

Tomasz PANEK

Polaryzacja ekonomiczna w Polsce

Streszczenie. *W badaniu dokonano oceny polityki społecznej i gospodarczej prowadzonej po akcesji Polski do Unii Europejskiej. Zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych były analizowane poprzez ocenę zmienności stopnia polaryzacji ekonomicznej. Ponadto poddano ocenie zmiany nierówności dochodowych. Badanie przeprowadzono dla lat 2000—2014. W analizie polaryzacji zastosowano indeksy polaryzacji, a dla zobrazowania zmian nierówności dochodowych — współczynniki nierówności.*

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

JEL: D31, C18, C46

Zmniejszenie nierówności dochodowych, ze szczególnym naciskiem na poprawę sytuacji gospodarstw domowych i osób zagrożonych ubóstwem, stanowi jeden 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. Akcesja Polski do Unii Europejskiej (UE) spowodowała finansowe korzyści, ale jednocześnie konieczność podporządkowania się narzuconym zasadom korzystania z tych środków. Wynika z tego obowiązek pomiaru rezultatów prowadzonych działań w ramach polityki społecznej, aby ocenić ich skuteczność.

W badaniu skoncentrowano się na ocenie, czy prowadzona po akcesji Polski do UE polityka społeczna i gospodarcza doprowadziła do zmniejszenia dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych w Polsce. Analizowano zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych badając zmiany stopnia polaryzacji ekonomicznej. Polaryzację ekonomiczną należy rozumieć jako proces zmniejszania się liczebności jednostek należących do środkowej klasy do-

chodowej przy jednoczesnym wzroście udziału jednostek należących do klasy niskiej i wysokiej. Jako uzupełnienie ocenie poddano zmiany nierówności dochodowych.

Analizę porównawczą zmian stopnia polaryzacji dochodowej oraz nierówności dochodowych gospodarstw domowych przeprowadzono dla lat 2000—2014 (zarówno przed akcesją, jak i po akcesji Polski do UE). W analizie procesu polaryzacji zastosowano indeksy polaryzacji, a w zakresie zmian nierówności dochodowych — współczynniki nierówności.

POLARYZACJA EKONOMICZNA JAKO PROCES ZANIKANIA GRUPY OSÓB O ŚREDNICH DOCHODACH

Termin polaryzacja ekonomiczna zaczęto stosować w naukach ekonomicznych w latach 80. ub. wieku do opisanego procesu zanikania środkowej klasy dochodowej w trójklasowym rozkładzie dochodów w Stanach Zjednoczonych. Asumpt do badań naukowych nad tym procesem dały doniesienia 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; Horrigan i Haugen, 1988). Gdyby proces ten postępował, to w efekcie mógłby doprowadzić do ukształtowania się dwubiegowego rozkładu dochodów.

Termin polaryzacja ekonomiczna bywa także stosowany do opisu zmian rozkładu dochodów niekoniecznie powodujących zanikanie klasy środkowej (Kot, 2008). Niektórzy badacze uważają, że polaryzacja 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 „bogaty”, a część osób z klasy środkowej zbiedniała tak drastycznie, że ich dochody spadły poniżej średnich dochodów klasy „ubogich”. Tego typu zmiany prowadziłyby do polaryzacji ekonomicznej rozumianej jako zanikanie klasy środkowej, jak i bogacenia się osób z klasy „bogaty” oraz ubożenia osób z klasy „ubogich”.

Przyjęta koncepcja polaryzacji ekonomicznej pozwala, opierając się na sekwencji czasowej rozkładu dochodów, na ocenę stopnia spolaryzowania danego rozkładu dochodu w danym momencie w stosunku do stopnia jego spolaryzowania w innych momentach. Umożliwia to stosowanie w opisie polaryzacji miar stopnia spolaryzowania rozkładu dochodów obok stosowanej najczęściej oceny zmian frakcji osób należących do środkowej klasy dochodowej.

Pojęcie polaryzacji ekonomicznej często niesłusznie utożsamiane jest z pojęciem nierówności dochodowych. Nierówność rozkładu dochodów oznacza od-

chylenie rozkładu dochodów od rozkładu egalitarnego¹, tzn. takiego rozkładu, w którym każda jednostka dysponuje takim samym dochodem. Jednakże, jak wykazał 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. Z kolei wzrost nierówności, może być spowodowany wyłącznie bogaceniem się „bogatyh” lub ubożeniem „ubogich” i w żaden sposób nie może wpływać na zmniejszanie się liczebności klasy środkowej. Należy jednak podkreślić, że zarówno wzrost nierówności, jak i wzrost polaryzacji mają negatywny wpływ na rozwój gospodarczy oraz na stosunki społeczne. Liczne badania wykazują (Banerjee i Duflo, 2008; Kharas i Gertz, 2010), że 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).

METODY OPISU POLARYZACJI EKONOMICZNEJ

W literaturze przedmiotu wyróżniamy dwa zasadnicze podejścia do opisu polaryzacji ekonomicznej — nieparametryczne i parametryczne (Kot, 2008). W podejściu nieparametrycznym obserwujemy zmiany w czasie empirycznych funkcji gęstości rozkładu dochodów. Parametryczne podejście do opisu polaryzacji ekonomicznej polega na ocenie stopnia spolaryzowania rozkładu dochodów za pomocą skalarnych mierników ilościowych, nazywanych indeksami polaryzacji. W badaniu zastosowano podejście parametryczne, które pozwala na pokonanie wielu trudności występujących w podejściu opierającym się na funkcjach gęstości.

Najbardziej znaczący wkład do problematyki ilościowej analizy polaryzacji mają: Esteban i Ray (1994), Wolfson (1994) oraz Morris, Bernhardt i Handcock (1994). Zaproponowane przez nich podejścia do opisu i pomiaru polaryzacji były następnie rozwijane zarówno przez nich samych, jak i przez innych badaczy (Kot, 2008).

Indeks polaryzacji Esteban-Ray

Esteban i Ray (dalej ER) w pracy z 1994 r. zaproponowali aksjomatyczne ujęcie problemu polaryzacji, posługując się pojęciami zaczerpniętymi z analizy

¹ Przy pomiarze nierówności stosowane są również wskaźniki wykorzystujące pomiar odchylenia dochodów od średnich dochodów czy też porównywanie dochodów grup kwantylowych badanych jednostek (Panek, 2011).

taksonomicznej. Według nich jednostki rozważanej populacji tworzą pewną liczbę odpowiednio licznych grup. W ramach danej grupy jednostki podobne są do siebie ze względu na pewne cechy (atrybuty)² i jednocześnie różnią się między sobą ze względu na inne cechy. W ten sposób społeczeństwo jest właśnie spolaryzowane.

Według ER polaryzacja ekonomiczna jest tym silniejsza, im większa jest homogeniczność grup i im większa jest heterogeniczność między grupami³.

Po zdefiniowaniu procesu polaryzacji ER precyzują, co rozumieją przez rozkład dochodów. Określają go jako skokowy n -punktowy rozkład logarytmów dochodów, który zapisują symbolami jako $\pi, y \equiv (\pi_1, \dots, \pi_n; y_1, \dots, y_n)$, 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, y) . Jeżeli przez D oznaczymy przestrzeń wszystkich takich rozkładów, wówczas jako miarę polaryzacji ER podają odwzorowanie $P: D \rightarrow R_+$. Ponadto ER zakładają, że miara polaryzacji jest niezmienna 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 model zachowań jednostek. W tym celu definiują funkcję identyfikacji jednostki z daną grupą jednostek oraz funkcję jej alienacji względem tej grupy. Pojęcie identyfikacji wiąże oni z faktem, że heterogeniczność między grupami wskazuje na występowanie polaryzacji. Zakładają, że dana jednostka identyfikuje się z jednostkami posiadającymi takie same dochody⁴. 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 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 $a: R_+ \rightarrow R_+$, 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 $|y_i - y_{i'}|$

² W przypadku analizy polaryzacji rozpatrywany jest tylko jeden atrybut, którym jest dochód.

³ 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).

⁴ 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.

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

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

W celu 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 ich spełnieniu oraz warunku niezmienniczości ze względu na rozmiar populacji indeks polaryzacji przyjmuje następującą postać:

$$ER(\boldsymbol{\pi}, \mathbf{y}) = K \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_{i'} |y_i - y_{i'}| \quad (2)$$

gdzie:

K — stała, $K > 0$,
 $\alpha \in (0; 1,6)$.

Parametr α interpretowany jest jako stopień wrażliwości miary $ER(\boldsymbol{\pi}, \mathbf{y})$ na polaryzację⁵.

Koncepcja miar polaryzacji ER została rozwinięta przez Estebana, Gradina i Raya (2007) (dalej EGR), poprzez wprowadzenie do analizy ciągłych rozkładów dochodów. Założyli oni, 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:

⁵ Jego znaczenie wyjaśnia, posługując się przykładem, w swoim opracowaniu Esteban (Piętań, 2015, s. 114). W praktyce najczęściej α przyjmowane jest z przedziału $[1; 1,6]$.

$$P(Y_k = \mu_i) = \pi_i \quad i=1, \dots, k \quad (3)$$

gdzie:

$$\pi_i = \int_{y_{i-1}}^{y_i} f(y) dy \quad \mu_i = \frac{1}{\pi_i} \int_{y_{i-1}}^{y_i} y f(y) dy \quad i=1, \dots, k \quad (4)$$

Indeks polaryzacji dany wzorem (2) przyjmuje przy tych założeniach następującą postać:

$$EGR(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_{i'} |\mu_i - \mu_{i'}| \quad (5)$$

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

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 obciążona jest błędem identyfikacji $\varepsilon(f(y), \rho)$. W związku z powyższym EGR zmodyfikowali swój indeks polaryzacji, uwzględniając błąd identyfikacji, który przyjął następującą postać:

$$EGR = (f(y), \alpha, \beta) = EGR(\alpha, \rho) - \beta \varepsilon(f(y), \rho) \quad (6)$$

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; Davies i Shorrocks, 1989), otrzymują taką reprezentację Y_k^* ⁶ rozkładu Y , która minimalizuje błąd identyfikacji $\varepsilon(f(y), \rho)$. Błąd ten możemy wyrazić następująco:

$$\varepsilon(f(y), \rho^*) = G(f(y)) - G(\rho) = G - G_k^* \quad (7)$$

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

⁶ Ze względu na fakt, że indeks polaryzacji (6) obliczany jest na podstawie optymalnie dobranego rozkładu Y_k^* , ma on postać z gwiazdkami.

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

$$G + \frac{1}{n(n-1)\bar{y}_i} \sum_{i=1}^n \sum_{i'=1}^n |y_i - y_{i'}| \quad (8)$$

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

$$\begin{aligned} EGR(f(y), \alpha, \beta) &= EGR(\alpha, \rho^*) - \beta(Gf(y) - G(\rho^*)) = \\ &= \sum_{i=1}^k \sum_{i'=1}^k \pi_i^{*1+\alpha} |\mu_i^* - \mu_{i'}^*| - \beta(G - G_k^*) \end{aligned} \quad (9)$$

Indeks ten 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 (9) staje się indeksem bipolaryzacji i przyjmuje następującą postać:

$$EGR(\alpha, \rho) = [\pi^\alpha + (1-\pi)^\alpha] SP - \beta(G - SP) \quad (10)$$

gdzie SP — współczynnik Schutza-Pietry.

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

$$SP = p - L(p) \quad (11)$$

gdzie:

p — wartość dystrybuanty rozkładu dochodów w punkcie p ,
 $L(p)$ — wartość funkcji Lorenza w punkcie p .

Współczynnik ten ma 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 grupy, 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, 2008, s. 108).

Z definicji funkcji Lorenza wynika, że przyporządkowuje ona każdej skumulowanej frakcji jednostek o dochodzie mniejszym od y , tj. $F(y)$, skumulowaną frakcję dochodów tych jednostek w dochodzie całkowitym, tj. $F_1(y)$. Gdy we wzorze (10) przyjmiemy, że $\alpha=1$ oraz $\beta=1$, to otrzymujemy następującą postać indeksu polaryzacji *EGR*:

$$EGR = 2SP - G \quad (12)$$

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.

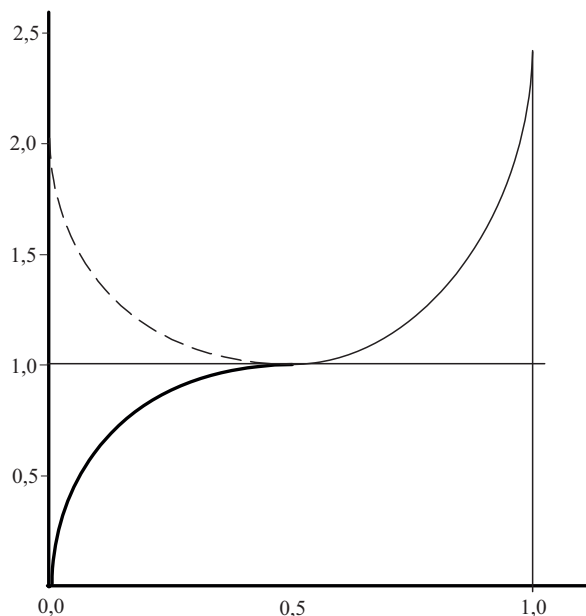
Indeks polaryzacji Wolfsona

Indeks polaryzacji Wolfsona (1994, 1997) opiera się na funkcji Lorenza. Punktem wyjścia koncepcji Wolfsona stanowi funkcja $k(p)$ zwana „paradą krasnali (i kilku olbrzymów)” (Pen, 1973). Funkcja ta jest odwrotnością dystrybuanty rozkładu dochodów. Koncepcję Wolfsona wyprowadza z graficznej transformacji dystrybuanty rozkładu dochodów. Transformacja ta polega na „zamianie” osi na wykresie funkcji dystrybuanty w taki sposób, że częstotliwości badanej populacji są odkładane na osi poziomej, a dochody na osi pionowej. W efekcie otrzymujemy wykres funkcji „parady krasnali (i kilku olbrzymów)” Pena (wykr. 1). Dochody na osi pionowej dzielimy przez medianę dochodów. W wyniku otrzymujemy wykres znormalizowanej medianowej „parady”⁷, który następnie odcinamy w środkowym punkcie osi poziomej, czyli 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% jednostek badanej populacji, których dochody są niższe od mediany) jest obracana względem prostej poziomej przechodzącej przez punkt 1⁸. W efekcie otrzymujemy wykres krzywej polaryzacji (krzywej rozproszenia), składający się z dwóch segmentów leżących powyżej linii poziomej przechodzącej przez punkt 1 (wykr. 1). Krzywa ta pokazuje — dla danej frakcji badanej populacji — jak bardzo jej dochód (wyrażony w jednostkach równych medianie) odbiega od mediany (jak bardzo jest rozproszony (Wolfson, 1994, s. 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).

⁷ Gdy „paradę” podzielimy przez wartość dochodów, uzyskamy krzywą Lorenza (Wolfson, 1994, s. 355 i 356).

⁸ Dokonujemy, jak trafnie opisał to przekształcenie Kot (2008, s. 29), zwierciadlanego odbicia pierwszej połowy wykresu „parady” względem prostej poziomej przechodzącej przez punkt 1.

Wykr. 1. ILUSTRACJA PIERWSZEJ KRZYWEJ POLARYZACJI WOLFSONA



Źródło: opracowanie własne na podstawie Wolfsona (1997).

Aby uwzględnić drugi z aspektów polaryzacji, jakim jest według Wolfsona bimodalność, który nie jest uwzględniany przez krzywą rozproszenia, dokonuje się prostej transformacji miary polaryzacji. Transformacja ta czyni ją wrażliwą na oba atrybuty rozkładu — rozproszenie względem środka rozkładu oraz bimodalność. Wolfson wykorzystuje w tym celu koncepcję przechodzenia od dominacji stochastycznej pierwszego rzędu do dominacji stochastycznej drugiego rzędu (Wolfson, 1997, s. 406; Deaton, 2000, s. 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. 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:

$$W^* = \left(T - \frac{G}{2} \right) \frac{\mu}{Me} \quad (13)$$

gdzie:

$$T = 0,5 - L(0,5) \quad (14)$$

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

$$W = 2(2T - G) \frac{\mu}{Me} \quad (15)$$

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

Główną różnicę pomiędzy miarą polaryzacji Wolfsona i 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.

Indeks polaryzacji Morrisa-Bernhardta-Handcocka

Inne podejście do pomiaru stopnia polaryzacji ekonomicznej zaproponowali Morris, Bernhardt i Handcock (1994). Opiera się ono na porównaniu rozkładu dochodów w roku podstawowym i w roku badanym. 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 wzrostu mediany dochodu w badanym okresie (w przypadku deflacji stopę jej spadku):

$$Me_{t=1/t=0}(y) = \frac{Me_{t=1}(y)}{Me_{t=0}(y)} \quad (16)$$

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, s. 209) (dalej MBH):

$$g_{t=1}(r) = \frac{f_{t=1}(y)}{f_{t=0}(y)} \quad 0 < r \leq 1 \quad (17)$$

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:

$$G_{t=1}(r) = F_{t=1}(F_{t=0}^{-1}(y)) \quad 0 < r \leq 1 \quad (18)$$

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

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

$$MBH_{t=1} = 4 \int_0^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (19)$$

Taki 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 przesuwaniami kwantyli do „ogonów” rozkładu dochodów. Od strony technicznej całka we wzorze (19) jest średnim odchyleniem relatywnego rozkładu dochodów od rozkładu jednostajnego. Stałe we wzorze (19) powodują takie przeskalowanie indeksu, że przyjmuje on wartości z przedziału $[-1; 1]$. Wartość 0 indeksu mówi o braku zmian w polaryzacji dochodowej. Wartości dodatnie indeksu wskazują na wzrost polaryzacji dochodowej, a wartości ujemne na jej spadek.

Wzór (19) jest dekomponowalny na indeksy opisujące zmiany relatywnego rozkładu dochodów w jego górnej i dolnej części (powyżej i poniżej mediany rozkładu):

$$MBH_{t=1}^+ = 8 \int_{\frac{1}{2}}^1 \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (20)$$

oraz

$$MBH_{t=1}^- = 8 \int_0^{\frac{1}{2}} \left| r - \frac{1}{2} \right| \cdot g_{t=1}(r) dr - 1 \quad (21)$$

Indeksy te tworzą liniową dekompozycję indeksu MBH :

$$MBH_{t=1} = \frac{1}{2} MBH_{t=1}^+ + \frac{1}{2} MBH_{t=1}^- \quad (22)$$

Dystrybuanta relatywnego rozkładu dochodów (18), co jest ważne z praktycznego punktu widzenia, może zostać zdefiniowana zarówno dla rozkładu ciągłego, jak i dla rozkładu skokowego. Jeżeli podzielimy analizowaną populację na Q rozłącznych grup kwantylowych, to i -ty kwantyl rzędu q , $q(i)$ wyznacza taką wartość dochodów y_i , dla której skumulowane frakcje rozkładu dochodów równe są $\frac{i}{Q}$:

$$F_{t=0}(q_i(i)) = \frac{i}{Q} \text{ lub } q_i(i) = F_{t=0}^{-1}\left(\frac{i}{Q}\right) \quad i=1, 2, \dots, Q \quad (23)$$

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

$$G_{t=1}(q) = F_{t=1}(F_{t=0}^{-1}(q)) = F_{t=1}(q_{t=0}(i)) \quad (24)$$

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 roku podstawowym.

Odpowiednikiem relatywnej funkcji gęstości $g_{t=1}(r)$ jest stosunek frakcji jednostek w roku badanym do frakcji jednostek w roku podstawowym w każdym z kwantyli rozkładu dochodów:

$$g_{t=1}(q(i)) = \frac{G_{t=1}\left(\frac{i}{Q}\right) - G_{t=1}\left(\frac{i-1}{Q}\right)}{\frac{i}{Q}} \quad i=2, \dots, Q \quad (25)$$

Stanowi on miarę zmiany frakcji badanych jednostek w danym kwantylu rozkładu dochodów w badanym okresie czasu.

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

$$\begin{aligned}
 MBH_{t=1}(Q) &= \frac{4}{Q-2} \sum_{i=1}^Q \left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right| \cdot (g_{t=1}(q(i))) - \frac{Q}{Q-2} = \\
 &= \frac{4}{Q-2} \sum_{i=1}^Q \left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right| \cdot \frac{G_{t=1}\left(\frac{i}{Q}\right) - G_{t=1}\left(\frac{i-1}{Q}\right)}{\frac{1}{Q}} - \frac{Q}{Q-2} \quad i = 2, \dots, Q
 \end{aligned} \tag{26}$$

Wartości dodatnie indeksu świadczą o przejściu jednostek w badanym okresie z kwantyli środkowych do kwantyli bardziej odległych od centrum rozkładu (wzrost częstości jednostek w kwantylach leżących w „ogonach” rozkładu), czyli o wzroście stopnia polaryzacji ekonomicznej w badanym okresie. Wartości ujemne indeksu wskazują na zmniejszenie się stopnia polaryzacji rozkładu dochodów w badanym okresie, czyli świadczą o przechodzeniu jednostek z kwantyli bardziej oddalonych od centrum rozkładu (mediany rozkładu) do kwantyli położonych bliżej centrum. Element $\left| \frac{i-0,5}{Q} - 0,5 \right|$ określa wagę przypisywaną zmianom frakcji badanych jednostek w poszczególnych kwantylach rozkładu dochodów w badanym okresie. Waga ta jest tym większa, im bardziej dany kwantyl jest oddalony od środka rozkładu (mediany rozkładu).

POLARYZACJA EKONOMICZNA W POLSCE W UKŁADZIE OGÓLNOKRAJOWYM

Charakterystyka danych

Podstawą analizy polaryzacji ekonomicznej w Polsce w latach 2000—2014 są dane statystyki publicznej z badań budżetów gospodarstw domowych (GUS, 2015). Badania te prowadzone są metodą reprezentacyjną, która umożliwia uogólnienie, z odpowiednią precyzją, uzyskanych wyników zarówno na wszystkie gospodarstwa domowe w kraju, jak i w województwach.

Kategorią dochodów stosowaną w badaniu były miesięczne realne dochody rozporządzalne netto gospodarstw domowych. Dochód ten stanowi suma bieżących dochodów gospodarstwa domowego z poszczególnych źródeł pomniejszona o zaliczki na podatek dochodowy od osób fizycznych płaconych 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. Miesięczne dochody netto gospodarstw domowych w poszczególnych latach wyrażono 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. Korygowano go dzieląc dochody gospodarstw domowych przez odpowiadające im skale ekwiwalentności. Skala ekwiwalentności dla typu gospodarstwa domowego mówi, ile razy należałoby zmniejszyć (zwiększyć) jego dochód, aby osiągnęło ono ten sam poziom zaspokojenia potrzeb co gospodarstwo domowe standardowe, stanowiące punkt odniesienia porównań (Panek, 2011, s. 43—56).

W analizach dochodów gospodarstw domowych zastosowano skalę OECD. Parametrami uwzględnianymi w szacunku tych skal są liczba osób dorosłych oraz liczba dzieci⁹ w gospodarstwie domowym. Dla pierwszej osoby 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.

Nierówności dochodowe

Z punktu widzenia analizy polaryzacji ekonomicznej interesujące są zmiany w czasie nierówności rozkładu dochodów gospodarstw domowych (tabl. 1). Do pomiaru nierówności dochodowych wykorzystano współczynniki Giniego (8), Schutza-Pietry (11) oraz miarę opartą na współczynniku zmienności¹⁰, 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 przyjęły w 2010 r. 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 badanym okresie rozważane nierówności dochodowe nie uległy znaczącym zmianom.

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

⁹ Za dzieci uważa się osoby, które nie ukończyły w momencie badania 14 lat.

¹⁰ Mierzy on odchylenie dochodów od wartości przeciętnej dochodów, w przeciwieństwie od dwóch pierwszych miar opierających się na odchyleniach od rozkładu egalitarnego.

TABL. 1. MIARY NIERÓWNOŚCI ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH ROZPORZADZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE

L a t a	Współczynniki		
	Giniego G	Schutz-Pietry SP	$V^2(y)/2$
2000	0,3069	0,2142	0,3634
2001	0,3046	0,2133	0,2586
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

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie wyników badań budżetów gospodarstw domowych.

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 jako dolną granicę g_1 dochodów klasy środkowej przyjęto 1071 zł, czyli minimum socjalne gospodarstwa domowego pracowniczego, ustalone przez Instytut Pracy i Polityki Społecznej dla 2014 r. Jako górną granicę dochodów klasy środkowej przyjęto wartość 5610 zł, a więc wartość netto dochodów stanowiących dolną granicę drugiego progu podatkowego podatków od osób fizycznych w 2014 r.¹¹

Dla ustalonych klas środkowych obliczono frakcje należących do nich gospodarstw domowych w latach 2000—2011 (tabl. 2).

TABL. 2. FRAKCJE GOSPODARSTW DOMOWYCH W KLASIE ŚRODKOWEJ W POLSCE

L a t a	w_i
2000	0,4889
2001	0,4978
2002	0,5001
2003	0,5091
2004	0,5330
2005	0,5386
2006	0,5986

¹¹ Jest to poziom dochodów netto powszechnie przyjmowany jako granica „bogactwa” w Polsce w analizach empirycznych.

TABL. 2. FRAKCJE GOSPODARSTW DOMOWYCH W KLASIE ŚRODKOWEJ W POLSCE (dok.)

L a t a	w_i
2007	0,6479
2008	0,6964
2009	0,7201
2010	0,7395
2011	0,7361
2012	0,7337
2013	0,7481
2014	0,7744

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W badanym okresie możemy wyróżnić trzy podokresy zmian frakcji gospodarstw domowych należących do klasy środkowej. 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. Natomiast 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. Jej udział w całej populacji gospodarstw domowych zwiększył się z 48,9% w 2000 r. do 77,4% w 2014 r.

Polaryzacja ekonomiczna w Polsce w latach 2000—2014

Polaryzacja ekonomiczna mierzona indeksami Wolfsona i Estebana-Gradina-Raya

Proces bipolaryzacji ekonomicznej w Polsce został w pierwszym etapie przeanalizowany za pomocą indeksu Wolfsona (W) zdefiniowanego wzorem (15) oraz indeksu EGR opisanego wzorem (12). Wartości tych indeksów zamieszczono w tabl. 3.

TABL. 3. INDEKSY POLARYZACJI WOLFSONA I ESTEBANA-GRADINA-RAYA DLA ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH ROZPORZĄDZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE

L a t a	Indeks Wolfsona W	Indeks Estebana-Gradina-Raya 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

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Oba indeksy wskazują na podobne, chociaż nieidentyczne, trendy zmian stopnia polaryzacji ekonomicznej w Polsce w latach 2000—2014. Zmiany stopnia polaryzacji ekonomicznej w tym okresie wykazuje przy tym wyraźniej indeks Wolfsona niż indeks *EGR*. W pierwszym podokresie badanych lat obserwujemy znaczny wzrost polaryzacji ekonomicznej. 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 ekonomicznej 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 w 2010 r. Ostatecznie indeks *W* wskazuje na nieznaczny wzrost stopnia polaryzacji ekonomicznej w Polsce w badanym okresie (wzrost wartości indeksu o ponad 1%), a indeks *EGR* na — w zasadzie — brak zmian.

Należy zwrócić uwagę na podobieństwo zmian polaryzacji w Polsce do zmian nierówności. Po przystąpieniu Polski do UE następuje w zasadzie odwrócenie rosnących trendów tych zjawisk i spadek zarówno stopnia polaryzacji ekonomicznej, jak i nierówności ekonomicznych¹². Nie można jednak na tej podstawie rozstrzygnąć, w jakim stopniu wpływ na te zjawiska miała akcesja Polski do UE.

Polaryzacja ekonomiczna mierzona indeksem Morrisa-Bernhardta-Handcocka

Przy pomiarze polaryzacji ekonomicznej w Polsce za pomocą indeksu Morrisa-Bernhardta-Handcocka (*MBH*) przyjęto podział badanej populacji gospodarstw domowych na grupy decylowe. Innymi słowy, analizowano zmiany liczebności grup decylowych, ustalonych dla roku stanowiącego podstawę porównań w roku badanym, za pomocą indeksu *MBH* zdefiniowanego wzorem (26), w którym $i=10$.

Analizie poddano zarówno polaryzację w całym badanym okresie, jak i dla lat 2000—2005 oraz 2006—2014. Ponadto dokonano oceny polaryzacji ekonomicznej, dla wyróżnionych okresów, 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 tabl. 4.

TABL. 4. INDEKSY POLARYZACJI MORRISA-BERNHARDTA-HANDCOCKA DLA ROZKŁADU MIESIĘCZNYCH ROZPORZĄDZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE

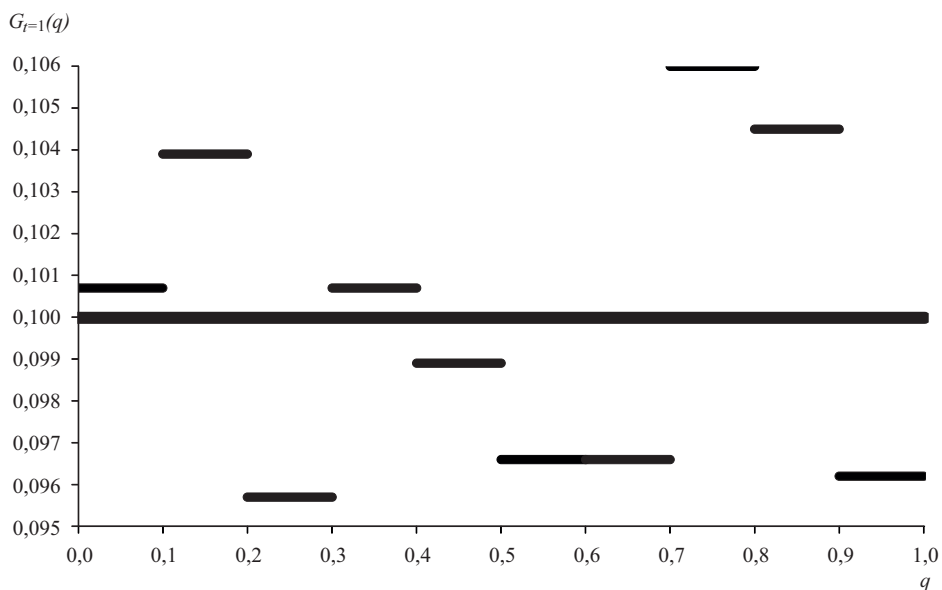
Indeks	Indeks Morrisa-Bernhardta-Handcocka		
	2000—2014	2000—2005	2006—2014
<i>MBH</i> $p=10$	0,0069	0,0401	-0,0255
<i>MBH</i> ⁻ $p=10$	0,0068	0,0388	-0,0215
<i>MBH</i> ⁺ $p=10$	0,0071	0,0413	-0,0295

Źródło: jak przy tabl. 1.

¹² W analizach empirycznych dotyczących Polski uwzględniono dodatkowo podział badanego okresu 2000—2014 na dwa podokresy: 2000—2005 i 2006—2014. Przyjęliśmy, że dopiero od 2006 r. mógł być w większym stopniu widoczny wpływ akcesji Polski do UE na stopień polaryzacji ekonomicznej.

W okresie 2000—2014 nastąpił nieznaczny wzrost stopnia polaryzacji ekonomicznej nie tylko w ujęciu ogólnym (rozpatrując cały rozkład dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych), ale także dla górnej i dolnej części rozkładu dochodów ekwiwalentnych o podobnej sile. Zdecydowanie niekorzystna jest przy tym polaryzacja w dolnej części rozkładu, świadcząca o zwiększeniu się w 2014 r. liczebności gospodarstw domowych w dolnych grupach decylowych rozkładu dochodów z 2000 r., czyli o relatywnym zubożeniu dolnej grupy gospodarstw domowych. Jednocześnie zwiększyła się także liczebność gospodarstw domowych w górnych grupach decylowych. Jest to zjawisko pozytywne i świadczy o wzroście zamożności grupy gospodarstw domowych o dochodach ekwiwalentnych wyższych od mediany rozkładu dochodów ekwiwalentnych w 2000 r. Na te zmiany miała wpływ silna polaryzacja ekonomiczna zaobserwowana dla okresu 2000—2005. Polaryzacja ta była przy tym silniejsza dla grupy gospodarstw domowych należących do grupy zamożnej — liczebność decyli w górnej części rozkładu zwiększyła 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 wtedy do niższych grup decylowych.

Wykr. 2. WZGLĘDNY ROZKŁAD MIESIĘCZNYCH ROZPORZĄDZALNYCH DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE



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

Obserwację zmian liczebności gospodarstw domowych w grupach decylowych w latach 2000—2014 umożliwia analiza wykry. 2. Wartości dystrybucyj

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

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. Z kolei 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 w trzech pozostałych grupach.

Podsumowanie

Przeprowadzona analiza empiryczna zmian frakcji klasy środkowej gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000—2014 wskazuje na wyraźny jej wzrost.

Oceny przebiegu polaryzacji ekonomicznej w latach 2000—2014 za pomocą różnych formuł indeksów polaryzacji nie dają tych samych wyników ze względu na różny sposób ich konstrukcji. Zastosowane w analizie indeksy polaryzacji wskazują na nieznaczny wzrost tej polaryzacji (indeksy W i MBH) lub też brak zmian stopnia polaryzacji (indeks EGR).

Kierunek zmian stopnia polaryzacji ekonomicznej w Polsce w badanym okresie nie jest zgodny z kierunkiem zmian nierówności dochodowych, które nieznacznie spadły. Potwierdza to wcześniej sformułowany pogląd podzielany przez wielu ekonomistów, że procesowi polaryzacji nie zawsze musi towarzyszyć zwiększanie się nierówności. Innymi słowy, polaryzacja ekonomiczna nie jest tym samym zjawiskiem co nierówności dochodowe. Należy jednak podkreślić, że zarówno zmiany stopnia polaryzacji, jak i stopnia nierówności były w badanym okresie nieznaczne.

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

prof. dr hab. Tomasz Panek — SGH

LITERATURA

- Aghevli, B.B., Mehran, F. (1981). Optimal Grouping of Income Distribution Data. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, s. 22—26.
- Anderson, G. (2004). Toward an Empirical Analysis of Polarization. *Journal of Econometrics*, vol. 122, no.1, s. 1—26.

- Banerjee, A., Duflo, E. (2008). What is Middle Class about the Middle Classes around the World?, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 22, no. 2, s. 3—28.
- Cowell, F. (1980). On the Structure of Additive Inequality Measures. *Review of Economic Studies*, vol. 47, no. 3, s. 521—531.
- Davies, J.B., Shorrocks, A.F. (1989). Optimal Grouping of Income and Wealth Data. *Journal of Econometrics*, vol. 42, s. 97—108.
- Deaton, A. (2000). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press (Published for the World Bank).
- Duclos, J-Y., Esteban, J., Ray, D. (2004). Polarization: Concepts, Measurement, Estimation. *Econometrica*, vol. 72, no. 6, s. 1737—1772.
- Esteban, J., Gardin, C., Ray, D. (2007). Extension of a Measure of Polarization, with an Application to the Income Distribution of Five OECD Countries. *Journal of Economic Inequality*, vol. 5, no. 1, s. 1—19.
- Esteban, J., Ray, D. (1994). On the Measurement of Polarization. *Econometrica*, vol. 62, no. 4, s. 819—852.
- GUS (2015). *Budżety gospodarstw domowych w 2014 r.*, Warszawa: GUS.
- Horrighan, H., Haugen, S. (1988). The Declining Middle Class: a Sensitivity Analysis. *Monthly Labour Review*, vol. 111, s. 3—13.
- Kakwani, N.C. (1980). *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications*. Oxford University Press, New York, Oxford, London.
- Keefer, P., Knack, S. (2002). Polarization, Politics and Property Rights: Links Between Inequality and Growth. *Public Choice*, vol. 111, s. 127—154.
- Kharas, H., Gertz, G. (2010). The New Global Middle Class: A Cross-Over from West to East. W: Cheng Li (red.), *China's Emerging Middle Class: Beyond Economic Transformation*, Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Kondor, Y. (1971). An Old-New Measure of Income Inequality. *Econometrica*, vol. 39, no. 6, s. 1041 i 1042.
- Kot, S.M. (2008). *Polaryzacja ekonomiczna. Teoria i zastosowanie*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kuttner, B. (1983). The Declining Middle. *The Atlantic Monthly*, vol. 108, no. 1, s. 60—72.
- Morris, M., Bernhardt, A.D., Handcock, M.S. (1994). Economic Inequality: New Methods for New Trends. *American Sociological Review*, vol. 59, no. 2, s. 205—219.
- Panek, T. (2011). *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Panek, T., Zwierchowski, J. (2013). *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Teoria i zastosowania*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- 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*, nr 1, s. 114—128.
- Rosenthal, N. (1985). The Shrinking Middle Class: Myth or Reality? *Monthly Labour Review*, vol. 108, no. 3, s. 3—19.
- Thurow, L. (1984). The Disappearance of the Middle Class. *New York Times*, vol. 133, February 5, section 3(2).
- Wolfson, M.C. (1994). When Inequalities Diverge. *American Economic Review*, vol. 84, Papers and Proceedings, s. 353—358.
- Wolfson, M.C. (1997). Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results. *Review of Income and Wealth*, vol. 43, no. 4, s. 401—421.

Summary. *The aim of this article is the evaluation whether social and economic policy implemented after the Polish accession to the European Union led to a reduction in income disparities of households in Poland. Variations of those disparities were analyzed by assessing changes in the degree of economic polarization. In addition, changes in income inequality were evaluated. Analyses of changes in the degree of income polarization and income inequality of households in Poland were carried out for the years 2000—2014. In the analysis of the polarization process polarization indices were applied and changes in income inequality were analyzed using inequality coefficients.*

Keywords: economic polarization, income inequalities, middle class declining.