



ISiD
ISiD

Zeszyty naukowe

Working papers

**Polaryzacja ekonomiczna w Polsce i w Unii
Europejskiej**

Tomasz Panek

Zeszyty naukowe
Instytut Statystyki i Demografii SGH

Nr 48, rok 2016

Streszczenie

W prezentowanym opracowaniu skoncentrowano się na ocenie czy prowadzona po akcesji Polski do Unii Europejskiej polityka społeczna i gospodarcza doprowadziły do zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych w skali całej Polski oraz na poziomie regionalnym (między województwami). Ponadto zbadano zmiany tych dysproporcji pomiędzy krajami Unii Europejskiej, ze szczególnym uwzględnieniem Polski.

Zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych były analizowane poprzez ocenę zmiany stopnia polaryzacji ekonomicznej. Przez polaryzację ekonomiczną rozumiemy przy tym proces zmniejszania się liczebności jednostek należących do środkowej klasy dochodowej przy jednoczesnym wzroście udziału jednostek należących do klasy niskiej i wysokiej. Ponadto jako uzupełnienie oceny procesu polaryzacji poddano ocenie zmiany nierówności dochodowych.

W opracowaniu dokonano analizy porównawczej zmian stopnia polaryzacji dochodowej oraz nierówności dochodowych gospodarstw domowych w latach 2000-2014 (zarówno przed akcesją jak i po akcesji Polski do Unii Europejskiej) w skali ogólnopolskiej. Ponadto przeprowadzono dla tego samego okresu ocenę zmian stopnia polaryzacji dochodowej i nierówności dochodowych gospodarstw domowych na poziomie regionalnym (między województwami). Wreszcie dokonano analizy zmian stopnia polaryzacji dochodowej i nierówności dochodowych gospodarstw domowych pomiędzy krajami Unii Europejskiej po akcesji do niej Polski (lata 2006-2014). W analizie procesu polaryzacji zostały zastosowane indeksy polaryzacji, a zmian nierówności dochodowych współczynniki nierówności.

Słowa kluczowe: polaryzacja ekonomiczna, nierówności dochodowe, zanikanie klasy średniej.

Spis treści

1. Wstęp.....	5
2. Polaryzacja ekonomiczna jako proces zanikania grupy osób o średnich dochodach.	6
3. Metody opisu polaryzacji.....	7
3.1. Podejście nieparametryczne.....	8
3.2. Podejście parametryczne.....	10
3.2.1. Indeks polaryzacji Esteban-Ray	11
3.2.2. Indeks polaryzacji Wolfsona.....	16
3.2.3. Indeksy polaryzacji Kota.....	19
3.2.4. Indeks polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock.....	22
4. Polaryzacja dochodowa w Polsce w układzie ogólnokrajowym.....	27
4.1. Charakterystyka danych.....	27
4.2. Charakterystyki rozkładu dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.....	29
4.3. Zanikanie klasy środkowej w Polsce	31
4.4. Polaryzacja dochodowa w Polsce w latach 2000-2014	37
4.4.1. Polaryzacja dochodowa w świetle indeksów Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray.....	37
4.4.2. Polaryzacja dochodowa opisana indeksami Kota	39
4.4.3. Polaryzacja dochodowa mierzona indeksem Morris-Bernhardt-Handcock.....	44
5. Polaryzacja dochodowa w Polsce w układzie wojewódzkim	47
5.1. Charakterystyka danych.....	47

5.2. Charakterystyka wojewódzkich rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014	47
5.3. Zanikanie klasy środkowej województw	50
5.4. Polaryzacja dochodowa w Polsce w układzie wojewódzkim w latach 2000-2104	54
5.4.1. Polaryzacja dochodowa opisana indeksem Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray.....	54
5.4.2. Polaryzacja dochodowa według indeksów Kota.....	56
5.4.3. Polaryzacja dochodowa mierzona indeksem Morris-Bernhardt-Handcock.....	61
6. 6. Polaryzacja dochodowa w Unii Europejskiej.....	62
6.1. Charakterystyka danych.....	62
6.2. Charakterystyka rozkładów dochodów w Unii Europejskiej.....	63
6.3. Zanikanie klasy środkowej krajów w Unii Europejskiej	66
6.4. Polaryzacja ekonomiczna w Unii Europejskiej w latach 2006-2012.....	70
6.4.1. Polaryzacja dochodowa opisywana indeksami Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray..	70
6.4.2. Polaryzacja dochodowa mierzona indeksami Kota.....	72
6.4.3. Opis polaryzacji dochodowej za pomocą indeksu Morris-Bernhardt-Handcock...	76
7. Podsumowanie	77
Bibliografia.....	80
Aneks.....	83

1. Wstęp

Zmniejszenie nierówności dochodowych, ze szczególnym naciskiem na poprawę sytuacji gospodarstw domowych i osób zagrożonych ubóstwem oraz wzmacnianie spójności społecznej i gospodarczej Unii Europejskiej poprzez zmniejszenie dysproporcji pomiędzy krajami i regionami stanowią jedne z nadrzędnych celów unijnej polityki społecznej i gospodarczej. Na realizację tej polityki przeznaczane są ogromne środki finansowe w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego, Funduszu Spójności czy też Europejskiego Funduszu Rozwoju Regionalnego. Po akcesji Polski do Unii Europejskiej Polska stała się największym beneficjentem środków pomocowych.

Akcesja Polski do Unii Europejskiej spowodowała finansowe korzyści ale jednocześnie konieczność podporządkowania się szeregowi narzuconych zasad korzystania z tych środków, a tym samym obowiązek pomiaru rezultatów prowadzonych w ramach polityki społecznej działań aby ocenić ich skuteczność. W prezentowanym badaniu skoncentrowano się na ocenie czy prowadzona po akcesji Polski do Unii Europejskiej polityka społeczna i gospodarcza doprowadziły do zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych w skali całej Polski oraz na poziomie regionalnym (między województwami). Ponadto zbadano zmiany tych dysproporcji pomiędzy krajami Unii Europejskiej, ze szczególnym uwzględnieniem Polski.

Zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych były analizowane poprzez ocenę zmiany stopnia polaryzacji ekonomicznej. Poprzez polaryzację ekonomiczną rozumiemy przy tym proces zmniejszania się liczebności jednostek należących do środkowej klasy dochodowej przy jednoczesnym wzroście udziału jednostek należących do klasy niskiej i wysokiej (por. rozdz. 2). Ponadto jako uzupełnienie oceny procesu polaryzacji poddano ocenie zmiany nierówności dochodowych.

W opracowaniu dokonano analizy porównawczej zmian stopnia polaryzacji dochodowej oraz nierówności dochodowych gospodarstw domowych w latach 2000-2014 (zarówno przed akcesją jak i po akcesji Polski do Unii Europejskiej) w skali ogólnopolskiej. Ponadto przeprowadzono dla tego samego okresu ocenę zmian stopnia polaryzacji dochodowej i nierówności dochodowych gospodarstw domowych na poziomie regionalnym (między województwami). Wreszcie dokonano analizy zmian stopnia polaryzacji dochodowej i nierówności dochodowych gospodarstw domowych pomiędzy krajami Unii Europejskiej po

akcesji do niej Polski (lata 2006-2014¹). W analizie procesu polaryzacji zostały zastosowane indeksy polaryzacji, a zmian nierówności dochodowych współczynniki nierówności.

2. Polaryzacja ekonomiczna jako proces zanikania grupy osób o średnich dochodach.

Termin polaryzacja ekonomiczna na gruncie nauk ekonomicznych zaczął być stosowany w latach osiemdziesiątych ubiegłego wieku dla opisu procesu zanikania środkowej klasy dochodowej w trójklasowym rozkładzie dochodów w USA. Asumpt do badań naukowych nad tym procesem dały doniesienia procesowe o zanikaniu klasy średniej w tym kraju (Kuttner, 1983; Thurow, 1984). Weryfikacja tych doniesień na podstawie empirycznych rozkładów dochodów potwierdziła zmniejszanie się odsetka osób należących do środkowej klasy w rozkładzie dochodów (Rosenthal, 1985; Horrighan i Haugen, 1988). Gdyby proces ten postępował to w efekcie mógłby on doprowadzić do ukształtowania się dwubiegunowego rozkładu dochodów.

Termin polaryzacja ekonomiczna bywa także stosowany do opisu procesów zmian rozkładu dochodów niekoniecznie powodujących zanikanie klasy środkowej (Kot, 2008). Niektórzy badacze uważają, że proces polaryzacji ma miejsce gdy biedni ubożeją, a bogaci stają się coraz bogatszymi. Proces ten nie musi jednak oznaczać zaniku klasy środkowej a tym samym nie jest on bezpośrednio związany z polaryzacją ekonomiczną. Może oczywiście zdarzyć się, że część osób należących do klasy środkowej wzbogaciła się na tyle, że ich dochody są wyższe niż średni dochód klasy „bogatyh” a część osób z klasy środkowej zbiedniała tak drastycznie, że ich dochody spadły poniżej średnich dochodów klasy „ubogich”. Tego typu proces byłby zarówno procesem polaryzacji ekonomicznej rozumianej jako zanikanie klasy środkowej jak i procesem bogacenia się osób z klasy „bogatyh” oraz ubożenia osób z klasy „ubogich”.

Jak wskazuje S. M. Kot (2008, 16-17), przyjęta koncepcja polaryzacji ekonomicznej pozwala, opierając się na sekwencji czasowej rozkładów dochodów, na ocenę stopnia spolaryzowania danego rozkładu dochodów w danym momencie w stosunku do stopnia jego spolaryzowania w innych momentach. Umożliwia to stosowanie w opisie procesu polaryzacji

¹ Analiza procesu polaryzacji ekonomicznej między krajami UE z uwzględnieniem Polski jest możliwa od 2006 r., pierwszego roku dostępności danych dla Polski w ramach badania EU-SILC.

miar stopnia spolaryzowania rozkładu dochodów obok stosowanej najczęściej w praktyce oceny zmian frakcji osób należących do środkowej klasy dochodowej.

Pojęcie polaryzacji ekonomicznej często niesłusznie utożsamiane jest z pojęciem nierówności dochodowych. Nierówność rozkładu dochodów oznacza odchylenie rozkładu dochodów od rozkładu egalitarnego², tzn. takiego rozkładu, w którym każda jednostka dysponuje takim samym dochodem. Jednakże, jak wykazał w swoim opracowaniu G. Anderson (2004), ani wzrost polaryzacji nie musi powodować wzrostu nierówności ani też wzrost nierówności nie musi prowadzić do wzrostu polaryzacji. Najczęściej wzrost polaryzacji prowadzi co prawda do wzrostu nierówności ale przechodzenie osób z klasy środkowej do klasy „ubogich” lub klasy „bogatyh” może też nie powodować wzrostu nierówności przy pewnych zmianach dochodów osób należących do tych skrajnych klas. Natomiast wzrost nierówności może być spowodowany wyłącznie bogaceniem się „bogatyh” lub ubożeniem „ubogich” i w żaden sposób nie wpływać na zmniejszanie się liczebności klasy środkowej. Należy jednak podkreślić, że zarówno wzrost nierówności jak i wzrost polaryzacji mają negatywny wpływ tak na rozwój gospodarczy jak i stosunki społeczne. Jak wykazują liczne badania (por. np. Banerjee i Duflo, 2008; Kharas i Gertz, 2010) zanik klasy średniej jest jednym z podstawowych czynników spowalniających wzrost gospodarczy. Także nierówności dochodowe oraz rosnący dystans pomiędzy bogatymi a ubogimi powoduje wzrost konfliktów społecznych i poczucie niesprawiedliwości (Keefer i Knack, 2002; Duclos, Esteban i Ray, 2004).

3. Metody opisu polaryzacji dochodowej.

W literaturze przedmiotu wyróżniamy dwa zasadnicze podejścia do opisu polaryzacji dochodowej, a mianowicie nieparametryczne i parametryczne (Kot, 2008). W podejściu nieparametrycznym obserwujemy zmiany w czasie empirycznych funkcji gęstości rozkładu dochodów. Podejście parametryczne do oceny zmian natężenia polaryzacji stosuje mierniki ilościowe zwane indeksami polaryzacji.

² Przy pomiarze nierówności stosowane są również w praktyce wskaźniki bazujące na pomiarze odchyleń dochodów od średnich dochodów, czy też porównywaniu dochodów grup kwantylowych badanych jednostek (Panek, 2011).

3.1. Podejście nieparametryczne

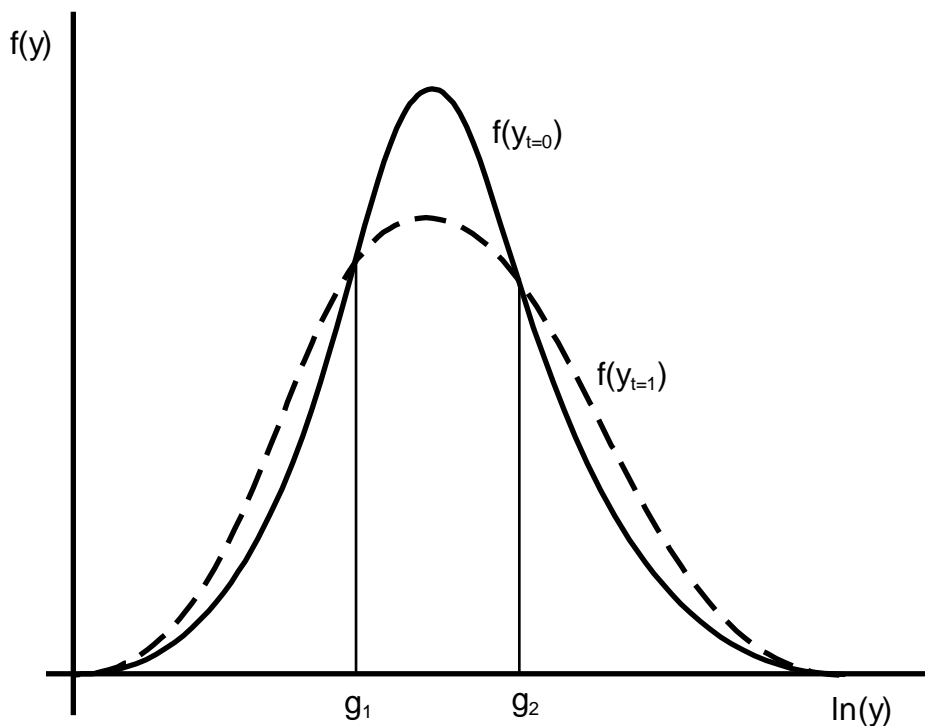
Najprostszy wariant podejścia parametrycznego do opisu polaryzacji dochodowej polega na szacowaniu empirycznych funkcji gęstości, rozpiętych na trzech klasach dochodowych, osobno dla każdego okresu czasu i analizie ich zmian. Na rysunku 3.1 przedstawiono wykresy dwóch funkcji gęstości $f(y_{t=0})$ i $f(y_{t=1})$ rozkładu dochodów w dwóch okresach³. Dla oceny czy zachodzi proces polaryzacji musimy wyznaczyć arbitralnie granice klasy środkowej g_1 i g_2 . Następnie porównujemy zmiany udziału, w badanym okresie czasu, klasy środkowej w analizowanej zbiorowości jednostek mierzonego polem powierzchni pod funkcją gęstości. Zmniejszenie się tego pola wskazuje, z definicji, na wystąpienie polaryzacji. Funkcja gęstości $f(y_{t=1})$ na rysunku 3.1 jest jednakże, pomimo wystąpienia procesu polaryzacji, w dalszym ciągu jednomodalna podobnie jak funkcja gęstości $f(y_{t=0})$.

Gładkie funkcje gęstości rozkładu dochodów są szczególnie użytecznym narzędziem identyfikacji zjawiska polaryzacji w sytuacji w którym rozkład dochodów dąży do rozkładu dwubiegunowego (bipolarnego). Jednakże, ze względu na fakt, że sytuacje bliskie maksymalnej polaryzacji w zasadzie w rzeczywistości nie występują (Schmidt, 2002) w praktyce badany jest kierunek i skala zmian funkcja gęstości postaci funkcji gęstości. Do oszacowania funkcji gęstości rozkładu dochodów wykorzystuje się najczęściej metodę estymacji jądrowej (Quah, 1997; Kulczycki, 2005). Metoda ta nie wymaga arbitralnego wyboru typu rozkładu co jest szczególnie pożądane gdy mamy do czynienia z nieznanym rozkładem, która to sytuacja występuje najczęściej właśnie w przypadku rozkładów wielomodalnych.

Estymacja jądrowa polega na oszacowaniu funkcji gęstości zmiennej losowej (u nas zmiennej opisującej rozkład dochodów) w oparciu o skończoną liczbę jej obserwacji. Estymator jądrowy stanowi odpowiednik histogramu. Dostarcza jednak, w odróżnieniu do „łamanych” estymatorów w postaci histogramów, „gładkich” funkcji gęstości. Wartości funkcji gęstości w poszczególnych punktach rozkładu obliczane są jako względna częstość obserwacji w otoczeniu danego punktu, które nazywane jest oknem (pasmem) estymacji. Te względne częstości szacuje się wykorzystując funkcję gęstości, nazywaną funkcją jądrową (kernel).

³ Dochody wyrażono, dla przejrzystości wykresu, w logarytmach.

Rysunek 3.1. Ilustracja procesu polaryzacji jako zmiany kształtu funkcji gęstości rozkładu dochodów.



Źródło: Opracowanie własne.

Postać estymatora jądrowego funkcji gęstości możemy przedstawić następująco:

$$\hat{f}(y, h) = \frac{1}{nh} \sum_n K\left(\frac{y - y_i}{h}\right), \quad (3.1)$$

gdzie:

n – liczba obserwacji,

h – szerokość okna,

y_i – i -ta obserwacja (dochód i -tej jednostki),

$K(\cdot)$ – funkcja jądra (kernel),

y – wartość, dla której oblicza się funkcję gęstości.

Wybór postaci funkcji jądra tylko w nieznacznym stopniu wpływa na wynik oszacowania funkcji gęstości⁴. Podstawowym problemem jest natomiast dobór szerokości okna.

⁴ Najczęściej wykorzystywana jest w praktyce funkcja jądra mająca postać funkcji standardowego rozkładu normalnego.

Determinuje ona stopień wygładzenia uzyskanej krzywej. Zbyt mała szerokość okna powoduje pojawienie się zbyt wielu ekstremów lokalnych. Trudno w takiej sytuacji rozstrzygnąć, czy pojawienie się dwóch maksymów lokalnych świadczy o bimodalności rozkładu dochodów, czy też jest efektem wyboru zbyt małej szerokości okna. Natomiast zbyt duża szerokość okna prowadzi do zbyt dużego wygładzenia rozkładu i w efekcie nie odzwierciedla rzeczywistej struktury danych. W praktyce do szacunku szerokości okna najczęściej wykorzystywana jest metoda Sheather-Jonesa (Jones, Marron i Sheather, 1996).

Polaryzacja dochodowa może również być badana za pomocą łańcuchów Markova i estymacji macierzy przejścia (Quah, 1996; Podgórska i in., 2002; Ibe, 2009). Musimy jednak dysponować danymi panelowymi, które pozwalają na śledzenie w czasie przejść badanych jednostek pomiędzy klasami dochodów. Metoda ta posiada zarówno aspekt parametryczny jak i aspekt nieparametryczny. Jej aspekt nieparametryczny wynika z bazowania na łańcuchach Markova. Natomiast na aspekt parametryczny wskazuje wykorzystywanie w analizach indeksów mobilności szacowanych na podstawie macierzy przejścia (Schorrocks, 1976, 1978; Panek 2011).

Punktem wyjścia dla opisu zjawiska polaryzacji jest ustalenie przedziałów klasowych rozkładu dochodów w ujęciu czasowym. Stanowi to podstawowy problem tej metody gdyż różne podziały na klasy dochodów prowadzą zazwyczaj do uzyskania odmiennych wyników. Po ustaleniu stanów łańcucha Markova, w dwóch porównywanych momentach (okresach) czasowych, szacowana jest macierz przejścia pomiędzy tymi stanami. Opisuje ona w jaki sposób rozkład dochodów zmienia się w czasie. Szacowane elementy macierzy przejścia odzwierciedlają prawdopodobieństwa przejścia poszczególnych jednostek między ustalonymi klasami dochodów. W sytuacji gdy masa prawdopodobieństwa przesuwają się z klasy środkowej do klasy niższej lub wyższej świadczyć to może o zachodzeniu procesu polaryzacji dochodowej.

W niniejszym opracowaniu nie będą wykorzystywane w analizach empirycznych nieparametryczne metody opisu polaryzacji. Wynika to z faktu, że podejście parametryczne opisujące ten proces za pomocą mierników ilościowych daje większe możliwości analityczne.

3.2. Podejście parametryczne

Parametryczne podejście do opisu procesu polaryzacji dochodowej polega na ocenie stopnia spolaryzowania rozkładu dochodów za pomocą skalarnych mierników ilościowych nazywanych indeksami polaryzacji (Kot, 2008). Najbardziej znaczący wkład do problematyki ilościowej analizy procesu polaryzacji wnieśli w swoich pracach J. Esteban i D. Ray (1994),

M. C. Wolfson (1994) oraz M. Morris, A. D. Bernhardt i M. S. Handcock (1994). Zaproponowane przez nich podejścia do opisu i pomiaru procesu polaryzacji były następnie rozwijane zarówno przez nich samych jak i przez innych badaczy.

3.2.1. Indeks polaryzacji Esteban-Ray

J. Esteban i D. Ray (dalej: ER) w swojej pracy z 1994 r. zaproponowali aksjomatyczne ujęcie problemu polaryzacji (Esteban i Ray, 1994), posługując się pojęciami zaczerpniętymi z analizy taksonomicznej. Według nich społeczeństwo charakteryzuje się pewnym zbiorem atrybutów⁵. Jednostki rozważanej populacji tworzą pewną liczbę odpowiednio licznych grup. W ramach danej grupy jednostki podobne są do siebie ze względu na pewne cechy i jednocześnie różnią się między sobą ze względu na inne cechy. W ten sposób społeczeństwo jest właśnie spolaryzowane. Według ER polaryzacja rozkładów indywidualnych atrybutów (w przypadku polaryzacji dochodowej dochodów jednostek) musi spełniać trzy następujące własności:

1. Każda grupa jednostek musi charakteryzować się wysokim stopniem homogeniczności, tj. jednostki należące do tej samej grupy powinny być do siebie jak najbardziej podobne ze względu na dany atrybut.
2. Musi występować wysoki stopień heterogeniczności między grupami, czyli jednostki należące do różnych grup powinny być do siebie jak najmniej podobne ze względu na dany atrybut.
3. Musi istnieć niewiele stosunkowo licznych grup jednostek. Grupy mało liczne mają niewielkie znaczenie w analizie zjawiska polaryzacji.

Według ER polaryzacja ekonomiczna jest tym silniejsza im większa jest homogeniczność grup i im większa jest heterogeniczność między grupami⁶.

Po zdefiniowaniu procesu polaryzacji ER precyzują, co rozumieją przez rozkład dochodów. Określają go jako skokowy, n -punktowy rozkład logarytmów dochodów, który zapisują symbolami jako $\pi, \mathbf{y} \equiv (\pi_1, \dots, \pi_n; y_1, \dots, y_n)$, gdzie y_i oznacza logarytm dochodów i -tej jednostki, a $\pi_i > 0$ liczebność występowania jednostek o dochodzie y_i ($i=1, \dots, n; i \neq i'$), czyli liczbę badanych jednostek o dochodzie y_i . Suma liczebności π wyznacza liczebność badanej populacji dla danego rozkładu dochodów (π, \mathbf{y}) . Jeżeli przez D oznaczymy przestrzeń

⁵ W przypadku analizy procesu polaryzacji rozpatrywany jest tylko jeden atrybut, którym jest dochód.

wszystkich takich rozkładów wówczas przez miarę polaryzacji ER rozumieją odwzorowanie $P: D \rightarrow R_+$. Ponadto ER zakładają, że miara polaryzacji jest niezmiennicza ze względu na wielkość porównywanych populacji, czyli że na ranking dwóch rozkładów dochodów ze względu na wartość miary polaryzacji nie wpływają proporcjonalne zmiany w wielkości tych populacji.

Dla zdefiniowania klasy miar polaryzacji ER przyjmują pewien model zachowań jednostek. W tym celu definiują funkcję identyfikacji jednostki z daną grupą jednostek oraz funkcję jej alienacji względem tej grupy. Pojęcie identyfikacji wiąże z faktem, że heterogeniczność między grupami wskazuje, według nich, na występowanie polaryzacji. Zakładają, że dana jednostka identyfikuje się z jednostkami posiadającymi takie same dochody⁷. Identyfikacja jest tym silniejsza im liczniejsza jest liczba jednostek (p) w danej grupie, co opisuje ciągła funkcja identyfikacji: $I: R_+ \rightarrow R_+$. Przyjmują, że $I(p) > 0$ dla $p > 0$ oraz że $I(p)$ jest rosnącą funkcją argumentu p . Własność ta wskazuje, że polaryzacja wzrasta nie tylko ze wzrostem jednorodności grupy ale także ze wzrostem liczebności grupy.

Pojęcie alienacji ER wiąże z faktem, że według ich opinii homogeniczność wewnątrzgrupowa wskazuje na zjawisko polaryzacji. Zakładają, że dana jednostka czuje się wyalienowana wobec jednostek dysponujących innymi niż ona dochodami. Alienację opisuje niemalejąca ciągła funkcja alienacji $a: R_+ \rightarrow R_+$, dla $a(0) = 0$. Autorzy przyjmują, że jednostka dysponująca dochodem y_i odczuwa alienację $a(\delta(y_i, y_{i'}))$ wobec jednostek z dochodem $y_{i'}$, gdzie $\delta(y_i, y_{i'})$ oznacza absolutny dystans $|y_i - y_{i'}|$ pomiędzy logarytmami dochodów i -tej i i' -tej jednostki. Polaryzacja zatem rośnie wraz ze wzrostem heterogeniczności grup. ER zakładają, że pojęcie alienacji (podobnie jak pojęcie identyfikacji) jest doskonale symetryczne. Jednostka z niskim dochodem odczuwa taką samą alienację w stosunku do jednostki z wysokim dochodem jak jednostka z wysokim dochodem w stosunku do niej. W następnym kroku ER łączą pojęcia identyfikacji i alienacji w ramach pojęcia tzw. efektywnego antagonizmu. Pojęcie to opisywane jest przez funkcję efektywnego antagonizmu $T(I, a)$, wyrażającą efektywny antagonizm i -tej jednostki względem i' -tej jednostki. Funkcja ta jest ciągła i ściśle rosnąca ze względu na argument a , gdy $(I, a) \geq 0$. Zakładają także, że

⁶ Stosując podejście do grupowania obiektów wywodzące się z analizy taksonomicznej konstrukcja miar stopnia polaryzacji mogłyby opierać się na ocenie stosunku zróżnicowania międzygrupowego do zróżnicowania wewnątrzgrupowego (Panek i Zwierzchowski, 2013).

⁷ Autorzy wskazują, że przyjmowane przez nich założenie skutkuje pewną wadą proponowanej przez nich klasy miar polaryzacji. Lepszym rozwiązaniem byłoby operowanie klasami podobnych dochodów. Przyjęte przez nich rozwiązanie pozwala jednak na konstrukcję bardziej przejrzystego modelu opisującego zachowania jednostek.

$T(I,a)=0$. Ostatecznie ER przyjmują, że całkowita polaryzacja społeczeństwa stanowi sumę efektywnych antagonizmów:

$$P(\boldsymbol{\pi}, \mathbf{y}) = \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i \pi_{i'} T(I(\pi_i), a(\sigma(y_i, y_{i'}))). \quad (3.2)$$

Dla otrzymania konkretnej miary polaryzacji należy dokonać wyboru postaci funkcji $T(\cdot, \cdot)$, $I(\cdot)$ oraz $a(\cdot)$. W tym celu ER formułują pewne aksjomaty. Przy spełnieniu tych aksjomatów oraz warunku niezmienniczości ze względu na rozmiar populacji indeks polaryzacji przyjmuje następującą postać:

$$ER(\boldsymbol{\pi}, \mathbf{y}) = K \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_{i'} |y_i - y_{i'}|, \quad (3.3)$$

gdzie:

K – stała, $K > 0$,

$\alpha \in (0; 1,6)$.

Parametr α interpretowany jest jako stopień wrażliwości miary $ER(\boldsymbol{\pi}, \mathbf{y})$ na polaryzację⁸. Jak wskazuje S. M. Kot gdy $\alpha=1$ miara polaryzacji $ER(\boldsymbol{\pi}, \mathbf{y})$ staje się tożsama ze współczynnikiem Giniego (Kot, 2008, 24).

Koncepcja miar polaryzacji ER została następnie rozwinięta przez J. Estebana, C. Gradina i D. Raya (2007) poprzez wprowadzenie do analizy ciągłych rozkładów dochodów. EGR założyli, że rozkład dochodów opisuje ciągła zmienna losowa Y o funkcji gęstości $f(y)$ określona na skończonym przedziale $[a, b]$, z wartością średnią $\mu=1$. Następnie przedział ten dzielą na k rozłącznych przedziałów punktami $a < y_0 < \dots < y_k = b$. Przez dyskretną reprezentację rozkładu zmiennej losowej EGR rozumieją k punktowy rozkład Y_k o postaci:

$$P(Y_k = \mu_i) = \pi_i, \quad i=1, \dots, k, \quad (3.4)$$

gdzie:

$$\pi_i = \int_{y_{i-1}}^{y_i} f(y) dy; \quad \mu_i = \frac{1}{\pi_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} y f(y) dy, \quad i=1, \dots, k, \quad (3.5)$$

Indeks polaryzacji dany wzorem (3.3) przyjmuje przy powyższych założeniach następującą postać:

$$EGR(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_{i'} |\mu_i - \mu_{i'}|, \quad (3.6)$$

⁸ Jego znaczenie wyjaśnia, posługując się przykładem, w swoim opracowaniu Esteban (Pięta, 2015, 114). W praktyce najczęściej α przyjmowane jest z przedziału $[1; 1,6]$.

gdzie:

$$\rho = (y_0, \dots, y_n; \pi_1, \dots, \pi_n; \mu_1, \dots, \mu_n).$$

W przedstawionym powyżej podejściu EGR odchodzą od taksonomicznej koncepcji grup jednostek i proponują standardową procedurę grupowania dochodów jednostek w klasy dochodowe.

Szereg rozdzielnicy rozkładu dochodów o k -klasach można utworzyć na wiele sposobów. Tym samym rozkład Y_k jest tylko jedną z możliwych aproksymacji rozkładu dochodów Y , która obarczona jest błędem identyfikacji $\varepsilon(f(y), \rho)$. W związku z powyższym EGR zmodyfikowali swój indeks polaryzacji, uwzględniając błąd identyfikacji, który przyjął następującą postać (Esteban, Gradin i Ray, 1999):

$$EGR = (f(y), \alpha, \beta) = EGR(\alpha, \rho) - \beta \varepsilon(f(y), \rho), \quad (3.7)$$

gdzie:

ε – błąd identyfikacji wyrażający rozproszenie dochodów jednostek wewnątrz grup, przyjmujący wartości z przedziału $[0, 1]$,

β – waga przypisana błędowi identyfikacji.

Następnie EGR, wykorzystując metody optymalnego grupowania (Aghevli i Mehran, 1981 oraz Davies i Shorrocks, 1989), otrzymują taką reprezentację Y_k^* ⁹ rozkładu Y , która minimalizuje błąd identyfikacji $\varepsilon(f(y), \rho)$. Błąd ten możemy wyrazić następująco:

$$\varepsilon(f(y), \rho^*) = G(f(y)) - G(\rho) = G - G_k^*, \quad (3.8)$$

gdzie:

G, G_k^* – współczynniki Giniego odpowiednio dla rozkładów Y oraz Y_k^* .

Współczynnik Giniego G obliczany jest na podstawie ciągłego rozkładu zmiennej losowej Y , czyli w praktyce na podstawie danych indywidualnych:

$$G = \frac{1}{n(n-1)\bar{y}_i} \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n |y_i - y_{i'}|. \quad (3.9)$$

Ostatecznie indeks polaryzacji, obliczany na podstawie optymalnie dobranego rozkładu Y_k^* , ma postać:

$$EGR(f(y), \alpha, \beta) = EGR(\alpha, \rho^*) - \beta(Gf(y) - G(\rho^*)) = \sum_{i=1}^k \sum_{i'=1}^k \pi_i^{*1+\alpha} |\mu_i^* - \mu_{i'}^*| - \beta(G - G_k^*). \quad (3.10)$$

⁹ Ze względu na fakt, że indeks polaryzacji (3.10) obliczany jest na podstawie optymalnie dobranego rozkładu Y_k^* ma postać z gwiazdkami.

Powyższy indeks przyjmuje wartości z przedziału $[0,2]$. Im silniejsza polaryzacja rozkładu dochodów tym wyższa wartość indeksu.

W sytuacji gdy $k=2$, tj. gdy założymy podział badanej populacji na dwie grupy, indeks (3.10) staje się indeksem bipolaryzacji i przyjmuje następującą postać:

$$EGR(\alpha, \rho) = [\pi^\alpha + (1 - \pi)^\alpha] SP - \beta(G - SP), \quad (3.11)$$

gdzie:

SP – współczynnik Schutza-Pietry.

Współczynnik Schutza-Pietry jest miarą nierówności równą maksymalnej odległości pionowej funkcji Lorenza od linii egalitarnej (Kakwani, 1980; Panek, 2011):

$$PS = p - L(p), \quad (3.12)$$

gdzie:

p – wartość dystrybuanty rozkładu dochodów w punkcie p ,

$L(p)$ – wartość funkcji Lorenza w punkcie p .

Współczynnik ten posiada interpretację ekonomiczną (Kondor, 1971). Jeżeli badaną populację podzielimy na dwie podpopulacje w taki sposób, że w pierwszej z niej znajdą się wszystkie jednostki o dochodach mniejszych lub równych średnim dochodom w całej populacji, a w drugiej podpopulacji jednostki o dochodach powyżej tej średniej, to współczynnik Schutza-Pietry określa, jaki procent sumy dochodów wszystkich jednostek powinien być wytransferowany z drugiej grupy do pierwszej aby zlikwidować nierówności dochodowe.

Funkcję Lorenza możemy zdefiniować parametrycznie jako zbiór punktów $\{p=F(y), L(p)=F_1(y)\}$ dla każdej wartości parametru y (Kot, 2000, 108), przy czym $F_1(y)$ dla rozkładu ciągłego o funkcji gęstości $f(y)$ ma postać:

$$F_1(y) = \frac{1}{\mu} \int_0^y yf(y)dy, \quad (3.13)$$

a dla rozkładu skokowego:

$$F_1(y) = \frac{1}{n\mu} \sum_{y_i \leq y} y_i. \quad (3.14)$$

Z definicji funkcji Lorenza wynika, że przyporządkowuje ona każdej skumulowanej frakcji jednostek o dochodzie mniejszym od y , tj. $F(y)$, skumulowany udział (frakcję) dochodów tych jednostek w dochodzie całkowitym, tj. $F_1(y)$. Gdy we wzorze (3.11) przyjmiemy, że $\alpha=1$ oraz $\beta=1$ otrzymujemy następującą postać indeksu polaryzacji EGR :

$$EGR = 2SP - G \quad (3.15)$$

Powyższy indeks polaryzacji stanowi liniową kombinację miar nierówności. Pomimo, że można go stosować przy badaniu stopnia polaryzacji w przypadku wielu biegunów w praktyce stosowany jest jako miara bipolaryzacji, tzn. dla $k=2$ biegunów.

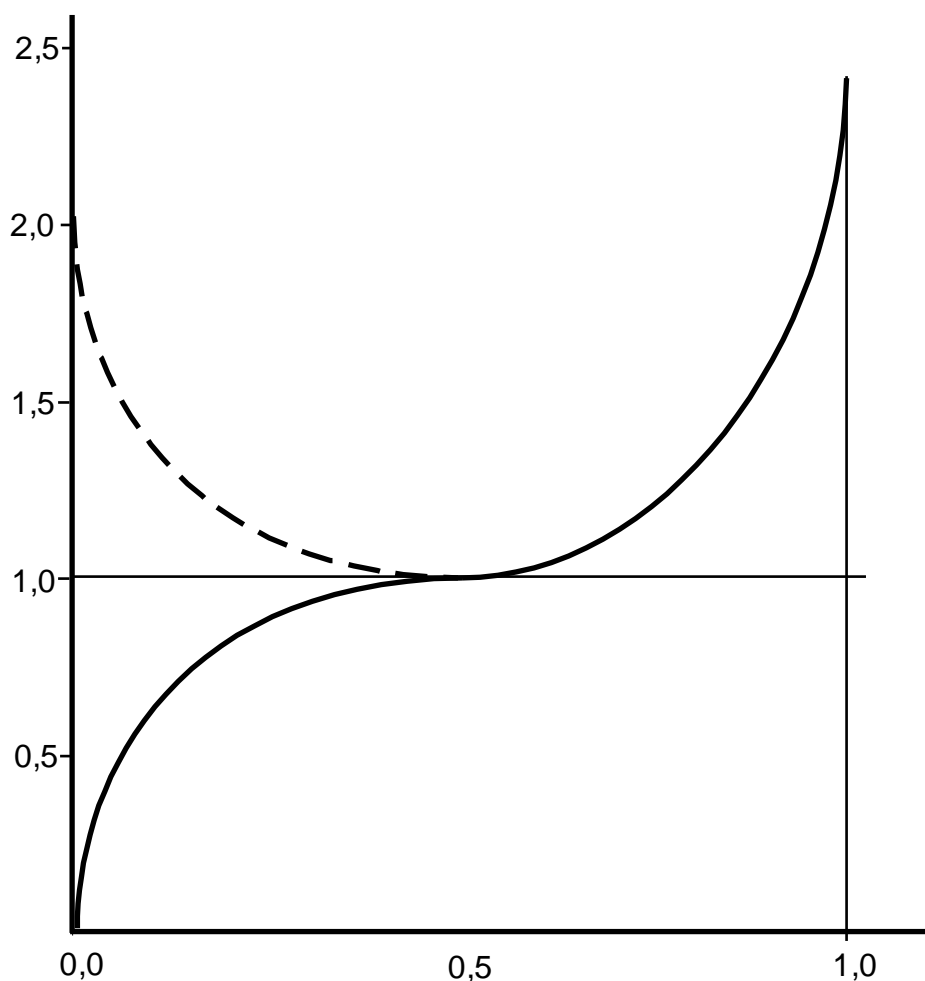
3.2.2. Indeks polaryzacji Wolfsona

Indeks polaryzacji Wolfsona (1994, 1997) bazuje na funkcji Lorenza. Koncepcja miary polaryzacji dochodowej przedstawiona w kategoriach funkcji Lorenza pozwala, jak wskazuje S. M. Kot (2008, 33-34), na pokonanie trudności występujących w podejściu do polaryzacji w kategoriach funkcji gęstości.

Punktem wyjścia koncepcji polaryzacji M. Wolfsona stanowi funkcja $k(p)$ zwana „paradą krasnali (i kilku olbrzymów)” (Pen, 1973). Funkcja ta jest odwrotnością dystrybuanty rozkładu dochodów. Swoją koncepcję polaryzacji M. Wolfson wyprowadza, podobnie jak można wyprowadzić koncepcję nierówności (Foster i Wolfson, 1992), z graficznej transformacji dystrybuanty rozkładu dochodów. Transformacja ta polega na „zamianie” osi na wykresie funkcji dystrybuanty w taki sposób, że częstości badanej populacji są odkładane na osi poziomej a dochody na osi pionowej. W efekcie otrzymujemy wykres funkcji „parady krasnali (i kilku olbrzymów)” J. Pena (rys. 3.2). Następnie dochody na osi pionowej dzielimy przez medianę dochodów. W wyniku otrzymujemy wykres znormalizowanej medianowej „parady”¹⁰, który następnie odcinamy w środkowym punkcie osi poziomej, tj. w punkcie odpowiadającym medianie rozkładu badanej populacji. W kolejnym kroku oś pionowa przesuwana jest w górę do punktu równego 1, odpowiadającego medianie badanej populacji. Następnie pierwsza połowa wykresu „parady” (dla 50 procent jednostek badanej populacji, których dochody są niższe od mediany) jest obracana względem prostej poziomej przechodzącej przez punkt 1¹¹. W efekcie otrzymujemy wykres krzywej polaryzacji (krzywej rozproszenia), składający się z dwóch segmentów leżących powyżej linii poziomej przechodzącej przez punkt 1 (rys. 3.2). Krzywa ta pokazuje, dla danej frakcji badanej populacji, jak bardzo jej dochód (wyrażony w jednostkach równych medianie) odbiega od mediany (jak bardzo jest rozproszony, jak powiada M. Wolfson (1994, 335), wokół mediany). Im rozkład dochodów jest mniej rozproszony, co wskazuje na większą frakcję klasy środkowej, tym niżej położona jest krzywa polaryzacji (a wyżej krzywa Lorenza).

¹⁰ Gdy wartości funkcji „parady” podzielimy przez wartość dochodów uzyskamy krzywą Lorenza (Wolfson, 1994, 355-356).

¹¹ Dokonujemy, jak trafnie opisał to przekształcenie S. M. Kot (2008, 29), zwierciadlanego odbicia pierwszej połowy wykresu „parady” względem prostej poziomej przechodzącej przez punkt 1.

Rysunek 3.2. Ilustracja pierwszej krzywej polaryzacji Wolfsona.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Wolfson, 1997.

Aby uwzględnić drugi z aspektów polaryzacji, jakim jest według M. Wolfsona bimodalność, który nie jest uwzględniany przez krzywą rozproszenia, dokonuje on prostej transformacji miary polaryzacji. Transformacja ta czyni ją wrażliwą na oba atrybuty rozkładu, tj. rozproszenie względem środka rozkładu oraz bimodalność. Wykorzystuje w tym celu koncepcję przechodzenia od dominacji stochastycznej pierwszego rzędu do dominacji stochastycznej drugiego rzędu (Wolfson, 1997, 406; Deaton, 2000, 160-162). Od strony formalnej całkuje on krzywą rozproszenia zarówno na lewo jak i na prawo od punktu środkowego na prostej przechodzącej przez punkt 1, otrzymując w ten sposób skalarną miarę polaryzacji.

Miarę polaryzacji Wolfsona można także przedstawić geometrycznie (rys. 3.3). Indeks polaryzacji Wolfsona wyraża pole powierzchni pomiędzy funkcją Lorenza rozkładu dochodów, a styczną do niej w punkcie $p=1/2$, odpowiadającym medianie tego rozkładu

($p=F(Me)$). Tak zdefiniowaną miarę polaryzacji możemy przedstawić za pomocą następującego wzoru:

$$W^* = \left(T - \frac{G}{2}\right) \frac{\mu}{Me}, \quad (3.16)$$

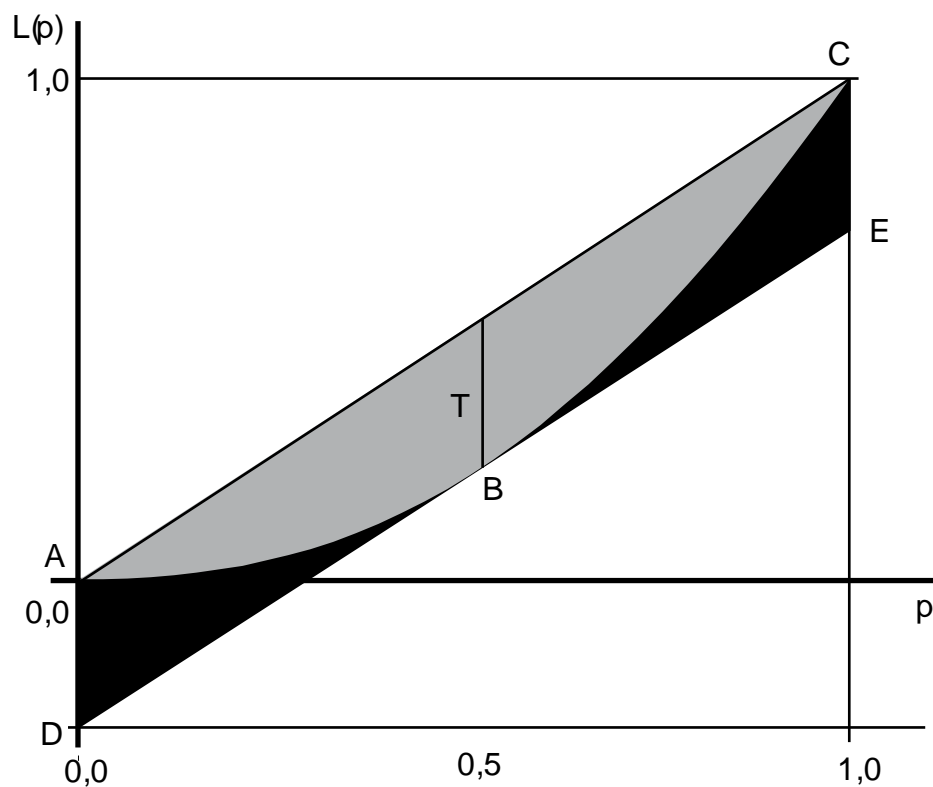
gdzie:

$$T = 0,5 - L(0,5). \quad (3.17)$$

Aby indeks polaryzacji przyjmował wartości z przedziału $[0,1]$ należy czterokrotnie zwiększyć wartość W^* otrzymując ostatecznie indeks Wolfsona o postaci:

$$W = 2(2T - G) \frac{\mu}{Me} \quad (3.18)$$

Rysunek 3.3. Ilustracja indeksu polaryzacji Wolfsona.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Wolfson, 1997.

Indeks W przyjmuje wartość zero w przypadku rozkładu egalitarnego oraz jeden przy maksymalnej bipolaryzacji rozkładu.

Główną różnicę pomiędzy miarą polaryzacji Wolfsona a miarą polaryzacji *EGR* stanowi sposób wyboru punktu centralnego rozkładu dochodów, dzielącego badaną populację na dwie części. Miara Wolfsona za punkt graniczny przyjmuje medianę a miara *EGR* średnią arytmetyczną rozkładu. Jak wykazali EGR (2007), indeks polaryzacji Wolfsona jest szczególnym przypadkiem indeksu *EGR*, tzn. w przypadku bipolaryzacji. Indeks *EGR*, zdefiniowany wzorem (3.10), w przypadku bipolaryzacji uzyskuje następującą postać:

$$EGR(f(y), \alpha, \beta) = (\pi^\alpha + (1 - \pi)^\alpha) \cdot (\pi - L(\pi)) - \beta(G - (\pi - L(\pi))) \quad (3.19)$$

Przyjmując, że $\alpha = \beta = 1$ oraz $\pi = \frac{1}{2}$ i zakładając, że $\mu = 1$, otrzymujemy:

$$EGR = (f(y), 1, 1) = 2 \cdot (0,5 - L(0,5)) - G = \frac{Me}{2} W^*, \quad (3.20)$$

gdzie:

W^* – indeks polaryzacji Wolfsona opisany wzorem (3.16).

3.2.3. Indeksy polaryzacji Kota

W koncepcji przedstawiona przez S. M. Kota (2008) polaryzacja dochodowa jest pewną własnością rozkładu dochodów. Miara polaryzacji stanowi tym samym uzupełnienie dotychczas stosowanych miar opisowych rozkładu, takich jak miary przeciętne, dyspersji, asymetrii czy też nierówności. Według sformułowanej przez S. M. Kota definicji (Kot, 2008, 37) miarami k -polaryzacji rozkładu zmiennej losowej Y są miary opisowe rozkładu mierzące odstępstwo tego rozkładu od ustalonego k -biegunowego rozkładu skokowej zmiennej losowej, mającego taką samą średnią μ jak zmienna losowa Y .

Definicja miar polaryzacji Kota bazuje na funkcji Lorenza. Od strony geometrycznej stanowi ona podwojone pole powierzchni pomiędzy funkcją Lorenza $L(p)$ (analizowanego rozkładu dochodów Y) oraz funkcją Lorenza $L_k(p)$ (łamaną krzywą $ABCD$) przyjętego układu odniesienia Y_k (rys. 3.4). Indeks k -polaryzacji Kota oparty o powyższą miarę przyjmuje następującą postać (Kot, 2008, 40):

$$K_k = \frac{G_k}{G}, \quad G > 0 \quad (3.21)$$

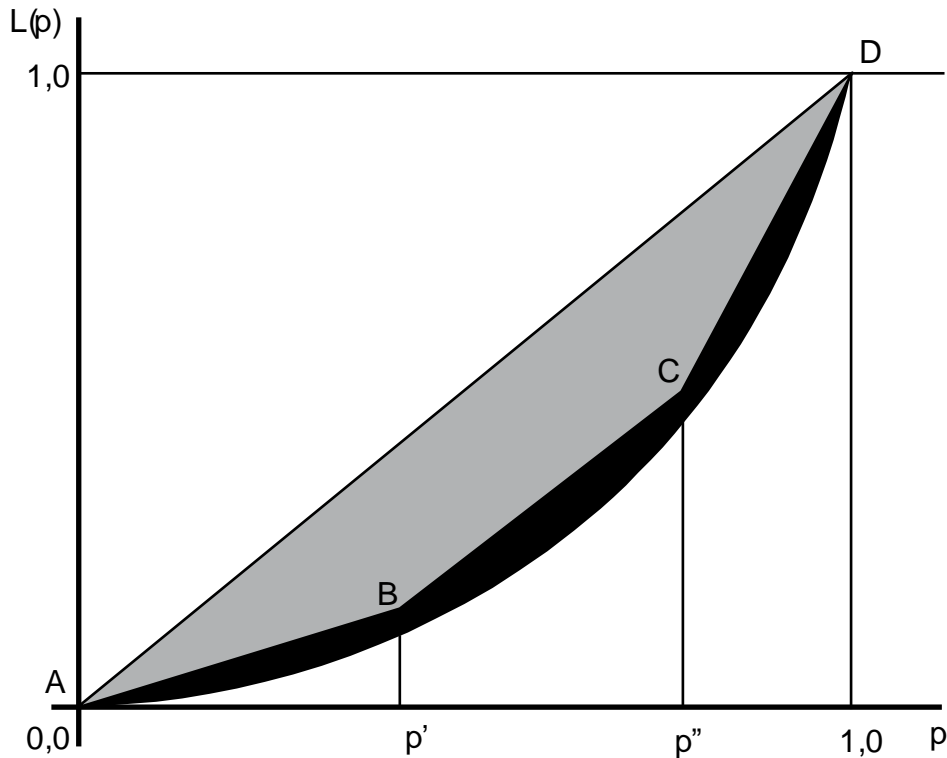
gdzie:

G, G_k – współczynnik Giniego odpowiednio dla rozkładu analizowanego i rozkładu odniesienia.

W analizie polaryzacji ekonomicznej, czyli dla opisu procesu zanikania klasy średniej, analizujemy szczególny przypadek k -polaryzacji rozkładu dochodów, a mianowicie

bipolaryzację dochodową rozkładu dochodów. W takiej sytuacji miara bipolaryzacji dochodowej będzie stanowiła ocenę podobieństwa danego rozkładu dochodów Y do rozkładu bipolarnego Y_k .

Rysunek 3.4. Ilustracja indeksu k polaryzacji ($k=3$) Kota.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Kot, 2008.

Stosowanie w analizie rozkładu dochodów Y miar bipolaryzacji wymaga wcześniejszego ustalenia układu odniesienia. Bipolarnym wewnętrznym układem odniesienia $\langle y_1, p_1 \rangle$ S. M. Kot nazywa rozkład, gdy dla każdego $p_1 \in (0,1)$ spełniona jest relacja (Kot, 2008, 43):

$$L(p_1) = L_2(p_1), \quad (3.22)$$

gdzie:

$L(p_1)$, $L_2(p_2)$ – funkcje Lorenza odpowiednio analizowanego rozkładu i bipolarnego rozkładu odniesienia.

Bieguny rozkładu bipolarnego wewnętrznego spełniają następujące równości:

$$y_1 = \mu_1, \quad y_2 = \mu_2. \quad (3.23)$$

W opisie procesu bipolaryzacji dochodowej istnieje możliwość wyboru różnych układów odniesienia. Co więcej procesy polaryzacji mierzone względem różnych układów odniesienia mogą mieć zupełnie różne przebiegi. Od strony praktycznej najbardziej użyteczne w analizie procesu bipolaryzacji dochodowej są bipolarne, wewnętrzny rozkład odniesienia najbliższy rozkładowi Y oraz bipolarne, wewnętrzny rozkład odniesienia „ubóstwo-bogactwo”. Dla danego rozkładu dochodów Y , rozkładem najbliższym wewnętrznym $\langle y_1, p_1 \rangle$ jest rozkład o biegunach $y_1 = \mu_1$ oraz $y_2 = \mu_2$ i funkcji prawdopodobieństwa o postaci (Kot, 2008, 47):

$$P(Y_2 = \mu_1) = F(\mu) \wedge P(Y_2 = \mu_2) = 1 - F(\mu), \quad (3.24)$$

gdzie:

μ_1, μ_2 – wartości średnie w rozkładach odciętych, odpowiednio poniżej i powyżej średniej ogólnej μ ,

$F(\mu)$ – wartość dystrybuanty analizowanego rozkładu Y w punkcie μ .

Funkcję Lorenza analizowanego rozkładu oraz rozkładu odniesienia wewnętrznego najbliższego można przedstawić jak na rysunku 3.5. Maksymalna wartość dystansu pomiędzy tymi funkcjami (d) jest równa współczynnikowi Schutza-Pietry SP w rozkładzie Y (Kakwani, 1980, 80). Tym samym indeks polaryzacji, gdy bipolarne rozkład odniesienia jest rozkładem najbliższym, przyjmuje postać (Kot, 2008, 48):

$$K_2^N = \frac{SP}{G}, \quad G > 0 \quad . \quad (3.25)$$

Dla zdefiniowania najbliższego wewnętrznego bipolarnego rozkładu odniesienia „ubóstwo-bogactwo” niezbędne jest ustalenie granicy ubóstwa. Tworząc bipolarne rozkład wewnętrzny pierwszy biegun y_1 wyznacza średni dochód ubogich μ_u , a drugi biegun y_2 średni dochód nieubogich („bogaty”) μ_b . Funkcja prawdopodobieństwa tak zdefiniowanego rozkładu bipolarnego „ubóstwo-bogactwo” Y_2 ma następującą postać:

$$P(Y_2 = \mu_u) = h \wedge P(Y_2 = \mu_b) = 1 - w_u, \quad (3.26)$$

gdzie:

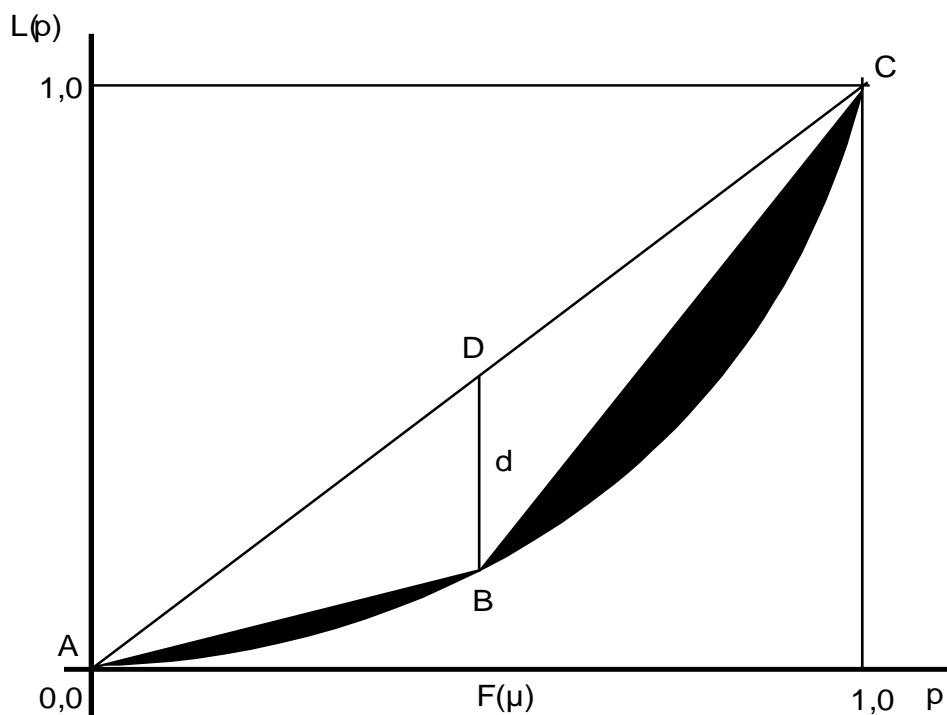
w_u – frakcja ubogich.

Indeks polaryzacji analizowanego rozkładu dochodów Y , względem bipolarnego rozkładu „ubóstwo-bogactwo”, przyjmuje wtedy następującą postać (Kot, 2008, 48):

$$K_2^{U-B} = \left(1 - \frac{\mu_u}{\mu}\right) \frac{w_u}{G}. \quad (3.27)$$

Indeks Kota pozostaje w ścisłym związku liniowym zarówno z indeksem Wolfsona jak i z indeksem *EGR*. Indeks Wolfsona w ogólnym przypadku jest liniową funkcją indeksu bipolaryzacji Kota. Natomiast indeks *EGR* jest liniową funkcją bipolarnego indeksu Kota, przy założeniu, że rozkład odniesienia jest bipolarnym rozkładem najbliższym (Kot, 2008, 60-68).

Rysunek 3.5. Funkcja Lorenza oraz najbliższy rozkład odniesienia ABC.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Kot, 2008.

3.2.4. Indeks polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock

Inne podejście, od dotychczas przedstawionych, do pomiaru stopnia polaryzacji dochodowej zaproponowali M. Morris, A. Bernhardt i M. Handcock (MBH) (1994). Bazuje ono na porównaniu rozkładów dochodów w okresie podstawowym i w okresie badanym¹². Tworzony jest w tym celu relatywny rozkład dochodów. Aby wyeliminować wpływ na indeks polaryzacji przesunięcia w analizowanym rozkładzie dochodów w porównywanych okresach

¹² Metoda ta opiera się na funkcjach gęstości rozkładu co wskazuje, że posiada ona także aspekt nieparametryczny.

dochody w rozkładzie w roku badanym powinny być wstępnie podzielone przez stopę wzrostu mediany dochodu w analizowanym okresie (w przypadku deflacji stopę jej spadku):

$$Me_{t=1/t=0}(y) = \frac{Me_{t=1}(y)}{Me_{t=0}(y)}. \quad (3.28)$$

Rozkład dochodów możemy rozbić na liczbę kwantyli równą liczbie badanych jednostek. Jeżeli przez r oznaczymy rząd kwantyla przyporządkowany uporządkowanym niemalejąco wartościom dochodów w roku podstawowym to relatywny rozkład dochodów dla badanego roku $t=1$ definiuje następująca funkcja gęstości dla kwantyla rzędu r (Morris, Bernhardt i Handcock, 1994, 209)¹³:

$$g_{t=1}(r) = \frac{f_{t=1}(y)}{f_{t=0}(y)}, \quad 0 < r \leq 1, \quad (3.29)$$

gdzie:

$f_{t=1}(y)$, $f_{t=0}(y)$ – funkcje gęstości rozkładów dochodów, skorygowanych stopą zmian mediany, odpowiednio w roku badanym ($t=1$) i w roku podstawowym ($t=0$).

Relatywny rozkład dochodów $g_{t=1}(r)$, reprezentuje stosunek wartości funkcji gęstości przy poziomie dochodów y w roku badanym do wartości funkcji gęstości dla tego samego poziomu dochodów w roku podstawowym. Dystrybuanta relatywnego rozkładu dochodów może być wtedy zdefiniowana następująco:

$$G_{t=1}(r) = F_{t=1}(F_{t=0}^{-1}(y)), \quad 0 < r \leq 1, \quad (3.30)$$

gdzie:

$F_{t=1}^{-1}(r)$ – funkcja odwrotna dystrybuanty rozkładu dochodów z roku podstawowego.

MBH proponują następującą ogólną postać relatywnego medianowego indeksu polaryzacji, sumując wszystkie zmiany w relatywnym rozkładzie dochodów:

$$MBH_{t=1} = 4 \int_0^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1. \quad (3.31)$$

Powyższy indeks jest sumą relatywnych gęstości rozkładu dochodów badanej populacji przy poziomie dochodu y w roku badanym $t=1$, ważonych absolutnymi różnicami pomiędzy rzędami kwantyli jednostek w roku podstawowym i medianą, $\left| r - \frac{1}{2} \right|$. Tym samym waga relatywnych gęstości rośnie wraz z przesuwaniem się kwantyli do ogonów rozkładu

¹³ Relatywny rozkład dochodów może być także definiowany w układzie terytorialnym, gdzie rozkład dochodów stanowiący punkt odniesienia może być rozkładem dochodów w danej jednostce terytorialnej.

dochodów. Od strony technicznej całka we wzorze (3.31) jest średnim odchyleniem relatywnego rozkładu dochodów od rozkładu jednostajnego. Stałe we wzorze (3.31) powodują takie przeskalowanie indeksu, że przyjmuje on wartości z przedziału $[-1;1]$. Wartość 0 indeksu mówi o braku zmian relatywnego rozkładu dochodów. Wartości dodatnie indeksu wskazują na polaryzację rozkładu dochodów, a wartości ujemne na jego konwergencję (zjawisko odwrotne do polaryzacji).

Indeks (3.31) jest dekomponowalny na indeksy opisujące zmiany relatywnego rozkładu dochodów w jego górnej i dolnej części (powyżej i poniżej mediany rozkładu):

$$MBH_{t=1}^+ = 8 \int_{\frac{1}{2}}^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (3.32)$$

oraz

$$MBH_{t=1}^- = 8 \int_0^{\frac{1}{2}} \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (3.33)$$

Powyższe indeksy tworzą liniową dekompozycję indeksu MBH :

$$MBH_{t=1} = \frac{1}{2} MBH_{t=1}^+ + \frac{1}{2} MBH_{t=1}^- \quad (3.34)$$

Dystrybuanta relatywnego rozkładu dochodów (3.30), co jest ważne z praktycznego punktu widzenia, może zostać zdefiniowana zarówno dla rozkładu ciągłego jak i dla rozkładu skokowego. Gdy rozkład dochodów zostanie zagregowany w grupy kwantylowe relatywny rozkład dochodów pozostanie dobrze zdefiniowany, lecz funkcja gęstości dla relatywnego rozkładu dochodów, $g_{t=1}(r)$, przestaje istnieć. Jeżeli podzielimy analizowaną populację na Q rozłącznych grup kwantylowych i -ty kwantyl rzędu q , $q(i)$, wyznacza taką wartość dochodów y_i , dla której skumulowane frakcje rozkładu dochodów równe są $\frac{i}{Q}$:

$$F_{t=0}(q_i(i)) = \frac{i}{Q} \quad \text{lub} \quad q_i(i) = F_{t=0}^{-1}\left(\frac{i}{Q}\right), \quad i=1,2,\dots,Q. \quad (3.35)$$

Dystrybuantę relatywnego rozkładu dochodów, przy podziale tego rozkładu na grupy kwantylowe, dla kwantyla rzędu q możemy wtedy przedstawić jako:

$$G_{t=1}(q) = F_{t=1}(F_{t=0}^{-1}(q)) = F_{t=1}(q_{t=0}(i)), \quad (3.36)$$

gdzie:

$q_{t=0}(i)$ – wartość i -tego kwantyla rzędu q w roku podstawowym.

Możemy ją interpretować jako frakcję jednostek w okresie badanym, których dochody są mniejsze od wartości i -tego kwantyla rzędu q w okresie podstawowym.

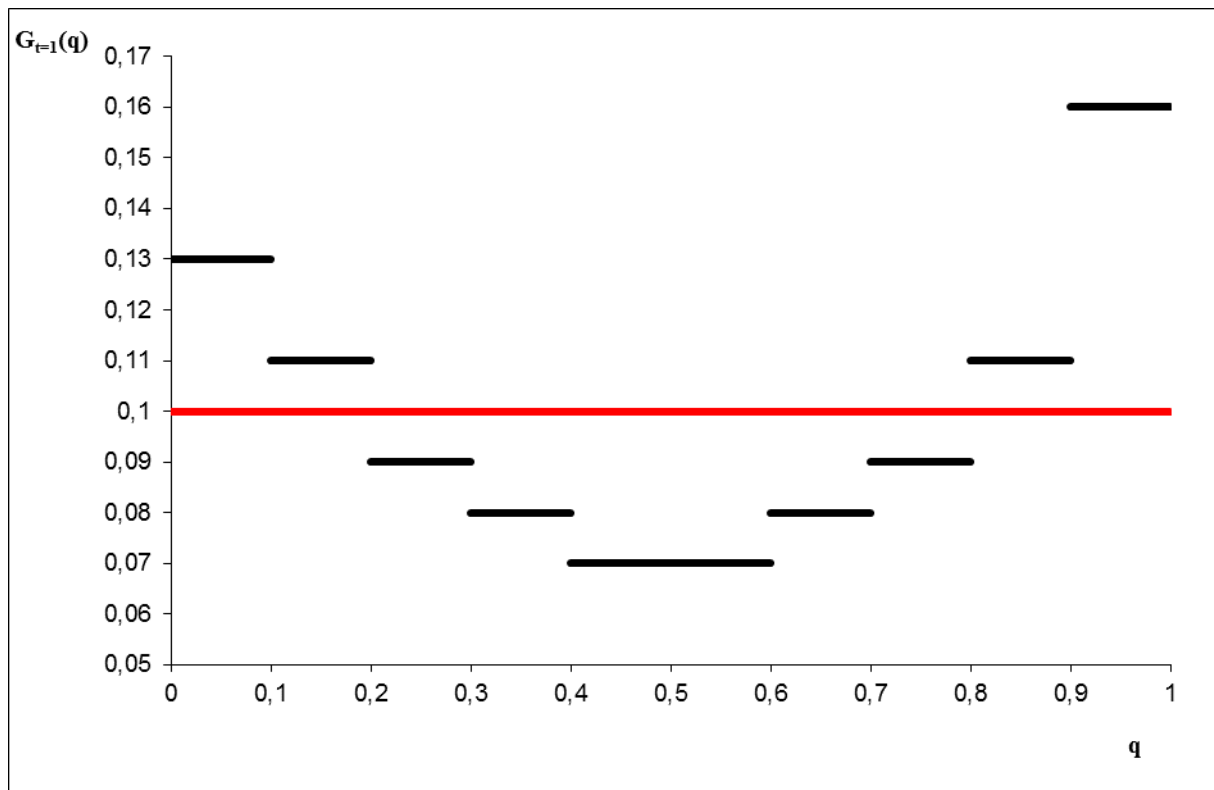
Odpowiednikiem relatywnej funkcji gęstości $g_{t=1}(r)$ jest stosunek frakcji jednostek w okresie badanym do frakcji jednostek w okresie podstawowym w każdej z grup kwantylowych rozkładu dochodów:

$$g_{t=1}(q(i)) = \frac{G_{t=1}\left(\frac{i}{Q}\right) - G_{t=1}\left(\frac{i-1}{Q}\right)}{\frac{i}{Q}}, \quad i=2, \dots, Q. \quad (3.37)$$

Stanowi on miarę zmiany frakcji badanych jednostek w danej grupie kwantylowej rozkładu dochodów w analizowanym okresie czasu.

Relatywny rozkład dochodów jest definiowany jako stosunek frakcji jednostek w okresie badanym do frakcji jednostek w okresie podstawowym w każdej z grup kwantylowych rozkładu dochodów. Jeżeli frakcja jednostek w danej grupie kwantylowej rozkładu dochodów ulega zmniejszeniu lub zwiększeniu powoduje to spadek lub wzrost wartości relatywnego rozkładu dochodów. Gdy w badanym przedziale czasu frakcje te nie ulegają zmianom dla żadnej z grup kwantylowych relatywny rozkład dochodów jest rozkładem jednostajnym.

Dystrybuantę relatywnego rozkładu dochodów pogrupowanych w grupy decylowe ilustruje wykres 3.6. Linia pozioma przechodząca przez punkt $\frac{1}{Q} = 0,1$ reprezentuje relatywny rozkład dochodów przy braku zmian frakcji jednostek w grupach decylowych w badanym okresie w stosunku do okresu podstawowego. Odcinki linii przerywanej powyżej linii prostej ilustrują wzrosty frakcji jednostek w odpowiadających im grupach decylowych w analizowanym okresie, a poniżej tej linii na spadki tych frakcji.

Rysunek 3.6. Względny rozkład dochodów dla grup decylowych.

Źródło: Opracowanie własne.

Ogólna formuła medianowego relatywnego indeksu polaryzacji dla danych pogrupowanych w grupy kwantylowe przyjmuje postać:

$$MBH_{t=1}(Q) = \frac{4}{Q-2} \sum_{i=1}^Q \left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right| \cdot (g_{t=1}(q(i))) - \frac{Q}{Q-2} =$$

$$\frac{4}{Q-2} \sum_{i=1}^Q \left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right| \cdot \frac{G_{t=1}\left(\frac{i}{Q}\right) - G_{t=1}\left(\frac{i-1}{Q}\right)}{\frac{1}{Q}} - \frac{Q}{Q-2}, \quad i=2, \dots, Q. \quad (3.38)$$

Wartości dodatnie indeksu świadczą o przejściu jednostek w analizowanym okresie z środkowych grup kwantylowych do grup kwantylowych bardziej odległych od centrum rozkładu (wzrost częstości jednostek w grupach kwantylowych leżących w ogonach rozkładu), czyli na zjawisko polaryzacji dochodowej w analizowanym okresie. Wartości ujemne indeksu wskazują na zmniejszenie się stopnia polaryzacji rozkładu dochodów w analizowanym okresie, czyli o przechodzeniu jednostek z grup kwantylowych bardziej oddalonych o centrum rozkładu (mediany rozkładu) do grup kwantylowych położonych bliżej

centrum. Element $\left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right|$ określa wagę przypisywaną zmianom frakcji badanych jednostek w poszczególnych grupach kwantylowych rozkładu dochodów w analizowanym okresie. Waga ta jest tym większa im bardziej dana grupa kwantylowa jest oddalona od środka rozkładu (mediany rozkładu).

Dla danych indywidualnych indeks polaryzacji *MBH* przybiera postać:

$$MBH_{t-1}(n_{t-1}, n_{t-0}) = \frac{4}{n_{t-1}} \sum_{i=1}^{n_{t-1}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| - 1, \quad (3.39)$$

gdzie:

R_i – rząd kwantyla relatywnego rozkładu dochodów badanych jednostek, czyli frakcja jednostek w roku podstawowym, których dochody są mniejsze niż dochód i -tej jednostki w roku badanym.

W powyższym wzorze „kwantyl” jest definiowany dla pojedynczych obserwacji, czyli dla dochodów pojedynczych jednostek.

4. Polaryzacja dochodowa w Polsce w układzie ogólnokrajowym

4.1. Charakterystyka danych

Podstawą przeprowadzonych analiz polaryzacji dochodowej w Polsce w latach 2000-2014 są dane pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych realizowanych przez Główny Urząd Statystyczny. Badanie budżetów gospodarstw domowych GUS stanowi podstawowe źródło informacji o rozchodach, przychodach oraz o innych aspektach warunków życia określonych grup ludności w Polsce (GUS, 2015). Badanie to prowadzone jest metodą reprezentacyjną, która umożliwia uogólnianie, z odpowiednią precyzją, uzyskanych wyników zarówno na wszystkie gospodarstwa domowe w kraju jak i w poszczególnych województwach.

Analiza polaryzacji dochodowej bazuje na koncepcji rozkładu dochodów będących głównym miernikiem poziomu zamożności gospodarstw domowych i podstawowym czynnikiem warunkującym zaspokojenie ich potrzeb¹⁴. Kategorią dochodów stosowaną w badaniu były miesięczne realne dochody rozporządzalne netto gospodarstw domowych.

¹⁴ Drugim miernikiem poziomu zamożności gospodarstw domowych jest poziom ich wydatków. Jednakże w ramach badania EU-SILC dostarczającego porównywalne dane dla krajów Unii Europejskiej, nie są zbierane informacje dotyczące wydatków

Dochód ten stanowi suma bieżących dochodów gospodarstwa domowego z poszczególnych źródeł pomniejszona o zaliczki na podatek dochodowy od osób fizycznych płacony przez płatnika w imieniu podatnika, o podatki z własności i podatki płacone przez osoby pracujące na własny rachunek oraz o składki na ubezpieczenia społeczne i zdrowotne (GUS, 2015, 18-19). Miesięczne dochody netto gospodarstw domowych w poszczególnych latach badania zostały wyrażone w cenach stałych z 2014 r., poprzez ich urealnienie odpowiednimi wskaźnikami cen towarów i usług konsumpcyjnych.

Aby dochód gospodarstwa domowego prawidłowo spełniał rolę miernika możliwości zaspokojenia potrzeb, porównywalnego dla gospodarstw domowych o różnej liczebności i składzie demograficznym, został on skorygowany ze względu na poziom ich potrzeb. Korygowanie to odbywało się przez dzielenie dochodów gospodarstw domowych przez odpowiadające im skale ekwiwalentności. Skale ekwiwalentności są parametrami pozwalającymi na pomiar wpływu wielkości i charakterystyk demograficznych gospodarstw domowych na poziom ich potrzeb, a tym samym na różnice w wielkościach ich dochodów niezbędnych do osiągnięcia tego samego poziomu zaspokojenia potrzeb przez te gospodarstwa domowe (Panek, 2011, 43-56). Skala ekwiwalentności dla gospodarstwa domowego danego typu mówi, ile razy należałoby zmniejszyć (zwiększyć) jego dochód, aby osiągnęło ono ten sam poziom zaspokojenia potrzeb co gospodarstwo domowe standardowe stanowiące punkt odniesienia porównań.

W analizach dochodów gospodarstw domowych w Polsce zastosowana została oryginalna skala OECD (GUS, 2015). Podstawową zaletą skal OECD jest prostota ich wyznaczania. Parametrami uwzględnianymi w szacunku tych skal są liczba osób dorosłych oraz liczba dzieci¹⁵ w gospodarstwie domowym. Dla pierwszej osobie dorosłej w gospodarstwie skala ekwiwalentności przyjmuje wartość 1, co oznacza że gospodarstwem domowym standardowym, stanowiącym punkt odniesienia, jest gospodarstwo domowe jednoosobowe. Kolejnym osobom dorosłym w gospodarstwie domowym przyporządkowuje się wartość 0,7, a każdemu dziecku wartość 0,5. Skala ekwiwalentności danego gospodarstwa domowego jest równa sumie skal ekwiwalentności jego członków.

gospodarstw domowych, por. rozdz. 6.1. Obie miary poziomu zamożności gospodarstw domowych mają swoje zalety i wady (Panek, 2011, 24-25).

¹⁵ Za dzieci uważa się osoby, które nie ukończyły w momencie badania 14 lat.

4.2. Charakterystyki rozkładu dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014

Dla rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce, dla poszczególnych lat badania w okresie 2000-2014, oszacowano ich statystyki opisowe (tabela 4.1)¹⁶.

Wartości średniej i mediany rozkładu dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych wskazują na stały wzrost ich poziomu zamożności w analizowanym okresie. Średnia wartość realnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych wzrosła w latach 2000-2014 o ponad 600 zł (wzrost o ponad 50 proc.) a ich mediana o przeszło 500 zł (również wzrost o ponad 50 proc.). Jedyne wyjątki we wzrostowym trendzie dochodów gospodarstw domowych obserwujemy w przypadku średniej w latach 2011 i 2012 oraz w przypadku mediany w latach 2005 i 2012, w których nastąpiło nieznaczne obniżenie ich wartości.

Dochody ekwiwalentne gospodarstw domowych były w poszczególnych latach znacząco zróżnicowane oraz charakteryzowały się dodatnią asymetrią o różnej sile. Oznacza to że większość gospodarstw domowych dysponowała dochodami ekwiwalentnymi mniejszymi od średnich dochodów.

Tabela 4.1. Statystyki rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014 (ceny stałe, 2014 r.=100).

Rok	Średnia (w zł)	Mediana (w zł)	Odchylenie standardowe	Klasyczny współczynnik zmienności	Klasyczny współczynnik asymetrii
2000	1229	1052	1048	0.8525	21.50
2001	1238	1078	890	0.7192	6.58
2002	1259	1088	1128	0.8959	29.64
2003	1279	1105	965	0.7546	6.31
2004	1317	1105	1015	0.7705	2.99
2005	1335	1101	1107	0.8292	6.39
2006	1444	1182	1110	0.7688	7.62
2007	1546	1267	1357	0.8778	17.03
2008	1663	1380	1618	0.9730	38.45

¹⁶ W obliczeniach statystyk w ramach rozdziału 4 dochody gospodarstw domowych były ważone odpowiednimi wagami. Wagi te uwzględniają prawdopodobieństwo wyboru mieszkań (gospodarstw domowych) do próby, poziom kompletności badania oraz strukturę populacji gospodarstw domowych i osób według płci i wieku uzyskiwaną na podstawie spisów powszechnych oraz bieżących szacunków demograficznych.

2009	1719	1445	1340	0.7793	10.96
2010	1803	1490	2064	1.1448	49.95
2011	1774	1487	1440	0.8117	10.16
2012	1767	1495	1457	0.8248	11.48
2013	1796	1527	1815	1.0104	44.41
2014	1851	1593	1427	0.7708	5.84

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Z punktu widzenia analizy polaryzacji ekonomicznej interesujące są zmiany w czasie nierówności rozkładu dochodów (tabela 4.2 i rysunek 4.1). Do pomiaru nierówności dochodowych wykorzystano współczynniki Giniego (3.9), Schutza-Pietry (3.12) oraz miarę bazującą na współczynniku zmienności¹⁷, tj. $V^2(y)/2$ (Cowell, 1980).

Nierówności dochodowe, mierzone dwoma pierwszymi współczynnikami, utrzymywały się w badanych latach na mniej więcej stałym poziomie. Najwyższe wartości powyższe współczynniki przyjmują w 2010 r. Ponadto znaczący skok nierówności dochodowych wystąpił także w 2002 r. Począwszy od 2010 r. obserwujemy stały spadek nierówności dochodowych, przy czym najsilniejszy w ostatnim roku badania. Ostatecznie, w całym badanym okresie, nierówności dochodowe, mierzone współczynnikami Giniego i Schutza-Pietry, nie uległy znaczącym zmianom.

Znacznie wyraźniejszy obraz zmian nierówności dochodowych obrazuje trzecia z miar, bazująca na współczynniku zmienności. Szczególnie znaczące wzrosty nierówności dochodowych, mierzonych tym współczynnikiem, zaznaczyły się w latach 2010, 2013, 2008 i 2012. W ostatnim roku badania obserwujemy znaczący spadek nierówności dochodowych. Trzeci ze stosowanych wskaźników nierówności wskazuje na znaczący spadek nierówności analizowanego rozkładu dochodów w latach 2000-2014.

Tabela 4.2. Miary nierówności rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.

Rok	Współczynnik Giniego G	Współczynnik Schutza- Pietry SP	Współczynnik $V^2/2$
2000	0.3069	0.2142	0.3634
2001	0.3046	0.2133	0.2586

¹⁷ Mierzy on odchylenie dochodów od wartości przeciętnej dochodów, w przeciwieństwie od dwóch pierwszych miar bazujących na odchyleniach od rozkładu egalitarnego.

2002	0.3140	0.2201	0.4013
2003	0.3184	0.2237	0.2847
2004	0.3190	0.2237	0.2969
2005	0.3193	0.2239	0.3438
2006	0.3155	0.2214	0.2955
2007	0.3177	0.2226	0.3853
2008	0.3153	0.2219	0.4733
2009	0.3125	0.2195	0.3037
2010	0.3206	0.2249	0.6552
2011	0.3158	0.2215	0.3294
2012	0.3156	0.2208	0.3401
2013	0.3146	0.2195	0.5104
2014	0.3052	0.2132	0.2971

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

4.3. Zanikanie klasy środkowej w Polsce

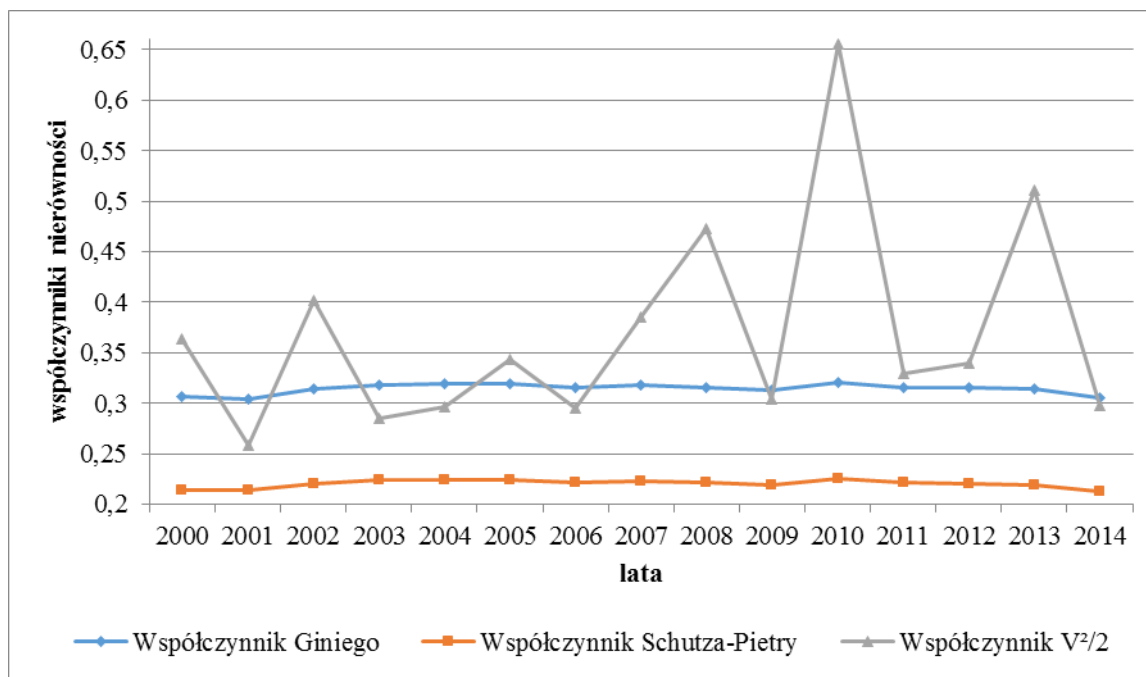
Analiza zanikania środkowej klasy dochodów wymaga uprzedniego zdefiniowania granic tej klasy g_1 i g_2 , tzn. utworzenia lewostronnie domkniętego przedziału dochodów klasy środkowej $[g_1, g_2)$, a następnie obliczenie frakcji gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych należących do klasy środkowej. W analizie zanikania klasy środkowej w Polsce przyjęto trzy następujące warianty ustalania granic klasy środkowej:

- wariant 1. Jako dolną granicę g_1 dochodów klasy środkowej przyjęto wartość minimum socjalnego gospodarstwa domowego pracowniczego, ustalonego przez Instytut Pracy i Polityki Społecznej dla 2014 r. na poziomie 1071 zł. Jako górną granicę dochodów klasy środkowej przyjęto natomiast wartość 5610 zł., tj. wartość netto dochodów stanowiących dolną granicę drugiego progu podatkowego podatków od osób fizycznych w 2014 r.¹⁸
- wariant 2. Jako granice dochodów g_1 i g_2 klasy środkowej przyjęto bieguny bipolarnego rozkładu typu „ubóstwo-bogactwo” (3.26). Biegun g_1 wyznacza średni dochód gospodarstw domowych „ubogich” (o dochodach ekwiwalentnych mniejszych od wartości minimum socjalnego) μ_1 a drugi biegun $g_2 = (\mu - \mu_u \cdot w_u) / (1 - w_u)$ średni dochód gospodarstw domowych „bogaty” μ_2 .
- wariant 3. Jako granice dochodów g_1 i g_2 klasy środkowej przyjęto bieguny bipolarnego rozkładu najbliższego (3.24), tzn. $g_1 = \mu_1$ i $g_2 = \mu_2$, czyli średnie wartości dochodów

¹⁸ Jest to poziom dochodów netto powszechnie przyjmowany jako granica „bogactwa” w Polsce w analizach empirycznych.

gospodarstw domowych w rozkładach uciętych, odpowiednio poniżej i powyżej wartości średniej ogólnej μ .

Rysunek 4.1. Miary nierówności rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 4.1.

Dla każdej z ustalonych klas środkowych obliczono frakcje gospodarstw domowych (tabela 4.3). Wykresy frakcji klasy środkowej, dla wszystkich trzech wariantów ustalania tej granicy, przedstawia rysunek 4.2.

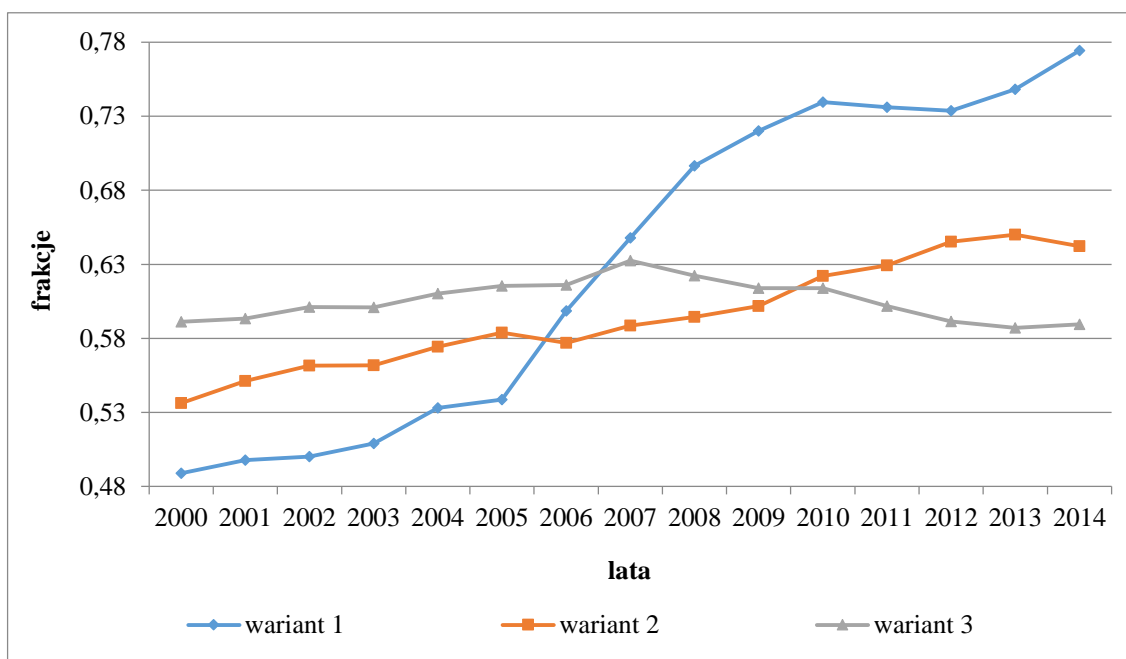
Tabela 4.3. Granice klasy środkowej w Polsce w latach 2000-2014 i frakcje gospodarstw domowych w klasach.

Rok	Wariant 1					Wariant 2					Wariant 3				
	granice klas (w zł)		frakcje			granice klas (w zł)		frakcje			granice klas (w zł)		frakcje		
	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3
2000	1071	5610	0.5067	0.4889	0.0045	738	1757	0.0871	0.5363	0.3766	821	1966	0.1183	0.5913	0.2905
2001	1071	5610	0.4985	0.4978	0.0037	737	1757	0.1001	0.5511	0.3488	820	1953	0.1342	0.5933	0.2725
2002	1071	5610	0.4950	0.5001	0.0049	732	1794	0.1103	0.5615	0.3282	823	2017	0.1493	0.6012	0.2495
2003	1071	5610	0.4856	0.5091	0.0052	728	1817	0.1115	0.5617	0.3268	830	2064	0.1567	0.6010	0.2423
2004	1071	5610	0.4606	0.5330	0.0064	733	1839	0.1127	0.5744	0.3129	856	2130	0.1676	0.6102	0.2222
2005	1071	5610	0.4546	0.5386	0.0069	740	1853	0.1162	0.5839	0.2999	869	2165	0.1780	0.6154	0.2066
2006	1071	5610	0.3930	0.5986	0.0084	756	1901	0.0977	0.5769	0.3254	942	2322	0.1799	0.6160	0.2041
2007	1071	5610	0.3412	0.6479	0.0109	772	1965	0.0849	0.5885	0.3266	1017	2525	0.1905	0.6325	0.1770
2008	1071	5610	0.2914	0.6964	0.0122	787	2047	0.0795	0.5944	0.3261	1095	2708	0.2119	0.6223	0.1658
2009	1071	5610	0.2662	0.7201	0.0138	786	2080	0.0812	0.6018	0.3170	1135	2778	0.2312	0.6139	0.1549
2010	1071	5610	0.2445	0.7395	0.0160	789	2148	0.0801	0.6221	0.2978	1181	2963	0.2502	0.6140	0.1359
2011	1071	5610	0.2477	0.7361	0.0162	784	2123	0.0933	0.6292	0.2775	1169	2886	0.2733	0.6018	0.1249
2012	1071	5610	0.2506	0.7337	0.0157	783	2120	0.1047	0.6452	0.2501	1164	2864	0.2962	0.5914	0.1124
2013	1071	5610	0.2357	0.7481	0.0162	778	2139	0.0998	0.6499	0.2502	1188	2906	0.3011	0.5870	0.1119
2014	1071	5610	0.2095	0.7744	0.0161	782	2162	0.0882	0.6422	0.2696	1234	2939	0.2937	0.5894	0.1170

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Na rysunku możemy wyróżnić trzy podokresy zmian frakcji gospodarstw domowych należących do klasy środkowej w pierwszym wariacie. W latach 2000-2010 obserwujemy stały wzrost frakcji gospodarstw domowych należących do klasy środkowej, przy czym szczególnie silny w latach 2005-2010. W kolejnych dwóch latach nastąpił nieznaczny spadek wielkości frakcji klasy środkowej. W ostatnich dwóch latach zaznaczył się jednak dalszy, dynamiczny wzrost frakcji klasy środkowej. Rozpatrując cały badany okres stwierdzamy wyraźny wzrost frakcji klasy środkowej w Polsce w wariacie 1. Jej udział w całej populacji gospodarstw domowych zwiększył się z 48,9 proc. w 2000 r. do 77,4 proc. w 2014 r.

Rysunek 4.2. Frakcje klasy środkowej w Polsce w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 4.3.

Kształtowanie się udziału klasy środkowej w całej badanej populacji gospodarstw domowych, przy granicach dochodów tej klasy równym biegunom rozkładu „ubóstwo-bogactwo”, przebiegało dość podobnie jak w pierwszym wariacie. Zasadniczą różnicą, w porównaniu ze zmianami wielkości frakcji środkowej w pierwszym wariacie, była skala tych zmian. Zmiany te były znacznie mniejsze, a udziały klasy środkowej zmieniały się w przedziale o szerokości 11 proc. Wynika to przede wszystkim ze zmian granic klasy środkowej w badanym okresie, podczas gdy w pierwszym z wariantów granice te są stałe.

Wzrost wartości dolnej granicy klasy środkowej, czyli średnich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych „ubogich”, był w badanym okresie co prawda nieznaczny (z 738 zł do 782 zł), ale górna wartość granicy klasy środkowej wzrosła już w tym okresie o ponad 400 zł w ujęciu realnym (z 1757 zł do 2162 zł). Świadczy to o znaczącym wzroście przeciętnych realnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych należących do klasy „bogaty” (o przeciętnym wzroście zamożności tej klasy).

W latach 2000-2005 obserwujemy stały, nieznaczny wzrost frakcji klasy środkowej, przerwany nieznacznym jej spadkiem w 2006 r. W kolejnych latach ponownie nastąpił stały wzrost frakcji klasy środkowej, który zakończył się niewielkim spadkiem wielkości tej frakcji w ostatnim roku badania. W całym badanym okresie frakcja klasy środkowej zwiększyła się z 53,6 proc. w 2000 r. do 64,2 proc. w 2014 r.

Zmiany frakcji klasy środkowej, przy jej granicach przyjętych jako średnie dochody ekwiwalentne podpopulacji gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych poniżej i powyżej średnich dochodów ekwiwalentnych całej populacji, mają odmienny przebieg niż w poprzednio omawianych wariantach. Wynika to, podobnie jak w przypadku wariantu drugiego, ze zmienności granic klasy środkowej w badanym okresie. Jednakże wartości tych granic rosły znacząco szybciej niż w wariacie drugim. Wartość dolnej granicy klasy środkowej wzrosła w tym okresie o ponad 400 zł (z 821 zł do 1234 zł), a wartość górnej aż o prawie 1000 zł w ujęciu realnym (z 1966 zł do 2939 zł). W przebiegu wykresu frakcji gospodarstw domowych należących do klasy środkowej w wariacie trzecim można w latach 2000-2014 wyróżnić wyraźnie dwie fazy. W latach 2000-2007 obserwujemy trend wzrostowy wielkości tej frakcji, a w kolejnych latach trend spadkowy. Trend spadkowy zakończył się dopiero w ostatnim roku badania, w którym obserwujemy wzrost wielkości frakcji środkowej w 2014 r. w stosunku do roku poprzedniego. W badanym okresie 2000-2014 frakcja klasy środkowej nie uległa w zasadzie zmianom.

Przyczynami rozbieżności pomiędzy skalą zmian wielkości frakcji środkowej w latach 2000-2014, w poszczególnych wariantach zasad ustalania granic klasy środkowej, są zarówno różne szerokości klas w poszczególnych wariantach oraz zmienność granic klas w badanych latach w przypadku wariantu drugiego i trzeciego, jak i sposób usytuowania klasy środkowej w obserwowanym rozkładzie dochodów.

W sytuacji gdy występuje proces polaryzacji ekonomicznej, rozumianej jako proces zanikania klasy środkowej, zasadne jest pytanie, do której z dwóch pozostałych klas następuje większy przepływ gospodarstw domowych. Także w sytuacji wzrostu udziału klasy środkowej w badanej populacji, czyli przy zachodzeniu procesu konwergencji dochodowej

interesująca jest odpowiedź na pytanie, z której z pozostałych klas następują większe przepływy gospodarstw domowych do klasy środkowej.

W analizie skoncentrujemy się na wariancie pierwszym, w którym granice klasy środkowej w latach 2000-2014 były stałe. W całym badanym okresie, poza latami 2011 i 2012, następował większy przepływ gospodarstw domowych do klasy środkowej niż odpływ tych gospodarstw z klasy środkowej (tabela 4.4). Wyraźnie największe przepływy do klasy środkowej obserwujemy w latach 2006-2008 (wzrost frakcji gospodarstw domowych w klasie środkowej od prawie 5 do 6 punktów procentowych). Wzrost frakcji klasy środkowej odbywał się przy tym kosztem spadku frakcji gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych poniżej minimum socjalnego. Jedynie w 2011 r. i w 2014 r. frakcja klasy środkowej zwiększyła się także nieznacznie na skutek przyływu do niej gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych powyżej minimum socjalnego¹⁹. W badanym okresie obserwujemy jednocześnie wzrost frakcji gospodarstw domowych w wyższej klasie dochodowej, poza latami 2001, 2012 i 2014.

Tabela 4.4. Przepływy gospodarstw domowych pomiędzy klasami w Polsce w latach 2000-2014. Wariant 1.

Rok	Bilans przepływów pomiędzy klasami		
	$\Delta w_1 = w_1^t - w_1^{t-1}$	$\Delta w_2 = w_2^t - w_2^{t-1}$	$\Delta w_3 = w_3^t - w_3^{t-1}$
2001	-0.0082	0.0090	-0.0008
2002	-0.0034	0.0022	0.0012
2003	-0.0094	0.0091	0.0004
2004	-0.0250	0.0238	0.0012
2005	-0.0060	0.0056	0.0004
2006	-0.0615	0.0600	0.0016
2007	-0.0519	0.0494	0.0025
2008	-0.0498	0.0484	0.0014
2009	-0.0253	0.0237	0.0015
2010	-0.0217	0.0195	0.0022
2011	0.0032	-0.0035	0.0002
2012	0.0028	-0.0023	-0.0005

¹⁹ Może się oczywiście zdarzyć, że przepływy gospodarstw domowych odbywają się nie tylko pomiędzy sąsiednimi klasami. Są one jednak znacznie rzadsze niż przepływy pomiędzy sąsiednimi klasami.

2013	-0.0148	0.0143	0.0005
2014	-0.0262	0.0264	-0.0001

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

4.4. Polaryzacja dochodowa w Polsce w latach 2000-2014

4.4.1. Polaryzacja dochodowa w świetle indeksów Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray

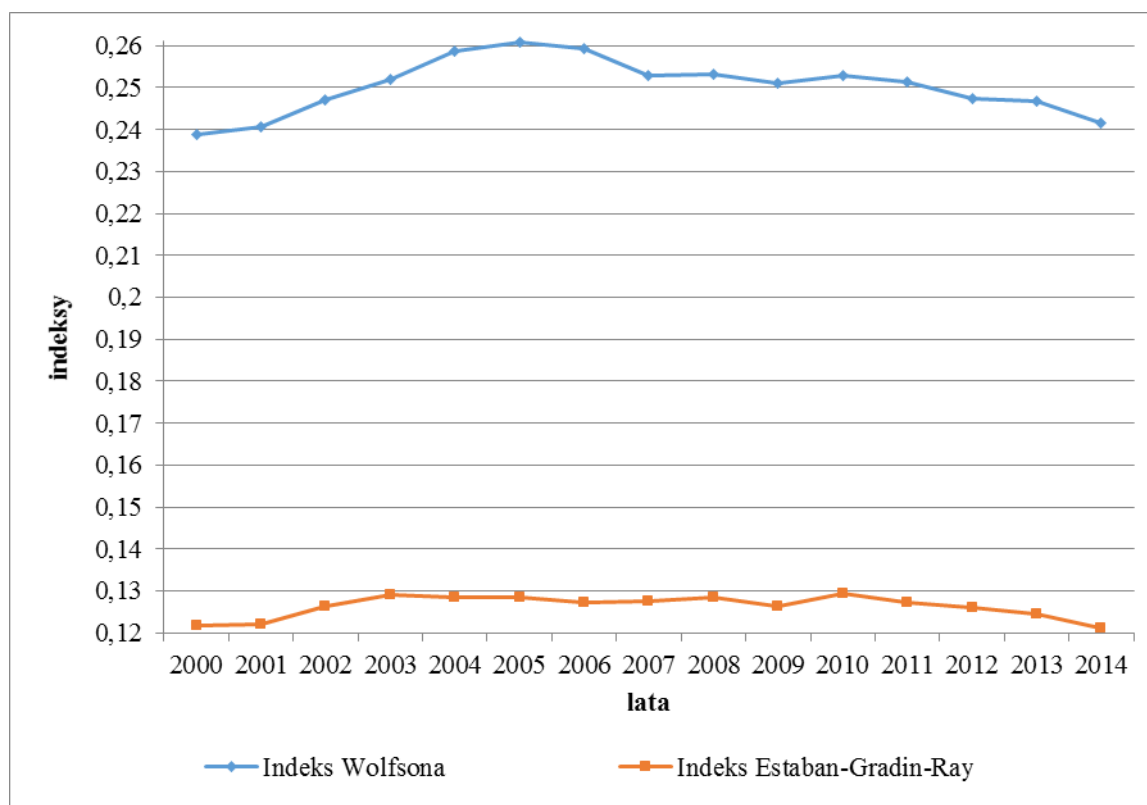
Proces bipolaryzacji dochodowej w Polsce został w pierwszym etapie przeanalizowany za pomocą indeksu Wolfsona (W) zdefiniowanego wzorem (3.20) oraz indeksu EGR opisanego wzorem (3.15), tzn. przyjmując wartość parametrów α i β równe 1 we wzorze (3.11). Wartości powyższych indeksów zostały zamieszczone w tabeli 4.5, a ich wykresy na rysunku 4.3.

Tabela 4.5. Indeksy polaryzacji Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray dla rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.

Rok	Indeks Wolfsona W	Indeks Estaban-Gradin-Ray EGR
2000	0.2389	0.1216
2001	0.2408	0.1220
2002	0.2471	0.1262
2003	0.2519	0.1290
2004	0.2587	0.1284
2005	0.2608	0.1284
2006	0.2594	0.1273
2007	0.2528	0.1275
2008	0.2532	0.1285
2009	0.2511	0.1264
2010	0.2528	0.1293
2011	0.2512	0.1273
2012	0.2474	0.1260
2013	0.2468	0.1245
2014	0.2415	0.1212

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Rysunek 4.3. Indeksy polaryzacji Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray dla rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2016.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 4.5.

Oba indeksy wskazują na podobne, chociaż nie identyczne, trendy zmian stopnia polaryzacji dochodowej w Polsce w latach 2000-2014. Na zmiany stopnia polaryzacji dochodowej w tym okresie wskazuje przy tym wyraźniej indeks Wolfsona niż indeks *EGR*. W pierwszym podokresie lat 2000-2014 obserwujemy wyraźny wzrost polaryzacji dochodowej. W przypadku indeksu Wolfsona wzrost ten trwał do 2005 r., a indeksu *EGR* do 2003 r. W kolejnych latach zaznaczył się w zasadzie trend spadkowy polaryzacji dochodowej w Polsce, szczególnie wyraźny od 2011 r. Trend ten był zakłócany krótkimi okresami wzrostu polaryzacji w 2008 r. (w przypadku wskazań przez indeks *EGR* także w 2009 r.) i 2010 r. Ostatecznie indeks *W* wskazuje na nieznaczny wzrost stopnia polaryzacji dochodowej w Polsce w badanym okresie (wzrost wartości indeksu o ponad 1 proc.) a indeks *EGR* na w zasadzie brak zmian.

Należy zwrócić uwagę na podobieństwo zmian procesu polaryzacji w Polsce do zmian nierówności. Po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej następuje w zasadzie odwrócenie rosnących trendów tych zjawisk i spadek zarówno stopnia polaryzacji dochodowej jak i nierówności dochodowych²⁰. Nie można jednak na tej podstawie rozstrzygnąć w jakim stopniu wpływ na te zjawiska miała akcesja Polski do UE.

4.4.2. Polaryzacja dochodowa opisana indeksami Kota

Stopień polaryzacji dochodów gospodarstw domowych w Polsce został w kolejnym etapie badania zanalizowany względem rozkładu odniesienia najbliższego (indeks 3.25) oraz rozkładu odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo” (indeks 3.27). Opis zjawiska polaryzacji za pomocą indeksów Kota został uzupełniony informacjami dotyczącymi wartości biegunów bipolarnych rozkładów odniesienia.

Należy zwrócić uwagę, że postać rozkładu bipolarnego „ubóstwo-bogactwo” zależy od wyboru granicy ubóstwa, która determinuje zarówno wartości obu biegunów rozkładu jak i przyporządkowane im masy prawdopodobieństwa. Granica ta została ustalona w formie absolutnej, co oznacza, że nie zależy ona od nierówności rozkładu dochodów oraz jest stała w czasie.

Bipolarne rozkłady odniesienia oraz odpowiadające im wartości indeksów Kota przedstawiono w tabelach 4.6 i 4.7 a wartości indeksów Kota także na rysunku 4.4. Skala zmian stopnia polaryzacji dochodowej w Polsce w latach 2000-2014, przy przyjęciu jako rozkładu odniesienia bipolarnego rozkładu najbliższego, jest nieznaczna w porównaniu z sytuacją gdy rozkładem odniesienia jest rozkład typu „ubóstwo-bogactwo”.

W przypadku oceny procesu polaryzacji, przy przyjęciu jako rozkładu odniesienia bipolarnego rozkładu najbliższego, możemy wyróżnić dwa zasadnicze podokresy przebiegu tego procesu. W latach 2000-2003 obserwujemy wzrost stopnia polaryzacji dochodowej w Polsce. W drugim podokresie analizy zaznaczył się w zasadzie trend spadkowy polaryzacji, zakłócany jednakże nieznacznym wzrostem polaryzacji w latach 2006, 2008 i 2014. Ostatecznie stopień polaryzacji dochodowej w 2014 r. w porównaniu z 2000 r. nie uległ zmianom.

²⁰ W analizach empirycznych dotyczących Polski uwzględniono dodatkowo podział badanego okresu 2000-2014 na dwa podokresy, tj. 2000-2005 i 2006-2014. Przyjeliśmy, że dopiero od 2006 r. mógł być w większym stopniu widoczny wpływ akcesji Polski do Unii Europejskiej na stopień polaryzacji ekonomicznej. Ponadto drugi z okresów jest wtedy zgodny z okresem przyjętym w analizach procesu polaryzacji w Unii Europejskiej.

Zmiany wartości indeksu Kota, gdy przyjmiemy jako rozkład odniesienia bipolarny rozkład typu „ubóstwo-bogactwo”, wskazują na wyraźny spadek polaryzacji dochodowej w Polsce w badanym okresie. Zakłócenia w tym spadkowym trendzie obserwujemy wyłącznie w latach 2001 oraz 2011-2012. Ten drugi z okresów związany jest ze spadkiem tempa wzrostu gospodarczego w Polsce.

Tabela 4.6. Bipolarny rozkład odniesienia najbliższy i indeks polaryzacji Kota dla rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.

Rok	Bieguny		Prawdopodobieństwa		Indeks Kota <i>K</i>
	x_1	x_2	p_1	p_2	
2000	821	1966	0.6336	0.3664	0.6980
2001	820	1953	0.6223	0.3777	0.7002
2002	823	2017	0.6271	0.3729	0.7009
2003	830	2064	0.6282	0.3718	0.7025
2004	856	2130	0.6287	0.3713	0.7013
2005	869	2165	0.6316	0.3684	0.7011
2006	942	2322	0.6312	0.3688	0.7017
2007	1017	2525	0.6413	0.3587	0.7007
2008	1095	2708	0.6374	0.3626	0.7038
2009	1135	2778	0.6345	0.3655	0.7023
2010	1181	2963	0.6440	0.3560	0.7016
2011	1169	2886	0.6376	0.3624	0.7015
2012	1164	2864	0.6348	0.3652	0.6996
2013	1188	2906	0.6333	0.3667	0.6979
2014	1234	2939	0.6253	0.3747	0.6986

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

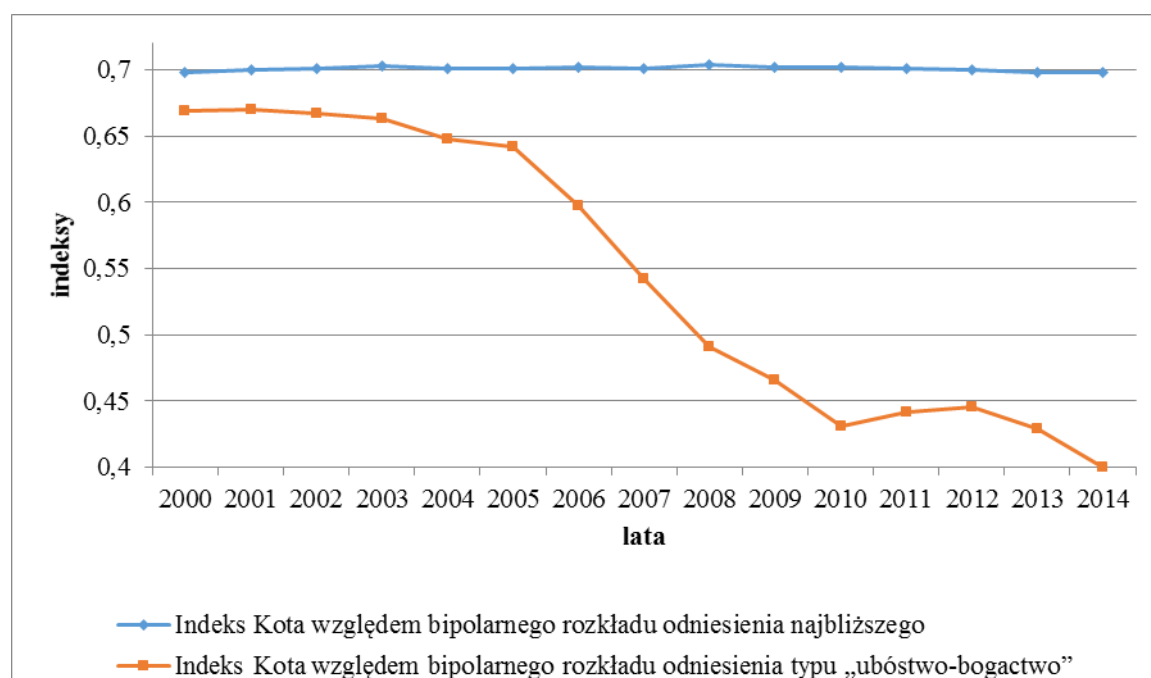
Tabela 4.7. Bipolarny rozkład odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo” i indeks polaryzacji Kota dla rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.

Rok	Bieguny		Prawdopodobieństwa		Indeks Kota <i>K</i>
	x_1	x_2	p_1	p_2	
2000	738	1757	0.5067	0.4933	0.6686
2001	737	1757	0.4985	0.5015	0.6705

2002	732	1794	0.4950	0.5050	0.6670
2003	728	1817	0.4856	0.5144	0.6629
2004	733	1839	0.4606	0.5394	0.6476
2005	740	1853	0.4546	0.5454	0.6418
2006	756	1901	0.3930	0.6070	0.5971
2007	772	1965	0.3412	0.6588	0.5421
2008	787	2047	0.2914	0.7086	0.4912
2009	786	2080	0.2662	0.7338	0.4661
2010	789	2148	0.2445	0.7555	0.4312
2011	784	2123	0.2477	0.7523	0.4412
2012	783	2120	0.2506	0.7494	0.4456
2013	778	2139	0.2357	0.7643	0.4289
2014	782	2162	0.2095	0.7905	0.4000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Rysunek 4.4. Indeksy polaryzacji Kota dla rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.

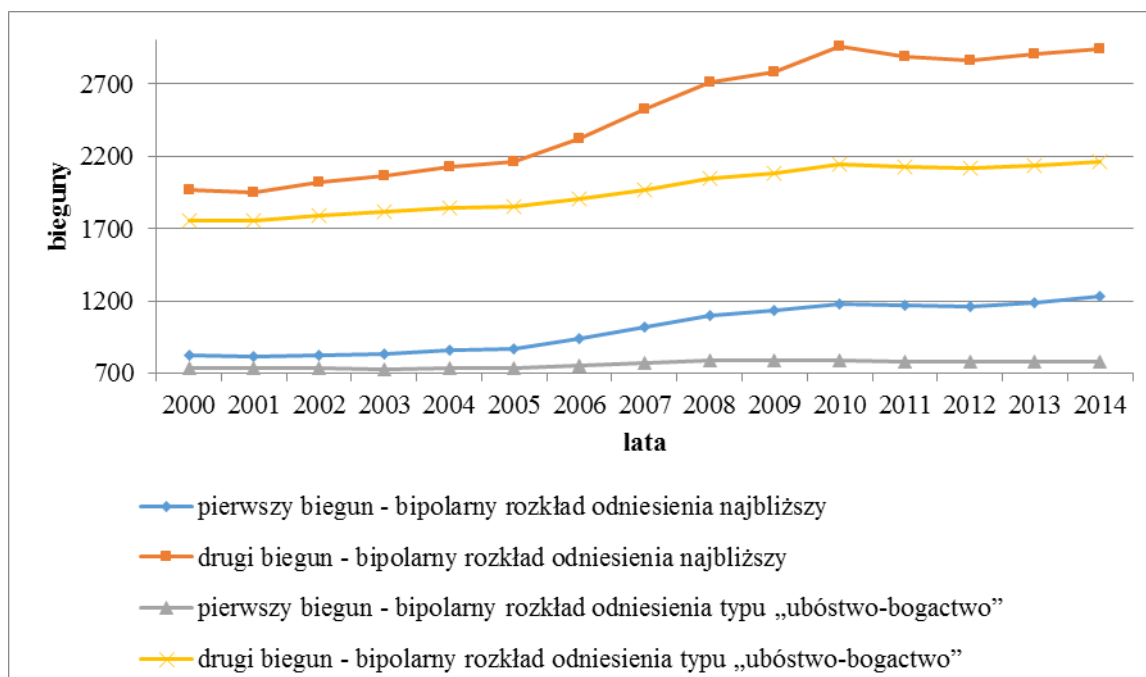


Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Wartości biegunów bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego jak i typu „ubóstwo-bogactwo” wykazują w analizowanym okresie tendencję wzrostową (tabele 4.6 i 4.7 oraz

rysunek 4.5). Wzrost ten jest przy tym silniejszy w przypadku biegunów rozkładu „ubóstwo-bogactwo”. W przypadku przyjęcia jako rozkładu odniesienia bipolarnego układu najbliższego do grupy gospodarstw domowych mniej zamożnych należą gospodarstwa o dochodach ekwiwalentnych mniejszych niż średnie dochody ekwiwalentne całej badanej populacji gospodarstw, a do grupy gospodarstw domowych zamożniejszych gospodarstwa o dochodach ekwiwalentnych wyższych niż średnie dochody ekwiwalentne całej badanej populacji. Natomiast gdy przyjmujemy jako rozkład odniesienia rozkład typu „ubóstwo-bogactwo” gospodarstwami mniej zamożnymi są gospodarstwa o dochodach ekwiwalentnych mniejszych niż minimum socjalne a gospodarstwami domowymi bardziej zamożnymi gospodarstwa o dochodach ekwiwalentnych wyższych niż minimum socjalne. Tym samym wzrost wartości biegunów rozkładów odniesienia potwierdza wzrost przeciętnego poziomu zamożności zarówno grupy gospodarstw domowych mniej zamożnych jak i grupy gospodarstw domowych bardziej zamożnych (rozkład odniesienia najbliższy) oraz zarówno grupy gospodarstw domowych „ubogich” jak i grupy gospodarstw domowych „bogaty”.

Rysunek 4.5. Bieguny bipolarnych rozkładów najbliższego i typu „ubóstwo-bogactwo” dla rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.

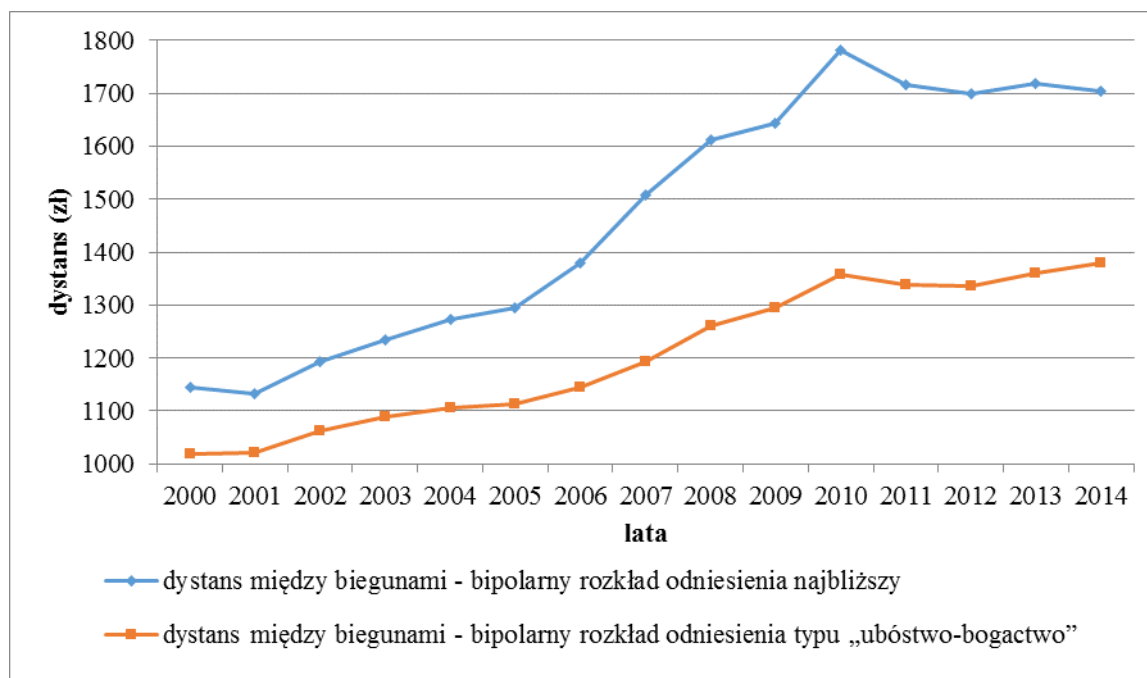


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 4.6 i 4.7.

Na rysunku 4.6 przedstawiono zmiany dystansu pomiędzy biegunami rozważanych bipolarnych rozkładów odniesienia. Zmiany tego dystansu w czasie są bardzo podobne dla obu rozkładach odniesienia. Dla obu rozkładów obserwujemy też zdecydowaną przewagę trendu wzrostowego tych dystansów. Wartości biegunów dolnych rozkładów odniesienia rosły wolniej niż biegunów górnych. Świadczy to o tym, że w badanym okresie następował szybszy wzrost przeciętnego poziomu zamożności gospodarstw domowych bardziej zamożnych niż mniej zamożnych oraz należących do grupy gospodarstw domowych „bogatyh” niż należących do grupy gospodarstw „ubogich”.

Wzrost dystansu pomiędzy biegunami bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego był przy tym znacznie szybszy niż pomiędzy biegunami bipolarnego rozkładu odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo”. Dystans pomiędzy biegunami bipolarnego rozkładu odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo” zwiększył się w badanym okresie o 360 zł a pomiędzy biegunami badanego rozkładu odniesienia najbliższego o 560 zł. Oznacza to, że różnica pomiędzy średnimi dochodami ekwiwalentnymi gospodarstw domowych bardziej zamożnych i mniej zamożnych zwiększała się wolniej niż pomiędzy średnimi dochodami ekwiwalentnymi podpopulacji gospodarstw domowych „bogatyh” i podpopulacji gospodarstw domowych „ubogich”. Szczególnie silny wzrost dystansu pomiędzy biegunami wystąpił w latach 2002 oraz 2010. Natomiast znaczący spadek tych dystansów nastąpił wyłącznie w latach 2001, 2011 i 2012.

Rysunek 4.6. Dystans między biegunami bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego oraz biegunami bipolarnego rozkładu typu „ubóstwo-bogactwo” w Polsce w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 4.6 i 4.7.

4.4.3. Polaryzacja dochodowa mierzona indeksem Morris-Bernhardt-Handcock

Przy pomiarze polaryzacji dochodowej w Polsce za pomocą indeksu Morris-Bernhardt-Handcock (*MBH*) przyjęto podział badanej populacji gospodarstw domowych na grupy decylowe. Innymi słowy analizowano zmiany liczebności grup decylowych gospodarstw domowych ustalonych dla roku stanowiącego podstawę porównań w roku badanym za pomocą indeksu *MBH* zdefiniowanego wzorem 3.38, w którym $i=10$.

Analizie poddano zarówno proces polaryzacji w całym badanym okresie, tj. latach 2000-2014, jak i dla lat 2000-2005 oraz dla lat 2006-2014. Ponadto dokonano oceny, dla wszystkich wyróżnionych okresów, procesu polaryzacji dochodowej oddzielnie dla górnej i dolnej części rozkładu rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych (powyżej oraz poniżej mediany rozkładu dochodów gospodarstw domowych). Wartości indeksu *MBH* dla wszystkich wariantów analizy zawiera tabela 4.8.

Tabela 4.8. Indeksy polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock dla rozkładu miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014.

Indeks	Indeks Morris-Bernhardt-Handcock		
	2000-2014	2000-2005	2006-2014
MBH <i>p=10</i>	0.0069	0.0401	-0.0255
MBH⁻ <i>P=10</i>	0.0068	0.0388	-0.0215
MBH⁺ <i>p=10</i>	0.0071	0.0413	-0.0295

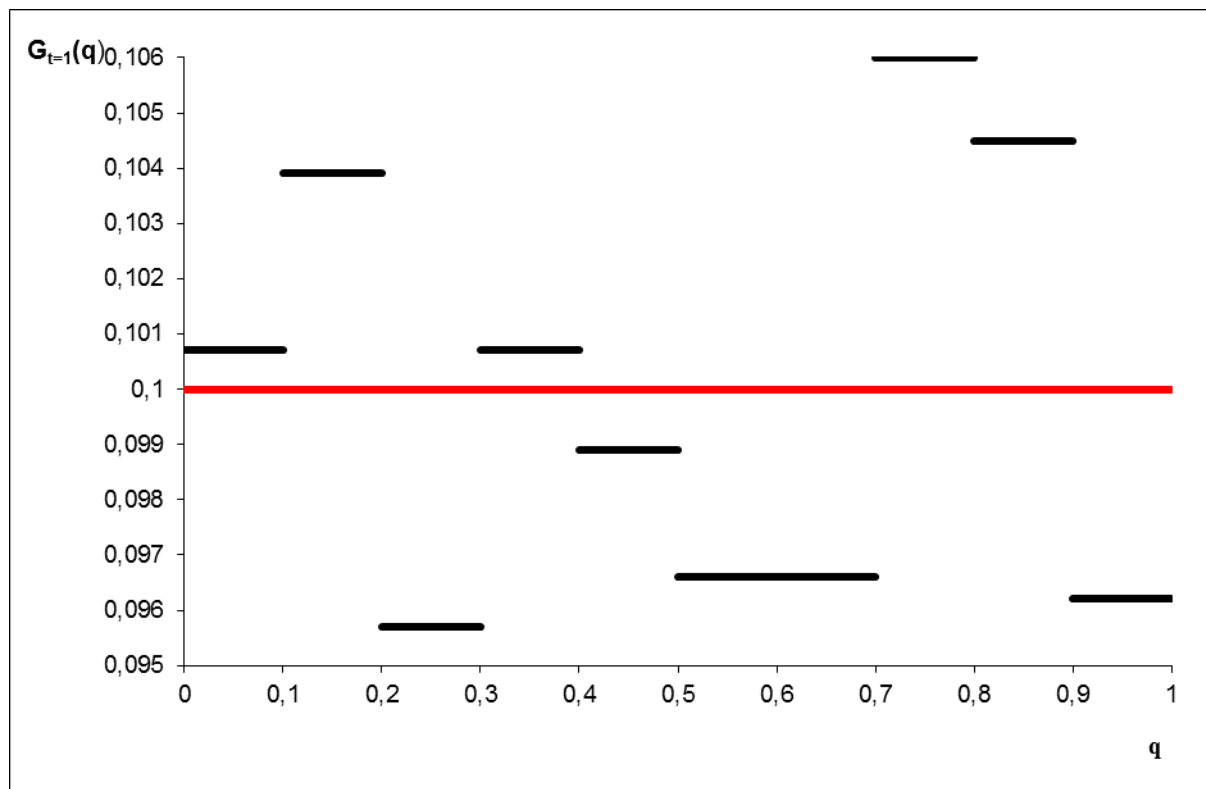
Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

W całym badanym okresie 2000-2014 nastąpił nieznaczny wzrost stopnia polaryzacji dochodowej nie tylko rozpatrując cały rozkład dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych ale także dla górnej i dolnej części rozkładu dochodów ekwiwalentnych, o podobnej sile. Zdecydowanie niepożądana jest przy tym polaryzacja w dolnej części rozkładu, świadcząca o zwiększeniu się liczebności gospodarstw domowych w 2014 r. w dolnych grupach decylowych rozkładu dochodów z 2000 r., czyli o relatywnym zubożeniu dolnej grupy gospodarstw domowych. Jednocześnie zwiększyły się także liczebności gospodarstw domowych w górnych grupach decylowych co z kolei jest zjawiskiem pozytywnym i świadczy o wzroście poziomu zamożności grupy gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych wyższych od mediany rozkładu dochodów ekwiwalentnych w 2000 r. Na powyższe zmiany miała wpływ silna polaryzacja dochodowa zaobserwowana dla okresu 2000-2005. Polaryzacja ta była przy tym silniejsza dla grupy gospodarstw domowych należących do grupy zamożnej – liczebności decyli w górnej części rozkładu zwiększyły się przeciętnie bardziej niż w dolnej części rozkładu. W latach 2006-2014 nastąpiło zjawisko konwergencji. Było ono przy tym silniejsze dla grupy gospodarstw o dochodach ekwiwalentnych należących do wyższych grup decylowych w 2000 r. niż dla grup gospodarstw należących w tym roku do niższych grup decylowych.

Obserwacje zmian liczebności gospodarstw domowych w poszczególnych grupach decylowych w latach 2000-2014 umożliwia analiza rysunku 4.7. Wartości dystrybuanty relatywnych rozkładów dochodów ekwiwalentnych ($G_{t=1}(q)$) dla kolejnych decyli są odsetkami gospodarstw domowych z danej grupy decylowej w 2000 r. w roku 2014. W sytuacji gdy są one równe 0,1 oznacza to brak zmian odsetka gospodarstw domowych w danej

grupie decylowej z roku 2000 w roku 2014. Wartości powyżej 0,1 oznaczają wzrost odsetka gospodarstw domowych w danej grupie decylowej, a poniżej 0,1 spadek tego odsetka.

Rysunek 4.7. Względny rozkład miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w Polsce.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badania budżetów gospodarstw domowych.

Zmiany liczebności grup decylowych gospodarstw domowych z 2000 r. w roku 2014 nie były zbyt duże i nie przekraczały 11% liczebności grupy decylowej. W przypadku dolnej części rozkładu dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych obserwujemy wzrost liczebności trzech grup decylowych z 2000 r. w 2014 r., w tym dwóch skrajnych. Natomiast w górnej części rozkładu nastąpił w 2014 r. wzrost liczebności grup decylowych gospodarstw domowych z 2000 r. w 8. i 9. grupie decylowej i spadek tych liczebności w trzech pozostałych grupach.

5. Polaryzacja dochodowa w Polsce w układzie wojewódzkim

5.1. Charakterystyka danych

Analiza polaryzacji dochodowej w Polsce w układzie międzywojewódzkim w latach 2000-2012 bazuje, podobnie jak analiza polaryzacji dochodowej w skali ogólnokrajowej, na wynikach badań budżetów gospodarstw domowych GUS. Opiera się ona na analizie zmian w rozkładzie przeciętnych miesięcznych wojewódzkich ekwiwalentnych dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych wyrażanych w cenach stałych z 2014 r. Dochody te były obliczane jako średnia arytmetyczna ważona z dochodów gospodarstw domowych w tych województwach.

5.2. Charakterystyka wojewódzkich rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014

Wartości statystyk opisowych rozkładów przeciętnych wojewódzkich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014 zostały przedstawione w tabeli 5.1. W latach 2000-2014 następował stały wzrost przeciętnych wojewódzkich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych. Wskazuje na to zarówno wzrost wartości średniej arytmetycznej jak i wartości mediany rozkładu przeciętnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych według województw. Jedynie w latach 2011-2012 nastąpiły spadki przeciętnych wojewódzkich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych. W ostatnich dwóch latach obserwujemy ponownie wzrost tych dochodów. Średnia wartość przeciętnych wojewódzkich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych wzrosła w badanym okresie w ujęciu realnym o prawie 600 zł (wzrost o ponad 50 proc.) a wartość mediany o przeszło 500 zł (o prawie 45 proc.).

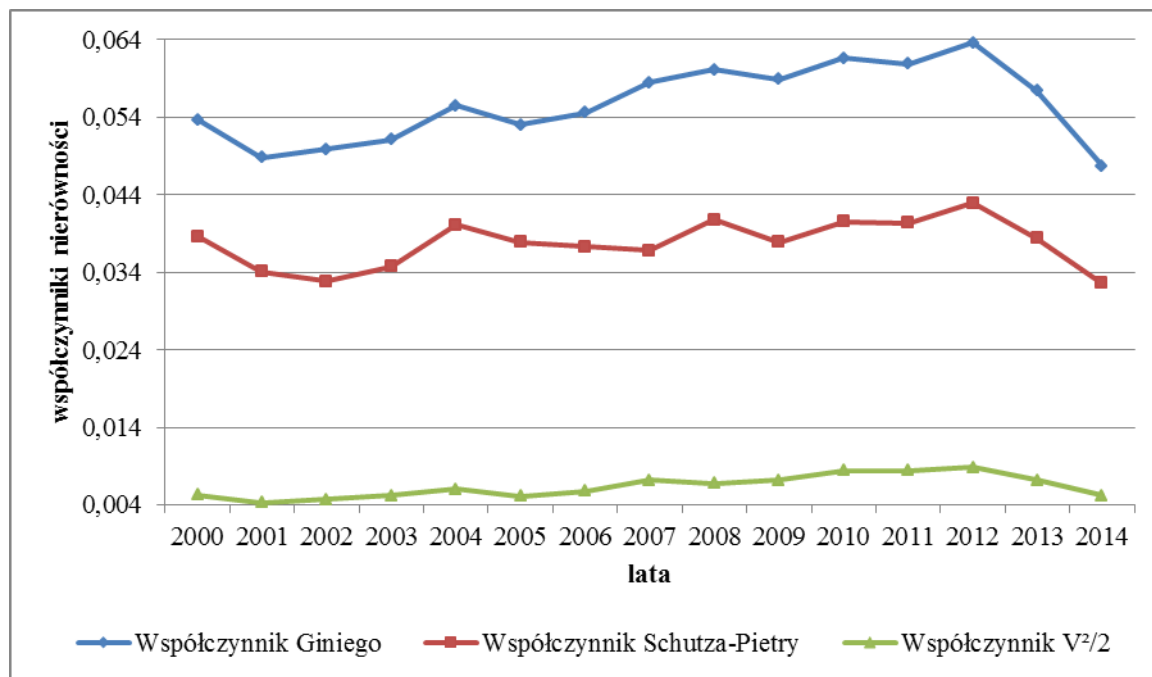
Przeciętne wojewódzkie dochody ekwiwalentne gospodarstw domowych były słabo zróżnicowane między województwami. Rozkład przeciętnych wojewódzkich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych charakteryzuje się asymetrią dodatnią we wszystkich badanych latach. Oznacza to przewagę liczebności województw o przeciętnych dochodach ekwiwalentnych gospodarstw domowych niższych od średniej wojewódzkiej nad liczebnością województw o przeciętnych dochodach gospodarstw domowych wyższych od średniej wojewódzkiej. Siła tej asymetrii wyraźnie wzrosła w latach 2010-2014, przy czym największa była w ostatnim roku badania.

Tabela 5.1. Statystyki rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014 (ceny stałe, 2014=100).

Rok	Średnia (w zł)	Mediana (w zł)	Odchylenie standardowe	Klasyczny współczynnik zmienności	Klasyczny współczynnik asymetrii
2000	1186	1201	123	0.1034	0.5749
2001	1200	1206	111	0.0927	0.5591
2002	1224	1221	119	0.0970	0.7588
2003	1238	1236	126	0.1017	1.0734
2004	1268	1278	139	0.1095	1.0808
2005	1291	1302	130	0.1009	0.6795
2006	1391	1387	150	0.1075	0.9500
2007	1488	1487	179	0.1200	1.0522
2008	1606	1615	188	0.1169	0.8543
2009	1657	1655	199	0.1202	1.0077
2010	1725	1701	224	0.1296	1.4748
2011	1699	1670	220	0.1294	1.5341
2012	1689	1658	225	0.1329	1.4958
2013	1719	1700	206	0.1198	1.4784
2014	1780	1739	182	0.1025	1.6218

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Rysunek 5.1. Nierówności rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Międzywojewódzkie nierówności dochodowe w latach 2000-2014, mierzone dwoma pierwszymi współczynnikami nierówności, opartymi na analizie odchylenia rozkładu dochodów od rozkładu egalitarnego, wskazują na bardzo niewielką skalę tych nierówności w porównaniu z nierównościami dochodowymi mierzonymi w skali ogólnokrajowej (tabele 4.2 i 5.2). Największe nierówności międzywojewódzkie rozkładu dochodów gospodarstw domowych obserwujemy w latach 2008-2012, przy czym w ostatnim z tych lat omawiane dwa współczynniki nierówności osiągnęły najwyższą wartość (rysunek 5.1). W ostatnich dwóch latach badania nastąpił znaczny spadek międzywojewódzkich nierówności dochodowych. W 2014 r. oba wskaźniki nierówności osiągnęły najniższą wartość w całym badanym okresie. Wartości tych współczynników były przy tym znacząco niższe niż w 2000 r.

Podobne tendencje zmian obserwujemy w przypadku trzeciego ze wskaźników nierówności, bazującego na ocenie odchylenia dochodów od wartości średniej dochodów. Skala tych nierówności jest jednak wielokrotnie niższa w przypadku operowania wskaźnikami opierającymi się na funkcji Lorenza. Ponadto wartość trzeciego ze wskaźników nierówności nie uległa zmianie w 2014 r. w porównaniu z 2000 r.

Tabela 5.2. Miary nierówności rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.

Rok	Współczynnik Giniego G	Współczynnik Schutza-Pietry SP	Współczynnik $V^2/2$
2000	0.0537	0.0386	0.0053
2001	0.0488	0.0341	0.0043
2002	0.0499	0.0328	0.0047
2003	0.0511	0.0347	0.0052
2004	0.0555	0.0401	0.0060
2005	0.0530	0.0379	0.0051
2006	0.0546	0.0373	0.0058
2007	0.0585	0.0368	0.0072
2008	0.0601	0.0408	0.0068
2009	0.0589	0.0379	0.0072
2010	0.0616	0.0405	0.0084
2011	0.0609	0.0404	0.0084
2012	0.0636	0.0429	0.0088
2013	0.0574	0.0384	0.0072
2014	0.0477	0.0326	0.0052

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

5.3. Zanikanie klasy środkowej województw

Analogicznie do analizy zanikania klasy środkowej gospodarstw domowych w Polsce przeprowadzono analizę zanikania klasy środkowej województw, gdzie jednostkami obserwacji są województwa. W analizie zostały przyjęte następujące warianty ustalania granic klasy środkowej województw:

- wariant 1. Jako dolną granicę g_1 dochodów klasy środkowej województw przyjęto 0,9 wartości mediany rozkładu średnich wojewódzkich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych, natomiast górną granicą g_2 było 1,1 wartości mediany tego rozkładu²¹,
- wariant 2. Jako granicę dochodów g_1 i g_2 klasy środkowej województw przyjęto bieguny bipolarnego rozkładu typu „ubóstwo-bogactwo” (3.26), w którym biegun g_1 jest równy

²¹ Ustalenie granicy typu absolutnego klasy środkowej województw nie ma uzasadnienia merytorycznego, stąd operowanie granicami o charakterze stosunkowym.

0,9 wartości mediany rozkładu średnich wojewódzkich dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych,

- wariant 3. Jako granice dochodów g_1 i g_2 klasy środkowej województw przyjęto bieguny bipolarnego rozkładu najbliższego (3.24).

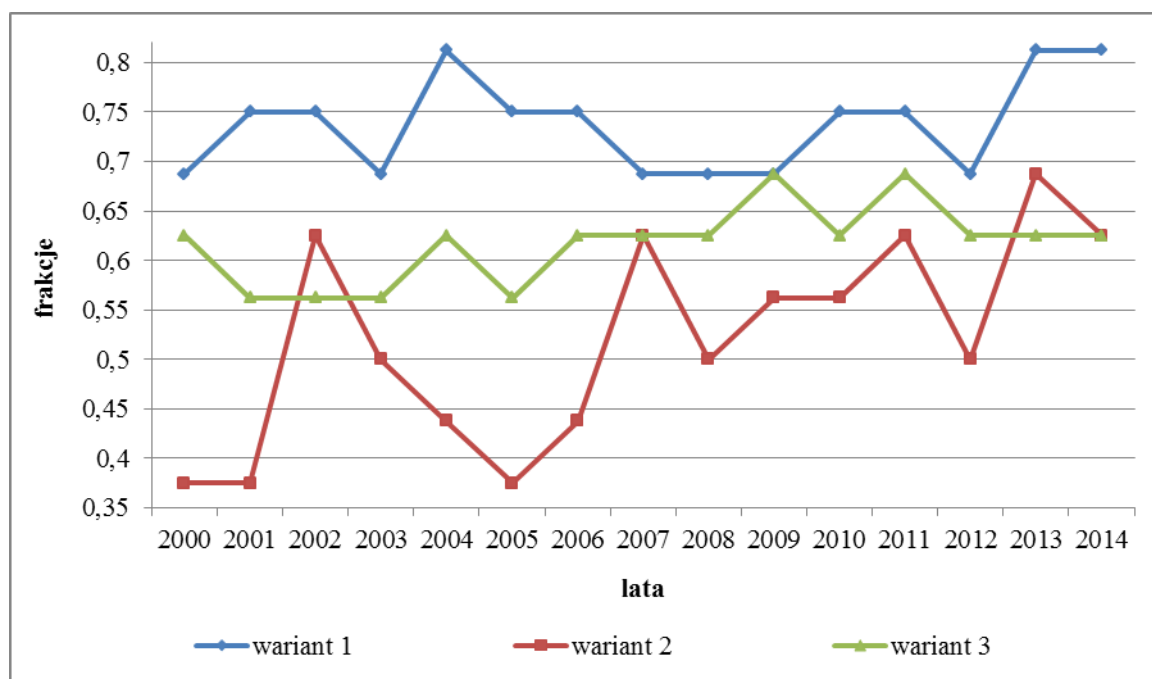
Granice klas środkowych oraz frakcje województw w każdej z ustalonych klas zawiera tabela 5.3. Natomiast wykresy frakcji klasy środkowej dla wszystkich trzech wariantów ustalania jej klas przedstawiono na rysunku 5.2.

W pierwszym wariantcie wielkości frakcji środkowej województw oscylują w latach 2000-2014 w paśmie od 69 proc. do 81 proc. Najmniejsze frakcje występowały w latach 2000, 2003, 2007-2009 i 2012 (69 proc., czyli 11 województw znajdowało się w klasie środkowej), a największe w 2004 r. oraz w latach 2013-2014 (81 proc., czyli 13 województw znajdowało się w klasie środkowej). Na podstawie powyższego trendu można stwierdzić, że w Polsce obserwujemy powiększenie się klasy środkowej województw, tj. liczności województw, których przeciętne dochody ekwiwalentne gospodarstw domowych nie różnią się od średniej tych dochodów z dochodów wszystkich województw o więcej niż 1,1 mediany tej średniej. Frakcja klasy środkowej wzrosła w badanym okresie z 69 proc. do 81 proc.

Tabela 5.3. Granice klasy środkowej województw i frakcje województw w klasach w latach 2000-2014.

Rok	Wariant 1					Wariant 2					Wariant 3				
	granice klas (w zł)		frakcje			granice klas (w zł)		frakcje			granice klas (w zł)		frakcje		
	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3
2000	1547.5	1891.4	0.2500	0.6875	0.0625	1548	1748	0.2500	0.3750	0.3750	1523	1803	0.1875	0.6250	0.1875
2001	1472.6	1799.8	0.1875	0.7500	0.0625	1473	1664	0.1875	0.3750	0.4375	1502	1727	0.2500	0.5625	0.1875
2002	1462.9	1788.0	0.1250	0.7500	0.1250	1463	1654	0.1250	0.6250	0.2500	1535	1753	0.3125	0.5625	0.1250
2003	1469.2	1795.6	0.1875	0.6875	0.1250	1469	1673	0.1875	0.5000	0.3125	1521	1748	0.3125	0.5625	0.1250
2004	1467.7	1793.9	0.1250	0.8125	0.0625	1468	1640	0.1250	0.4375	0.4375	1470	1733	0.1875	0.6250	0.1875
2005	1465.0	1790.6	0.1875	0.7500	0.0625	1465	1648	0.1875	0.3750	0.4375	1474	1722	0.2500	0.5625	0.1875
2006	1545.1	1888.5	0.1250	0.7500	0.1250	1545	1746	0.1250	0.4375	0.4375	1593	1850	0.2500	0.6250	0.1250
2007	1615.6	1974.6	0.1875	0.6875	0.1250	1616	1839	0.1875	0.6250	0.1875	1665	1930	0.2500	0.6250	0.1250
2008	1684.8	2059.2	0.1875	0.6875	0.1250	1685	1902	0.1875	0.5000	0.3125	1688	1996	0.1875	0.6250	0.1875
2009	1667.7	2038.3	0.1875	0.6875	0.1250	1668	1898	0.1875	0.5625	0.2500	1714	1995	0.1875	0.6875	0.1250
2010	1670.7	2041.9	0.1250	0.7500	0.1250	1671	1913	0.1250	0.5625	0.3125	1748	2057	0.2500	0.6250	0.1250
2011	1572.2	1921.5	0.1250	0.7500	0.1250	1572	1807	0.1250	0.6250	0.2500	1673	2007	0.2500	0.6875	0.0625
2012	1505.7	1840.3	0.1250	0.6875	0.1875	1506	1733	0.1250	0.5000	0.3750	1588	1900	0.3125	0.6250	0.0625
2013	1529.6	1869.6	0.0625	0.8125	0.1250	1530	1732	0.0625	0.6875	0.2500	1613	1895	0.2500	0.6250	0.1250
2014	1565.1	1912.9	0.0625	0.8125	0.1250	1565	1794	0.0625	0.6250	0.3125	1687	1935	0.2500	0.6250	0.1250

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Rysunek 5.2. Frakcje klasy środkowej województw w latach 2000-2014.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie tabeli 5.3.

Skala zmian frakcji środkowej województw, przy granicach tej klasy równym biegunom rozkładu „ubóstwo-bogactwo”, była znacznie większa niż w pierwszym z rozważanych wariantów. Frakcje te zmieniały się w analizowanym okresie w paśmie od 37,5 proc. do 69 proc. Najmniejszą liczebność klasa środkowa województw miała w latach 2000-2001 i 2005, a największą w 2013 r. W trzech pierwszych latach analizowanego okresu w klasie środkowej znajdowało się tylko 6 województw, a w ostatnim z wymienionych lat 11 województw. W drugim z wariantów, tak jak w pierwszym z wariantów, obserwujemy znaczący wzrost frakcji klasy środkowej w badanym okresie z 37,5 proc. do 62,5 proc.

Zmiany frakcji klasy środkowej w latach 2000-2014 w trzecim z wariantów nie były znaczące. W klasie tej znajdowało się w badanym okresie od 9 do 11 województw. Ostatecznie frakcje klasy środkowej w pierwszym i ostatnim roku badania były takie same.

Przeprowadzone analizy zmian frakcji klasy środkowej województw w Polsce w latach 2000-2014 wskazują, że zmiany te nie były znaczące. Jednocześnie świadczą one o pewnym wzroście frakcji tej klasy. Potwierdzają to wyniki zawarte w tabeli 5.4. Zmiany frakcji klasy środkowej województw w poszczególnych latach badanego okresu są powodowane przepływami z niej lub do niej województw należących do dwóch pozostałych klas, tj. klasy niższej lub klasy wyższej.

Tabela 5.4. Przepływy województw pomiędzy klasami w latach 2000-2014. Wariant 1.

Rok	Bilans przepływów pomiędzy klasami		
	$\Delta w_1 = w_1^t - w_1^{t-1}$	$\Delta w_2 = w_2^t - w_2^{t-1}$	$\Delta w_3 = w_3^t - w_3^{t-1}$
2001	0.0625	-0.0625	0.0000
2002	0.0625	0.0000	-0.0625
2003	0.0000	0.0000	0.0000
2004	-0.1250	0.0625	0.0625
2005	0.0625	-0.0625	0.0000
2006	0.0000	0.0625	-0.0625
2007	0.0000	0.0000	0.0000
2008	-0.0625	0.0000	0.0625
2009	0.0000	0.0625	-0.0625
2010	0.0625	-0.0625	0.0000
2011	0.0000	0.0625	-0.0625
2012	0.0625	-0.0625	0.0000
2013	-0.0625	0.0000	0.0625
2014	0.0000	0.0000	0.0000

Źródło: Opracowanie własne na podstawie tabeli 5.3.

W pierwszym z rozważanych wariantów wyznaczania granic klasy środkowej nieznaczny spadek frakcji klasy środkowej w latach 2001, 2005, 2009 i 2012 był związany ze spadkiem z niej 1 województwa do klasy niższej. W latach 2002, 2008 i 2013, pomimo przepływów województw między klasami, frakcja klasy środkowej nie ulegała zmianom. Z kolei w latach 2006, 2009 i 2014 wzrost frakcji klasy środkowej odbywał się kosztem zmniejszenia się frakcji klasy wyższej. Wreszcie w 2004 r. frakcja środkowa województw wzrosła, podobnie jak i frakcja klasy wyższej, kosztem przepływu do nich województw z klasy niższej.

5.4. Polaryzacja dochodowa w Polsce w układzie wojewódzkim w latach 2000-2104

5.4.1. Polaryzacja dochodowa opisana indeksem Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray

Zjawisko polaryzacji rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych została w pierwszym etapie przeanalizowana za pomocą indeksów polaryzacji Wolfsona (W) (3.20) oraz Esteban-Gradin-Ray (EGR) (3.15). Wyniki szacunku tych indeksów dla lat 2000-2014 przedstawiono w tabeli 5.5 oraz na rysunku 5.3.

Tabela 5.5. Indeksy polaryzacji Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.

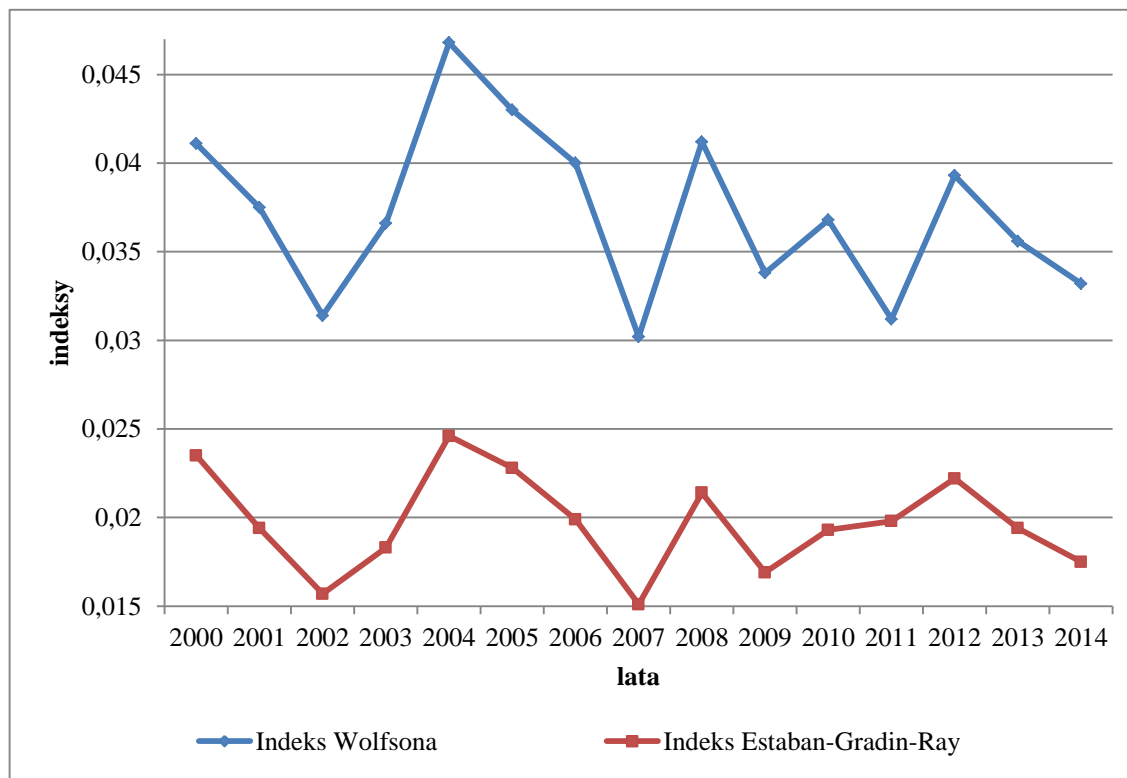
Rok	Indeks Wolfsona W	Indeks Estaban-Gradin-Ray EGR
2000	0.0411	0.0235
2001	0.0375	0.0194
2002	0.0314	0.0157
2003	0.0366	0.0183
2004	0.0468	0.0246
2005	0.0430	0.0228
2006	0.0400	0.0199
2007	0.0302	0.0151
2008	0.0412	0.0214
2009	0.0338	0.0169
2010	0.0368	0.0193
2011	0.0312	0.0198
2012	0.0393	0.0222
2013	0.0356	0.0194
2014	0.0332	0.0175

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Wartości obu indeksów wskazują na bardzo podobny, aczkolwiek nie identyczny, przebieg polaryzacji ekonomicznej w układzie wojewódzkim. Wyraźne trendy spadkowe polaryzacji w badanym okresie obserwujemy w latach 2000-2002 (w przypadku indeksu Wolfsona trend spadkowy był kontynuowany także w 2003 r.), w latach 2005-2007, w roku 2009 r. oraz w ostatnim podokresie badania, tj. w latach 2013-2014. Ponadto wartość indeksu Wolfsona wskazuje na spadek stopnia polaryzacji ekonomicznej według województw także w 2011 r. W efekcie tych zmian stopień polaryzacji rozważanego rozkładu dochodów zmniejszył się znacząco w 2014 r. w porównaniu z 2000 r.

Zmiany wartości indeksu Wolfsona świadczą o nieznacznym wzroście stopnia badanej polaryzacji w latach 2000-2005 oraz znaczącym jego spadku w latach 2006-2014. Natomiast indeks *EGR* wskazuje na spadek stopnia polaryzacji w obu podokresach. Spadek ten był jednak znacznie silniejszy w tym drugim z podokresów.

Rysunek 5.3. Indeksy polaryzacji Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray dla rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 5.5.

5.4.2. Polaryzacja dochodowa według indeksów Kota

Zmiany polaryzacji dochodowej w układzie wojewódzkim, opisanej za pomocą indeksów Kota, zostały poddane analizie względem bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego (indeks 3.25) oraz bipolarnego rozkładu odniesienia „ubóstwo-bogactwo” (indeks 3.27).

Postać bipolarnego rozkładu odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo” zależy od wyboru granicy ubóstwa. Granica ta została ustalona w sposób względny, gdyż brak jest przesłanek merytorycznych do ustalenia takiej granicy w formie absolutnej dla porównań międzyregionalnych. Wartość tej granicy jest zależna od nierówności rozkładu przeciętnych wojewódzkich ekwiwalentnych dochodów gospodarstw domowych i w efekcie jest ona zmienna w czasie. Bipolarne rozkłady odniesienia oraz odpowiadające im wartości indeksów Kota przedstawiono w tabelach 5.6 i 5.7. Ponadto przebieg zmian wartości indeksów Kota został zilustrowany na rysunku 5.4.

Tabela 5.6. Bipolarny rozkład odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo” i indeks polaryzacji Kota dla rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.

Rok	Bieguny		Prawdopodobieństwo		Indeks Kota <i>K</i>
	x_1	x_2	p_1	p_2	
2000	1484	1769	0.2500	0.7500	0.4122
2001	1436	1673	0.1875	0.8125	0.3681
2002	1425	1660	0.1250	0.8750	0.2573
2003	1442	1679	0.1875	0.8125	0.3718
2004	1394	1650	0.1250	0.8750	0.2092
2005	1411	1660	0.1875	0.8125	0.3255
2006	1471	1757	0.1250	0.8750	0.2342
2007	1536	1858	0.1875	0.8125	0.3243
2008	1593	1923	0.1875	0.8125	0.2952
2009	1567	1921	0.1875	0.8125	0.3212
2010	1567	1928	0.1250	0.8750	0.2289
2011	1498	1817	0.1250	0.8750	0.2370
2012	1431	1744	0.1250	0.8750	0.2292
2013	1431	1738	0.0625	0.9375	0.1199
2014	1502	1799	0.0625	0.9375	0.1583

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

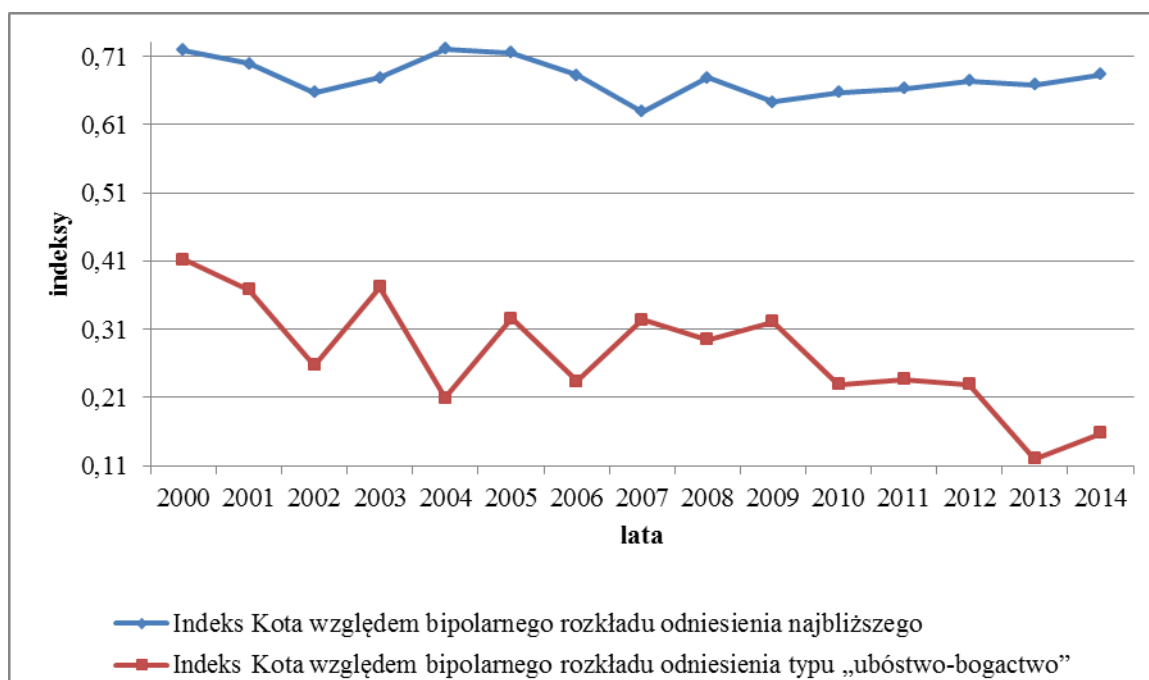
Tabela 5.7. Bipolarny rozkład odniesienia najbliższy i indeks polaryzacji Kota dla rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.

Rok	Bieguny		Prawdopodobieństwo		Indeks Kota <i>K</i>
	x_1	x_2	p_1	p_2	
2000	1523	1803	0.3750	0.6250	0.7187
2001	1502	1727	0.4375	0.5625	0.6989
2002	1535	1753	0.5625	0.4375	0.6574
2003	1521	1748	0.5000	0.5000	0.6788
2004	1470	1733	0.4375	0.5625	0.7213
2005	1474	1722	0.4375	0.5625	0.7151
2006	1593	1850	0.5000	0.5000	0.6825
2007	1665	1930	0.5000	0.5000	0.6291
2008	1688	1996	0.4375	0.5625	0.6783
2009	1714	1995	0.5000	0.5000	0.6431
2010	1748	2057	0.5625	0.4375	0.6569
2011	1673	2007	0.6875	0.3125	0.6627
2012	1588	1900	0.6250	0.3750	0.6741

2013	1613	1895	0.6250	0.3750	0.6687
2014	1687	1935	0.6250	0.3750	0.6834

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Rysunek 5.4. Indeksy polaryzacji Kota dla rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 5.6 i 5.7.

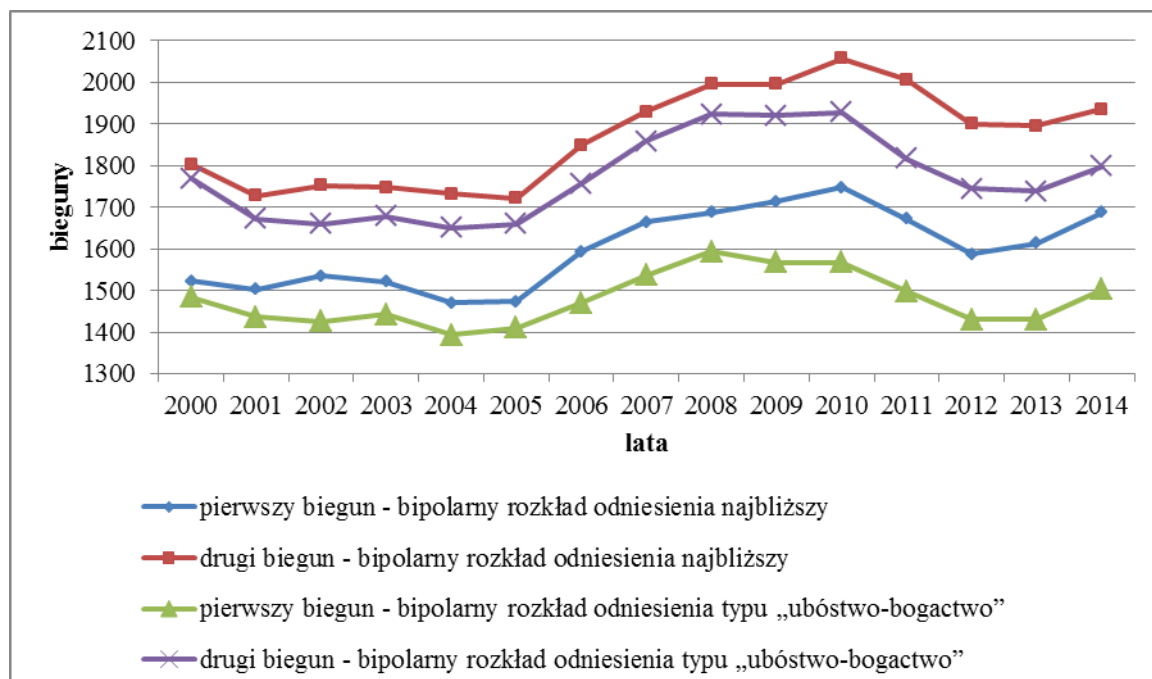
Stopień spolaryzowania dochodowej województw Polski, przyjmując jako rozkład odniesienia bipolarny rozkład najbliższy, jest znacznie wyższy niż stopień tej polaryzacji względem bipolarnego rozkładu odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo”. Jednocześnie trend zmian stopnia polaryzacji względem bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego charakteryzuje się w całym badanym okresie mniej gwałtownymi zmianami.

Gdy jako rozkład odniesienia przyjmujemy rozkład bipolarny najbliższy spadek stopnia polaryzacji obserwujemy w latach 2000-2003, 2005-2007, 2008-2009 oraz w roku 2013. W pozostałych okresach mamy do czynienia ze wzrostem polaryzacji dochodowej w układzie wojewódzkim. Ostatecznie nastąpił nieznaczny spadek stopnia tej polaryzacji w latach 2000-2014.

Przy przyjęciu jako rozkładu odniesienia rozkładu „ubóstwo-bogactwo” stwierdzamy znaczny spadek stopnia polaryzacji dochodowej w układzie wojewódzkim w latach 2000-2014. Spadki wartości indeksu Kota wystąpiły przy tym w latach 2000-2003, 2004, 2007-2008, 2010 oraz 2012.

Zmiany wartości biegunów rozkładów odniesienia przyjętych w analizie polaryzacji dochodowej w układzie wojewódzkim zostały przedstawione na rysunku 5.5. Zmiany tych biegunów, zarówno dolnych jak i górnych, mają bardzo podobny charakter dla obu rozkładów odniesienia. Przyjmując bipolarny rozkład odniesienia najbliższy możemy wyróżnić jeden dłuższy podokres wzrostu wartości tych biegunów w latach 2005-2010 (2006-2010 dla bieguna górnego). W całym badanym okresie wartości obu biegunów znacząco wzrosły (o odpowiednio ponad 150 zł i ponad 130 zł). Świadczy to o wzroście przeciętnej wojewódzkiej zamożności gospodarstw domowych tak w grupie województw mniej zamożnych jak i w grupie województw bardziej zamożnych. Liniją podziału województw na te dwie grupy wyznacza, jak już wspomniano, średnia wartość przeciętnych wojewódzkich rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych.

Rysunek 5.5. Bieguny bipolarnych rozkładów najbliższego i typu „ubóstwo-bogactwo” dla rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.

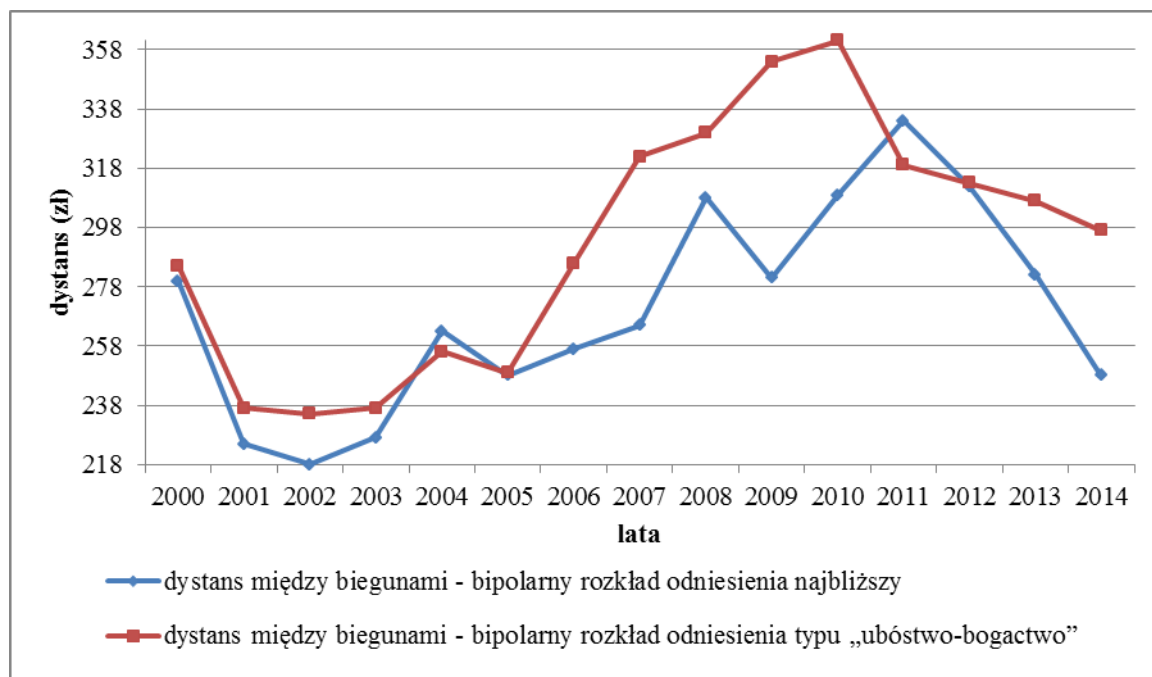


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 5.6 i 5.7.

Gdy przyjmiemy jako rozkład odniesienia bipolarny rozkład typu „ubóstwo-bogactwo” obserwujemy nieznaczny wzrost wartości biegunów w latach 2000-2014. Oznacza to brak większych zmian w badanym okresie średniego poziomu zamożności gospodarstw domowych zarówno w grupie województw „bogatych” jak i w grupie województw „ubogich”. W przypadku bieguna dolnego wzrost ten wyniósł w ujęciu realnym niecałe 20 zł, a bieguna górnego 30 zł. w badanych latach możemy wyróżnić dwa wyraźne okresy spadku wartości tych biegunów, tj. w latach 2001-2002 oraz 2009-2013 (z wyłączeniem 2010 r. dla drugiego bieguna) oraz jeden okres wyraźnego wzrostu tych wartości – lata 2005-2008.

Zmiany dystansu pomiędzy biegunami rozważanych bipolarnych rozkładów odniesienia zostały przedstawione na rysunku 5.6. Dystans pomiędzy biegunami dla obu analizowanych rozkładów odniesienia zmienił się w badanych latach nieznacznie, o kilkanaście złotych. Wskazuje to na podobny, nieznaczny wzrost przeciętnego poziomu zamożności województw mniej zamożnych i województw bardziej zamożnych (przyjmując bipolarny rozkład odniesienia najbliższy), a także województw „ubogich” i województw „bogatych” (przy rozkładzie odniesienia „ubóstwo-bogactwo”).

Rysunek 5.6. Dystans między biegunami bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego oraz biegunami bipolarnego rozkładu typu „ubóstwo-bogactwo” w układzie wojewódzkim w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 5.6 i 5.7.

5.4.3. Polaryzacja dochodowa mierzona indeksem Morris-Bernhardt-Handcock

Dokonując oceny procesu polaryzacji dochodowej w układzie wojewódzkim za pomocą indeksu Morris-Bernhardt-Handcock (*MBH*) przyjęto postać tego indeksu dla danych indywidualnych (wzór 3.39). We wzorze tym kwantyle są definiowane dla pojedynczych obserwacji, czyli dla przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w roku podstawowym.

Analizie poddano, podobnie jak w ocenie procesu polaryzacji w układzie ogólnokrajowym, proces polaryzacji w latach 2000-2014 oraz w podokresach 2000-2005 i 2005-2014. Ponadto dokonano oceny procesu polaryzacji oddzielnie dla dolnych i górnych części rozkładu przeciętnych wojewódzkich rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych. Wartości indeksu *MBH* dla wszystkich wariantów analizy zawiera tabela 5.8.

Tabela 5.8. Indeksy polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock rozkładu przeciętnych wojewódzkich miesięcznych rozporządzalnych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w latach 2000-2014.

Indeks	Indeks Morris-Bernhardt-Handcock		
	2000-2014	2000-2005	2006-2014
MBH <i>p=16</i>	-0.1250	0.0156	-0.0938
MBH⁻ <i>P=16</i>	-0.4063	-0.0625	-0.3125
MBH⁺ <i>p=16</i>	0.1563	0.0938	0.1250

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

W latach 2000-2014 obserwujemy zachodzenie procesu konwergencji rozkładu dochodów w układzie wojewódzkim. Był on spowodowany znaczącą konwergencją w dolnej części rozważanego rozkładu dochodów. Wskazuje to na relatywny wzrost zamożności grupy województw o przeciętnych miesięcznych rozporządzalnych dochodach ekwiwalentnych gospodarstw domowych niższych od mediany rozkładu tych dochodów w 2000 r. Jednocześnie nastąpiła konwergencja dochodowa w grupie województw o przeciętnych miesięcznych rozporządzalnych dochodach ekwiwalentnych gospodarstw domowych należących do górnej części rozkładu tych dochodów w 2000 r. Podobny charakter, choć o mniejszej skali, mają zmiany relatywnego rozkładu dochodów ekwiwalentnych w latach 2006-2014. Przeciwny charakter mają natomiast zmiany wojewódzkiego rozkładu dochodów

w okresie 2000-2005. Spadek wartości indeksu *MBH* wskazuje na zachodzenie w tym okresie zjawiska polaryzacji. Dotyczyło ono jednak wyłącznie grupy województw mniej zamożnych. Natomiast w grupie województw zamożniejszych obserwujemy przeciwny proces – nastąpił odpływ województw z grup kwantylowych województw o najwyższych przeciętnych rozporządzalnych dochodach ekwiwalentnych gospodarstw domowych do grup kwantylowych leżących bliżej mediany rozkładu analizowanej kategorii dochodów.

6. Polaryzacja dochodowa w Unii Europejskiej

6.1. Charakterystyka danych

Źródłem danych dla przeprowadzonych analiz polaryzacji dochodowej w Unii Europejskiej w latach 2006-2014 są wyniki Europejskiego badania dochodów i warunków życia ludności (EU-SILC) z tych lat. Głównym celem tego badania jest dostarczenie aktualnych i porównywalnych na poziomie krajów członkowskich danych dotyczących dochodów, ubóstwa, wykluczenia społecznego i warunków życia (Wolff, Montaigne i Gonzales, 2010). Badanie EU-SILC zostało rozpoczęte w kilku państwach członkowskich UE w 2003 r. Rok później stało się badaniem powszechnym w krajach UE. W Polsce badanie EU-SILC jest realizowane przez GUS od 2005 r. (GUS, 2014)²².

Badanie EU-SILC opiera się na reprezentatywnych, w poszczególnych krajach, próbach losowych gospodarstw domowych oraz osób w wieku 16 lat i więcej, wchodzących w skład tych gospodarstw domowych. Próby te są tak dobierane aby umożliwiły dokonywanie zarówno analiz przekrojowych, jak i analiz wzdłużnych w skali ogólnokrajowej oraz regionalnej. Wyniki uzyskiwane z badania EU-SILC są, poprzez odpowiednie ważenie, uogólniane na poziomach ogólnokrajowych oraz regionalnych. Zintegrowany system wag (a dokładniej suma wag) gospodarstw domowych i osób (członków gospodarstw domowych) odzwierciedla liczebności całej populacji gospodarstw domowych i osób w poszczególnych krajach.

Kategorią dochodów wykorzystaną w badaniu były przeciętne roczne dochody ekwiwalentne do dyspozycji na gospodarstwo domowe, wyrażone w euro. Dochód do dyspozycji definiowany jest jako suma rocznych dochodów pieniężnych (dochody z pracy

²² Porównywalne dane dla 27 krajów należących do UE są dostępne od 2006 r.

najmniej uwzględniają dodatkowo korzyści pieniężne związane z użytkowaniem samochodu służbowego) netto²³.

W analizach dochodów gospodarstw domowych w ramach Unii Europejskiej stosowane są zmodyfikowane skale ekwiwalentności OECD. Są one lepiej dostosowane do struktury konsumpcji krajów o wyższym poziomie zamożności niż oryginalne skale OECD. Różnią się one od skal oryginalnych OECD wartościami skali. Dla pierwszej osoby dorosłej skala przyjmuje wartość 1, dla kolejnych osób dorosłych wartość 0,5, a dla każdego dziecka wartość 0,3.

W celu zapewnienia porównywalności dochodów do dyspozycji w krajach UE, aby wyeliminować różnice w poziomach cen krajów członkowskich, zostały one podane we wspólnych umownych jednostkach walutowych stosowanych w UE, określanych jako Standard Siły Nabywczej PPS (Purchasing Power Standard). Ponadto zastały one, dla zapewnienia porównywalności między latami, wyrażone w cenach stałych 2014 r., wykorzystując odpowiednie wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych dla poszczególnych krajów członkowskich UE.

6.2. Charakterystyka rozkładów dochodów w Unii Europejskiej

Wartości statystyk opisowych rozkładu przeciętnych rocznych krajowych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w latach 2006-2014 zawiera tabela 6.1. W badanym okresie możemy wyróżnić trzy fazy zmian poziomu przeciętnych krajowych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych. W latach 2006-2007 następował zarówno wzrost wartości średnich dochodów jak i mediany rozkładu dochodów. W kolejnych trzech latach, na skutek kryzysu gospodarczego, wystąpił spadek wartości średnich dochodów i wartości mediany rozważanego rozkładu dochodów. Od 2013 r. obserwujemy ponowny wzrost wartości średnich dochodów i mediany rozkładu dochodów. Wartości te były jednak w 2014 r. jeszcze na znacznie niższym poziomie niż w 2009 r., w którym przeciętny krajowy poziom zamożności gospodarstw domowych w krajach UE był najwyższy w badanym okresie. W całym badanym okresie średnia wartość przeciętnych krajowych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych wzrosła o ponad 3 proc. w ujęciu realnym a wartość mediany rozważanego rozkładu dochodów o ponad 8 proc. W tym samym okresie nastąpił wzrost średniej wartości tej kategorii dochodów w Polsce aż o ponad 80 proc.

²³ Dochód do dyspozycji jest to dochód rozporządzalny pomniejszony o pozostałe wydatki (GUS, 2014).

Zmienność międzykrajowa rozkładu przeciętnych rocznych krajowych dochodów, charakteryzowana współczynnikiem zmienności, była w badanym okresie na stosunkowo niskim poziomie i wykazywała w zasadzie tendencję malejącą. Wartość współczynnika asymetrii jest dla wszystkich lat, poza 2006 r., ujemna, co oznacza, że liczba badanych krajów o przeciętnych dochodach ekwiwalentnych gospodarstw domowych większych od średniej krajowej w UE była większa od liczby krajów o przeciętnych dochodach ekwiwalentnych gospodarstw domowych mniejszych od średniej krajowej.

Tabela 6.1. Statystyki rozkładu przeciętnych krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.

Rok	Średnia (w PPS)	Mediana (w PPS)	Odchylenie standardowe	Klasyczny współczynnik zmienności	Klasyczny współczynnik asymetrii
2006	15827	15981	7914	0.5000	0.0122
2007	16448	16325	8115	0.4933	-0.0451
2008	16976	18795	7939	0.4677	-0.2247
2009	17123	19243	7721	0.4509	-0.2590
2010	16393	18334	7457	0.4549	-0.3089
2011	16259	17311	7411	0.4558	-0.3576
2012	16039	16672	7308	0.4556	-0.3650
2013	16163	16866	7428	0.4596	-0.2372
2014	16336	17323	7179	0.4394	-0.3188

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC.

Międzynarodowe nierówności dochodowe mierzone współczynnikami nierówności wskazują na stosunkowo niewielką skalę tych nierówności w ramach UE w latach 2006-2014 (tabela 6.2). Należy podkreślić, że w analizach nierówności między krajami UE nie uwzględniamy nierówności dochodowych wewnątrz krajów gdyż nie jest to przedmiotem badania. Trendy zmian międzykrajowych nierówności dochodowych w badanym okresie są identyczne dla wszystkich wykorzystanych w analizie wskaźników nierówności (rysunek 6.1). W latach 2006-2009 obserwujemy spadek nierówności dochodowych pomiędzy krajami. Od 2010 r. nastąpiło odwrócenie tego trendu i nierówności dochodowe między krajami zaczęły rosnąć. W ostatnim roku badania ponownie nastąpił spadek nierówności międzykrajowych. Przedstawiony trend zmian nierówności dochodowych między krajami wskazuje na ich związek ze zmianami sytuacji gospodarczej w krajach UE. Wzrost nierówności dochodowych między krajami wystąpił właśnie w okresie kryzysu

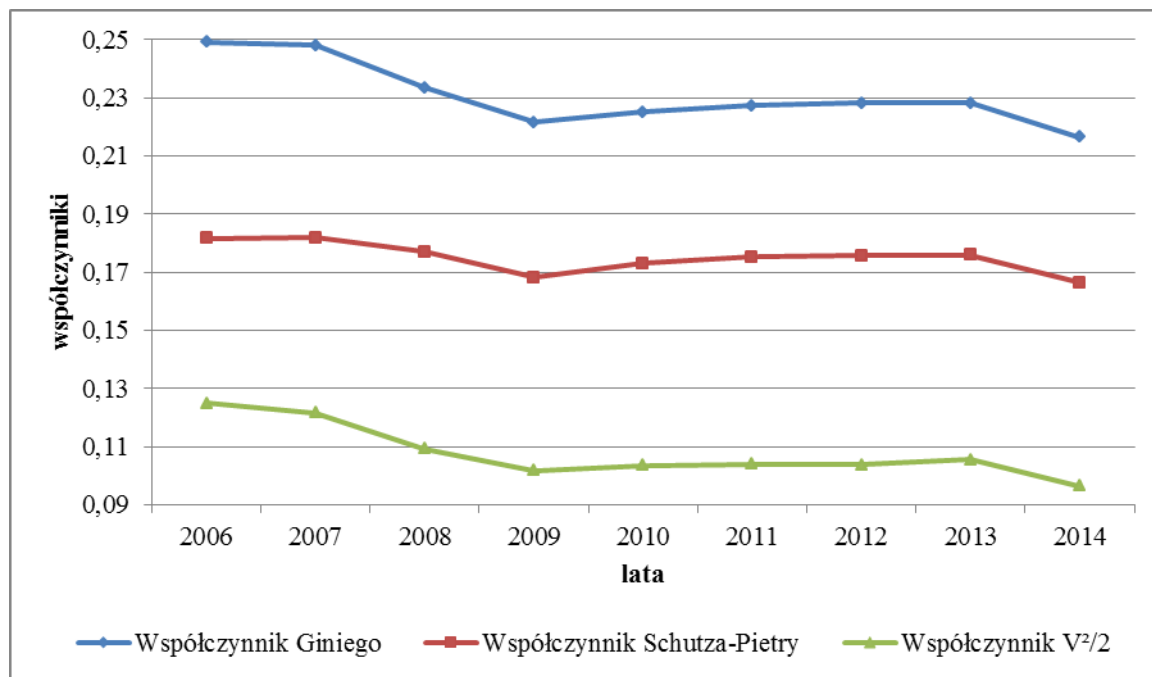
gospodarczego. W całym badanym okresie miał miejsce nieznaczny spadek nierówności dochodowych między krajami UE.

Tabela 6.2. Międzycrajowe nierówności rozkładu przeciętnych rocznych dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.

Rok	Współczynnik Giniego G	Współczynnik Schutza- Pietry SP	Współczynnik $V^2/2$
2006	0.2492	0.1816	0.1250
2007	0.2481	0.1818	0.1217
2008	0.2336	0.1771	0.1094
2009	0.2215	0.1682	0.1017
2010	0.2251	0.1730	0.1035
2011	0.2273	0.1753	0.1039
2012	0.2282	0.1758	0.1038
2013	0.2283	0.1760	0.1056
2014	0.2166	0.1664	0.0965

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC.

Rysunek 6.1. Nierówności rozkładu przeciętnych krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.



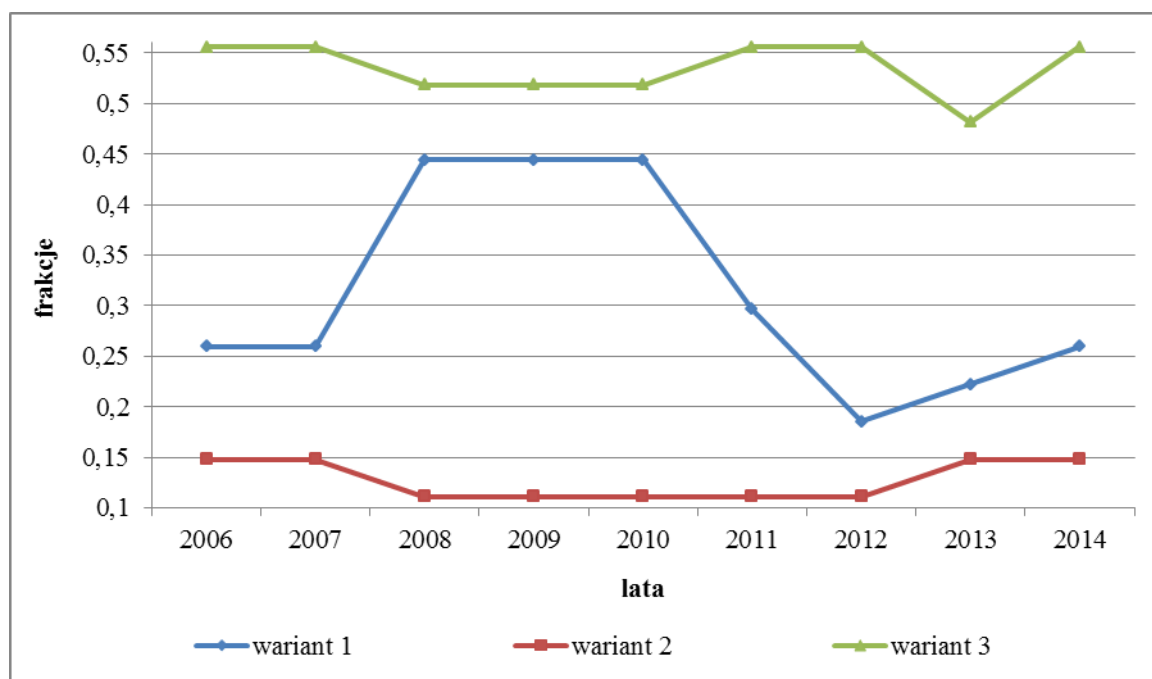
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 6.1.

6.3. Zanikanie klasy środkowej krajów w Unii Europejskiej

Analiza klasy środkowej krajów UE została przeprowadzona na analogicznych zasadach jak analiza tego procesu w układzie wojewódzkim w Polsce. Jednostkami obserwacji w tej analizie były kraje UE. W analizie przyjęto analogiczne warianty ustalania granic klasy środkowej jak w przypadku województw. W wariacie pierwszym dolną granicę klasy środkowej krajów UE stanowiło 0,8 wartości mediany rozkładu średnich krajowych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych, a granica górna 1,2 wartości mediany rozkładu tych dochodów. W wariacie drugim przyjęto wartość bieguna pierwszego równą 0,8 wartości mediany rozważanego rozkładu dochodów. Natomiast w wariacie trzecim jako granice klasy środkowej krajów UE przyjęto bieguny bipolarnego rozkładu najbliższego.

Przyjęte granice klas środkowych oraz frakcje krajów w każdej z ustalonych klas krajów znajdują się w tabeli 6.3. Wykresy frakcji klasy środkowej krajów UE dla wszystkich trzech wariantów ustalania ich klas przedstawiono na rysunku 6.2.

Rysunek 6.2. Frakcje klasy środkowej krajów UE w latach 2006-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie tabeli 6.3.

Tabela 6.3. Granice klasy środkowej krajów UE w latach 2006-2014 i frakcje tych krajów w klasach.

Rok	Wariant 1					Wariant 2					Wariant 3				
	granice klas (w PPS)		frakcje			granice klas (w PPS)		frakcje			granice klas (w PPS)		frakcje		
	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3	g_1	g_2	w_1	w_2	w_3
2006	12785	19177	0.3704	0.2593	0.3704	12785	17617	0.3704	0.1481	0.4815	8771	20678	0.2222	0.5556	0.2222
2007	13060	19590	0.3704	0.2593	0.3704	13060	18441	0.3704	0.1481	0.4815	10681	22659	0.2963	0.5556	0.1481
2008	15036	22554	0.3704	0.4444	0.1852	15036	18118	0.3704	0.1111	0.5185	10733	22774	0.2963	0.5185	0.1852
2009	15394	23092	0.3704	0.4444	0.1852	15394	18141	0.3704	0.1111	0.5185	11140	22679	0.2963	0.5185	0.1852
2010	14667	22001	0.3704	0.4444	0.1852	14667	17408	0.3704	0.1111	0.5185	10504	21861	0.2963	0.5185	0.1852
2011	13849	20773	0.4074	0.2963	0.2963	13849	17916	0.4074	0.1111	0.4815	9846	21389	0.2222	0.5556	0.2222
2012	13338	20006	0.4074	0.1852	0.4074	13338	17896	0.4074	0.1111	0.4815	9695	21114	0.1852	0.5556	0.2593
2013	13493	20239	0.4074	0.2222	0.3704	13493	17999	0.4074	0.1481	0.4444	9763	21283	0.1852	0.4815	0.3333
2014	13858	20788	0.4074	0.2593	0.3333	13858	18040	0.4074	0.1481	0.4444	10220	21230	0.2222	0.5556	0.2222

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC.

W pierwszym z wariantów zmiany frakcji klasy środkowej krajów UE w badanych latach miały największy zasięg. W klasie środkowej znajdowało się w tym okresie od 5 do 12 krajów. W badanym okresie możemy wyróżnić dwa podokresy znaczącego wzrostu frakcji klasy środkowej tj. lata 2007-2008 oraz ostatnie lata badania 2012-2014. Ponadto obserwujemy znaczący spadek frakcji krajów UE należących do klasy środkowej w latach 2010-2012. Ostatecznie liczebność klasy środkowej w 2014 r. w porównaniu z 2006 r. nie uległa zmianom. We wszystkich badanych latach Polska znajdowała się w niższej klasie dochodowej, podobnie jak pozostałe kraje postkomunistyczne poza Słowenią.

Przyjęcie jako granic klasy środkowej krajów UE wartości równych biegunom rozkładu „ubóstwo-bogactwo” prowadzi zarówno do niewielkiej liczebności klasy środkowej, jak i minimalnych zmian frakcji tej klasy w badanych latach. Ponadto również w tym wariacie sposobu zdefiniowania klasy środkowej Polska znajduje się w klasie niskiej. Podobnie, jak w pierwszym wariacie liczebność tej klasy była w 2006 r. i w 2014 r. taka sama.

W trzecim z wariantów jako granice klasy środkowej krajów UE przyjęto bieguny rozkładu najbliższego. Zmiany frakcji środkowej krajów UE w latach 2006-2014 były w tym wariacie, podobnie jak w poprzednim z wariantów, nieznaczne i nie doprowadziły w efekcie do zmiany tej frakcji w 2014 r. w porównaniu z 2006 r. Liczebność klasy środkowej była jednak znacznie większa – od 13 do 15 krajów. Ponadto w ostatnich czterech latach badania Polska przeszła z klasy niższej do klasy środkowej.

W przypadku analizy zmian frakcji środkowej zasadne jest zbadanie przepływów pomiędzy klasami. W analizie skoncentrujemy się wyłącznie na pierwszym wariacie, gdyż tylko w nim zmiany frakcji klasy środkowej były w badanych latach znaczące (tabela 6.4). Wzrost frakcji klasy środkowej w 2008 r. był spowodowany przyływem do niej 5 krajów z klasy wyższej, a mianowicie Belgii, Danii, Finlandii, Irlandii i Niemiec. Wzrost frakcji klasy środkowej z 2013 r. był spowodowany przejściem do niej z klasy wyższej Wielkiej Brytanii. Natomiast wzrost frakcji klasy środkowej w 2014 r. był wynikiem przejścia do niej z klasy wyższej Cypru.

Tabela 6.4. Przepływy krajów UE pomiędzy klasami w latach 2006-2014. Wariant 1.

Rok	Bilans przepływów pomiędzy klasami		
	$\Delta w_1 = w_1^t - w_1^{t-1}$	$\Delta w_2 = w_2^t - w_2^{t-1}$	$\Delta w_3 = w_3^t - w_3^{t-1}$
2007	0.0000	0.0000	0.0000
2008	0.0000	0.1852	-0.1852
2009	0.0000	0.0000	0.0000
2010	0.0000	0.0000	0.0000
2011	0.0370	-0.1481	0.1111
2012	0.0000	-0.1111	0.1111
2013	0.0000	0.0370	-0.0370
2014	0.0000	0.0370	-0.0370

Źródło: Opracowanie własne na podstawie tabeli 6.3.

Spadek frakcji klasy środkowej w 2011 r. był spowodowany przepływami należących do niej krajów zarówno do klasy niższej jak i do klasy wyższej. Do klasy niższej spadła z klasy środkowej Grecja. Natomiast do klasy wyższej weszły Dania, Finlandia i Niemcy. Wielkość frakcji środkowej krajów UE zmniejszyła się w 2012 r. na skutek awansu do klasy wyższej Belgii, Szwecji i Wielkiej Brytanii.

6.4. Polaryzacja dochodowa w Unii Europejskiej w latach 2006-2012

6.4.1. Polaryzacja dochodowa opisywana indeksami Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray

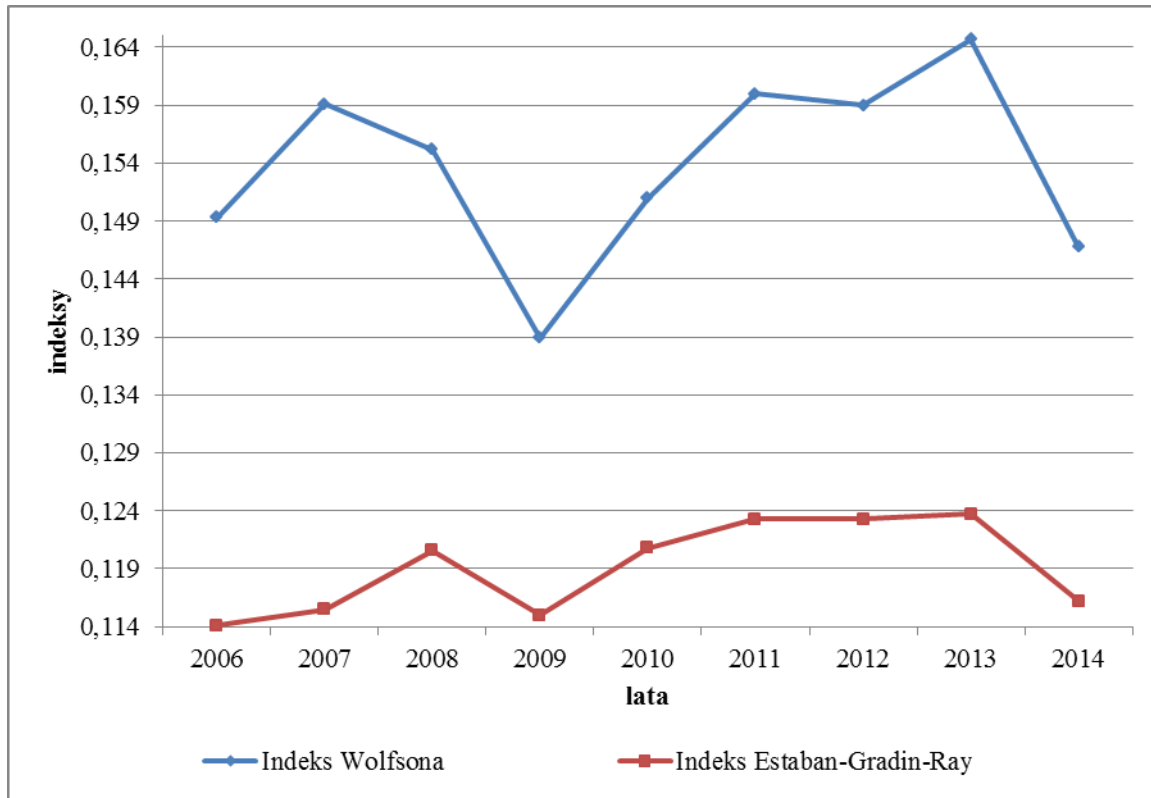
Proces polaryzacji dochodowej rozkładu przeciętnych krajowych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE został najpierw przeanalizowany za pomocą indeksu Wolfsona (W) (3.20) oraz indeksu EGR (3.15). Wartości tych indeksów znajdują się w tabeli 6.5. Kształtowanie się procesu polaryzacji w badanych latach, opisanego tymi indeksami, zostało także przedstawione na rysunku 6.3.

Tabela 6.5. Indeksy polaryzacji Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray dla rozkładu krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych w krajach UE w latach 2006-2014.

Rok	Indeks Wolfsona <i>W</i>	Indeks Estaban-Gradin-Ray <i>EGR</i>
2006	0.1493	0.1141
2007	0.1591	0.1155
2008	0.1552	0.1206
2009	0.1389	0.1150
2010	0.1510	0.1208
2011	0.1600	0.1233
2012	0.1590	0.1233
2013	0.1647	0.1237
2014	0.1468	0.1162

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC.

Rysunek 6.3. Indeksy polaryzacji Wolfsona i Esteban-Gradin-Ray dla rozkładu przeciętnych krajowych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabeli 6.5.

Indeks Wolfsona wskazuje na dużą zmienność trendu międzykrajowej polaryzacji dochodowej w ramach UE. W latach 2007, 2010-2011 i 2013 obserwujemy wzrost tej polaryzacji a w pozostałych latach jej spadek. Ostatecznie wartość indeksu *W* w badanym okresie nieznacznie spadła. Cały przebieg procesu polaryzacji ma przy tym bardzo łagodny charakter.

Indeks *EGR* potwierdza tendencję tych zmian stopnia polaryzacji w wielu okresach, ale jednocześnie sygnalizuje dłuższe okresy wzrostu polaryzacji. Spadek polaryzacji, według ocen opartych na wartościach indeksu *EGR*, następował tylko w latach 2009 i 2014. W efekcie wartość indeksu nieznacznie wzrosła w badanym okresie.

6.4.2. Polaryzacja dochodowa mierzona indeksami Kota

Proces polaryzacji dochodowej w Unii Europejskiej, opisany indeksami Kota, został przeanalizowany zarówno względem układu odniesienia najbliższego (indeks 3.25) jak i układu odniesienia „ubóstwo-bogactwo” (indeks 3.27). Postać bipolarnego rozkładu odniesienia „ubóstwo-bogactwo” zależy, jak już wspomniano, od wyboru granicy ubóstwa. Granica ta została ustalona w sposób względny²⁴. Wartość względnej granicy ubóstwa jest zależna od nierówności rozkładu przeciętnych krajowych ekwiwalentnych dochodów gospodarstw domowych co powoduje, że jest zmienna w czasie.

Bipolarne rozkłady odniesienia oraz odpowiadające im indeksy Kota przedstawiono w tabelach 6.6 i 6.7, a indeksy Kota dodatkowo na rysunku 6.4.

Oceny procesu polaryzacji mierzonej względem bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego wskazują na względną stałość stopnia polaryzacji dochodowej w Unii Europejskiej w badanym okresie. Proces ten charakteryzuje się jednakże trendem rosnącym, chociaż o bardzo słabej sile. Jedynie w latach 2012 i 2014 obserwujemy nieznaczne spadki stopnia polaryzacji dochodowej. Ostatecznie stopień polaryzacji nieznacznie wzrósł w 2014 r. w porównaniu z 2006 r.

Stopień spolaryzowania krajów UE przy przyjęciu jako rozkładu odniesienia bipolarnego rozkładu typu „ubóstwo-bogactwo” jest znacznie niższy niż gdy jako rozkład odniesienia przyjmowany jest bipolarny rozkład najbliższy. Jednocześnie jednak zmiany stopnia polaryzacji w badanym okresie są znacznie silniejsze. Przeważają przy tym podokresy wzrostu stopnia polaryzacji. Jedynie w 2007 r. obserwujemy znaczny spadek polaryzacji

²⁴ Takie rozwiązanie przyjmowane jest w analizach ubóstwa prowadzonych przez Eurostat.

ekonomicznej oraz w latach 2013-2014 spadek o nieznacznej skali. Ostatecznie wartość indeksu polaryzacji nie uległa znaczących zmianom w 2014 r. w porównaniu z 2006 r.

Tabela 6.6. Bipolarny rozkład odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo” i indeks polaryzacji Kota dla rozkładu przeciętnych krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.

Rok	Bieguny		Prawdopodobieństwa		Indeks Kota <i>K</i>
	x_1	x_2	p_1	p_2	
2006	8128	20356	0.3704	0.6296	0.2857
2007	8582	21075	0.3704	0.6296	0.3074
2008	9121	21598	0.3704	0.6296	0.1813
2009	9523	21594	0.3704	0.6296	0.1689
2010	8987	20750	0.3704	0.6296	0.1732
2011	9310	21036	0.4074	0.5926	0.2657
2012	9156	20771	0.4074	0.5926	0.3006
2013	9260	20909	0.4074	0.5926	0.2949
2014	9744	20868	0.4074	0.5926	0.2853

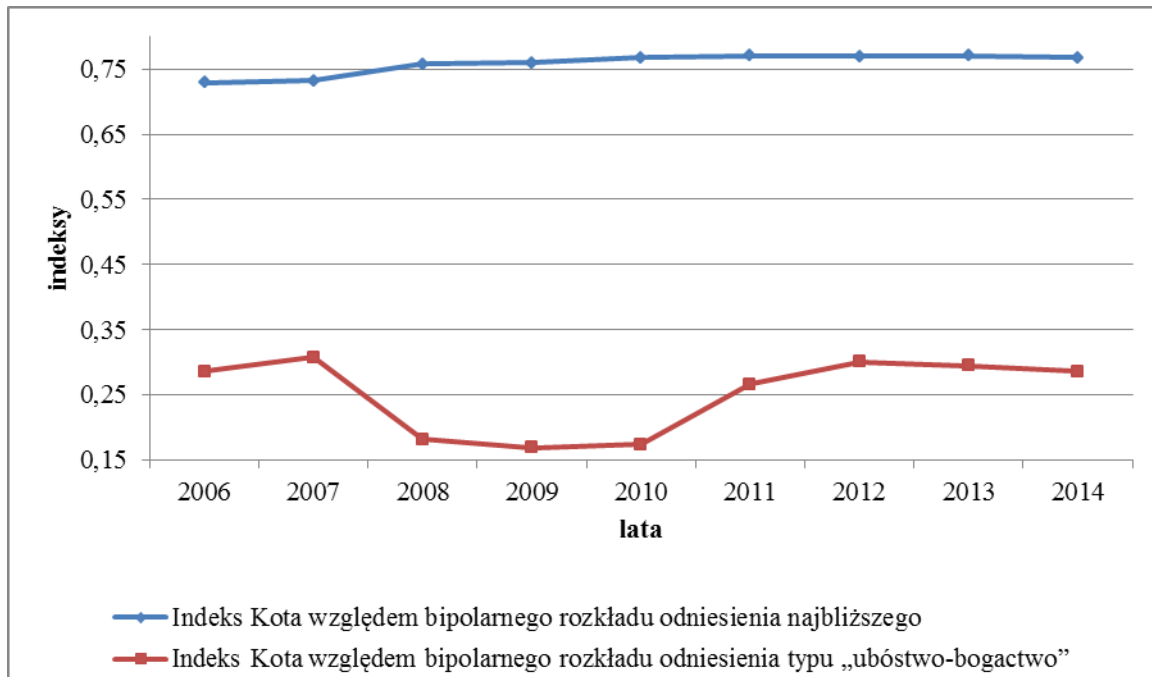
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC.

Tabela 6.7. Bipolarny rozkład odniesienia najbliższy i indeks polaryzacji Kota dla rozkładu przeciętnych krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.

Rok	Bieguny		Prawdopodobieństwa		Indeks Kota <i>K</i>
	x_1	x_2	p_1	p_2	
2006	8771	20678	0.4074	0.5926	0.7290
2007	10681	22659	0.5185	0.4815	0.7327
2008	10733	22774	0.4815	0.5185	0.7582
2009	11140	22679	0.4815	0.5185	0.7597
2010	10504	21861	0.4815	0.5185	0.7682
2011	9846	21389	0.4444	0.5556	0.7713
2012	9695	21114	0.4444	0.5556	0.7702
2013	9763	21283	0.4444	0.5556	0.7709
2014	10220	21230	0.4444	0.5556	0.7683

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC.

Rysunek 6.4. Indeksy polaryzacji Kota dla rozkładu przeciętnych krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.



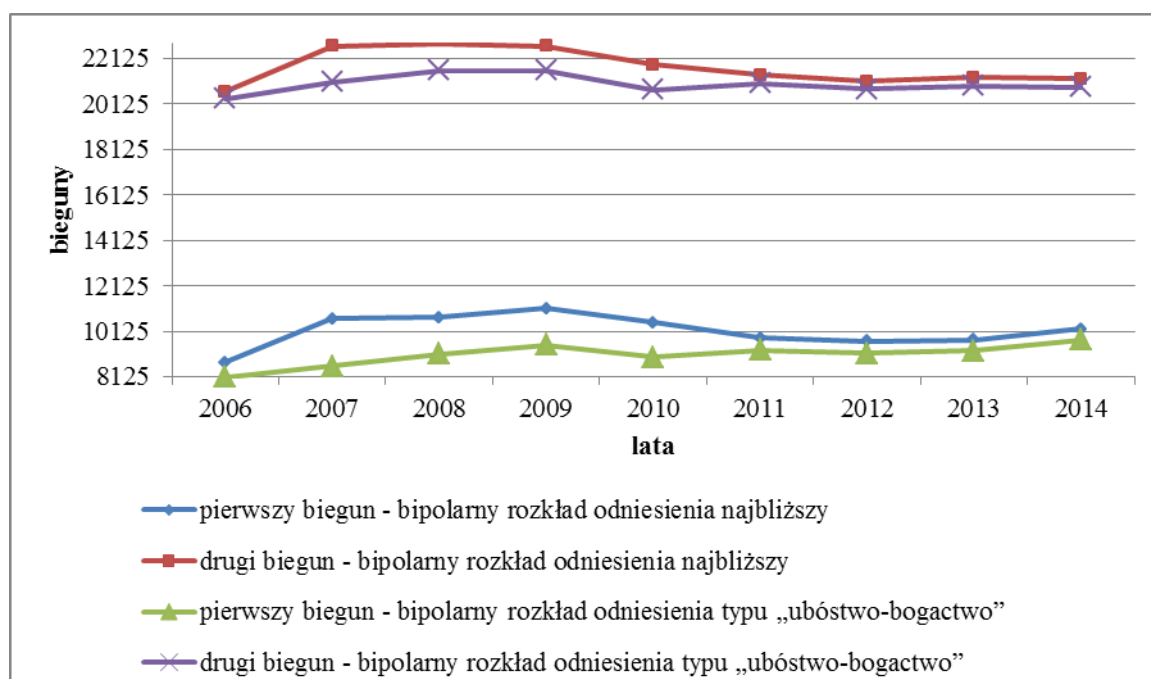
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 6.6 i 6.7.

Zmiany wartości biegunów rozkładów odniesienia przyjmowanych przy ocenie procesu polaryzacji ekonomicznej w UE zostały zilustrowane na rysunku 6.5. Przebieg zmian wartości biegunów, zarówno dolnych jak i górnych, obu rozkładów odniesienia ma podobny, chociaż nie identyczny, charakter. W przypadku bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego możemy wyróżnić trzy podokresy zmian wartości tych biegunów. W latach 2006-2009 (2006-2008 dla bieguna górnego) oraz w latach 2013-2014 obserwujemy wzrost wartości tych biegunów. Wskazuje to na wzrost przeciętnej krajowej zamożności gospodarstw domowych w krajach UE w tym okresie, zarówno w grupie krajów mniej zamożnych jak i w grupie krajów bardziej zamożnych. Przypomnijmy, że linię podziału na te dwie grupy krajów wyznacza średnia wartość przeciętnych krajowych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych.

Gdy przyjmiemy jako rozkład odniesienia bipolarny rozkład typu „ubóstwo-bogactwo” obserwujemy trend wzrostowy wartości dolnego bieguna tego rozkładu w całym badanym okresie, poza latami 2010 i 2012. W efekcie w latach 2006-2014 nastąpił wzrost średniej z przeciętnych krajowych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w

grupie krajów „ubogich”, tj. o dochodach mniejszych niż 0,8 wartości mediany rozkładu średnich krajowych dochodów gospodarstw domowych. Zmiany wartości górnego bieguna rozkładu „ubóstwo-bogactwo” w badanym okresie są już mniej pozytywne niż bieguna dolnego. Okresy wzrostu tej wartości, przeplatają się z okresami jej spadku w latach 2009-2010, 2012 oraz w ostatnim badanym roku, tj. 2014 r. Spowodowało to dużo mniejszy wzrost średniego poziomu zamożności gospodarstw domowych w grupie krajów „bogatyh” w latach 2006-2014, niż w grupie krajów „ubogich”.

Rysunek 6.5. Bieguny bipolarnych rozkładów najbliższego i typu „ubóstwo-bogactwo” dla rozkładu przeciętnych krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.

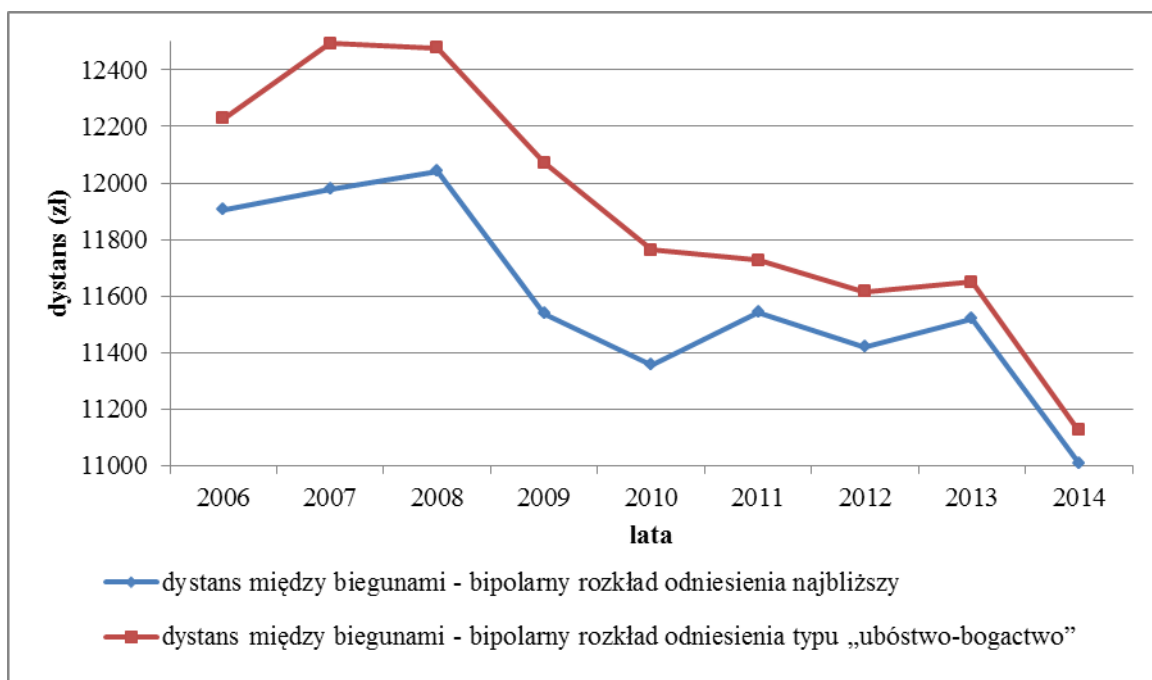


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 6.6 i 6.7.

Zmiany dystansu pomiędzy biegunami analizowanych bipolarnych rozkładów odniesienia zostały przedstawione na rysunku 6.6. Dystans między wartościami biegunów dla obu rozkładów odniesienia uległ w badanych latach znacznemu zmniejszeniu. Co więcej różnica dystansów pomiędzy biegunami dla tych rozkładów odniesienia w latach 2006-2014 malała. W przypadku bipolarnego rozkładu odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo” o ponad 1100 PPS a bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego o prawie 900 PPS. Oznacza to, że w latach 2006-2014 szybciej rósł przeciętny poziom zamożności krajów mniej zamożnych

oraz należących do grupy krajów „ubogich” niż przeciętny poziom zamożności krajów bardziej zamożnych oraz grupy krajów „bogatyh”.

Rysunek 6.6. Dystans między biegunami bipolarnego rozkładu odniesienia najbliższego oraz biegunami bipolarnego rozkładu typu „ubóstwo-bogactwo” w Unii Europejskiej w latach 2000-2014.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z tabel 6.6 i 6.7.

6.4.3. Opis polaryzacji dochodowej za pomocą indeksu Morris-Bernhardt-Handcock

Ocena polaryzacji dochodowej w populacji krajów należących do Unii Europejskiej za pomocą indeksu Morris-Bernhardt-Handcock bazowała na danych indywidualnych (3.39). Kwantyle są tutaj definiowane dla pojedynczych obserwacji, czyli dla uporządkowanych niemalejąco przeciętnych krajowych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych. W latach 2006-2014 obserwujemy proces konwergencji dochodowej o nieznaczącej sile w grupie krajów UE (tabela 6.8). Konwergencja widoczna jest zarówno w podgrupie krajów zamożniejszych, tj. o przeciętnych krajowych dochodach do dyspozycji gospodarstw domowych większych od mediany analizowanego rozkładu dochodów, jak i w podgrupie krajów mniej zamożnych. Silniejsza konwergencja nastąpiła przy tym w grupie

krajów zamożniejszych. Oznacza to, że w badanym okresie w obu podpopulacjach krajów przepływy krajów z grup kwantylowych bliższych środka rozważanego rozkładu do ogonów tego rozkładu były słabsze od przepływów w odwrotnym kierunku.

Tabela 6.8. Indeksy polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock dla rozkładu przeciętnych krajowych rocznych dochodów ekwiwalentnych do dyspozycji gospodarstw domowych w UE w latach 2006-2014.

Indeks	Indeks Morris-Bernhardt-Handcock
MBH <i>p=27</i>	-0.1440
MBH ⁻ <i>P=27</i>	-0.0645
MBH ⁺ <i>p=27</i>	-0.2236

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z EU-SILC.

7. Podsumowanie

Przeprowadzone analizy empiryczne zmian frakcji klasy środkowej gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000-2014 wskazują na wyraźny jej wzrost w sytuacji gdy jej granice ustalone są w sposób absolutny i niezmienny w czasie. Gdy granice te mają charakter relatywny i tym samym są zmienne w czasie obserwujemy bądź nieznaczny wzrost frakcji klasy środkowej (gdy granice klasy środkowej są biegunami bipolarnego rozkładu typu „ubóstwo-bogactwo”) bądź też brak zmian wielkości tej frakcji (gdy granice klasy środkowej są biegunami bipolarnego rozkładu najbliższego).

Oceny przebiegu procesu polaryzacji dochodowej w latach 2000-2014 za pomocą różnych formuł indeksów polaryzacji nie dają tych samych wyników ze względu na różny sposób ich konstrukcji. Indeksy polaryzacji, w których nie odwołujemy się przy ocenie procesu polaryzacji do rozkładów odniesienia, tj. indeksy *W*, *EGR* oraz *MBH* wskazują na nieznaczny wzrost tej polaryzacji (indeksy *W* i *MBH*) lub też brak zmian stopnia polaryzacji (indeks *EGR*). Także wartość indeksu Kota, który w ocenie stopnia polaryzacji odwołuje się do rozkładu bipolarnego najbliższego, nie uległa znaczącym zmianom w 2014 r. w stosunku do 2000 r. Natomiast przyjmując jako rozkład odniesienia bipolarny rozkład typu „ubóstwo-

bogactwo” stwierdzamy znaczący spadek stopnia polaryzacji dochodowej w Polsce w badanym okresie. Wynika to z faktu, że zmiany stopnia polaryzacji mierzonej tym indeksem są najczęściej zgodne ze zmianami zasięgu ubóstwa. Innymi słowy zmniejszaniu się odsetka gospodarstw domowych ubogich towarzyszy najczęściej spadek wartości rozważanego indeksu polaryzacji dochodowej, a w badanym okresie nastąpił w Polsce znaczący wzrost poziomu zamożności gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych poniżej minimum socjalnego.

Kierunek zmian stopnia polaryzacji dochodowej w Polsce w badanym okresie nie jest zgodny z kierunkiem zmian nierówności dochodowych, które nieznacznie spadły. Należy jednak podkreślić, że zarówno zmiany stopnia polaryzacji jak i stopnia nierówności były w badanym okresie nieznaczne.

Fracja klasy środkowej województw w latach 2000-2014 w dwóch pierwszych rozważanych wariantach ustalania jej granic znacząco się zwiększyła. Jedynie w trzecim z wariantów wyznaczania granic klasy środkowej (jako granice klasy środkowej przyjęto bieguny bipolarnego rozkładu najbliższego) frakcja ta nie uległa zmianom.

Wartości wszystkich zastosowanych w analizie procesu polaryzacji dochodowej indeksów polaryzacji wskazują generalnie na znaczącą konwergencję dochodową w Polsce w układzie wojewódzkim w latach 2000-2014. Jednakże w podokresie 2006-2014 obserwujemy zachodzenie zjawiska konwergencji dochodowej. Konwergencji dochodowej w Polsce w układzie wojewódzkim w latach 2010-2014 towarzyszył znaczny spadek nierówności. Na zjawisko to wskazują wartości wszystkich zastosowanych w analizie miar nierówności.

W świetle przeprowadzonych analiz empirycznych frakcja klasy środkowej krajów UE nie uległa zmianom w 2014 r. w stosunku do 2006 r., w żadnym z wariantów ustalania jej granic. Oceny procesu polaryzacji dochodowej w ramach UE w układzie krajowym za pomocą indeksów polaryzacji nie dają natomiast identycznych wyników. Indeksy EGR oraz Kota – bipolarny rozkład odniesienia najbliższy wskazują jednak na wzrost stopnia polaryzacji lub brak zmian tego stopnia (indeks Kota – bipolarny rozkład odniesienia typu „ubóstwo-bogactwo”) w badanym okresie. Natomiast indeks MBH sygnalizuje konwergencję dochodową analizowanego rozkładu dochodów.

Wzrostowi stopnia polaryzacji dochodowej w UE towarzyszył nieznaczny spadek dochodowych nierówności międzykrajowych. Potwierdza to wcześniej sformułowany pogląd, podzielany przez wielu ekonomistów, że procesowi polaryzacji nie zawsze musi towarzyszyć zwiększanie się nierówności. Innymi słowy polaryzacja dochodowa nie jest tym samym zjawiskiem co nierówności dochodowe.

Uzyskane w analizie procesu polaryzacji dochodowej rezultaty empiryczne wskazują na duże znaczenie dla oceny przebiegu tego procesu sposobu konstrukcji indeksów polaryzacji, w tym wyboru rozkładu odniesienia.

Bibliografia

- Aghevli B.B. i Mehran F. (1981), *Optimal Grouping of Income Distribution Data*, "Journal of the American Statistical Association", 76, 22-26.
- Anderson G. (2004), *Toward an Empirical Analysis of Polarization*, "Journal of Econometrics", 122(1), 1–26.
- Banerjee A. i Duflo E. (2008), *What Is Middle Class about the Middle Classes around the World?*, "Journal of Economic Perspectives", 22(2), 3-28.
- Cowell F. (1980), *On the Structure of Additive Inequality Measures*, "Review of Economic Studies", 47(3), 521-531.
- Davies J.B. i Shorrocks A.F. (1989), *Optimal Grouping of Income and Wealth Data*, "Journal of Econometrics", 42, 97-108.
- Deaton A. (2000), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Johns Hopkins University Press (Published for the World Bank) Baltimore MD.
- Duclos J-Y., Esteban J. i Ray D. (2004), *Polarization: Concepts, Measurement, Estimation*. "Econometrica", 72(6), 1737–1772.
- Esteban J. i Ray D. (1994), *On the Measurement of Polarization*, „Econometrica”, 62(4), 819-852.
- Esteban J., Gardín C. i Ray D. (2007), Extension of a Measure of Polarization, with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries, "Journal of Economic Inequality", 5(1), 1-19.
- GUS (2014), *Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2013)*, Warszawa.
- GUS (2015), *Budżety gospodarstw domowych w 2014 r.*, Warszawa.
- Handcock M.S. i Morris M. (1999), *Relative Distribution Methods in the Social Sciences*, Springer, New York.
- Horrigan H. i Haugen S. (1988), *The Declining Middle Class: a Sensitivity Analysis*, „Monthly Labour Review”, 111, 3-13.
- Ibe O.C. (2009), *Markov Processes for Stochastic Modeling*, Amsterdam, Elsevier Academic Press.
- Jones M.C., Marron J.S. i Sheather S.J. (1996), *A Brief Survey of Bandwidth Selection for Density Estimation*, "Journal of the American Statistical Association", 91(433), 401-407.

- Kakwani N.C. (1980), *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications*, Oxford University Press, New York, Oxford, London.
- Keefer P. i Knack S. (2002), *Polarization, Politics and Property Rights: Links Between Inequality and Growth*, „Public Choice”, 111, 127-154.
- Kharas H. i 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*, Brookings Institution Press, Washington, DC.
- Kondor Y. (1971), *An Old-New Measure of Income Inequality*, „Econometrica”, 39 (6), 1041-42.
- Kot S.M. (2000), *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- Kot S.M. (2008), *Polaryzacja ekonomiczna. Teoria i zastosowanie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kulczycki P. (2005), *Estymatory jądrowe w analizie systemowej*, WNT, Warszawa.
- Kuttner B. (1983), *The Declining Middle*, „The Atlantic Monthly”, 108(1), 60-72.
- Morris M., Bernhardt A.D. i Handcock M.S. (1994), *Economic Inequality: New Methods for New Trends*. „American Sociological Review” 59(2), 205-219.
- Quah D.T. (1996), *Convergence Empirics Across Economies with (some) Capital Mobility*, „Journal of Economic Growth”, 1(1), 95-124.
- Quah D.T. (1997), *Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs*, „Journal of Economic Growth”, 2(1), 27-59.
- Panek T. (2011), *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Panek T. i Zwierzchowski J. (2013), *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Pen J. (1973), *A Parade of Dwarfs (and a Few Giants)*, w: A.B. Atkinson (red.), *Wealth Income and Inequality*, Penguin, Middlesex.
- Piętak Ł. (2015), *Polaryzacja ekonomiczna w Hiszpanii w latach 1955-2013*, „Ekonomista”, 1, 114-128.
- Podgórska M., Śliwka P., Topolewski M. i Wrzosek M. (2002), *Łańcuchy Markowa w teorii i w zastosowaniach*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa.
- Shorrocks A.F. (1976), *Income Mobility and the Markov Assumption*, „The Economic Journal”, 86(343), 566-578.
- Shorrocks A.F. (1978), *The Measurement of Mobility*. „Econometrica”, 46(5), 1013-1024.

- Rosenthal N. (1985), *The Shrinking Middle Class: Myth or Reality?* „Monthly Labour Review”, 108(3), 3-19.
- Silverman B. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis (Monographs on Statistics and Applied Probability)*, Chapman and Hall, London.
- Schimdt A. (2000), *Statistical Measurement of Income Polarization. A Cross-National Comparison*, University of Cologne, Germany.
- Thurow L. (1984), *The Disappearance of the Middle Class*, “New York Times”, 133, February 5, section 3(2).
- Wangi A. i Tsuii K. (2000), *Polarization Orderings and New Classes of Polarization Indices*, “Journal of Public Economic Theory”, 2, 349-363.
- Whitmore G.A. i Findlay M.C. (red.) (1982), *Stochastic Dominance*, Lexington Books, Lexington, Massachusetts.
- Wolf P., Montaigne F. i Gonzales G.R. (2010), Investing in Statistics, w: A.B. Atkinson i E. Marlier (red), *Income and Living Conditions in Europe*, Publications Office of the European Union, Luxembourg, 37-56.
- Wolfson M.C. (1994), *When Inequalities Diverge*, “American Economic Review”, 84, Papers and Proceedings, 353-358.
- Wolfson M.C. (1997), *Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results*, “Review of Income and Wealth”, 43(4), 401-421.
- Zhang X. i Kanbur R. (2001), *What Difference do Polarization Measures Make? An Application to China*, “Journal of Development Studies”, 37(3), 85-98.

Aneks

Tabela A.1. Przeciętne wojewódzkie miesięczne rozporządalne dochody ekwiwalentne gospodarstw domowych w latach 2000-2014 (ceny stałe, 2014=100).

Województwa	Przeciętne wojewódzkie, miesięczne dochody ekwiwalentne do dyspozycji gospodarstw domowych (w zł)														
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Dolnośląskie	1197	1229	1296	1287	1294	1354	1455	1554	1741	1762	1820	1834	1841	1806	1844
Kujawsko-pomorskie	1143	1173	1236	1150	1180	1174	1319	1483	1503	1566	1812	1603	1545	1626	1689
Lubelskie	1019	1072	1103	1171	1198	1172	1256	1322	1415	1427	1476	1483	1473	1544	1650
Lubuskie	1217	1234	1229	1236	1165	1220	1438	1492	1626	1681	1709	1675	1658	1700	1771
Łódzkie	1233	1206	1224	1249	1278	1310	1404	1487	1575	1641	1701	1670	1676	1729	1739
Małopolskie	1201	1243	1217	1233	1317	1302	1353	1464	1618	1639	1697	1673	1664	1730	1783
Mazowieckie	1495	1472	1507	1580	1656	1624	1796	1977	2107	2222	2407	2368	2371	2327	2345
Opolskie	1217	1197	1211	1259	1339	1379	1387	1491	1709	1683	1648	1687	1719	1654	1691
Podkarpackie	1023	1039	1045	1073	1079	1126	1159	1204	1305	1324	1395	1381	1364	1431	1502
Podlaskie	1070	1089	1127	1104	1151	1239	1335	1410	1462	1547	1588	1658	1655	1636	1684
Pomorskie	1277	1326	1430	1411	1371	1422	1575	1745	1806	1828	1909	1906	1868	1984	1940
Śląskie	1298	1295	1275	1275	1313	1362	1433	1507	1615	1690	1733	1718	1734	1793	1849
Świętokrzyskie	1034	1065	1095	1096	1106	1089	1218	1289	1405	1449	1554	1514	1530	1581	1658
Warmińsko-mazurskie	1095	1112	1133	1150	1183	1233	1270	1371	1529	1655	1643	1579	1536	1550	1717
Wielkopolskie	1226	1230	1221	1254	1281	1320	1441	1520	1635	1662	1751	1667	1633	1704	1771
Zachodnio-pomorskie	1233	1221	1241	1273	1373	1323	1414	1497	1643	1728	1764	1764	1763	1710	1846

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

Tabela A.2. Średnie realne dochody ekwiwalentne netto wyrażone w PPS w krajach UE w latach 2006-2014.

Kraje	Średni dochód ekwiwalentny netto wyrażony w PPS								
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Austria	22782	23162	23780	24251	24067	24205	23911	23421	24340
Belgia	20988	20505	20549	20995	20537	20468	20205	21295	21152
Bułgaria	4863	4730	6466	7185	7138	6941	6448	6967	7977
Cypr	21891	24256	23214	23873	22526	22837	22804	20943	20161
Czechy	11161	11669	11954	12459	11751	11922	11811	12256	12513
Dania	19731	20638	20766	20078	19950	21011	20401	21707	22316
Estonia	9291	10006	10091	10971	9970	9498	9734	10336	11287
Finlandia	19680	20052	20972	21480	20914	21179	21285	21600	21221
Francja	19249	18922	22487	22642	22170	22544	22707	22825	22444
Grecja	15196	15192	15348	15776	14954	13161	10986	9925	9959
Irlandia	20170	21638	21299	20552	20447	19859	18696	18831	19192
Hiszpania	15981	16217	18795	19360	18334	17311	16672	16276	16480
Holandia	21289	22592	24165	23786	22813	22127	21799	21398	20873
Litwa	7540	8765	9373	9762	8095	7413	8056	8778	9408
Luksemburg	35763	35946	34704	34876	32736	31585	30663	32583	31759
Łotwa	7182	8536	9549	9159	7681	7491	7549	7996	8912
Malta	15892	15971	16547	16848	16276	16415	16441	16866	17323
Niemcy	19121	22069	22538	22233	21509	21766	22106	22482	22009
Polska	7532	8048	9304	9678	9567	10092	10170	10626	11057
Portugalia	12669	12877	12858	12775	12616	12268	12060	11863	12128
Rumunia	4728	4771	4680	4868	4723	4549	4289	4579	4581
Szwecja	17898	18811	20166	20948	20007	20241	21021	21854	21964
Słowenia	15977	16325	16423	16969	15454	15744	15624	15297	15451
Słowacja	6243	7143	8129	9601	10150	10445	10837	10314	10777
Węgry	10071	9277	8801	8773	8180	8628	8777	8224	8585
Wielka Bryt.	25808	26978	26306	23193	21300	20488	20012	19784	19845
Włochy	18634	19003	19099	19243	18750	18798	17983	17386	17364

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets>