



ISiD
ISiD

Zeszyty naukowe

Working papers

Czy w Polsce zachodzi polaryzacja ekonomiczna?

Tomasz Panek

Jan Zwierchowski

Zeszyty naukowe

Instytut Statystyki i Demografii SGH

Nr 49, rok 2017

Streszczenie

W ostatnich latach przedmiot wielu badań stanowi analiza wpływu wzrostu ekonomicznego i nierówności dochodowych na polaryzację rozkładu dochodów oraz zmiany frakcji środkowej klasy dochodowej, czyli szukanie odpowiedzi na pytanie czy proces polaryzacji/konwergencji rozkładu dochodów w tym okresie prowadził w efekcie do polaryzacji/konwergencji ekonomicznej. Poprzez polaryzację ekonomiczną rozumiemy tym samym taką polaryzację rozkładu dochodów, która prowadzi do zmniejszania się frakcji jednostek należących do środkowej klasy dochodowej przy jednoczesnym wzroście udziału jednostek należących do klasy niskiej i wysokiej. Natomiast konwergencja ekonomiczna oznacza konwergencję rozkładu dochodów skutkującą zwiększeniem się frakcji środkowej klasy dochodowej.

Jednym z podstawowych podejść do opisu polaryzacji stanowi podejście parametryczne, w którym do oceny zmian polaryzacji stosuje się mierniki ilościowe zwane indeksami polaryzacji. Indeksy polaryzacji funkcjonujące w literaturze przedmiotu nie pozwalają jednak na ocenę stopnia polaryzacji (konwergencji) ekonomicznej w ścisłym znaczeniu, tzn. takiej polaryzacji (konwergencji), która prowadzi do zanikania (wzrostu) środkowej klasy dochodowej.

W opracowaniu zaproponowano nową klasę cząstkowych indeksów polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock (1994), które pozwalają na wszechstronną ocenę wpływu zmian rozkładu dochodów (jego polaryzacji lub konwergencji) na zmiany frakcji środkowej klasy dochodowej. Następnie, wykorzystując dane z badania Diagnoza Społeczna, zweryfikowano hipotezę czy zmiany rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2005-2015 doprowadziły do ich polaryzacji czy też konwergencji ekonomicznej. Wyniki przeprowadzonych analiz wskazują, że wzrostowi dochodów realnych gospodarstw domowych w tym okresie towarzyszyło zwiększenie się frakcji środkowej grupy dochodowej gospodarstw domowych.

Słowa kluczowe: polaryzacja ekonomiczna, indeksy polaryzacji, zanikanie klasy środkowej

Spis treści

1. Wstęp.....	4
2. Relatywny medianowy indeks polaryzacji.....	6
3. Częstkowe indeksy MBH.....	8
4. Zmiany relatywnych rozkładów dochodów w Polsce w latach 2005-2015	16
4.1. Charakterystyka danych.....	16
4.2. Identyfikacja środkowej klasy dochodowej.....	18
4.3. Czy środkowa klasa dochodowa w Polsce zanika?	19
Podsumowanie	22
Bibliografia.....	27

1. Wstęp

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 prasowe 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 całkowitego zaniku środkowej klasy dochodowej i 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 ekonomicznej ma miejsce gdy biedni ubożeją, a bogaci stają się coraz bogatszymi. Proces ten nie musi jednak oznaczać zaniku środkowej klasy dochodowej 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 kwalifikują ich do zaliczenia do klasy „bogatyh” a część osób z klasy środkowej zbiedniała tak drastycznie, że ich dochody kwalifikują ich do zaliczenia do 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”.

Pojęcie polaryzacji ekonomicznej często niesłusznie utożsamiane jest z pojęciem nierówności dochodowych. Nierówność rozkładu dochodów oznacza odchylenie rozkładu dochodów od rozkładu egalitarnego, 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 środkowej klasy dochodowej do klasy „ubogich” lub do klasy „bogaty” 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 „bogaty” lub ubożeniem „ubogich” i w żaden sposób nie wpływać na zmniejszanie się liczebności środkowej klasy dochodowej. 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 dochodami bogaty i ubogich powoduje wzrost konfliktów społecznych i poczucie niesprawiedliwości (Keefer i Knack, 2002; Duclos, Esteban i Ray, 2004).

Jednym z podstawowych podejść do opisu polaryzacji stanowi podejście parametryczne, w którym do oceny zmian polaryzacji stosuje się mierniki ilościowe zwane 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 (Wolfson, 1997; Handcock i Morris, 1999; Duclos, Esteban i Ray, 2004; Esteban, Gardin i Ray, 2007).

Indeksy polaryzacji zaproponowane przez wspomnianych badaczy nie pozwalają jednak na ocenę stopnia polaryzacji ekonomicznej w ścisłym znaczeniu, tzn. takiej polaryzacji, która prowadzi do zanikania środkowej klasy dochodowej. W opracowaniu zaproponowano klasę cząstkowych indeksów polaryzacji, bazujących na ogólnej koncepcji relatywnego medianowego indeksu polaryzacji Morris-Bernhardt Handcock (1994), które pozwalają na wszechstronną ocenę wpływu zmian rozkładu dochodów (jego polaryzacji lub konwergencji) na zmiany frakcji środkowej klasy dochodowej. Indeksy te zastosowano do weryfikacji hipotezy badawczej czy zmiany rozkładu dochodów gospodarstw domowych w Polsce w

latach 2005-2015 spowodowały zmiany frakcji ich środkowej klasy dochodowej, czyli czy skutkowały polaryzacją lub konwergencją ekonomiczną.

2. Relatywny medianowy indeks polaryzacji

Indeks polaryzacji zaproponowany przez M. Morrisa, A. Bernhardta i M. Handcocka (MBH) (1994) bazuje na porównaniu rozkładów dochodów w okresie podstawowym i w okresie badanym¹. Tworzony jest w tym celu relatywny rozkład dochodów. Aby wyeliminować wpływ na indeks polaryzacji przesunięcia w analizowanym rozkładzie dochodów w porównywanych okresach dochody w roku badanym powinny być wstępnie podzielone przez stopę zmian wartości mediany rozkładu dochodów w analizowanym okresie:

$$Me_{t=1,t=0}(r) = \frac{Me_{t=1}(y)}{Me_{t=0}(y)}, \quad (1)$$

gdzie:

$Me_{t=1}(y)$, $Me_{t=0}(y)$ – wartość mediany rozkładu dochodów odpowiednio w roku badanym $t=1$ i w roku podstawowym $t=0$.

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 roku badanego $t=1$ definiuje następująca funkcja gęstości dla kwantyla rzędu r (Morris, Bernhardt i Handcock, 1994):

$$g_{t=1}(r) = \frac{f_{t=1}(y_r)}{f_{t=0}(y_r)}, \quad 0 < r \leq 1, \quad (2)$$

gdzie:

¹ Metoda ta opiera się na funkcjach gęstości rozkładu co wskazuje, że posiada ona także aspekt nieparametryczny.

$f_{t=1}(y), f_{t=0}(y)$ – 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:

$$G_{t=1}(r) = F_{t=1}(F_{t=0}^{-1}(r)), \quad 0 < r \leq 1, \quad (3)$$

gdzie:

$F_{t=0}^{-1}(r)$ – funkcja odwrotna dystrybuanty rozkładu dochodów z roku podstawowego.

M. Morris, A. D. Bernhardt i M. S. Handcock zaproponowali następującą ogólną postać relatywnego medianowego indeksu polaryzacji, sumując wszystkie zmiany w relatywnym rozkładzie dochodów w badanym okresie:

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

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 dochodów. Od strony technicznej całka we wzorze (4) jest średnim odchyleniem relatywnego rozkładu dochodów od rozkładu jednostajnego. Stałe we wzorze (4) powodują takie przeskalowanie indeksu, że przyjmuje on wartości z przedziału $[-1;1]$. Wartość 0 indeksu mówi o braku zmian analizowanego rozkładu dochodów. Wartości dodatnie indeksu wskazują na polaryzację dochodową, a wartości ujemne na konwergencję rozkładu dochodów.

Dystrybuanta relatywnego rozkładu dochodów (3), co jest ważne z praktycznego punktu widzenia, może zostać zdefiniowana zarówno dla rozkładu ciągłego jak i dla rozkładu skokowego.

Dla danych indywidualnych (rozkładu skokowego) indeks polaryzacji *MBH* przyjmuje postać:

$$MBH_{t=1} = \frac{4}{n_{t=1}} \sum_{i=1}^{n_{t=1}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| - 1 = \frac{4}{n_{t=1}} \sum_{i=1}^{n_{t=1}} \left| F_{t=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - 1, \quad (5)$$

gdzie:

$n_{t=1}$ – liczba jednostek w roku badanym $t=1$,

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

3. Częstkowe indeksy polaryzacji MBH

Bazując na ogólnej koncepcji indeksu MBH proponujemy zdefiniować klasę cząstkowych indeksów polaryzacji mierzących wpływ na zmianę rozkładu dochodów badanych jednostek zmian rozkładów dochodów różnych grup tych jednostek. Ogólną postać cząstkowego relatywnego indeksu polaryzacji dla G -tej grupy jednostek możemy przedstawić następująco:

$$MBH_{t=1}^G = \left(\frac{1}{D^G \cdot n_{t=1}^G} \int_0^1 \left| r^G - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr^G \right)^{\log \frac{1}{2} 2} - 1 \quad (6)$$

gdzie:

$$D^G = \frac{1}{n_{t=1}^G} \int_0^1 \left| F_{t=1}(y)^G - \frac{1}{2} \right| dF_{t=1}(y^G) \quad (7)$$

$\eta_{t=1}^G$ - liczba jednostek w roku badanym należących do G -tej grupy,

r^G – rzędy kwantyli jednostek należących do G -tej grupy w roku podstawowym,

D^G – współczynnik normujący.

Natomiast dla danych indywidualnych indeks ten przyjmuje postać:

$$MBH_{t=1}^G = \left(\frac{1}{D^G \cdot n_{t=1}^G} \sum_{i \in 1}^{n_{t=1}^G} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log \frac{1}{2D^G} 2} - 1, \quad (8)$$

gdzie:

$$D^G = \frac{\sum_{i \in 1}^{n_{t=1}^G} \left| F_{t=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right|}{n_{t=1}^G}. \quad (9)$$

Współczynnik D^G jest średnią z sumy absolutnych różnic pomiędzy rzędami kwantyli jednostek należących do G -tej grupy w rozkładzie dochodów wszystkich jednostek w roku badanym i medianą rozkładu dochodów wszystkich jednostek.

Alternatywnie indeks (8) można zapisać w postaci:

$$MBH_{t=1}^G = \left(\frac{\sum_{i \in 1}^{n_{t=1}^G} \left| R_i - \frac{1}{2} \right|}{\sum_{i \in 1}^{n_{t=1}^G} \left| F_{t=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right|} \right)^{\log \frac{1}{2D^G} 2} - 1 \quad (10)$$

Cząstkowy relatywny indeks polaryzacji (6) jest podobnie jak ogólny relatywny indeks polaryzacji (5) unormowany w przedziale $[-1; +1]$. Co więcej indeks cząstkowy stanowi szczególny przypadek indeksu ogólnego gdy G obejmuje całą badaną zbiorowość. Jeżeli do grupy G należą wszystkie badane jednostki z zachodzącą następującą zależnością:

$$\sum_{i \in I}^{n_{t=1}^G} \left| F_{t=i}(y_i) - \frac{1}{2} \right| = \frac{1}{4} n_{t=1} \quad (11)$$

oraz

$$\frac{\log_1 2}{2D^G} = \frac{\log_1 2}{1/4 \cdot 2} = \log_2 2 = 1 \quad (12)$$

i wzór na indeks $MBH_{t=1}^G$ sprowadza się do wzoru (5).

Do oceny czy zmiany rozkładu dochodów prowadzą do zmian frakcji środkowej klasy dochodowej, proponujemy zastosować cząstkowe relatywne indeksy polaryzacji MBH, które pozwalają na rozróżnienie w ramach oceny procesu zmian relatywnych rozkładów dochodów tych zmian, które powodują zmiany frakcji środkowej klasy dochodowej (prowadzą do polaryzacji lub konwergencji ekonomicznej) od zmian relatywnych rozkładów dochodów, które nie powodują zmian tej frakcji (prowadzą do polaryzacji lub konwergencji nieekonomicznej). Przedstawiamy poniżej dwa typy cząstkowych relatywnych indeksów polaryzacji MBH , które umożliwiają wszechstronną analizę wpływu zmian rozkładów dochodów na zmiany liczebności (frakcji) środkowej klasy dochodowej.

Wstępnie obszar zmienności dochodów badanych jednostek dzielimy na trzy rozłączne przedziały: $\langle y_0, y_i \rangle$, $\langle y_i, y_i'' \rangle$ oraz $(y_i'', y_n \rangle$, gdzie y_i' i y_i'' stanowią dolną i górną granicę dochodów środkowej klasy dochodowej.

Pierwsza grupa relatywnych cząstkowych indeksów polaryzacji MBH zawiera trzy indeksy mierzące zmiany relatywnych dochodów badanych w środkowej klasie dochodowej ($MBH_{t=1}^{MC}$), tj. w przedziale $\langle y_i, y_i'' \rangle$, w niższej klasie dochodowej ($MBH_{t=1}^{HC}$), tj. w przedziale $\langle y_0, y_i \rangle$ oraz w wyższej klasie dochodowej ($MBH_{t=1}^{LC}$), tj. w przedziale $(y_i'', y_n \rangle$.

Pierwszy z relatywnych cząstkowych indeksów polaryzacji przyjmuje postać:

$$MBH_{t=1}^{MC} = \left\{ \frac{8}{n_{t=1} \left[(1 - 2w_{t=1}^{LC})^2 + (1 - 2w_{t=1}^{HC})^2 \right]} \int_{y'}^{y''} \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr \right\} \log \frac{4}{(1 - 2w_{t=1}^{LC})^2 + (1 - 2w_{t=1}^{HC})^2} \frac{1 - w_{t=1}^{LC} - w_{t=1}^{HC}}{2} - 1 \quad (13)$$

gdzie:

$w_{t=1}^{HC}, w_{t=1}^{LC}$ – frakcje jednostek należących odpowiednio do wyższej klasy dochodowej i niższej klasy dochodowej.

Mierzy on polaryzację (konwergencję) dochodową w środkowej klasie dochodowej. Dodatnie wartości indeksu świadczą o polaryzacji dochodowej jednostek należących do środkowej klasy dochodowej, wartości ujemne o konwergencji dochodowej, a wartość 0 o braku zmian rozkładu dochodów w środkowej klasy dochodowej. Powyższy indeks cząstkowy jest miarą polaryzacji dochodowej, która może lecz nie musi prowadzić do zmniejszenia się frakcji jednostek w środkowej klasie dochodowej. Dla potwierdzenia czy w przypadku wystąpienia polaryzacji (konwergencji) dochodowej prowadzi ona do zmniejszenia (zwiększenia) frakcji jednostek należących do środkowej klasy dochodowej niezbędna jest jeszcze analiza zmian frakcji środkowej klasy dochodowej w badanym okresie.

Dwa kolejne cząstkowe relatywne indeksy polaryzacji są miarami polaryzacji (konwergencji) dochodowej rozkładu dochodów poza środkową klasą dochodową.

Pierwszy z tych indeksów ma postać:

$$MBH_{t=1}^{HC} = \left[\frac{2}{n_{t=1} \cdot w_{t=1}^{HC} \cdot (1 - w_{t=1}^{HC})} \int_{y''}^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr \right] \log \frac{1}{1 - w_{t=1}^{HC}} - 1 \quad (14)$$

Powyższy indeks stanowi miarę polaryzacji (konwergencji) wynikającej ze zmian relatywnych dochodów jednostek w wyższej klasie dochodowej, które nie muszą jednak prowadzić do zmiany frakcji jednostek w tej klasie dochodowej. Interpretacja jego wartości jest analogiczna jak wartości indeksu (13).

Trzeci cząstkowy relatywny indeks polaryzacji możemy zapisać następująco:

$$MBH_{t=1}^{LC} = \left[\frac{2}{n_{t=1} \cdot w_{t=1}^{LC} \cdot (1 - w_{t=1}^{LC})} \int_{y_0}^{y_1} \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr \right] \log \frac{1}{1 - w_{t=1}^{LC}}^2 - 1. \quad (15)$$

Jest on miarą polaryzacji dochodowej odnoszącą się do zmian relatywnych dochodów jednostek w niższej klasie dochodowej, które nie muszą powodować zmiany frakcji jednostek z tej klasy dochodowej. Jego wartości interpretujemy analogicznie jak wartości indeksów (13) i (14).

Dla empirycznych rozkładów dochodów indeksy (13), (14) i (15) przyjmują następujące postacie:

$$MBH_{t=1}^{MC} = \left\{ \frac{8}{n_{t=1} \left[(1 - 2w_{t=1}^{LC})^2 + (1 - 2w_{t=1}^{HC})^2 \right]} \sum_{i=i'}^{n_{i'',t=1}} \left| r_i - \frac{1}{2} \right| \right\} \log \frac{4}{(1 - 2w_{t=1}^{LC})^2 + (1 - 2w_{t=1}^{HC})^2}^{1 - w_{t=1}^{LC} - w_{t=1}^{HC}}^2 - 1 \quad (16)$$

$$MBH_{t=1}^{HC} = \left[\frac{2}{n_{t=1} \cdot w_{t=1}^{HC} \cdot (1 - w_{t=1}^{HC})} \sum_{i=i''+1}^{n_{t=1}} \left| r_i - \frac{1}{2} \right| \right] \log \frac{1}{1 - w_{t=1}^{HC}}^2 - 1, \quad (17)$$

$$MBH_{t=1}^{LC} = \left[\frac{2}{n_{t=1} \cdot w_{t=1}^{LC} \cdot (1 - w_{t=1}^{LC})} \sum_{i=1}^{n_{i'-1,t=1}} \left| r_i - \frac{1}{2} \right| \right] \log \frac{1}{1 - w_{t=1}^{LC}}^2 - 1. \quad (18)$$

Druga grupa relatywnych cząstkowych indeksów polaryzacji MBH pozwala pogłębić analizę zmian rozkładu dochodów i bezpośrednio ocenić, czy ma ona wpływ na zmiany frakcji środkowej klasy dochodowej, tzn. czy zgodnie z przyjętą definicją polaryzacja (konwergencja dochodowa) ma charakter polaryzacji (konwergencji) ekonomicznej. Grupy jednostek określane są tutaj nie na podstawie ich przynależności do określonej części rozkładu dochodów lecz ze względu na ich przynależność do określonych grup w roku podstawowym i

w roku badanym. Dla danych indywidualnych ogólną postać cząstkowego relatywnego indeksu polaryzacji możemy przedstawić następująco:

$$MBH_{t=1}^G = \left(\frac{1}{D^G \cdot n_{t=1}^G} \sum_{i \in I} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log \frac{1}{2} \cdot 2} - 1 + \frac{2}{n^G} \left(\sum_{i \in I} \left| F_{t=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - \left| F_{t=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| \right) \quad (19)$$

Przy ocenie stopnia polaryzacji (konwergencji) dochodowej indeks (19) uwzględnia łącznie stopień polaryzacji (konwergencji) rozważanej grupy jednostek w odniesieniu do całego rozkładu dochodów jak i stopień polaryzacji (konwergencji) rozkładu dochodów wyłącznie w ramach danej grupy jednostek. W sytuacji gdy analizowaną grupą jest cała populacja jednostek druga część indeksu przyjmuje wartość 0 ($\frac{2}{n^G = n} = \frac{2}{n} \left(n \cdot \frac{1}{4} - n \cdot \frac{1}{4} \right) = 0$) a pierwsza z nich równa jest ogólnemu indeksowi (5). Innymi słowy indeks cząstkowy (19) jest szczególnym przypadkiem indeksu ogólnego (5).

Obliczenia wartości powyższych relatywnych cząstkowych indeksów polaryzacji wymagają porównywania w obu okresach dochodów tych samych jednostek, czyli operowania danymi panelowymi. Podstawowymi cząstkowymi relatywnymi indeksami polaryzacji są tutaj indeksy opisujące zmiany relatywnych rozkładów dochodów badanych grup jednostek prowadzące do zmian frakcji środkowej klasy dochodowej $MBH_{t=1}^{EP}$ oraz niepowodujące tych zmian $MBH_{t=1}^{NEP}$:

Pierwszy z indeksów możemy zdefiniować następująco:

$$MBH_{t=1}^{EP} = \left(\frac{1}{D^{EP} \cdot n^{EP}} \sum_{i=1}^{n^{EP}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log \frac{1}{2} \cdot 2} - 1 + \frac{2}{n^{EP}} \sum_{i=1}^{n^{EP}} \left(\left| F_{t=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - \left| F_{t=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| \right), \quad (20)$$

gdzie:

$n^{EP} = n^{MC \rightarrow} + n^{\rightarrow MC}$ – liczba jednostek podlegających polaryzacji ekonomicznej,

przy czym:

$n^{MC \rightarrow}, n^{\rightarrow MC}$ – liczba jednostek, które odpowiednio opuściły środkową klasę dochodową i weszły do środkowej klasy dochodowej w badanym okresie.

Indeks $MBH_{t=1}^{EP}$ mierzy polaryzację (konwergencję) ekonomiczną, czyli łącznie polaryzację ekonomiczną prowadzącą do zmniejszenia się frakcji jednostek należących do środkowej klasy dochodowej, poprzez ich przejście do niższej lub wyższej klasy dochodowej oraz konwergencję ekonomiczną powodującą zwiększenie się frakcji jednostek należących do środkowej klasy dochodowej na skutek przejścia do niej jednostek z niższej lub wyższej klasy dochodowej.

Indeks cząstkowy, mierzący polaryzację ekonomiczną, czyli polaryzację powodującą zmniejszenie się frakcji środkowej klasy dochodowej ($MBH_{t+1}^{MC \rightarrow}$), ma następującą postać:

$$MBH_{t=1}^{MC \rightarrow} = \left(\frac{1}{D^{MC \rightarrow} \cdot n^{MC \rightarrow}} \sum_{i=1}^{n^{MC \rightarrow}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log_{2D^{MC \rightarrow}} 2} - 1 + \frac{2}{n^{MC \rightarrow}} \sum_{i=1}^{n^{MC \rightarrow}} \left(\left| F_{i=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - \left| F_{i=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| \right) \quad (21)$$

Natomiast drugi z relatywnych cząstkowych indeksów polaryzacji, mierzących konwergencję dochodową powodującą zwiększenie się frakcji środkowej klasy dochodowej, czyli konwergencję ekonomiczną, przyjmuje postać:

$$MBH_{t=1}^{MC \rightarrow} = \left(\frac{1}{D^{\rightarrow MC} \cdot n^{\rightarrow MC}} \sum_{i=1}^{n^{\rightarrow MC}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log_{2D^{\rightarrow MC}} 2} - 1 + \frac{2}{n^{\rightarrow MC}} \sum_{i=1}^{n^{\rightarrow MC}} \left(\left| F_{i=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - \left| F_{i=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| \right) \quad (22)$$

Indeks $MBH_{t=1}^{NEP}$ mierzy polaryzację (konwergencję) nie powodującą zmian frakcji środkowej klasy dochodowej (polaryzację lub konwergencję nieekonomiczną), na którą składa się polaryzacja (konwergencja) wewnątrz środkowej klasy dochodowej i na zewnątrz środkowej klasy dochodowej. Ma on następującą postać:

$$MBH_{t=1}^{NEP} = \left(\frac{1}{D^{NEP} \cdot n \rightarrow NEP} \sum_{i=1}^{n^{NEP}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log \frac{1}{2D^{NEP}} 2} - 1 + \frac{2}{n^{NEP}} \sum_{i=1}^{n^{NEP}} \left(\left| F_{t=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - \left| F_{t=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| \right) \quad (23)$$

gdzie:

$n^{NEP} = n^{MC} + n^{LC,HC}$ – liczba jednostek nie podlegających polaryzacji ekonomicznej,

$n^{MC}, n^{LC,HC}$ – liczba jednostek należących odpowiednio do środkowej klasy dochodowej i nie należących do środkowej klasy dochodowej zarówno w roku podstawowym $t=0$ jak i w roku badanym $t=1$.

Indeks mierzący polaryzację (konwergencję) dotyczącą jednostek należących w obu okresach do środkowej klasy dochodowej ma postać:

$$MBH_{t=1}^{MC'} = \left(\frac{1}{D^{MC} \cdot n \rightarrow MC} \sum_{i=1}^{n^{MC}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log \frac{1}{2D^{MC}} 2} - 1 + \frac{2}{n^{MC}} \sum_{i=1}^{n^{MC}} \left(\left| F_{t=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - \left| F_{t=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| \right) \quad (24)$$

Natomiast indeks stanowiący miarę polaryzacji (konwergencji) dotyczącej jednostek nie należących w obu okresach do środkowej klasy dochodowej przyjmuje postać:

$$MBH_{t=1}^{LC,HC} = \left(\frac{1}{D^{LC,HC} \cdot n \rightarrow LC,HC} \sum_{i=1}^{n^{LC,HC}} \left| R_i - \frac{1}{2} \right| \right)^{\log \frac{1}{2D^{LC,HC}} 2} - 1 + \frac{2}{n^{LC,HC}} \sum_{i=1}^{n^{LC,HC}} \left(\left| F_{t=1}(y_i) - \frac{1}{2} \right| - \left| F_{t=0}(y_i) - \frac{1}{2} \right| \right) \quad (25)$$

4. Zmiany relatywnych rozkładów dochodów w Polsce w latach 2005-2015

4.1. Charakterystyka danych

Podstawą przeprowadzonych analiz zmian relatywnych rozkładów dochodów w Polsce w latach 2005-2015 są dane pochodzące z badania Diagnoza Społeczna realizowanego przez Radę Monitoringu Społecznego (Czapiński, Kotowska i Panek 2015). Badanie to ma charakter panelowy. W kolejnych jego rundach uczestniczą wszystkie dostępne (które zgodziły się dalej uczestniczyć w badaniu) gospodarstwa domowe z poprzednich rund. Badanie Diagnoza Społeczna prowadzone jest metodą reprezentacyjną, która umożliwia uogólnianie, z odpowiednią precyzją, uzyskanych wyników zarówno na wszystkie gospodarstwa domowe w kraju jak i w poszczególnych województwach. W opracowaniu poddano analizie wszystkie gospodarstwa domowe, które uczestniczyły w badaniu w obu analizowanych latach, tj. w roku 2005 oraz w roku 2015.

Jednostką badania jest gospodarstwo domowe. Gospodarstwo domowe to zespół osób spokrewnionych ze sobą lub niespokrewnionych, mieszkających razem i wspólnie utrzymujących się (gospodarstwo domowe wieloosobowe), czy też z innymi osobami. Członkowie rodziny mieszkający wspólnie, ale utrzymujący się oddzielnie, tworzą odrębne gospodarstwo domowe.

Kategorią dochodów stosowaną w badaniu były miesięczne realne dochody netto gospodarstw domowych. Miesięczne dochody netto gospodarstw domowych w poszczególnych latach badania zostały wyrażone w cenach stałych z 2015 r., poprzez ich urealnienie odpowiednim wskaźnikiem 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). 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.

Skale ekwiwalentności zastosowane w prezentowanej analizie, zostały oszacowane na podstawie procedury, wykorzystującej informacje o wielkości wydatków gospodarstw domowych (Szulc, 2003; Panek, 2015). Jako gospodarstwo stanowiące punkt odniesienia (czyli gospodarstwo „standardowe”, ze skalą ekwiwalentności równą 1, przyjęto gospodarstwo pracownicze osoby samotnej w wieku od 30 do 59 lat). Wartość skali ekwiwalentności dla innego, dowolnego gospodarstwa domowego możemy wtedy interpretować jako liczbę zawartych w nim „standardowych” gospodarstw (czyli w naszym przypadku „standardowych” osób). Skale ekwiwalentności zostały oszacowane według następującego wzoru:

$$\ln m_i = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{s=1}^n [m_{sj} (w_{si} + w_{sr})] n \frac{A_{ji}}{A_{jr}}, \quad (26)$$

gdzie:

m_i – skala ekwiwalentności dla i -tego gospodarstwa.

w_{si}, w_{sr} – odsetek wydatków i -tego i r -tego gospodarstwa na s -te dobro lub grupę dóbr. W tym przypadku gospodarstwo r -te jest gospodarstwem standardowym.

m_{sj} – elastyczność wydatków na s -te dobro względem j -tej charakterystyki demograficznej ($j=1,2,\dots,m$).

A_i, A_r – wektory charakterystyk demograficznych i -tego i r -tego gospodarstwa.

W prezentowanym badaniu wektory charakterystyk demograficznych uwzględniały liczbę osób dorosłych w gospodarstwie (powyżej 16 lat), liczbę dzieci (poniżej 10 lat i od 10 do 15 lat) oraz wiek głowy rodziny (16-29 lat, 30-60 lat oraz powyżej 60 lat).

Parametry m_{sj} otrzymujemy poprzez estymację modelu popytu konsumpcyjnego, w którym zmiennymi objaśniającymi są wydatki gospodarstwa domowego, liczba osób dorosłych oraz dzieci w gospodarstwie domowym i ceny dóbr konsumpcyjnych. Są one interpretowane jako demograficzne elastyczności wydatków na poszczególne dobra. Tym samym skala ekwiwalentności uzyskana na podstawie równania (26) jest średnią geometryczną elastyczności wydatków względem zmiennych demograficznych ważonych udziałami wydatków na poszczególne dobra w wydatkach ogółem.

4.2. Identyfikacja środkowej klasy dochodowej

Odpowiedź na pytanie czy zmiany rozkładu dochodów gospodarstw domowych prowadzą do zanikania środkowej klasy dochodowej wymaga uprzedniego zdefiniowania granic tej klasy y_i' i y_i'' , tzn. utworzenia przedziału dochodów klasy środkowej $[y_i', y_i'']$. W analizie wpływu zmian w rozkładzie dochodów na zmiany frakcji środkowej klasy dochodowej gospodarstw domowych w Polsce przyjęto następujące dwa warianty ustalania jej granic:

wariant 1 – granice relatywne. Jako dolną granicę klasy środkowej y_i' przyjęto 75 proc. mediany rozkładu miesięcznych ekwiwalentnych dochodów netto gospodarstw domowych, natomiast jako górną granicę y_i'' przyjęto dwukrotność wartości mediany tego rozkładu²,

wariant 2 – granice absolutne. Jako dolną granicę y_i' dochodów klasy środkowej przyjęto wartość minimum socjalnego gospodarstwa domowego pracowniczego, ustalonego przez Instytut Pracy i Polityki Społecznej dla 2015 r. na poziomie 1030 zł. Jako górną granicę dochodów klasy środkowej y_i'' przyjęto natomiast wartość 5610 zł., tj. wartość netto

² Granice środkowej klasy dochodowej były w ten sposób definiowane w badaniach nierówności dochodowych w Europie prowadzonych przez fundację Eurofund (Vacas-Soriano i Fernandez-Macias, 2017).

dochodów stanowiących dolną granicę drugiego progu podatkowego podatków od osób fizycznych w 2015 r.³

4.3. Czy środkowa klasa dochodowa w Polsce zanika?

W pierwszym kroku dokonano analizy zmian rozkładu dochodów gospodarstw domowych w latach 2005-2015, ustalając granice środkowej klasy dochodowej w sposób relatywny. W badanych latach 2005-2015 nie nastąpiły istotne zmiany rozkładu dochodów gospodarstw domowych w Polsce⁴– indeks polaryzacji przyjął wartość 0,0006 (tabl. 1).

Nieznacznej konwergencji rozkładu dochodów gospodarstw domowych w latach 2005-2015 towarzyszył spadek frakcji gospodarstw domowych w niższej oraz w wyższej klasie dochodowej (tabl. 2). Jednocześnie wzrosła frakcja gospodarstw domowych w środkowej grupie dochodowej. Oznacza to, że nieznaczna konwergencja rozkładu dochodów gospodarstw domowych w badanych latach ma charakter konwergencji ekonomicznej gdyż prowadzi do wzrostu frakcji gospodarstw domowych należących do środkowej klasy dochodowej.

Konwergencji rozkładu dochodów gospodarstw domowych w badanym okresie towarzyszyła konwergencja rozkładu dochodów w wyższej i w niższej klasie dochodowej (częstkowy indeks polaryzacji osiągnął odpowiednio wartości -0,1110 i -0,0492). Jednocześnie obserwujemy polaryzację rozkładu dochodów w środkowej klasie dochodowej (wartość częściowego indeksu polaryzacji wyniosła 0,0073). Konwergencji rozkładu dochodów w wyższej i w niższej klasie dochodowej, towarzyszył relatywny wzrost poziomu zamożności gospodarstw należących do tych grup dochodowych– przeciętne dochody realne gospodarstw należących do tych klas dochodowych wzrosły w badanym okresie odpowiednio o 29 proc. i o prawie 56 proc.(tabl. 2). Polaryzacji rozkładu dochodów gospodarstw należących do klasy

³ Jest to poziom dochodów netto powszechnie przyjmowany jako granica „bogactwa” w Polsce w analizach empirycznych.

⁴ Zmiany rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2005-2015 oceniane na podstawie częściowych indeksów polaryzacji okazały się istotne dla indeksów $MBH^{MC \rightarrow}$ oraz $MBH^{\rightarrow MC}$, czyli podstawowych indeksów służących do oceny polaryzacji ekonomicznej.

średkowej także towarzyszył znaczny wzrost przeciętnych realnych dochodów gospodarstw domowych z tej klasy – wzrosły one o 51 proc.

Drugi typ relatywnych cząstkowych indeksów polaryzacji MBH pozwala na bezpośrednią analizę czy przemieszczanie się gospodarstw domowych pomiędzy wyróżnionymi w badaniu klasami dochodowymi gospodarstw domowych prowadzi w efekcie do polaryzacji (konwergencji) ekonomicznej, tj. zmian frakcji gospodarstw domowych należących do średkowej klasy dochodowej. Przepływy gospodarstw domowych ze średkowej klasy dochodowej do klasy niższej lub wyższej w 2015 r. w stosunku do 2005 r. spowodowały polaryzację rozkładu dochodów w tym okresie (tabl. 1). Natomiast przepływy w odwrotnym kierunku skutkowały konwergencją rozkładu dochodów. Siła polaryzacji była przy tym nieznacznie mniejsza niż siła konwergencji (cząstkowe indeksy polaryzacji przyjęły odpowiednio wartości 0,3351 oraz -0,3987) ale w efekcie indeks polaryzacji związany ze zmianami frakcji średkowej klasy dochodowej osiągnął wartość -0,0534 czego powodem jest znacznie większa skala przepływów gospodarstw domowych do średkowej klasy dochodowej niż odpływów z tej klasy dochodowej i w efekcie zwiększenie się frakcji średkowej klasy dochodowej (tabl. 5). Zaobserwowane przepływy gospodarstw domowych pomiędzy klasami dochodowymi doprowadziły tym samym do konwergencji ekonomicznej tj. konwergencji rozkładu dochodów powodującej jednocześnie wzrost frakcji średkowej klasy dochodowej.

Wartości cząstkowych relatywnych indeksów polaryzacji opisujące zmiany rozkładów dochodów nie prowadzące do zmian frakcji średkowej klasy dochodowej wskazują na różne kierunki zmian tych rozkładów w 2015 r. w stosunku do 2005 r., w zależności od analizowanej grupy gospodarstw domowych. Zmiany poziomu dochodów gospodarstw domowych, które w obu latach należały do średkowej klasy dochodowej, doprowadziły do polaryzacji rozkładu dochodów w ramach tej grupy dochodowej. Wartość indeksu cząstkowego mierzącego siłę i kierunek tych zmian wyniosła 0,0298. Natomiast zmiany poziomu dochodów gospodarstw domowych, które w obu porównywanych latach pozostawały poza średkową klasą dochodową spowodowały konwergencję rozkładu dochodów – wartość odpowiedniego indeksu cząstkowego jest równa -0,0625. Łączna analiza zmian rozkładów dochodów gospodarstw domowych, które nie miały wpływu na zmiany

frakcji gospodarstw domowych należących do klasy środkowej (nie miały wpływu na polaryzację/konwergencję ekonomiczną), w 2015 r. w stosunku do 2005 r. wskazuje na polaryzację tego rozkładu w badanych latach (wartość odpowiedniego indeksu cząstkowego wyniosła 0,0232).

Analiza zmian rozkładów dochodów gospodarstw domowych w klasach dochodowych wyznaczonych w ujęciu absolutnym daje identyczny obraz tych zmian jak miało to miejsce w przypadku klas dochodowych, których granice zostały ustalone w sposób relatywny w niższej i w środkowej klasie dochodowej. Nieznacznej konwergencji rozkładu dochodów gospodarstw domowych zaobserwowanej w badanym okresie towarzyszyła konwergencja rozkładu dochodów w niższej klasie dochodowej oraz polaryzacja tego rozkładu w środkowej i w wyższej grupie dochodowej (odpowiednie indeksy cząstkowe przyjęły wartości -0,0768 oraz 0,0083 oraz 0,1814) (tabl. 3). Ponadto nastąpił w tym okresie znaczący wzrost frakcji gospodarstw domowych należących do środkowej klasy dochodowej - wzrosła ona o prawie 32 punkty procentowe (tabl. 4). Oznacza to, że zaobserwowana w latach 2005-2015 nieznaczna konwergencja dochodowa jest konwergencją ekonomiczną, tj. konwergencją prowadzącą do wzrostu frakcji środkowej klasy dochodowej. Obserwujemy przy tym silny wzrost zamożności środkowej klasy dochodowej w badanym okresie – ich przeciętne dochody w ujęciu realnym zwiększyły się o prawie 20 proc. Zmniejszeniu frakcji gospodarstw domowych należących do niższej grupy dochodowej towarzyszył, podobnie jak w ujęciu relatywnym, wzrost zamożności tej klasy gospodarstw domowych. Jednakże nie był on znaczący – ich przeciętne dochody w ujęciu realnym wzrosły o 1 proc.⁵

Przepływy gospodarstw domowych pomiędzy wyróżnionymi w badaniu grupami gospodarstw domowych prowadzące do konwergencji (polaryzacji) ekonomicznej w ujęciu absolutnym wskazują na takie same kierunki ich wpływu na polaryzację (konwergencję) ekonomiczną jak w przypadku granic klas dochodowych wyznaczonych w sposób relatywny. Jednakże wartości poszczególnych relatywnych cząstkowych indeksów polaryzacji w tych

⁵ Pomijamy analizy dotyczące najwyższej klasy dochodowej ze względu na zbyt małe liczebności próby gospodarstw domowych należących do tej klasy dochodowej w porównywanych latach.

podejściach znaczącą się różnią. Częstkowy indeks polaryzacji związany ze zmianami frakcji środkowej klasy dochodowej przyjął wielkość $-0,0287$ (tabl. 3) co świadczy o zachodzeniu konwergencji ekonomicznej, czyli takiej konwergencji rozkładu dochodów, która prowadzi do zwiększenia frakcji środkowej klasy dochodowej. Konwergencja ta była przy tym słabsza niż w przypadku granic środkowej klasy dochodowej ustalonej w sposób absolutny. Przyływy gospodarstw domowych ze środkowej klasy dochodowej spowodowały polaryzację rozkładu dochodów (wielkość odpowiedniego indeksu cząstkowego równa $0,2569$), a przepływy w odwrotnym kierunku jego konwergencję (wielkość indeksu równa $-0,0685$).

Wartości cząstkowych indeksów polaryzacji charakteryzujące zmiany rozkładu dochodów gospodarstw domowych nieprowadzące do polaryzacji (konwergencji) ekonomicznej, czyli do zmian frakcji środkowej klasy dochodowej mają ten sam kierunek i siłę jak w przypadku przyjęcia wartości tych granic w ujęciu relatywnym. W efekcie tych zmian odpowiedni indeks cząstkowy przyjął wielkość $0,0222$, co wskazuje na polaryzację rozkładu dochodów w ujęciu absolutnym. Polaryzacja ta jest wypadkową konwergencji rozkładu dochodów gospodarstw domowych, które w obu badanych latach należały do środkowej klasy dochodowej (odpowiedni indeks cząstkowy przyjął wielkość $-0,0184$) oraz polaryzacji rozkładu dochodów gospodarstw domowych, które w tych latach pozostawały poza środkową klasą dochodową (wielkość odpowiedniego indeksu cząstkowego wyniosła $0,0931$).

Podsumowanie

W opracowaniu zaproponowano nowe cząstkowe relatywne indeksy polaryzacji MBH, które pozwalają na pogłębienie analiz związanych z polaryzacją dochodową. Ogólna postać indeksu polaryzacji MBH nie pozwala na ocenę charakteru polaryzacji tzn. ocenę czy polaryzacja (konwergencja) dochodowa prowadzi do zmian frakcji środkowej klasy dochodowej, czyli czy ma ona charakter polaryzacji (konwergencji) ekonomicznej. Natomiast zaproponowane cząstkowe relatywne indeksy polaryzacji umożliwiają tego typu analizy.

Przeprowadzona analiza empiryczna zmian rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2005-2015 wskazuje na zachodzenie polaryzacji dochodowej, jednakże nie była ona istotna. Jednocześnie jednak wartości cząstkowych relatywnych indeksów polaryzacji wskazują, że przepływy gospodarstw domowych do środkowej klasy dochodowej, powodujące konwergencję były silniejsze niż odpływy z tej klasy, skutkujące polaryzacją i w efekcie doprowadziły do zwiększenia frakcji środkowej klasy dochodowej. Zjawisko to obserwujemy dla obu wariantów wyznaczania granic środkowej klasy dochodowej, tj. zarówno w ujęciu relatywnym jak i w ujęciu absolutnym. Z przeprowadzonej analizy wynika także, że wzrostowi liczebności środkowej klasy dochodowej towarzyszył wzrost poziomu zamożności we wszystkich wyróżnionych klasach gospodarstw domowych .

Tabl. 1. Indeksy polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock dla rozkładu miesięcznych dochodów realnych netto w Polsce w latach 2005-2015. Granice relatywne

Typ indeksu	Wartości indeksu MBH	Standardowy błąd szacunku	Statystyka z	p*	95% przedział ufności
$MBH_{t=1}$	-0,0006	0,036	-0,017	0,986	[-0,069 0,072]
$MBH_{t=1}^{MC}$	0,0073	0,039	0,187	0,852	[-0,062 0,083]
$MBH_{t=1}^{LC}$	-0,0492	0,136	-0,361	0,718	[-0,329 0,141]
$MBH_{t=1}^{HC}$	-0,1110	0,190	-0,583	0,560	[-0,579 0,801]
$MBH_{t=1}^{EP}$	-0,0534	0,062	-0,859	0,390	[-0,167 0,074]
$MBH_{t=1}^{MC \rightarrow}$	0,3351*	0,100	3,343	0,000	[-0,141 0,532]
$MBH_{t=1}^{\rightarrow MC}$	-0,3987*	0,047	-8,456	0,000	[-0,486 - 0,301]
$MBH_{t=1}^{NEP}$	0,0232	0,033	0,704	0,481	[-0,039 0,090]
$MBH_{t=1}^{MC'}$	0,0298	0,036	0,825	0,409	[-0,039 0,103]
$MBH_{t=1}^{\rightarrow LC, HC}$	-0,0625	0,109	-0,575	0,565	[-0,274 0,145]

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

*oznacza, że cząstkowe indeksy polaryzacji są istotnie większe/mniejsze od 0 przy poziomie istotności 0,05. W przypadku indeksu $MBH_{t=1}^{MC}$ hipoteza alternatywna ma charakter prawostronny a indeksu $MBH_{t=1}^{\rightarrow MC}$ lewostronny. Do wyznaczenia standardowych błędów szacunku oraz przedziałów ufności zastosowano metodę bootstrap przy 10 tys. replikacji podpróbek.

Tabl. 2. Charakterystyka rozkładów miesięcznych dochodów realnych netto gospodarstw domowych w Polsce w latach 2005-2015. Granice relatywne

Rok	Granice klas (w zł)		Fracje klas			Przeciętne dochody (w zł)		
	y'	y''	w ^{LC}	w ^{MC}	w ^{HC}	\overline{y}^{LC}	\overline{y}^{MC}	\overline{y}^{HC}
2005	645	2151	0,172	0,741	0,087	476	1190	3487
2015	989	3297	0,150	0,772	0,078	741	1797	4489

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Tabl. 3. Indeksy polaryzacji Morris-Bernhardt-Handcock dla rozkładu miesięcznych dochodów realnych netto w Polsce w latach 2005-2015. Granice absolutne

Typ indeksu	Wartości indeksu MBH	Standardowy błąd szacunku	Statystyka z	p*	95% przedział ufności
$MBH_{t=1}$	-0,0006	0,036	-0,017	0,986	[-0,069 0,072]
$MBH_{t=1}^{MC}$	-0,0083	0,037	0,220	0,826	[-0,067 0,085]
$MBH_{t=1}^{LC}$	-0,0768	0,121	-0,634	0,526	[-0,335 0,198]
$MBH_{t=1}^{HC}$	0,1814	0,341	0,532	0,595	[-0,492 0,256]
$MBH_{t=1}^{EP}$	-0,0287	0,048	-0,604	0,546	[-0,120 0,064]
$MBH_{t=1}^{MC \rightarrow}$	0,2569*	0,139	1,850	0,032	[-0,007 0,541]
$MBH_{t=1}^{\rightarrow MC}$	-0,0685*	0,051	-1,348	0,089	[-0,166 0,033]
$MBH_{t=1}^{NEP}$	0,0222	0,038	0,586	0,558	[-0,049 0,099]
$MBH_{t=1}^{MC'}$	-0,0184	0,044	-0,422	0,673	[-0,099 0,072]
$MBH_{t=1}^{\rightarrow LC, HC}$	0,0931	0,115	0,808	0,419	[-0,147 0,300]

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

*oznacza, że cząstkowe indeksy polaryzacji są istotnie większe/mniejsze od 0 przy poziomie istotności 0,05. W przypadku indeksu $MBH_{t=1}^{MC}$ hipoteza alternatywna ma charakter prawostronny a indeksu $MBH_{t=1}^{\rightarrow MC}$ lewostronny. Do wyznaczenia standardowych błędów szacunku oraz przedziałów ufności zastosowano metodę bootstrap przy 10 tys. replikacji próbek.

Tabl. 4. Charakterystyki rozkładów dochodowych miesięcznych dochodów realnych netto gospodarstw domowych w Polsce w latach 2005-2015. Granice absolutne

Rok	Granice klas (w zł)		Fracje klas			Przeciętne dochody (w zł)		
	y'	y''	w ^{LC}	w ^{MC}	w ^{HC}	\bar{y}^{LC}	\bar{y}^{MC}	\bar{y}^{HC}
2005	1030	5610	0,508	0,486	0,006	742	1678	.
2015	1030	5610	0,176	0,802	0,021	749	2003	.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie wyników badania Diagnoza Społeczna.

Tabl. 5. Frakcje grup gospodarstw domowych w latach 2005-2015.

Podejście	Frakcje grup gospodarstw					
	w^{EP}	$w^{MC \rightarrow}$	$w^{\rightarrow MC}$	w^{NEP}	w^{HC}	$w^{LC,HC}$
Relatywne	0,410	0,047	0,363	0,590	0,439	0,151
Absolutne	0,302	0,135	0,167	0,698	0,606	0,093

Bibliografia

Anderson G. (2004), *Toward an Empirical Analysis of Polarization*, "Journal of Econometrics", 122(1), 1–26.

Czapiński J., Kotowska I. E. i Panek T. (2015), *The research method. Methodology of analysing poverty. Social Diagnosis 2015. The objective and subjective quality of life in Poland*, „Contemporary Economics”, 9(4), 24-33.

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.

Czapiński J., Kotowska I. E. i Panek T. (2015), *The Research Method. Social Diagnosis 2015. The objective and subjective quality of life in Poland*, „Contemporary Economics”, 9(4), 24-33.

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., Gardin 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.

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.

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.

Kot S. M. (2008), *Polaryzacja ekonomiczna. Teoria i zastosowanie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, 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.

Panek T. (2017), *Polaryzacja ekonomiczna w Polsce*, "Wiadomości Statystyczne", 1, str. 41-61.

Panek T. (2015), *Methodology of Analysing Poverty. Social Diagnosis 2015. The Objective and Subjective Quality of Life in Poland*, „Contemporary Economics”, 9(4), 510-517.

Panek T. (2011), *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.

Rosenthal N. (1985), *The Shrinking Middle Class: Myth or Reality?* „Monthly Labour Review”, 108(3), 3-19.

Szulc A. (2003), *It is Possible to Estimate Reliable Household Equivalence Scales*, „Statistics in Transition”, 6(4), 589–611.

Thurow L. (1984), *The Disappearance of the Middle Class*, "New York Times", 133, February 5, section 3(2).

Wolfson M. C. (1994), *When Inequalities Diverge*, "American Economic Review", 84, Papers and Proceedings, 353-358.

Vacas-Soriano C. i Fernández-Macías E. (2017), *Income Inequalities and Employment Patterns in Europe before and after the Great Recession*, Eurofund, Publications Office of the

European Union, Luxembourg, <https://www.eurofound.europa.eu/publications/report/2017/income-inequalities-and-employment-patterns-in-europe-before-and-after-the-great-recession>