

Alina JĘDRZEJCZAK¹
Dorota PEKASIEWICZ²

Analiza nierówności dochodowych i ubóstwa w Polsce w gospodarstwach domowych z dziećmi

Streszczenie. Celem artykułu jest porównanie nierówności dochodowych i ubóstwa w Polsce w różnych typach gospodarstw domowych wyodrębnionych ze względu na liczbę dzieci w rodzinie oraz analiza zmian jakie zaszły w 2016 roku w porównaniu z latami 2014 i 2015. Rok 2016 był szczególnie ze względu na realizację programu „Rodzina 500+”, który wpłynął na wzrost dochodów w niektórych typach rodzin. W analizach wykorzystano dane z badania budżetów gospodarstw domowych prowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny. Skoncentrowano się na badaniach nierówności rozkładów, analizując także zjawisko ubóstwa w różnych grupach gospodarstw domowych w latach 2014–2016. W tym celu oszacowano współczynniki Giniego i Zengi oraz wskaźniki zróżnicowania skrajnych części rozkładu. Obliczenia wskaźnika zagrożenia ubóstwem, indeksu luki dochodowej oraz kwadratu luki dochodowej pozwoliły wnioskować o zasięgu, głębokości i dotkliwości ubóstwa. Z przeprowadzonych badań wynika, że w 2016 r. nastąpił spadek nierówności dochodów oraz spadek wskaźników ubóstwa, szczególnie w grupach rodzin wielodzietnych. Był to wynik wzrostu średnich dochodów w tych grupach, zmniejszenia się nierówności wewnątrz grup i spadku dysproporcji pomiędzy grupami gospodarstw domowych.

Słowa kluczowe: dochód, nierówności, ubóstwo, indeks Giniego, indeks Zengi, program „Rodzina 500+”

Analysis of income inequality and poverty in Poland for households with children

Abstract. The aim of the paper is to compare income inequalities and the level of poverty in Polish households classified into various types according to the number of children per household, and to analyse the changes in income inequalities in 2016 compared to those of 2014 and 2015. The year 2016 was special because of the launch of “Family 500+” child benefit programme, which contributed to the growth of income in certain types of families. The research has been based on the microdata collected in the framework of the household budget survey by Statistics Poland. It focused on examining the inequality in income distribution, at the same time analysing the poverty phenomenon in various types of households in the period 2014–2016. For this purpose, Gini and Zenga inequality indices and the extremal groups dispersion ratio were estimated. The calculated at-risk-of-poverty rate along with the poverty gap and poverty severity indices made it possible to assess the intensity, depth and severity of poverty in different groups of households. The research demonstrated that in 2016, income inequalities decreased and the level of poverty fell compared to the previous years, especially in the groups of large families. This was the result of the increase in average income in these groups as well as the reduction of the income gap within and among different family types.

Keywords: income, inequality, poverty, Gini index, Zenga index, “Family 500+” child benefit programme

JEL Classification: D31, I32, I38

¹ Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Metod Statystycznych, ul. Rewolucji 1905 r. 41/43, 90-214 Łódź, Polska, ORCID: 0000-0002-5478-9284.

² Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Metod Statystycznych, ul. Rewolucji 1905 r. 41/43, 90-214 Łódź, Polska, autor prowadzący korespondencję – e-mail: dorota.pekasiewicz@uni.lodz.pl, ORCID: 0000-0001-8275-3345.

1. WPROWADZENIE

Badania dochodów gospodarstw domowych są istotne zarówno z punktu widzenia analiz zmian w czasie, jak i porównań rozkładów w różnych regionach geograficznych, grupach społecznych czy typach gospodarstw. W pracy przedstawiono wyniki badania nierównomierności rozkładów dochodów i różnych aspektów ubóstwa w rodzinach z jednym dzieckiem lub większą liczbą dzieci. Dla porównania sytuacji materialnej gospodarstw domowych wybrano lata 2014, 2015 i 2016. Wyniki analiz zmienności rozkładów w czasie mogą być szczególnie interesujące ze względu na to, że w 2016 r. rozpoczęto realizację wypłat z programu „Rodzina 500+”, wspierającego rodziny z co najmniej dwojgiem dzieci oraz – w przypadku niskich dochodów – z jednym dzieckiem. W badaniu budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonym przez Główny Urząd Statystyczny (GUS) gospodarstwa, ze względu na ich strukturę, dzieli się na trzynaście typów. W przeprowadzonych analizach rozważano następujące grupy:

- małżeństwa z jednym dzieckiem,
- małżeństwa z dwojgiem dzieci,
- małżeństwa z trojgiem dzieci,
- małżeństwa z co najmniej czworgiem dzieci,
- rodzice samotnie wychowujący dzieci.

Zgodnie z klasyfikacją GUS do poszczególnych grup małżeństw dołącza się osoby żyjące w związkach nieformalnych.

Ze względu na stosunkowo niewielką reprezentację grupy rodziców samotnie wychowujących dzieci nie dokonano dalszego podziału tych rodzin na podgrupy z jednym dzieckiem czy większą liczbą dzieci, gdyż prowadziłoby to do bardzo małych liczebności prób. Warto podkreślić, że badanie GUS nie obejmuje szczegółowego podziału.

Kategorią dochodu, która stanowi przedmiot przeprowadzonej analizy nierównomierności, jest dochód rozporządzalny. W celu uwzględnienia wpływu, jaki na koszty utrzymania gospodarstwa domowego ma jego skład demograficzny, w badaniu przekształcono kategorię dochodu rozporządzalnego w dochód ekwiwalentny. Jako skalę ekwiwalentności przyjęto nową skalę OECD, czyli pierwiastek z liczby osób w rodzinie (OECD, 2008, 2011).

Wpływ liczby dzieci na rozkład dochodów gospodarstwa domowego z uwzględnieniem nierównomierności i ubóstwa badali m.in. Jędrzejczak i Kubacki (2013). Na podstawie danych pochodzących z próby badania budżetów gospodarstw domowych oraz z Banku Danych Lokalnych GUS autorzy wykazali, że w grupach gospodarstw z większą liczbą dzieci poziom wskaźników ubóstwa, w szczególności stopy ubóstwa (według Eurostatu wskaźnika zagrożenia ubóstwem), był istotnie wyższy, a poziom nierówności dochodów spadał wraz z rosnącą liczbą dzieci. Z kolei z pracy Dudek i Landmesser (2012), opartej również na danych z badania budżetów gospodarstw domowych, wynika, że wpływ

względne zubożenia gospodarstw domowych na subiektywną ocenę sytuacji dochodowej zależy od liczby osób w gospodarstwie domowym oraz miejsca zamieszkania. Sytuacja dochodowa gospodarstw domowych w Polsce była przedmiotem artykułu Panka (2017), w którym analizowano zmiany dysproporcji dochodowych gospodarstw domowych na podstawie oceny zmienności stopnia polaryzacji ekonomicznej po akcesji do Unii Europejskiej (UE). Związek między strukturą gospodarstwa domowego a nierównością dochodową i ubóstwem ze szczególnym uwzględnieniem grup wrażliwych, w tym rodzin z dziećmi, był rozważany dla wielu krajów świata m.in. przez Bradbury'ego i Jänttiego (1999) oraz dla UE w opracowaniu *Household Composition, Poverty and Hardship Across Europe* (Eurostat, 2013). W pracach tych zauważono, że skład gospodarstwa domowego ma istotny wpływ na różnicowanie dochodów i ubóstwa szczególnie w krajach południowej i wschodniej Europy, gdzie pary z dziećmi na utrzymaniu są bardziej niż przeciętnie zagrożone ubóstwem. Bradbury i Jäntti (1999) porównywali także programy mające na celu przeciwdziałanie ubóstwu wśród dzieci, w tym świadczenia wspierające rodzinę oraz systemy ulg podatkowych. Wpływ polityki podatkowej państwa na sytuację gospodarstw domowych we UE, w tym rodzin z dziećmi, badali Vernizzi i Boesso (2004). Podobne badania dla Polski przeprowadzili Mazurek i Kośny (2010), którzy wykazali, że wprowadzona w 2007 r. prorodzinna ulga podatkowa obniżyła średnią stopę podatkową przede wszystkim dla rodzin wielodzietnych i jednocześnie zwiększyła poziom redystrybucji, co doprowadziło do zmniejszenia rozwarstwienia dochodowego społeczeństwa.

W niniejszej pracy przeprowadzono analizę rozkładów dochodów gospodarstw domowych w Polsce w różnych typach rodzin z dziećmi oraz zmiany w nierównościach dochodów, granicy ubóstwa, jego zasięgu, głębokości i dotkliwości w latach 2014–2016. Do badania nierównomierności dochodów wykorzystano współczynniki Giniego i Zengi oraz wskaźnik różnicowania skrajnych części rozkładu. Konstrukcja stosowanych miar sprawia, że charakteryzują się one inną wrażliwością na nierównomierności w punktach rozkładu. W przypadku współczynnika Giniego największą wagę nadaje się nierówności w środkowych grupach dochodowych, wskaźnik różnicowania skrajnych części rozkładu jest wrażliwy na zmiany w skrajnych częściach rozkładu, a współczynnik Zengi jest jednakowo wrażliwy na nierówności w każdym punkcie rozkładu.

Do badania poziomu ubóstwa w poszczególnych grupach i porównań w analizowanych latach wykorzystano stopę ubóstwa, wskaźniki luki dochodowej ubogich i kwadratu luki dochodowej.

Celem przeprowadzonych badań było porównanie rozkładu dochodów w różnych typach gospodarstw domowych wyodrębnionych ze względu na liczbę dzieci w rodzinie oraz analiza zmian nierównomierności i ubóstwa w 2016 r. w porównaniu z latami 2015 i 2014.

2. METODYKA BADAŃ

Najbardziej popularną syntetyczną miarą nierównomierności rozkładu dochodów jest **współczynnik Giniego** (Gini, 1914), który w ciągu swojej ponadstuletniej historii doczekał się wielu formuł i definicji. Najlepiej znana jest definicja geometryczna, oparta na **krzywej koncentracji Lorenza**.

W przypadku zbiorowości liczącej n jednostek o dochodach y_1, y_2, \dots, y_n wartości krzywej Lorenza w punktach $p_k = \frac{k}{n}$, dla $k \leq n$, wyznacza się z wzoru:

$$L\left(\frac{k}{n}\right) = \frac{\sum_{i=1}^k y_{(i)}}{\sum_{i=1}^n y_{(i)}} \quad \text{dla } k \leq n, \quad (1)$$

gdzie: i – rangi dochodów jednostek ekonomicznych, $y_{(i)}$ – dochody uporządkowane w kolejności niemalejącej.

Współczynnik Giniego określony jest jako podwojone pole między funkcją Lorenza a linią równomiernego podziału. Przyjmuje on postać:

$$G_n = \frac{2}{n-1} \sum_{k=1}^{n-1} (p_k - L(p_k)). \quad (2)$$

Stosunkowo prosty estymator współczynnika Giniego zaproponowali Fei, Ranis i Kuo (1979):

$$\hat{G} = \frac{2 \sum_{i=1}^n y_{(i)} i}{n \sum_{i=1}^n y_{(i)}} - 1 - \frac{1}{n}. \quad (3)$$

Można wykazać, że wzór (3) jest zgodny z zaproponowaną przez Sena (1976) formułą, która pokazuje współczynnik Giniego jako funkcję uporządkowanych dochodów $y_{(i)}$ ważonych rangami i poszczególnych jednostek ekonomicznych. Formuła ta wyjaśnia problemy związane z dekompozycją indeksu Giniego według podpopulacji (Jędrzejczak, 2014). Inną interpretację współczynnika Giniego, opartą na średniej różnicy Giniego (*Gini mean difference*), przedstawił Pyatt (1976). Według niego wartość współczynnika mówi o średniej oczekiwanej korzyści (*average expected gain*) wyrażonej jako udział w średnim dochodzie, jaką osiągnęłyby jednostki populacji, gdyby miały wybór między własnym dochodem a dochodem innych losowo wybranych jednostek. W przypadku pełnej koncentracji ($G = 1$) korzyść ta wynosi 100% oczekiwanego średniego dochodu, gdyż cały dochód jest w rękach tylko jednej jednostki; dla równomiernego podziału ($G = 0$) wszystkie dochody są równe, więc otrzymanie dochodu innej jednostki nie dałoby żadnej korzyści.

W badaniach reprezentacyjnych często wykorzystuje się postać estymatora współczynnika Giniego, w której wartości zmiennej losowej y są zastąpione wartościami rozszerzonymi (*expanded values*) uwzględniającymi wagi schematu losowania (Jędrzejczak, 2012):

$$\hat{G} = \frac{2 \sum_{i=1}^n (w_i y_{(i)} \sum_{j=1}^i w_j) - \sum_{i=1}^n w_i y_{(i)}}{(\sum_{i=1}^n w_i) \sum_{i=1}^n w_i y_{(i)}} - 1, \quad (4)$$

gdzie: $y_{(i)}$ – dochód i -tego gospodarstwa domowego z n -elementowej próby uporządkowanej w sposób rosnący, w_i – waga i -tej jednostki, $\sum_{j=1}^i w_j$ – ranga i -tej jednostki.

W przypadku współczynnika Giniego nadaje się największe wagi nierównościom w środkowych grupach dochodowych, jest on więc stosunkowo mało wrażliwy na zmiany w skrajnych częściach rozkładu, które są najbardziej interesujące dla badacza z punktu widzenia nierówności dochodów, ubóstwa czy polaryzacji ekonomicznej (Greselin, Pasquazzi i Zitikis, 2013).

Miarą jednakowo wrażliwą na nierówności w każdym punkcie rozkładu, ze względu na swoją konstrukcję, jest współczynnik Zengi (Zenga, 2007) oparty na punktowej mierze koncentracji. **Punktowa miara koncentracji Zengi** \hat{Z}_i określona jest dla każdej z $n - 1$ obserwacji jako względna różnica między średnią górną M_i^+ a średnią dolną M_i^- empirycznego rozkładu dochodów:

$$\hat{Z}_i = \frac{M_i^+ - M_i^-}{M_i^+} = \frac{\frac{1}{n-i} \sum_{j=i+1}^n y_{(j)} - \frac{1}{i} \sum_{j=1}^i y_{(j)}}{\frac{1}{n-i} \sum_{j=i+1}^n y_{(j)}} \quad \text{dla } i = 1, 2, \dots, n - 1. \quad (5)$$

Syntetyczna miara nierównomierności Zengi jest średnią z punktowych miar koncentracji i w przypadku próby losowej prostej wyraża się wzorem:

$$\hat{Z} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \hat{Z}_i. \quad (6)$$

Wygodnym narzędziem analizy zmian nierównomierności rozkładu płac i dochodów jest **krzywa koncentracji Zengi**, której rzędna określa punktową miarę koncentracji dla każdej wartości $p \in [0, 1]$. Krzywa ta, w odróżnieniu od krzywej Lorenza (1), nie ma wymuszonego przebiegu i przybiera kształt charakterystyczny dla badanego rozkładu.

Dla danych pochodzących z n -elementowej próby losowej, która jest wynikiem złożonego schematu losowania (*complex sampling design*), estymator współczynnika Zengi przyjmuje następującą postać:

$$\hat{Z} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\frac{1}{\sum_{j=i+1}^n w_j} \sum_{j=i+1}^n w_j y_{(j)} - \frac{1}{\sum_{j=1}^i w_j} \sum_{j=1}^i w_j y_{(j)}}{\frac{1}{\sum_{j=i+1}^n w_j} \sum_{j=i+1}^n w_j y_{(j)}}. \quad (7)$$

Współczynniki Giniego i Zengi przyjmują wartości z przedziału $[0,1]$, przy czym wyższe wartości świadczą o większej nierówności obserwowanej w analizowanej zbiorowości. Warto zauważyć, że interpretacja wartości indeksu Ginie-

go odnosi się zwykle do abstrakcyjnych pojęć „średniej oczekiwanej korzyści” czy też „pełnej koncentracji”, a więc do sytuacji, kiedy jedna jednostka gromadzi dochód całej rozważanej zbiorowości. Na przykład współczynnik $G = q$ może być rozumiany jako nierówność odpowiadająca $q \cdot 100\%$ maksymalnej nierówności, dla której współczynnik Giniego byłby równy jedności. Indeks Zengi ma bardziej zrozumiałą interpretację, gdyż dla $Z = q$ określa sytuację, kiedy dolna średnia stanowi przeciętnie $(1 - q) \cdot 100\%$ średniej górnej badanej zbiorowości. Przypadek $Z = 0$ określa więc egalitarny podział dochodu, w którym dla każdego punktu rozkładu średnia dolna i górna są równe.

Wskaźnik zróżnicowania skrajnych części rozkładu może być uzupełnieniem analizy nierówności opartej na syntetycznych miarach Giniego i Zengi. W przeciwieństwie do współczynnika Giniego wskaźnik ten jest wrażliwy na zmiany w skrajnych częściach rozkładu. Może być on oszacowany według następującego wzoru (Kordos, 1973):

$$\hat{K}_{1/10} = \frac{\sum_{i \in GD_1} w_i y_i}{\sum_{i \in GD_{10}} w_i y_i}, \quad (8)$$

gdzie GD_1, GD_{10} są, odpowiednio, pierwszą i dziesiątą grupą decylową.

Wskaźnik $\hat{K}_{1/10}$ przyjmuje wartości z przedziału $(0,1)$ – im jego wartość jest bliższa wartości 1, tym mniejsze są nierówności (wszystkie gospodarstwa posiadają takie same dochody).

Poziom nierówności rozkładu dochodów jest silnie powiązany z poziomem ubóstwa materialnego. Do najczęściej wykorzystywanych miar ubóstwa należą miary z klasy FGT (Foster–Greer–Thorbecke), które obejmują trzy najważniejsze aspekty tego zjawiska: jego częstość, głębokość oraz natężenie (Panek, 2011). Definiuje się je w oparciu o granicę ubóstwa.

Według definicji Eurostatu jako granicę ubóstwa y_p^* przyjmuje się 60% mediany dochodów ekwiwalentnych w danym kraju, czyli:

$$y_p^* = 0,6Me, \quad (9)$$

gdzie Me oznacza medianę dochodów ekwiwalentnych.

Stopa ubóstwa, zwana również wskaźnikiem zagrożenia ubóstwem, określa udział gospodarstw domowych, których ekwiwalentny dochód jest poniżej granicy ubóstwa. Do oszacowania stopy ubóstwa, na podstawie n -elementowej próby pochodzącej ze złożonego schematu losowania, stosuje się wzór uwzględniający wagi schematu losowania otrzymane na podstawie odwrotności prawdopodobieństw wyboru do próby poszczególnych gospodarstw domowych:

$$\widehat{W}_p = \frac{\sum_{i=1}^n I_i w_i}{\sum_{i=1}^n w_i}, \quad (10)$$

gdzie I_i jest indykatorem przyjmującym wartość 1, gdy i -te gospodarstwo ma dochód ekwiwalentny poniżej granicy ubóstwa, lub 0 – w przeciwnym przypadku.

Wskaźnikiem określającym głębokość ubóstwa jest **indeks luki dochodowej ubogich**, mierzący dystans między dochodami ekwiwalentnymi ubogich gospodarstw domowych a granicą ubóstwa, a tym samym określający, jak „bardzo ubogie” są gospodarstwa domowe należące do grupy ubogich. Wskaźnik ten rejestruje więc średni zagregowany dochód w stosunku do granicy ubóstwa w badanej populacji. Uzyskuje się go przez zsumowanie luk dochodowych wszystkich ubogich jednostek ekonomicznych i podzielenie przez wielkość populacji. Przy oszacowaniu indeksu luki dochodowej ubogich na podstawie próby losowej wykorzystuje się estymator uwzględniający wagi schematu losowania:

$$\widehat{PG}_p = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} ((y_p^* - y_i) / y_p^*) w_i}{\sum_{i=1}^{n_p} w_i}, \quad (11)$$

gdzie: w_i – waga dla i -tego gospodarstwa, n_p – liczebność podpopulacji gospodarstw ubogich.

Indeks (11) pomnożony przez przyjętą granicę ubóstwa można interpretować jako minimalną kwotę, która musiałaby być przekazana ubogim, aby zjawisko ubóstwa zostało zlikwidowane.

Wskaźnikiem oceniającym dotkliwość ubóstwa jest **indeks wykorzystujący kwadraty luk dochodowych** dla wszystkich ubogich gospodarstw domowych. Można go oszacować, stosując estymator postaci:

$$\widehat{PS}_p = \frac{\sum_{i=1}^{n_p} \left(\frac{y_p^* - y_i}{y_p^*} \right)^2 w_i}{\sum_{i=1}^{n_p} w_i}. \quad (12)$$

Indeks ten uwzględnia nie tylko dystans dzielący gospodarstwa ubogie od granicy ubóstwa, lecz także nierówność wśród gospodarstw ubogich. Oznacza to, że większe wagi są przypisywane tym gospodarstwom domowym, których dochody bardziej odbiegają od granicy ubóstwa.

3. PORÓWNANIE ROZKŁADÓW DOCHODÓW W LATACH 2014–2016

Analizę nierównomierności dochodów w poszczególnych grupach gospodarstw domowych przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych za lata 2014–2016 (GUS, 2015, 2016,

2017). Kategorią dochodu, która stanowiła przedmiot przeprowadzonej analizy nierównomierności, był dochód rozporządzalny. Według definicji przyjętej przez GUS:

Dochód rozporządzalny jest to suma bieżących dochodów gospodarstwa domowego z poszczególnych źródeł pomniejszona o zaliczki na podatek dochodowy od osób fizycznych płacone przez płatnika w imieniu podatnika (od dochodów z pracy najemnej oraz od niektórych świadczeń z ubezpieczenia społecznego i świadczeń pomocy społecznej), o podatki od dochodów i własności płacone przez osoby pracujące na własny rachunek, w tym przedstawiciele wolnych zawodów i osób użytkujących gospodarstwo indywidualne w rolnictwie, oraz o składki na ubezpieczenia społeczne i zdrowotne. W skład dochodu rozporządzalnego wchodzi dochody pieniężne i niepieniężne, w tym spożycie naturalne (towary i usługi konsumpcyjne pobrane na potrzeby gospodarstwa domowego z gospodarstwa indywidualnego w rolnictwie bądź działalności gospodarczej na własny rachunek) oraz towary i usługi otrzymane nieodpłatnie. Dochód rozporządzalny przeznaczony jest na wydatki oraz przyrost oszczędności (GUS, 2011, str. 33).

W celu uwzględnienia wpływu, jaki na koszty utrzymania gospodarstwa domowego ma jego skład demograficzny, co jest szczególnie istotne w niniejszym badaniu, kategorię dochodu rozporządzalnego gospodarstwa domowego przekształcono w dochód ekwiwalentny.

Próba pochodząca z badania budżetów gospodarstw domowych nie jest próbą prostą, dlatego przy szacowaniu charakterystyk rozkładów uwzględniono wagi schematu losowania. Dla obserwacji otrzymanych w wyniku przeprowadzonego badania w pierwszym etapie wyznaczono wagi pierwotne (odwrotności prawdopodobieństw wyboru do próby poszczególnych mieszkań). Następnie szacowano współczynniki realizacji, czyli współczynniki korygujące, które uwzględniają to, że struktura próby zbadanej ze względu na cechy społeczno-demograficzne gospodarstw różni się od struktury próby wylosowanej na skutek niemożności zbadania wszystkich mieszkań kwalifikujących się do badania. Wyniki badania przeważone zostały danymi o strukturze gospodarstw domowych według liczby osób w gospodarstwie oraz w podziale na miasto i wieś, pochodzącymi z Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011 r. W wyniku korekty wag pierwotnych otrzymywano wagi finalne. Szczegółowe omówienie schematu losowania stosowanego przez GUS w badaniu budżetów gospodarstw domowych można znaleźć m.in. w pracach Kordosa (2005) oraz Kordosa, Lednickiego i Żyry (2002).

W tabl. 1 i 2 podano podstawowe charakterystyki liczbowe empirycznych rozkładów dochodów ogółem oraz w wyróżnionych podpopulacjach w analizowanych latach, natomiast na rys. 1 zaprezentowano zmiany w poziomie średniego dochodu dla wybranych kategorii zmiennej określającej typ rodziny.

Na podstawie danych zawartych w tabl. 1 można zauważyć, że liczebności prób w poszczególnych latach różnią się nieznacznie i stanowią około 0,03% ogółu gospodarstw domowych w Polsce. Najliczniejszą podpopulację stanowią rodziny z jednym dzieckiem lub dwojgiem dzieci, których udział w całkowitej liczebności próby badawczej wynosi około 20%, natomiast rodziny wielodzietne, czyli rodziny posiadające troje lub więcej dzieci, stanowią około 3% całkowitej liczebności próby.

W każdym z analizowanych okresów parametry rozkładów dochodów ekwiwalentnych zależą od liczby dzieci w rodzinie. Średni dochód i mediana są największe w gospodarstwach domowych typu małżeństwo z jednym dzieckiem i wraz ze wzrostem liczby dzieci dochody małżeństw z dziećmi maleją. Sytuacja dochodowa grupy matek lub ojców z dziećmi w latach 2014 i 2015 była nieznacznie lepsza niż sytuacja małżeństw z czworgiem i większą liczbą dzieci, zarówno pod względem średniej, jak i mediany. Natomiast w 2016 r., mimo wzrostu średniego dochodu ekwiwalentnego, zaobserwowano istotne pogorszenie się sytuacji dochodowej tej grupy w stosunku do rodzin wielodzietnych. Może to być skutek wypłaty świadczeń z programu „Rodzina 500+”.

TABLICA 1. OSZACOWANIA WYBRANYCH PARAMETRÓW ROZKŁADÓW DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH OGÓLEM (w zł)

Rok	Liczba gospodarstw	Min.	Maks.	Mediana	Średnia	Odchylenie standardowe
2014	36929	0,68	89618,39	2020,73	2349,28	1660,00
2015	36860	1,77	105846,64	2097,68	2425,31	1731,37
2016	36616	1,27	333978,50	2238,56	2552,63	1572,81

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie badania gospodarstw domowych (GUS, 2015, 2016, 2017).

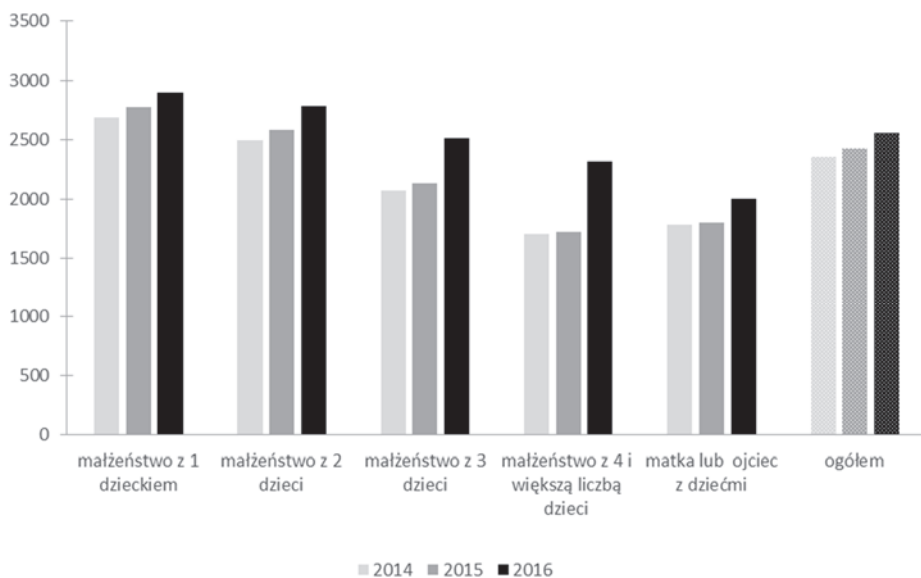
TABLICA 2. OSZACOWANIA WYBRANYCH PARAMETRÓW ROZKŁADÓW DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH GOSPODARSTW DOMOWYCH Z DZIEĆMI (w zł)

Typ rodziny	Rok	Liczba gospodarstw	Min.	Maks.	Mediana	Średnia	Odchylenie standardowe
Małżeństwo z 1 dzieckiem	2014	4071	5,77	48516,42	2332,50	2687,58	1871,22
	2015	3817	21,94	20134,99	2430,65	2773,50	1686,58
	2016	3701	1,27	30105,58	2540,34	2891,24	1751,83
Małżeństwo z 2 dzieci	2014	3865	1,50	77508,75	2105,00	2494,62	2099,72
	2015	3964	13,34	67370,00	2172,48	2580,15	2107,62
	2016	3523	1,48	41160,00	2430,00	2784,24	1699,57
Małżeństwo z 3 dzieci	2014	1007	69,63	18495,41	1722,89	2069,60	1483,61
	2015	993	10,54	19829,81	1796,90	2133,35	1404,66
	2016	810	8,94	10336,05	2213,71	2513,95	1450,78
Małżeństwo z 4 i większą liczbą dzieci	2014	328	28,01	29029,68	1401,52	1706,45	1686,67
	2015	289	14,25	7348,47	1487,86	1719,00	1009,98
	2016	192	163,79	10055,37	2017,97	2318,13	1342,10
Matka lub ojciec z dziećmi	2014	813	301,00	12232,95	1516,35	1781,88	1085,31
	2015	810	7,85	11996,72	1507,08	1803,46	1154,44
	2016	759	11,31	14637,11	1697,06	1999,17	1279,31

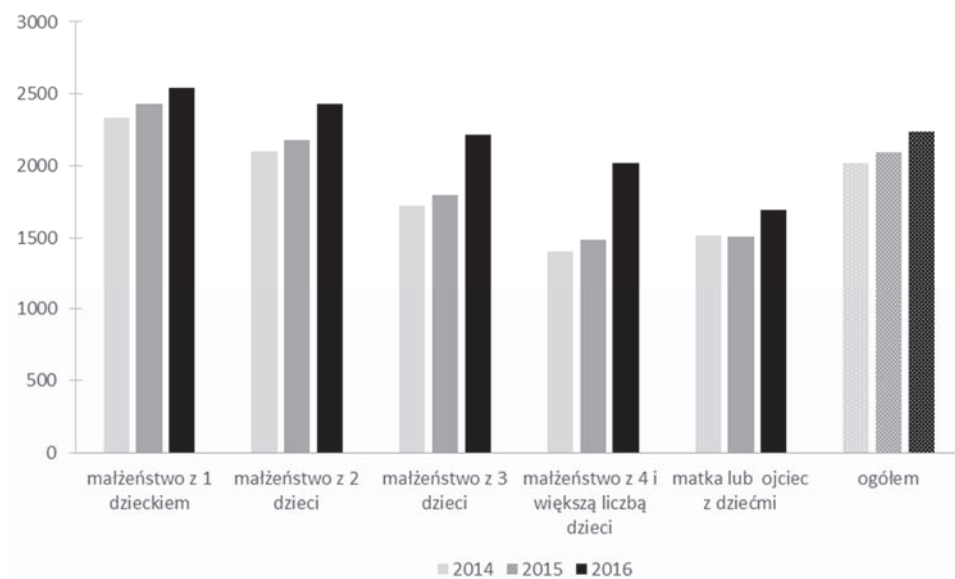
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Rysunek 1. Dochody ekwiwalentne

A. Średnie



B. Mediany



Źródło: jak przy tabl. 1.

Dynamikę zmian dochodowych w wyróżnionych grupach można zaobserwować w tabl. 3. We wszystkich typach rodzin w 2016 r. wzrosły wartości średnie i mediany dochodów, przy czym największy wzrost zaobserwowano w rodzinach typu małżeństwo z trojgiem dzieci oraz małżeństwo z czworgiem i większą liczbą dzieci, odpowiednio o 22,5% oraz 34,8% wartości dochodów z 2015 r.

TABLICA 3. DYNAMIKA ZMIAN UREALNIONEJ WARTOŚCI ŚREDNIEJ I UREALNIONEJ MEDIANY DOCHODÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH

Typ rodziny	Średnia		Mediana	
	$i_{15/14}$	$i_{16/15}$	$i_{15/14}$	$i_{16/15}$
Małżeństwo z 1 dzieckiem	1,023	1,036	1,033	1,039
Małżeństwo z 2 dziećmi	1,025	1,072	1,023	1,112
Małżeństwo z 3 dziećmi	1,022	1,171	1,034	1,225
Małżeństwo z 4 i większą liczbą dzieci	0,998	1,340	1,052	1,348
Matka lub ojciec z dziećmi	1,003	1,102	0,985	1,119
Ogółem	1,023	1,046	1,029	1,061

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Analizując dyspersję dochodów ekwiwalentnych, można zauważyć znaczny spadek współczynnika zmienności (CV) w prawie wszystkich analizowanych grupach. Spadek ten zaobserwowano nie tylko w grupach o większej liczbie dzieci, jak rodziny z trojgiem ($CV_{2014} = 71,7\%$, $CV_{2016} = 57,7\%$) lub czworgiem i większą liczbą dzieci ($CV_{2014} = 98,9\%$, $CV_{2016} = 57,9\%$), ale także w najliczniejszych grupach, czyli w rodzinach z jednym dzieckiem ($CV_{2014} = 69,6\%$, $CV_{2016} = 60,6\%$) lub dwojgiem dzieci ($CV_{2014} = 84,2\%$, $CV_{2016} = 61,0\%$). Zróżnicowanie zwiększyło się w grupie osób samotnie wychowujących dzieci, w której współczynnik zmienności wzrósł z 60,1% w 2014 r. do 64,0% w 2016 r. (por. tabl. 2).

Ocena zmian poziomu i zróżnicowania rozkładów dochodów w rozważanych grupach gospodarstw domowych wydaje się niewystarczająca, dlatego w dalszej części artykułu przedstawiono wyniki badania nierównomierności rozkładu i ubóstwa.

4. OCENA NIERÓWNOMIERNOŚCI DOCHODÓW I UBÓSTWA

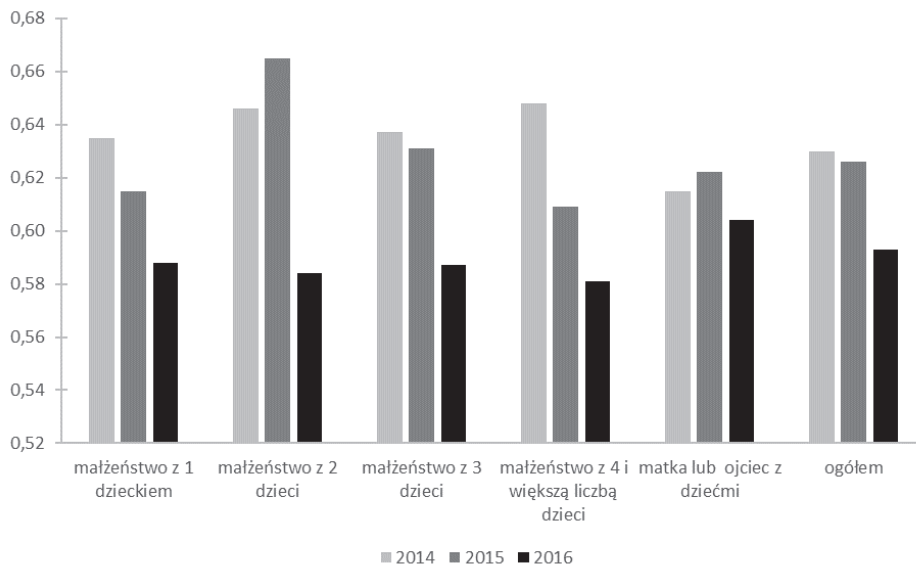
Badania nierównomierności rozkładów dochodów rozpoczęto od oszacowania wartości syntetycznych miar nierównomierności Giniego i Zengi wyrażonych wzorami (4) i (7) oraz wskaźnika (8), a otrzymane wyniki przedstawiono w tabl. 4. W celu porównania poziomu oraz zmian nierówności dochodowych dla poszczególnych grup gospodarstw domowych, a także dla wszystkich gospodarstw domowych w Polsce, wartości współczynnika Zengi zaprezentowano na rys. 2.

TABLICA 4. OSZACOWANIA MIAR NIERÓWNOŚCI DOCHODOWYCH DLA GOSPODARSTW DOMOWYCH Z DZIEĆMI

Typ rodziny	\bar{G}			\bar{Z}			$\bar{R}_{1/10}$		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Małżeństwo z 1 dzieckiem	0,299	0,288	0,260	0,635	0,615	0,588	0,130	0,144	0,155
Małżeństwo z 2 dziećmi	0,313	0,312	0,259	0,646	0,665	0,584	0,129	0,127	0,158
Małżeństwo z 3 dziećmi	0,311	0,303	0,263	0,637	0,631	0,587	0,133	0,140	0,155
Małżeństwo z 4 i większą liczbą dzieci	0,326	0,288	0,273	0,648	0,609	0,581	0,122	0,152	0,166
Matka lub ojciec z dziećmi	0,294	0,300	0,279	0,615	0,622	0,604	0,150	0,152	0,153
Ogółem	0,300	0,297	0,265	0,630	0,626	0,593	0,139	0,142	0,157

Źródło: jak przy tabl. 1.

Rysunek 2. Indeksy Zengi dla gospodarstw domowych według różnych typów rodzin z dziećmi



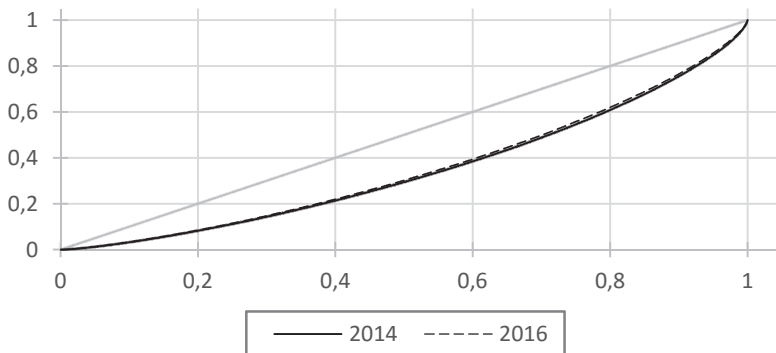
Źródło: jak przy tabl. 1.

W 2014 r. największą nierównomiernością charakteryzowały się małżeństwa z czworgiem i większą liczbą dzieci, jednak na skutek znacznego spadku nierówności dochodów w tej grupie w 2016 r., największą nierówność obserwuje się w grupie rodziców samotnie wychowujących dzieci, dla której $G_{2016} = 0,279$, a $Z_{2016} = 0,604$, przy czym wskaźniki te są wyższe od odpowiednich wartości ogółem wynoszących $G_{2016} = 0,265$ i $Z_{2016} = 0,593$. Porównując grupy gospodarstw w poszczególnych latach, można stwierdzić, że mają one relatywnie zbliżone wartości świadczące o podobnym stopniu nierówności dochodów.

Natomiast porównując wartości wskaźników w tych samych grupach w latach 2014–2016, obserwuje się zmniejszanie się nierówności. Szczególnie w 2016 r. indeksy Giniego i Zengi zmalały, a wskaźnik zróżnicowania skrajnych części rozkładu wzrósł zarówno w stosunku do 2015 r., jak i 2014 r., co oznacza zmniejszenie się dysproporcji pomiędzy skrajnymi grupami decylowymi.

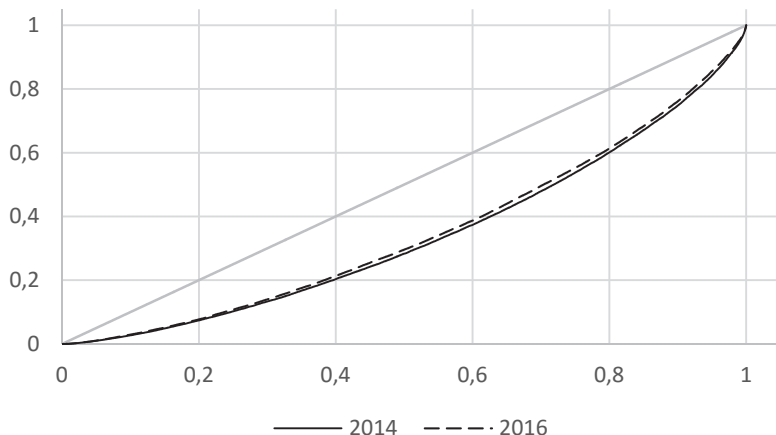
Dalszym etapem analizy nierównomierności rozkładu dochodów w grupach gospodarstw domowych było wyznaczenie krzywych Lorenza, określonych wzorem (1), które miało na celu ocenę poziomu nierówności dochodów dla różnych kwantyli dochodów, a więc poczynając od gospodarstw najuboższych, a kończąc na najwyższych grupach dochodowych. Krzywe Lorenza dla dochodów gospodarstw domowych ogółem, małżeństw z jednym dzieckiem oraz małżeństw z czwórką i większą liczbą dzieci w latach 2014 i 2016 przedstawione zostały na rys. 3–5.

Rysunek 3. Krzywa Lorenza rozkładów dochodów gospodarstw domowych ogółem w latach 2014 i 2016



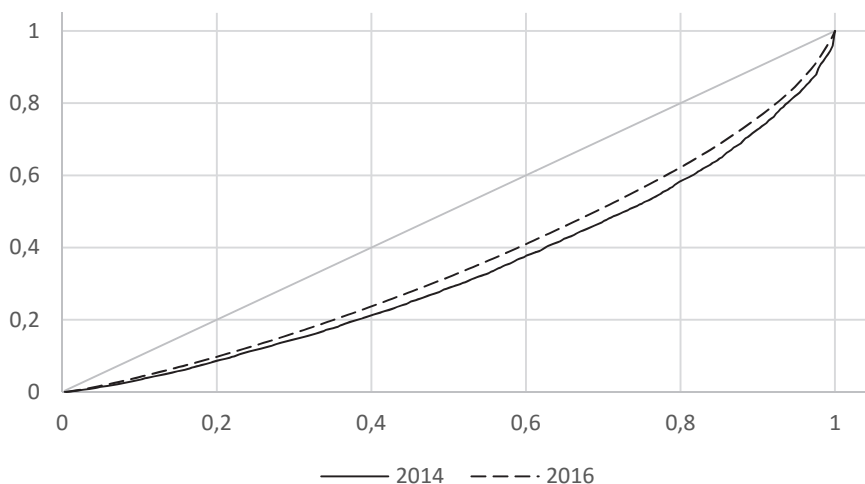
Źródło: obliczenia własne na podstawie badania gospodarstw domowych (GUS, 2015, 2017).

Rysunek 4. Krzywa Lorenza rozkładów dochodów małżeństw z jednym dzieckiem w latach 2014 i 2016



Źródło: jak przy rys. 3.

Rysunek 5. Krzywa Lorenza rozkładów dochodów małżeństw z czwórką i większą liczbą dzieci w latach 2014 i 2016



Źródło: jak przy rys. 3.

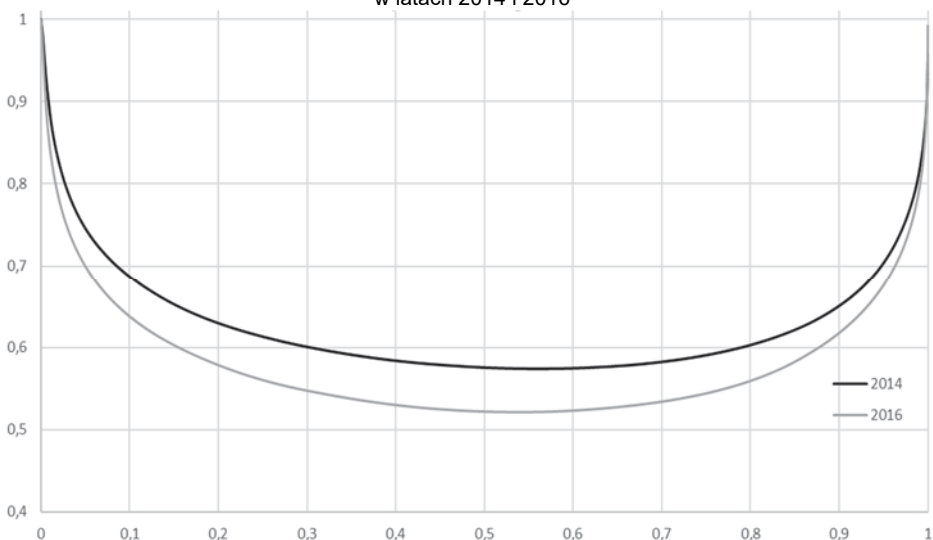
Szczególnie istotną zmianę w 2016 r. w porównaniu z 2014 r. zaobserwowano w nierównomiernościach rozkładu dochodów w grupie małżeństw z czwórką i większą liczbą dzieci (por. rys. 5), co odpowiada zmniejszeniu się pola koncentracji, czyli pola między funkcją Lorenza a linią równomiernego podziału, a więc także współczynnika Giniego, z poziomu $G_{2014} = 0,326$ do poziomu $G_{2016} = 0,273$. W tej grupie nierówności dochodowe zauważalnie zmalały dla wszystkich poziomów p . W innych grupach różnice między poziomami nierówności w porównywalnych latach były mniejsze, np. w przypadku małżeństw z jednym dzieckiem oraz gospodarstw domowych ogółem zauważa się niewielkie różnice dla grup o wyższych dochodach, natomiast dla niskich grup dochodowych krzywe Lorenza się pokrywają. Potwierdza to stosunkowo małą zmianę, opartych na krzywych Lorenza, indeksów Giniego dla tych grup prezentowanych w tabl. 4 i stosunkowo większą zmianę wskaźnika zróżnicowania skrajnych części rozkładu.

Analiza krzywych Lorenza nie daje możliwości właściwej oceny zmian stopnia nierównomierności rozkładu w poszczególnych grupach dochodów (czyli biorąc pod uwagę punktową koncentrację) ze względu na swój wymuszony przebieg i większą wrażliwość na zmiany jedynie w środkowych grupach dochodowych. W skrajnych częściach rozkładu, które są najbardziej interesujące dla badacza, funkcja Lorenza zawsze dąży odpowiednio do 0 i 1, bez względu na rzeczywiste nierówności rozkładu (Greselin, Pasquazzi i Zitikis, 2013).

Jednakową wrażliwość na zmiany w każdym punkcie rozkładu (dla każdego p) posiada krzywa Zengi, która opiera się na porównaniu rozłącznych grup dochodów poprzez koncepcję porównania dolnej i górnej średniej (por. wzór (5)). W efekcie funkcja ta może przyjąć kształt charakterystyczny dla badanego rozkładu, nie zaś jednakowy dla wszystkich rozkładów jak w przypadku krzywej Lorenza, może być

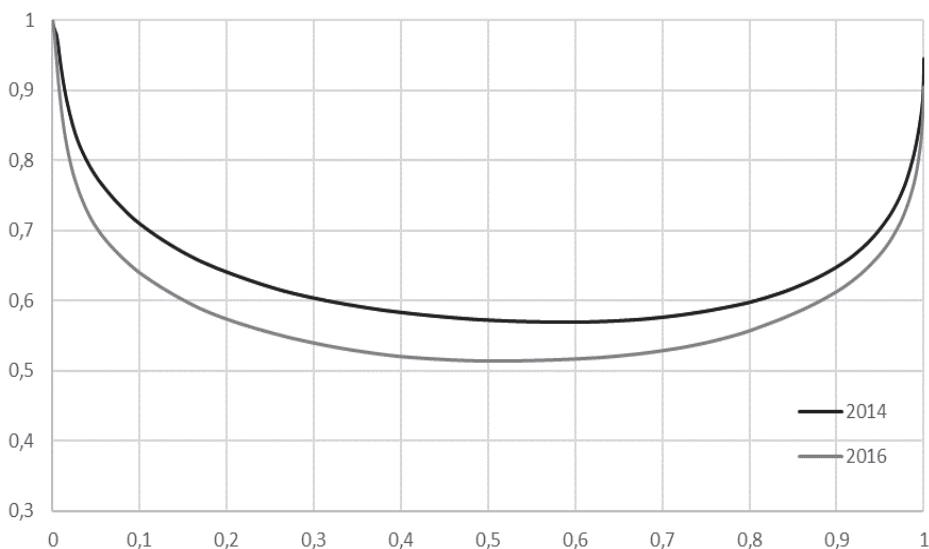
więc traktowana jako „punktowa” miara koncentracji rozkładu dochodów i stosowana zarówno do porównań zmian nierównomierności rozkładu w czasie, jak i do porównań różnych podpopulacji. Krzywe Zengi dla lat 2014 i 2016 oszacowane dla wybranych grup gospodarstw domowych przedstawiono na rys. 6–8.

Rysunek 6. Krzywa Zengi rozkładów dochodów gospodarstw domowych ogółem w latach 2014 i 2016



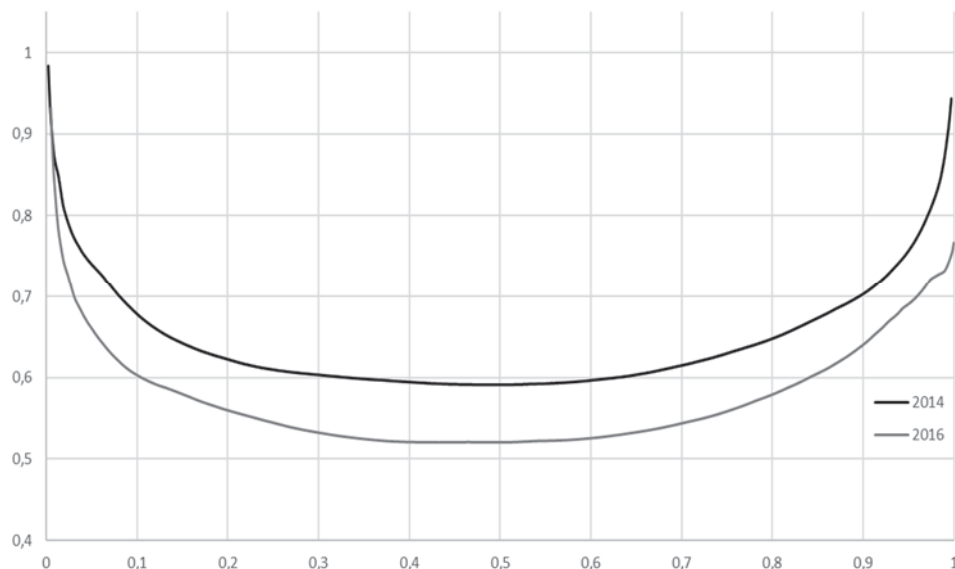
Źródło: jak przy rys. 3.

Rysunek 7. Krzywa Zengi rozkładów dochodów małżeństw z jednym dzieckiem w latach 2014 i 2016



Źródło: jak przy rys. 3.

Rysunek 8. Krzywa Zengi rozkładów dochodów małżeństw z czwórką lub większą liczbą dzieci w latach 2014 i 2016



Źródło: jak przy rys. 3.

Analizując przebieg krzywych Zengi, łatwo zauważyć, że najistotniejsze zmiany zaobserwowano dla rodzin wielodzietnych, a w szczególności dla małżeństw z czwórką i większą liczbą dzieci, natomiast dla małżeństw z jednym dzieckiem spadek nierówności dochodowych był największy w przypadku gospodarstw najbiedniejszych, co w oczywisty sposób wiąże się z zasadami przyznawania świadczeń z programu „Rodzina 500+” dla tego typu rodzin.

Poziom nierównomierność rozkładu dochodów jest powiązany z poziomem ubóstwa materialnego, gdyż rozkłady o wysokim poziomie nierównomierności są zwykle bardziej zagrożone wysokimi wskaźnikami ubóstwa. Można sobie oczywiście wyobrazić rozkład egalitarny, w którym wszyscy są ubodzy, i rozkład z nierównościami, w którym zjawisko ubóstwa nie występuje, jednak tak skrajne przypadki można rozważać jedynie teoretycznie. Badania empiryczne przeprowadzane w wielu krajach pokazują, że między ubóstwem a nierównościami istnieje zwykle ścisła zależność dodatnia.

Ubóstwo materialne w badanych grupach gospodarstw domowych, a także jego zmiany w badanym okresie analizowano z wykorzystaniem wybranych wskaźników skonstruowanych w oparciu o granicę (próg) ubóstwa. Jako granicę ubóstwa przyjęto, zgodnie z podejściem Eurostatu, 60% mediany dochodów ekwiwalentnych w Polsce. Otrzymano następujące oszacowania progu ubóstwa: w 2014 r. – 1212,44 zł, w 2015 r. – 1258,61 zł, w 2016 r. – 1343,14 zł. Granice ubóstwa wykorzystano do zbadania częstotliwości, dotkliwości i głębokości ubóstwa

poprzez oszacowania wskaźnika zagrożenia ubóstwem (\widehat{W}_p), indeksu luki dochodowej ubogich (\widehat{PG}_p) oraz indeksu kwadratu luki dochodowej ubogich (\widehat{PS}_p). Otrzymane wartości oszacowanych miar ubóstwa przedstawiono w tabl. 5.

TABLICA 5. OSZACOWANIA MIAR UBÓSTWA DLA GOSPODARSTW DOMOWYCH W PODZIALE UWARUNKOWANYM LICZBĄ DZIECI

Typ rodziny	\widehat{W}_p			\widehat{PG}_p			\widehat{PS}_p		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Małżeństwo z 1 dzieckiem	0,107	0,104	0,093	0,288	0,255	0,259	0,141	0,114	0,122
Małżeństwo z 2 dzieci	0,134	0,140	0,098	0,258	0,254	0,250	0,117	0,111	0,110
Małżeństwo z 3 dzieci	0,228	0,221	0,144	0,236	0,236	0,235	0,094	0,099	0,092
Małżeństwo z 4 i większą liczbą dzieci	0,379	0,389	0,167	0,266	0,231	0,183	0,104	0,091	0,063
Matka lub ojciec z dziećmi	0,300	0,343	0,273	0,260	0,248	0,235	0,099	0,095	0,094
Ogółem	0,152	0,153	0,141	0,251	0,248	0,239	0,105	0,103	0,098

Źródło: jak przy tabl. 1.

W 2016 r. zaobserwowano znaczący spadek wartości stopy ubóstwa; szczególnie istotne różnice pojawiły się w rodzinach z czworgiem i większą liczbą dzieci. Udział ubogich gospodarstw domowych w populacji wszystkich gospodarstw tej grupy wyniósł 16,7%, a w roku poprzednim – aż 38,9%. Również w tej grupie zaobserwowano spadek indeksów określających dotkliwość i głębokość ubóstwa. Iloczyn indeksu \widehat{PG}_p i granicy ubóstwa, interpretowany jako minimalna kwota, która musiałaby być przekazana gospodarstwom ubogim, aby zjawisko ubóstwa było zlikwidowane, w przypadku rodzin z co najmniej czwórką dzieci jest zdecydowanie niższy w 2016 r. w porównaniu z rokiem poprzednim ($\widehat{PG}_p \cdot y_p = 0,183 \cdot 1343,14 = 245,80$ zł w 2016 r., $\widehat{PG}_p \cdot y_p = 0,231 \cdot 1258,61 = 290,74$ zł w 2015 r.).

Warto zauważyć, że wśród rodzin z czworgiem i większą liczbą dzieci zasadniczy spadek poziomu ubóstwa zauważono w latach 2015–2016, natomiast istotny spadek nierówności w tej grupie miał miejsce w latach 2014–2015. Oczywiście jest, że nierówność rozkładu dochodów nie jest jedynym czynnikiem determinującym wielkość ubóstwa; jest nim przede wszystkim poziom średniego dochodu, na którego wzrost miał wpływ realizowany w 2016 r. program „Rodzina 500+”, a także wysoki wzrost gospodarczy. Jednocześnie w 2016 r., w porównaniu z 2015 r., zaobserwowano istotny spadek nierówności w całym rozkładzie dochodów w Polsce, co mogło mieć większy wpływ na sytuację najuboższych gospodarstw domowych (czyli grupy małżeństw z czworgiem i większą liczbą dzieci) niż zmiany nierówności wewnątrz tylko tej grupy.

Wpływ programu „Rodzina 500+” potwierdza również analiza dochodów na jedną osobę w gospodarstwach domowych pobierających świadczenie wychowawcze. W 2016 r. (II–IV kwartał) przeciętne miesięczne dochody na jedną osobę wyniosły 1171 zł i stanowiły 79,4% przeciętnego miesięcznego dochodu rozporządzalnego na osobę ogółem dla Polski. Przeciętna liczba dzieci w wieku 0–17 lat w gospodarstwach domowych biorących udział w badaniu budżetów gospodarstw domowych i pobierających świadczenie „Rodzina 500+” w 2016 r. wynosiła 2,19. Udział tego świadczenia w dochodzie rozporządzalnym gospodarstw domowych osób z dziećmi na utrzymaniu, otrzymujących świadczenie wynosił 16,8%, wśród małżeństw z dziećmi na utrzymaniu – 16,4%, w tym wśród małżeństw z trojgiem oraz z czworgiem i większą liczbą dzieci – aż 24,0%. Małżeństwa z trojgiem dzieci oraz czworgiem lub większą liczbą dzieci w 2016 r. nadal znajdowały się w najtrudniejszej sytuacji materialnej, jednak wystąpiła wyraźna poprawa ich sytuacji dochodowej w stosunku do 2015 r. – wzrost przeciętnego miesięcznego dochodu rozporządzalnego na jedną osobę w tych gospodarstwach wyniósł aż 25,2%.

Można więc zauważyć, że spadek wskaźnika ubóstwa wśród rodzin mających większą liczbę dzieci w 2016 r. nastąpił na skutek następujących zmian: wzrostu średnich dochodów w tych grupach, wzrostu średnich dochodów w stosunku do innych grup, spadku nierówności w obrębie grup rodzin wielodzietnych (głównie w 2015 r.) oraz istotnego spadku nierówności całego rozkładu dochodów w Polsce (a więc nierówności wewnątrz, ale przede wszystkim między grupami gospodarstw domowych), który miał miejsce w 2016 r. Istotność różnic parametrów rozkładu dochodów w grupach rodzin w badanym okresie potwierdziły wyniki parametrycznego testu statystycznego dla wartości średniej.

5. PODSUMOWANIE

Badanie budżetów gospodarstw domowych jest podstawowym źródłem informacji o dochodach, wydatkach, spożyciu oraz o innych aspektach warunków życia określonych grup ludności, a ponieważ prowadzone jest metodą reprezentacyjną, daje możliwość uogólnienia uzyskanych wyników na wszystkie gospodarstwa domowe w Polsce oraz na wyodrębnione według różnych kryteriów grupy. Analiza danych z wykorzystaniem wybranych miar statystycznych, w tym wrażliwego na zmiany nierówności we wszystkich częściach rozkładu indeksu Zengi opartego na dolnej i górnej średniej, pozwala badać wpływ różnych czynników na kształtowanie się poziomu i zróżnicowania dochodów grup gospodarstw domowych wyróżnionych ze względu na cechy społeczno-ekonomiczne, demograficzne i geograficzne. W pracy badano zmiany rozkładów dochodów ekwiwalentnych w grupach rodzin z dziećmi w latach 2014–2016. Na podstawie oszacowanych charakterystyk rozkładu dochodów, obejmujących punktowe i syntetyczne miary nierówności i wskaźniki ubóstwa z klasy FGT, można

stwierdzić, że w 2016 r. pojawiły się znaczące zmiany zarówno w wielkościach średnich dochodów, jak i stopniu nierównomierności rozkładu dochodu ogółem, a także dla poszczególnych grup rodzin, co w efekcie doprowadziło do istotnych zmian w poziomie ubóstwa w grupach rodzin wielodzietnych. Spadek wskaźników określających wielkość, głębokość i intensywność ubóstwa wśród rodzin o największej liczbie dzieci w ostatnim analizowanym roku był niewątpliwie wynikiem wzrostu średnich dochodów w tych grupach oraz zmniejszenia się dysproporcji w stosunku do dochodów innych grup, a także spadku nierówności dochodów zarówno w obrębie grup rodzin wielodzietnych, jak i całego rozkładu dochodów w Polsce.

Należy podkreślić, że korzystne zmiany w rozkładach dochodów zaobserwowane w badanych latach dotyczyły w pewnym stopniu także wszystkich gospodarstw domowych i były wynikiem korzystnej koniunktury gospodarczej, a większy wzrost dochodów w małżeństwach z trojgiem oraz małżeństwach z czworgiem i większą liczbą dzieci, w porównaniu ze wzrostem dochodów w innych grupach gospodarstw, związany był m.in. z realizacją programu „Rodzina 500+”.

LITERATURA

- Bradbury B., Jäntti M., (1999), Child Poverty Across Industrialized Countries, *Journal of Population and Social Security*, 1(supplement), 385–410.
- Dudek H., Landmesser J., (2012), Income Satisfaction and Relative Deprivation, *Statistics in Transition new series*, 12(2), 321–334.
- Gini C., (1914), Sulla Misura della Concentrazione e della Variabilità dei Caratteri, *Atti del R. Istituto Veneto di SS.LL.AA.*, 73, 1203–1248.
- GUS, (2011), *Metodologia badania budżetów gospodarstw domowych*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- GUS, (2015), *Budżety gospodarstw domowych w 2014 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- GUS, (2016), *Budżety gospodarstw domowych w 2015 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- GUS, (2017), *Budżety gospodarstw domowych w 2016 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Greselin F., Pasquazzi L., Zitikis R., (2013), Contrasting the Gini and Zenga Indices of Economic Inequality, *Journal of Applied Statistics*, 40(2), 282–297.
- Eurostat, (2013), *Household Composition, Poverty and Hardship Across Europe*, Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Fei J., Ranis G., Kuo S., (1979), Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components, *Quarterly Journal of Economics*, 92, 17–53.
- Jędrzejczak A., (2012), Estimation of Concentration Measures and Their Standard Errors for Income Distributions in Poland, *International Advances in Economic Research*, 18(3), 287–297.
- Jędrzejczak A., (2014), Income Inequality and Income Stratification in Poland, *Statistics in Transition new series*, 15(2), 269–283.
- Jędrzejczak A., Kubacki J., (2013), Estimation of Income Inequality and the Poverty Rate in Poland by Region and Family Type, *Statistics in Transition new series*, 14(3), 259–378.
- Kordos J., (1973), *Metody analizy i prognozowania rozkładów płac i dochodów ludności*, PWE, Warszawa.

- Kordos J., Lednicki B., Żyra M., (2002), The household sample surveys in Poland, *Statistics in Transition new series*, 5(4), 555–589.
- Kordos J., (2005), *Household surveys in transition countries*. Chap. XXV in: *Household Sample Surveys in Developing and Transition Countries*, United Nations, New York, http://unstats.un.org/unsd/hhsurveys/part2_new.htm.
- Mazurek E., Kośny M., (2010), Influence of child tax credit on inequity of personal income tax in Poland, *International Research Journal of Finance and Economics*, 50, 45–50.
- OECD, (2008), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, Paris.
- OECD, (2011), *Divided We Stand-Why Inequality Keeps Rising*, Paris, www.oecd.org/social/inequality.htm/www.oecd.org/fr/social/inegalite.htm.
- Panek T., (2011), *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Panek T., (2017), Polaryzacja ekonomiczna w Polsce, *Wiadomości Statystyczne*, 1, 41–61.
- Pyatt G., (1976), On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients, *Economic Journal*, 86(342), 243–55.
- Sen A., (1976), Poverty: An Ordinal Approach to Measurement, *Econometrica*, 44, 219–231.
- Vernizzi A., Boesso G., (2004), Family Charges and the Personal Income Tax in Italy and Europe: Some Proposals for Italy, Università degli Studi di Milano (DEPA) Working Paper, 12, 1–49.
- Zenga M., (2007), Inequality curve and inequality index based on the ratios between lower and upper arithmetic means, *Statistica & Applicazioni*, 5(1), 3–27.