na innych założeniach. Wśród wyróżnionych miar znalazł się współczynnik Giniego, współczynnik Theila, współczynnik Kukuły oraz współczynnik nierównomierności. Trzy pierwsze miary, a w szczególności współczynnik Giniego, są powszechnie opisywane w literaturze przedmiotu, natomiast współczynnik nierównomierności jest autorską propozycją pomiaru nierówności dochodowych. Materiał empiryczny do badań stanowią dane dotyczące rozkładu dochodu rozporządzalnego według grup decylowych w gospodarstwach domowych w Polsce w latach 2005–2017.

Najważniejszą w praktyce kwestią dotyczącą pomiaru nierówności dochodowych okazała się zasada transferu. W zależności od przyjętej metodyki transfer dochodów jest różnie traktowany. Współczynniki Giniego, Theila i Kukuły reagują na każdą zmianę w rozkładzie dochodów, natomiast współczynnik nierównomierności tylko na zmiany przekraczające przeciętną. W sytuacji kiedy maleje (rośnie) współczynnik Giniego (Theila i Kukuły), zmniejsza się (zwiększa się) poziom nierównomierności, jednak nie wiadomo, jakie transfery doprowadziły do takiego wyniku. Malejący (rosnący) współczynnik nierównomierności oznacza, że były to transfery z grup o udziałach w dochodzie powyżej (poniżej) przeciętnej do grup o udziałach poniżej (powyżej) przeciętnej.

Słowa kluczowe: nierówności dochodowe, pomiar, metodyka.

Selected concepts in measuring income inequality

Summary

Determining the level of income inequality requires the adoption of a specific measurement methodology. The aim of the study was to review and discuss the methodologies used to measure income inequality. Four measures are presented, each based on different assumptions. These measures were the Gini coefficient, Theil coefficient, Kukuła coefficient and unevenness coefficient. The first three measures, and in particular the Gini coefficient, are commonly described in the literature, while the unevenness coefficient is the author's proposal for measuring income inequality. The empirical material for the research consists of data on the distribution of disposable income by decile groups in households in Poland for the years 2005–2017.

The most important issue in practice regarding the measurement of income inequality was the transfer principle. Depending on the methodology adopted, the transfer of income is treated differently. The Gini, Theil and Kukuła coefficients respond to any change in the income distribution, while the unevenness coefficient only to changes above the average. In a situation where the Gini coefficient (Theil and Kukuła) decreases (increases), the level of inequality decreases (increases), but it is not known which transfers led to such a result. The decreasing (growing) unevenness coefficient means that these were transfers from groups with shares in income above (below) the average for groups with shares below (above) the average.

Keywords: income inequalities, measurement, methodology.

JEL: O15, E24, C82.