

PRACE NAUKOWE
Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu nr 293
RESEARCH PAPERS
of Wrocław University of Economics No. 293

Jakość życia a zrównoważony rozwój

Redaktorzy naukowi
Zofia Rusnak
Beata Zmyślona



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2013

Redaktor Wydawnictwa: Aleksandra Śliwka

Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz

Korektor: Barbara Cibis

Łamanie: Beata Mazur

Projekt okładki: Beata Dębska

Publikacja jest dostępna w Internecie na stronach:

www.ibuk.pl, www.ebscohost.com,

The Central and Eastern European Online Library www.ceeol.com,

a także w adnotowanej bibliografii zagadnień ekonomicznych BazEkon

http://kangur.uek.krakow.pl/bazy_ae/bazekon/nowy/index.php

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania znajdują się

na stronie internetowej Wydawnictwa

www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Kopiowanie i powielanie w jakiegokolwiek formie

wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Wrocław 2013

ISSN 1899-3192

ISBN 978-83-7695-306-9

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Druk: Drukarnia TOTEM

Spis treści

Wstęp	7
Łukasz Baka: Pracoholizm i zaangażowanie w pracy jako wyznaczniki dobrostanu psychicznego pracowników	9
Agnieszka Borowska: Jakość życia mieszkańców obszarów wiejskich w Polsce w latach 1995-2011	27
Iwona Cieślak: Jakość układu komunikacji pieszej w przestrzeni zurbanizowanej.....	45
Beata Detyna, Jerzy Detyna, Anna Kajewska-Dudek: Wypalenie zawodowe jako następstwo stresu w pracy zawodowej pracowników medycznych	57
Agnieszka Żarczyńska-Dobiesz, Jolanta Grzebieluch: Zjawisko mobbingu jako jedna z przyczyn zaburzenia równowagi pracownika w środowisku pracy	74
Marzena Hajduk-Stelmachowicz: Motywy wdrażania Systemu Zarządzania Środowiskowego w kontekście budowania potencjału ekoinnowacyjnego	85
Tomasz Holecki, Michał Skrzypek, Karolina Wójcik: Sytuacja materialna osób po transplantacji serca	98
Alina Jędrzejczak: Nierówności dochodowe i ubóstwo wśród rodzin wielodzietnych w Polsce	108
Jan Kazak: Wskaźniki przestrzenne niezrównoważonej zabudowy podmiejskiej okolic Wrocławia	122
Monika Mularska-Kucharek, Justyna Wiktorowicz: Ocena subiektywnej jakości życia osób w wieku 50+ w świetle badań mieszkańców Łodzi	135
Agnieszka Siedlecka: Obiektywna jakość życia jako kategoria rozwoju zrównoważonego na przykładzie gmin województwa lubelskiego.....	149
Szymon Szewrański, Jan Kazak, Józef Sasik: Procesy suburbanizacyjne i ich skutki środowiskowe w strefie niekontrolowanego rozprzestrzeniania się dużego miasta.....	170
Ewa Tracz: Motywowanie „slow” w organizacji zorientowanej na zrównoważony rozwój i odpowiedzialność społeczną.....	180
Beata Warczewska: Wybrane aspekty jakości życia w opinii mieszkańców Parku Krajobrazowego „Dolina Baryczy”.....	195
Jadwiga Zaród: Badanie zrównoważonego rozwoju gospodarstwa rolnego za pomocą dynamicznego, wielokryterialnego modelu optymalizacyjnego.....	205

Summaries

Łukasz Baka: Workaholism and work engagement as predictors of job well-being	26
Agnieszka Borowska: Standard of living of inhabitants of rural areas in Poland in the period 1995-2011	44
Iwona Cieślak: Development of pedestrian communication in urban space and its quality	56
Beata Detyna, Jerzy Detyna, Anna Kajewska-Dudek: Burnout as a consequence of stress at work among medical staff	73
Agnieszka Żarczyńska-Dobiesz, Jolanta Grzebieluch: Mobbing as an unbalancing factor affecting employees in work environment	84
Marzena Hajduk-Stelmachowicz: Motives of implementation of Environmental Management System in the context of creating eco-innovative potential	97
Tomasz Holecki, Michał Skrzypek, Karolina Wójcik: Financial situation of people after heart transplantation	107
Alina Jędrzejczak: Income inequality and poverty in Poland by family type	121
Jan Kazak: Spatial indicators of unsustainable suburban development in Wrocław surrounding	134
Monika Mularska-Kucharek, Justyna Wiktorowicz: Subjective assessment of quality of life of people aged 50+ in the light of research among the inhabitants of Łódź	148
Agnieszka Siedlecka: Objective quality of life as a sustainable development category of communities of Lublin Voivodeship	169
Szymon Szewrański, Jan Kazak, Józef Sasik: Suburbanisation processes and their environmental effects in a zone of uncontrolled spread of a large city	179
Ewa Tracz: “Slow” motivation in sustainable development and corporate social responsibility oriented organization	194
Beata Warczewska: Selected aspects of life quality according to the inhabitants of the “Barycz Valley”	204
Jadwiga Zaród: Research on balanced development of a farm using a dynamic, multicriterial, optimization model	216

Alina Jędrzejczak

Uniwersytet Łódzki

NIERÓWNOŚCI DOCHODOWE I UBÓSTWO WŚRÓD RODZIN WIELODZIETNYCH W POLSCE

Streszczenie: Problem pomiaru nierówności dochodowych i ubóstwa, niezwykle ważny z punktu widzenia polityki ekonomicznej i społecznej, staje się szczególnie istotny w okresach recesji gospodarczej. Nierówności między grupami społecznymi i regionami, powstałe na skutek procesów rozwarstwiania i polaryzacji dochodów, mogą ulec wtedy nasileniu, powodując rozszerzanie się obszarów biedy. W szczególności proces ten może dotyczyć rodzin wielodzietnych, zamieszkujących słabiej rozwinięte ekonomicznie regiony. W Polsce problem ten jest szczególnie istotny, gdyż wskaźnik ubóstwa wśród dzieci jest wyższy nie tylko od tych w zamożniejszych państwach Unii Europejskiej, ale także wyższy niż w wielu nowych krajach członkowskich. W artykule podjęto próbę oceny sytuacji dochodowej rodzin wielodzietnych w Polsce na podstawie badania budżetów gospodarstw domowych.

Słowa kluczowe: rozkłady dochodów, nierównomierność dochodów, ubóstwo.

1. Wstęp

Wyniki badań wskazują, iż ubóstwo wśród dzieci jest poważnym problemem w większości państw UE i osiąga większe rozmiary niż wśród ludności w wieku produkcyjnym czy osób w wieku emerytalnym. W Polsce problem ten wymaga szczególnej uwagi, gdyż wskaźnik ubóstwa wśród dzieci jest wyższy nie tylko od tych w zamożniejszych państwach „starej Unii”, ale również wyższy niż w wielu nowych, potransformacyjnych państwach członkowskich. W roku 2004 ubóstwo wśród dzieci osiągnęło poziom 29% i była to najwyższa wartość w UE, podczas gdy przeciętnie w UE wyniosła 19%, a w krajach skandynawskich około 10% (Szwecja 9%, Finlandia 10%, Dania 10%). Standard życia dzieci w ujęciu bezwzględnym był jeszcze niższy, jeśli weźmie się pod uwagę różnice w ogólnym poziomie zamożności, jakie dzielą nowe kraje członkowskie od państw Europy Zachodniej. Było to spowodowane przede wszystkim wysoką stopą bezrobocia w tym okresie, jak również systemem zasiłków przyznawanych rodzinom, który sytuował Polskę na ostatnim miejscu w Europie pod względem wysokości zasiłków przyznawanych na dzieci (por. badania Eurostatu 2003). Począwszy od roku 2005, w Polsce, podobnie jak w wielu nowych państwach członkowskich, nastąpiła wyraźna poprawa poziomu

życia, co wpisuje się w ogólną tendencję w krajach UE. Spowodowało to między innymi zmniejszenie odsetka ubogich dzieci do poziomu 23% w roku 2009 (por. badania Eurostatu 2009).

Poziom ubóstwa materialnego jest silnie powiązany z nierównomiernością rozkładu dochodów. Można sobie oczywiście wyobrazić rozkład egalitarny, w którym wszyscy są ubodzy, jak 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 ścisła zależność dodatnia. Na przykład na podstawie wyników udostępnianych przez Eurostat można wykazać, że współczynnik korelacji między indeksem Giniego a wskaźnikiem zagrożenia ubóstwem liczony dla państw Unii Europejskiej w roku 2011 wynosił 0,86. Warto przy tym zaznaczyć, że w niektórych krajach, do których należą przede wszystkim Wielka Brytania i Stany Zjednoczone, od wielu lat obserwuje się wysoki poziom nierówności przy relatywnie niskim odsetku ubogich. Wiele badań wykazuje także, że regionalne różnice w poziomie nierówności obserwowane wewnątrz poszczególnych krajów nie są już tak jednoznacznie powiązane z poziomem ubóstwa (por. raport Tarki [2009]). W niektórych krajach (Czechy, Polska, Francja i Finlandia) regiony o najwyższym poziomie zróżnicowania dochodów cechuje relatywnie niski odsetek osób poniżej progu ubóstwa; w innych zaś regiony o najwyższych nierównościach mają jednocześnie najwyższy odsetek ubogich (Belgia, Hiszpania, Włochy). Po 2000 roku w krajach UE i rozwiniętych krajach OECD nierówności dochodowe mierzone indeksem Giniego zwiększyły się o około 0,02 (por. [OECD 2008]). Nierówności te znacznie wzrosły w Kanadzie, Niemczech, Norwegii, USA, we Włoszech i w Finlandii, spadły zaś w Wielkiej Brytanii, Meksyku, Grecji i Australii. W Polsce po okresie wzrostu obserwowano stabilizację współczynnika Giniego na poziomie około 0,34.

Głównym celem artykułu jest zbadanie, czy liczba dzieci w rodzinie ma wpływ na rozkład dochodów, a w szczególności na nierówności i ubóstwo w tym rozkładzie. Analiza rozkładów dochodów rodzin o różnej liczbie dzieci w ujęciu dynamicznym, dodatkowo uwzględniająca zróżnicowanie terytorialne, pozwoli ocenić, czy poprawa ogólnego poziomu życia w Polsce po roku 2003, przejawiająca się między innymi stosunkowo wysokim tempem wzrostu PKB *per capita*, wzrostem spożycia indywidualnego gospodarstw domowych, a także spadkiem bezrobocia, spowodowała poprawę sytuacji dochodowej rodzin wielodzietnych. Analiza rozkładów dochodów różnych grup gospodarstw domowych została przeprowadzona z punktu widzenia nierównomierności wewnątrz tych grup (współczynniki Giniego i Zengi), a także nierówności pomiędzy nimi, mierzonych za pomocą tzw. współczynników dystansu ekonomicznego. Do analizy ubóstwa wykorzystano miary z rodziny Fostera-Greera-Thorbecke'a (FGT).

2. Miary nierównomierności rozkładu dochodów i ubóstwa

Najbardziej uniwersalną syntetyczną miarą nierównomierności rozkładów dochodów jest bez wątpienia współczynnik Giniego. Jego własności, a także wiele interesujących formuł i interpretacji pozwalają na wykorzystanie go do badania stopnia nierównomierności rozkładów dochodów w różnych ujęciach i przekrojach. Ze względu na szeroką możliwość zastosowań ekonomicznych interesujące wydają się także współczynniki Zengi związane z krzywymi koncentracji mierzącymi tzw. punktową koncentrację rozkładu (por. np.: [Kleiber, Kotz 2003; *Encyclopedia of Statistical Sciences* 2006]).

Współczynnik Giniego można przedstawić jako podwojone pole pomiędzy krzywą koncentracji Lorenza a linią równomiernego podziału. Współczynnik ten dla zmiennej dochodowej Y , której realizacje (y_1, \dots, y_n) uporządkowane są w kolejności niemalejącej, może być określony wzorem:

$$G = 1 - \sum_{i=0}^{n-1} (F_{i+1} - F_i)(L_{i+1} + L_i), \quad (1)$$

gdzie:

$$L_i = \frac{1}{n\mu} \sum_{j=1}^i y_{(j)} - \text{wartości funkcji Lorenza,}$$

$$F_i - \text{wartości dystrybuanty rozkładu dochodów.}$$

W badaniach reprezentacyjnych dotyczących rozkładów dochodów na ogół mamy do czynienia ze złożonymi schematami losowania. Do oszacowania współczynnika Giniego wykorzystywane są więc estymatory, w których wartości obserwacji y_1, \dots, y_n zastępowane się tzw. wartościami rozszerzonymi (*expanded values*), uwzględniającymi wagi schematu losowania. Ze względu na prostotę obliczeń można do tego celu wykorzystać formułę opartą na postaci indeksu Giniego zaproponowanej przez Sena [1997]; a następnie zmodyfikowanej przez Fei, Ranis, Kuo [1978]:

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

gdzie:

w_i – waga schematu losowania,

$\sum_{j=1}^i w_j$ – ranga i -tej jednostki w n -elementowej próbie.

W literaturze znana jest także tzw. punktowa miara koncentracji oparta na porównaniu kwantyla dochodu i kwantyla rozkładu dla tej samej wartości dystrybuanty p . Miara ta została zaproponowana po raz pierwszy przez Zengę [1984; 1990].

Pierwszy niekompletny moment zmiennej losowej Y , zwany także dystrybuantą pierwszego momentu (*first moment distribution function*), może być zdefiniowany w sposób następujący:

$$Q(y) = \begin{cases} 0 & \text{dla } y \leq 0 \\ \frac{1}{\mu} \int_0^y tf(t)dt & \text{dla } y > 0 \end{cases} \quad (3)$$

Kwantyl dochodu rzędu p jest wartością funkcji odwrotnej do $Q(y)$:

$$y_p^* = Q^{-1}(p). \quad (4)$$

Punktowa miara koncentracji Zengi Z_p , gdzie $p \in \langle 0,1 \rangle$, jest określona jako różnica między kwantylem dochodu rzędu p określonym wzorem (4) a kwantylem rozkładu rzędu p , podzielona przez kwantyl dochodu:

$$Z_p = [y_p^* - y_p] / y_p^*, \quad 0 \leq Z_p \leq 1. \quad (5)$$

Syntetyczną miarę koncentracji Zengi można otrzymać przez uśrednienie punktowej miary koncentracji Z_p (por. [Zenga 1990]):

$$Z = \int_0^1 Z_p dp. \quad (6)$$

Nieparametryczny estymator współczynnika Zengi może być przedstawiony następująco (por.: [Aly, Hervas 1999]):

$$\hat{Z} = 1 - \frac{1}{n\bar{y}} \left\{ y_{1:n} + \sum_{j=1}^{n-1} y_j \left\langle \frac{\sum_{i=1}^j y_{i:n}}{\bar{y}} \right\rangle_n \right\}, \quad (7)$$

gdzie:

$y_{i:n}$ – i -ta statystyka porządkowa w n -elementowej próbie,
 \bar{y} – średnia z próby.

W celu oszacowania współczynników Giniego i Zengi oraz ich błędów standardowych można także wykorzystać podejście parametryczne oparte na krzywej Burra III typu oraz metodę bootstrapową (por. [Jędrzejczak 2011]).

Analiza nierówności dochodowych w podpopulacjach powinna być uzupełniona analizą nierówności „między rozkładami”. Można tu zastosować miarę dystansu ekonomicznego (tzw. dominacji ekonomicznej, *relative economic affluence*) zaproponowaną przez Daguma [1980], którą dla rozkładów (podpopulacji) j i h określa wzór:

$$D_{jh} = [\bar{Y}_j - \bar{Y}_h] / [2d_{jh} - \bar{Y}_j + \bar{Y}_h], \quad (8)$$

gdzie:

$$d_{jh} = \sum_{i=1}^k [y_i F_h(y_i) - \bar{Y}_h L_h(y_i)] f_j(y_i),$$

k – liczba przedziałów klasowych,

$f_j(y_i)$ – częstość empiryczna w i -tej klasie rozkładu o większym średnim dochodzie.

Przegląd miar ubóstwa można znaleźć między innymi w pracy Panka [2011]. Najbardziej popularną miarą oceniającą zasięg ubóstwa materialnego jest stopa ubóstwa (*Headcount Ratio, At-Risk-of-Poverty Rate*), czyli odsetek gospodarstw domowych znajdujących się poniżej granicy ubóstwa:

$$H = \frac{n_u}{n}, \quad (9)$$

gdzie: n_u – liczba ubogich, n – liczebność badanej zbiorowości.

Podstawową miarą oceniającą głębokość (natężenie) ubóstwa jest indeks luki dochodowej ubogich (*Poverty Gap Index*), który jest określony następująco :

$$PG = \frac{1}{n_u} \sum_{i=1}^{n_u} \left(\frac{y^* - y_i}{y^*} \right), \quad (10)$$

gdzie:

y^* – próg ubóstwa,

y_i – dochód ekwiwalentny i -tej jednostki,

$(y^* - y_i)$ – indywidualny indeks głębokości ubóstwa.

Indeks luki dochodowej ubogich (10) mierzy przeciętny dystans między ekwiwalentnymi dochodami gospodarstw domowych ubogich a granicą ubóstwa. Jest on średnią z indywidualnych (dla każdego uboższego gospodarstwa) indeksów głębokości ubóstwa, przy czym wszystkie gospodarstwa domowe, bez względu na ich pozycję w rozkładzie dochodów, mają taką samą wagę.

Miarą pozwalającą ocenić stopień nierówności dochodowych między gospodarstwami będącymi poniżej progu ubóstwa jest indeks dotkliwości ubóstwa (*Poverty Severity Index*), oparty na kwadracie luki dochodowej:

$$PS = \frac{1}{n_u} \sum_{i=1}^{n_u} \left(\frac{y^* - y_i}{y^*} \right)^2. \quad (11)$$

W przeciwieństwie do indeksu luki dochodowej indeks (11) nadaje gospodarstwom domowym ubogich wagi tym większe, im ich dochód jest bardziej odległy od dochodu wyznaczającego granicę ubóstwa. Tym samym dotkliwość ubóstwa gospodarstw domowych ubogich, i równocześnie wartość tego indeksu, rośnie wraz ze wzrostem dystansu ich dochodu od granicy ubóstwa (por. [Panek 2011]).

3. Analiza empiryczna sytuacji dochodowej rodzin wielodzietnych w Polsce według regionów

Estymacja miar nierównomierności i ubóstwa w różnych typach gospodarstw domowych w Polsce została przeprowadzona na bazie prób pochodzących z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych za lata 2003 i 2009. Badanie to jest badaniem reprezentacyjnym, wykorzystującym złożony schemat losowania próby. Jednostką obserwacji jest gospodarstwo domowe jedno- lub wieloosobowe. W celu wylosowania próby stosowany jest schemat losowania dwustopniowego, warstwowego z różnymi prawdopodobieństwami wyboru na I stopniu. Jednostkami losowania pierwszego stopnia (jps) są terenowe punkty badań, jednostkami losowania drugiego stopnia zaś są mieszkania (jds). Przed losowaniem jps są warstwowane, oddzielnie w każdym województwie, według klasy miejscowości, co daje 96 warstw. Jednostki pierwszego stopnia losowane są oddzielnie w każdej warstwie, z wykorzystaniem doboru systematycznego po uprzednim losowym uporządkowaniu (schemat Hartleya-Rao).

Ze względu na złożony schemat losowania próby do estymacji wykorzystane zostały wagi schematu losowania, tzw. mnożniki, które tworzone są dwuetapowo. W pierwszym etapie wyznaczane są wagi pierwotne, którymi są odwrotności prawdopodobieństw włączenia do próby (*inclusion probabilities*) dla mieszkań, uwzględniające nierówne prawdopodobieństwa wyboru jednostek na pierwszym stopniu losowania. Wagi te są następnie korygowane przez zastosowanie warstwowania *ex post*. Wykorzystuje się przy tym pochodzące z NSP informacje o liczbie gospodarstw domowych ze względu na liczbę osób w gospodarstwie domowym, oddzielnie w miastach i na terenach wiejskich.

W przeprowadzonych analizach oprócz liczby dzieci w rodzinie (osób w wieku do 16 lat) uwzględniono także podział terytorialny kraju na makroregiony (NUTS 1). Za granicę ubóstwa przyjęto 60% mediany dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych. Za skalę ekwiwalentności przyjęto skalę opartą na dzieleniu całkowitego dochodu gospodarstwa domowego przez pierwiastek z liczby osób w rodzinie (por.: [Buchman i in. 1988]). Skala ta zdobywa coraz większą popularność w badaniach empirycznych, o czym świadczą między innymi ostatnie raporty OECD dotyczące porównań międzynarodowych nierówności dochodowych i ubóstwa (por. np.: [OECD 2008]); stosowana jest także w Luxembourg Income Study (LIS). Jej zgodność z subiektywną oceną tzw. efektów skali w gospodarstwie domowym potwierdziły badania empiryczne prowadzone w wielu krajach (por. np. [Fréchet 2010]). Wyniki obliczeń zamieszczono w tab. 1-4 i przez zaprezentowanie graficzne na rys. 1-5.

Tabele 1 i 2 zawierają miary koncentracji dochodów oraz ubóstwa oszacowane dla lat 2003 oraz 2009. Wyniki estymacji, zarówno dla całej populacji gospodarstw domowych, jak i podpopulacji wyróżnionych ze względu na liczbę dzieci w rodzinie, zamieszczono w tab. 1. Podział zbiorowości na makroregiony został uwzględ-

niony w tab. 2. Tabela 3 przedstawia wyniki estymacji uwzględniające podział populacji zarówno na makroregiony, jak i różne typy rodzin.

Tabela 1. Miary nierówności dochodów i ubóstwa gospodarstw domowych w Polsce według liczby dzieci w rodzinie

Lp.	Liczba dzieci w rodzinie	Rok	Współczynnik koncentracji dochodów		Miara ubóstwa		
			Giniego	Zengi	zasięg	głębokość	dotkliwość
1	0	2003	0,35	0,35	12,4	28,1	14,3
		2009	0,36	0,37	15,4	26,2	12,2
2	1	2003	0,32	0,30	16,2	28,2	13,6
		2009	0,32	0,30	13,2	29,7	16,4
3	2	2003	0,31	0,29	20,3	28,2	13,4
		2009	0,33	0,31	16,9	28,4	14,2
4	3	2003	0,30	0,27	29,9	28,0	12,5
		2009	0,32	0,30	27,1	27,8	13,3
5	4	2003	0,30	0,27	39,0	30,8	14,5
		2009	0,30	0,28	33,5	31,1	15,7
6	5 i więcej	2003	0,29	0,26	46,0	28,0	12,2
		2009	0,29	0,26	39,6	29,0	15,8

Źródło: obliczenia własne.

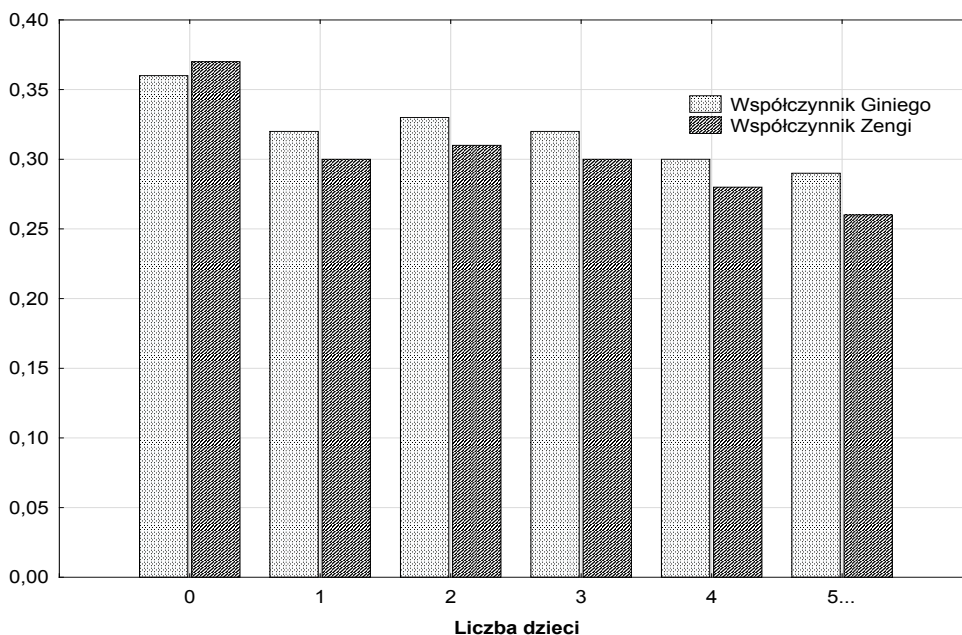
Tabela 2. Miary nierówności dochodów i ubóstwa gospodarstw domowych w Polsce według makroregionów

Lp.	Region	Rok	Współczynnik koncentracji dochodów		Miara ubóstwa		
			Giniego	Zengi	zasięg	głębokość	dotkliwość
1	centralny	2003	0,37	0,39	13,7	28,0	14,0
		2009	0,40	0,43	13,9	30,0	16,3
2	południowy	2003	0,31	0,30	14,4	25,4	10,9
		2009	0,32	0,30	13,2	24,5	10,4
3	wschodni	2003	0,33	0,33	19,4	29,2	14,9
		2009	0,35	0,36	23,5	28,6	14,3
4	północno-zachodni	2003	0,32	0,30	14,5	27,5	12,8
		2009	0,33	0,32	14,5	23,7	10,1
5	południowo-zachodni	2003	0,35	0,35	17,1	29,7	15,0
		2009	0,35	0,36	15,3	28,5	14,3
6	północny	2003	0,34	0,33	16,5	30,0	15,4
		2009	0,34	0,35	15,7	26,7	13,0
7	ogółem	2003	0,34	0,33	15,7	28,2	13,8
		2009	0,35	0,36	15,9	27,2	13,2

Źródło: obliczenia własne.

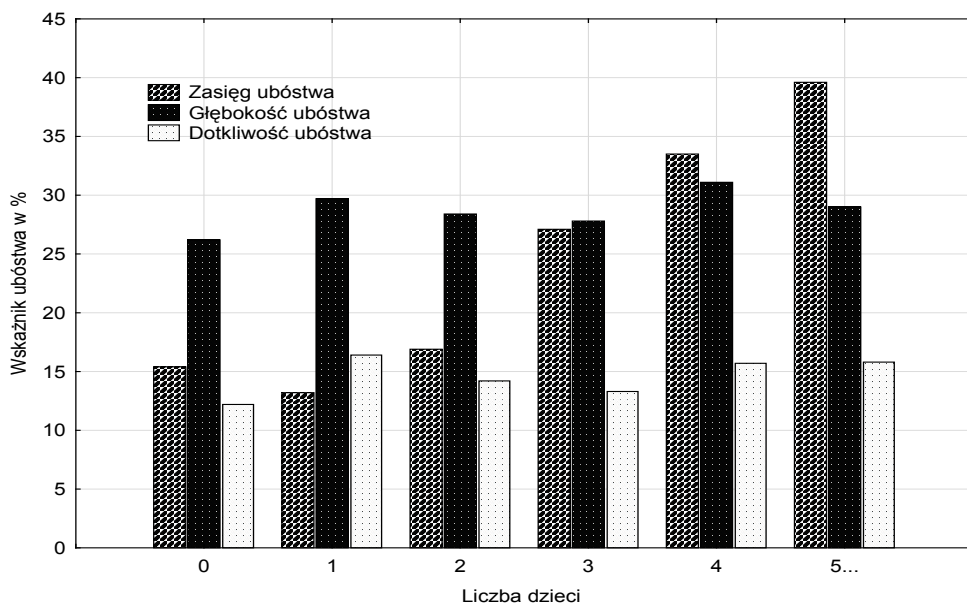
Można zauważyć, że wraz z rosnącą liczbą dzieci w rodzinie rośnie przede wszystkim wskaźnik zagrożenia ubóstwem (tab. 1, rys. 2). Odwrotną tendencję zaobserwowano dla współczynników koncentracji: nierównomierność rozkładu dochodów rodzin o większej liczbie dzieci jest relatywnie niska w porównaniu z rodzinami bezdzietnymi (tab. 1, rys. 1). Wiąże się to z coraz mniejszą asymetrią i coraz cieńszym prawym ogonem rozkładu w tych grupach rodzin, skupiających coraz większy odsetek dochodów poniżej średniej. Można to wyjaśnić faktem, że polska polityka rodzinna funkcjonuje prawie wyłącznie jako polityka socjalna, czyli pomoc społeczna skierowana do rodzin znajdujących się w obszarze ubóstwa, zdefiniowanego za pomocą granicy bliskiej minimum egzystencji. Na podstawie tab. 1 można także zauważyć, że w latach 2003-2009 sytuacja rodzin wielodzietnych nieznacznie poprawiła się, jeśli chodzi o zagrożenie ubóstwem. Dla rodzin z czworgiem dzieci zagrożenie ubóstwem spadło z 39 do 33,5%, dla rodzin o większej liczbie dzieci z 46 do 39,6%, jednak wzrosła w tych grupach zarówno głębokość, jak i intensywność ubóstwa. W efekcie tych zmian przeciętna zamożność rodzin posiadających czworo dzieci jest o 31,1% niższa od granicy ubóstwa, zaś dla ostatniej grupy (5 i więcej) wskaźnik luki dochodowej to 29%.

Na podstawie informacji zawartych w tab. 2, która uwzględnia podział terytorialny Polski na makroregiony, można zauważyć, że najgorszą sytuację dochodową



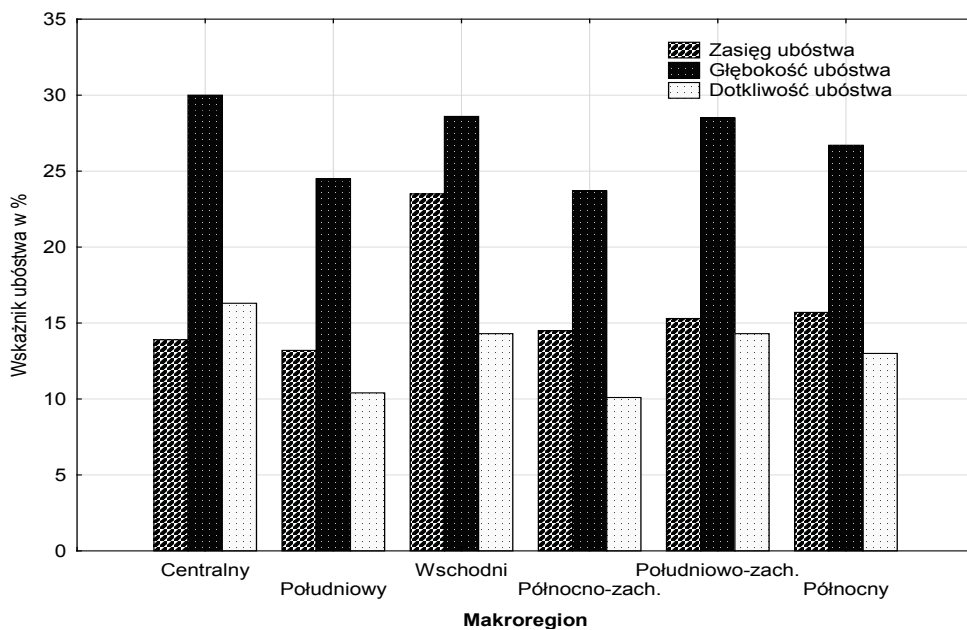
Rys. 1. Nierównomierność rozkładów dochodów gospodarstw domowych według liczby dzieci (rok 2009)

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 2. Wskaźniki ubóstwa według liczby dzieci w rodzinie (rok 2009)

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 3. Wskaźniki ubóstwa według makroregionów (rok 2009)

Źródło: obliczenia własne.

mają gospodarstwa domowe regionów wschodniego oraz południowo-zachodniego. Mogłoby to sugerować, że gospodarstwa domowe o dużej liczbie dzieci zamieszkujące te regiony znajdują się w szczególnie trudnej sytuacji. Sytuacja jest jednak odmienna, co można zaobserwować na podstawie tab. 3 oraz rys. 4 i 5.

Tabela 3 zawiera miary koncentracji dochodów i ubóstwa w gospodarstwach domowych podzielonych na grupy różniące się liczbą dzieci dla każdego makroregionu

Tabela 3. Wskaźniki ubóstwa według makroregionów i liczby dzieci w rodzinie (rok 2009)

Lp.	Region	Liczba dzieci	Liczebność próby	Miary ubóstwa		
				zasięg	głębokość	dotkliwość
1	centralny	0	5469	18,0	27,5	13,2
		1	1393	13,5	31,2	17,9
		2	962	19,5	31,0	17,9
		3	216	33,3	34,3	19,1
		4	39	49,0	33,2	17,8
		5 i więcej	22	38,4	30,1	17,0
2	południowy	0	4871	13,5	24,7	10,0
		1	1374	13,3	26,6	12,3
		2	924	16,7	22,0	8,6
		3	235	29,4	21,6	7,4
		4	55	29,2	26,1	12,7
		5 i więcej	26	51,8	22,2	10,8
3	wschodni	0	4009	16,3	27,2	14,5
		1	1276	12,6	35,8	21,9
		2	914	14,8	33,2	19,0
		3	293	22,1	28,7	15,5
		4	76	23,3	20,8	6,4
		5 i więcej	35	37,9	32,7	17,1
4	północno-zachodni	0	3618	14,8	23,0	9,2
		1	1155	13,0	24,5	11,5
		2	719	17,0	23,1	9,5
		3	197	24,8	23,8	11,1
		4	47	32,8	32,0	20,3
		5 i więcej	23	39,0	13,4	3,2
5	południowo-zachodni	0	2640	16,2	28,3	13,4
		1	752	13,0	33,1	20,6
		2	418	19,4	26,0	12,1
		3	109	30,2	24,3	9,3
		4	32	44,2	29,5	13,9
		5 i więcej	5	30,0	27,2	12,6
5	północny	0	3378	13,0	25,3	12,5
		1	996	12,8	28,0	13,8
		2	720	18,4	27,5	13,2
		3	223	22,8	32,1	16,3
		4	48	42,1	35,5	18,4
		5 i więcej	33	35,7	37,0	25,5

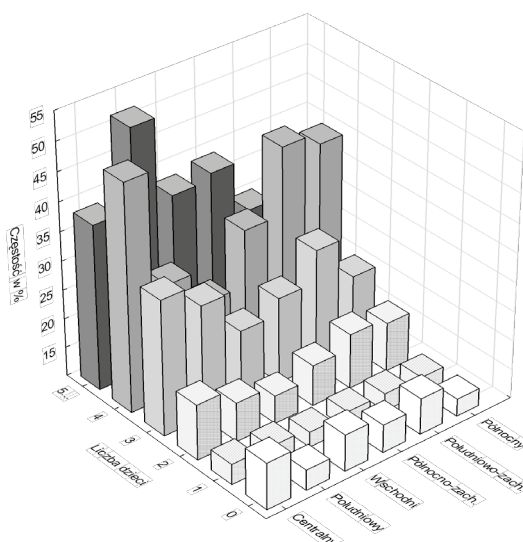
Źródło: obliczenia własne.

odrębnie. W celu wyeliminowania regionalnych różnic poziomu życia i tym samym umożliwiając skupienie się na sytuacji rodzin wewnątrz każdego regionu, jako granicę ubóstwa przyjęto 60% mediany dochodów ekwiwalentnych dla regionów. Podejście to pozwala pośrednio uwzględnić różnice kosztów utrzymania w regionach, które są ściśle skorelowane ze średnimi dochodami w tych regionach. Analizując otrzymane wyniki, zauważamy, że wskaźniki zagrożenia ubóstwem w najbiedniejszym regionie wschodnim są niższe niż w najbogatszym regionie centralnym dla wszystkich grup rodzin. W grupach rodzin wielodzietnych niższe są także wskaźniki luki dochodowej, będące odzwierciedleniem stopnia deprivacji materialnej w grupach rodzin żyjących w ubóstwie, jak również wskaźniki intensywności ubóstwa mierzące dodatkowo nierówności dochodowe w grupie rodzin ubogich.

Tabela 4. Dystans ekonomiczny między rodzinami o różnej liczbie dzieci w roku 2009

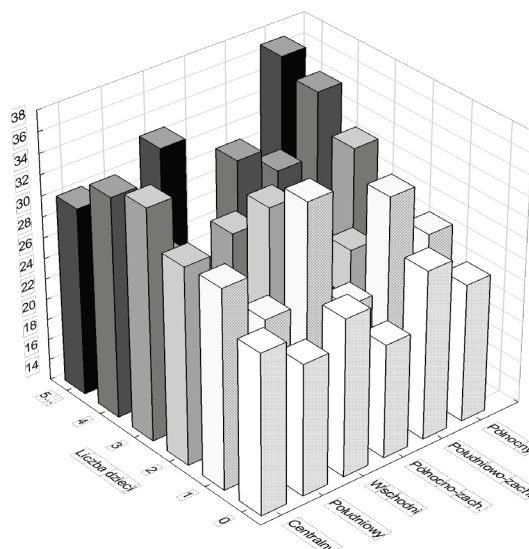
Liczba dzieci w rodzinie	Dystans ekonomiczny w stosunku do rodzin o liczbie dzieci					
	0	1	2	3	4	5...
0	0	0,04	0,08	0,39	0,59	0,64
1	0,04	0	0,13	0,43	0,62	0,66
2	0,08	0,13	0	0,31	0,52	0,57
3	0,39	0,43	0,31	0	0,22	0,30
4	0,59	0,62	0,52	0,22	0	0,09
5 i więcej	0,64	0,66	0,57	0,30	0,09	0

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 4. Zasięg ubóstwa według liczby dzieci w rodzinie i makroregionów w roku 2009

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 5. Luka dochodowa według liczby dzieci w rodzinie i makroregionów w roku 2009

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie otrzymanych wyników można zauważyć, że w latach 2003-2009 zaobserwowano wzrost koncentracji rozkładu dochodów gospodarstw domowych ogółem – przy czym szczególnie wyraźny był wzrost wartości współczynnika Zengi, który wzrósł z poziomu 0,33 w roku 2003 do poziomu 0,36 w roku 2009. Znalazło to swoje odbicie we wzroście nierównomierności rozkładu dochodów rodzin nie posiadających dzieci, podczas gdy dla pozostałych grup rodzin współczynniki Giniego i Zengi spadły lub pozostały na niezmiennym poziomie. Można także zauważyć, że rozkłady dochodów gospodarstw domowych wraz ze wzrostem liczby dzieci są coraz bardziej jednorodnie – dla rodzin posiadających pięcioro lub więcej dzieci współczynnik Zengi wynosi 0,26, zaś współczynnik Giniego – 0,29 (tab. 1).

W 2009 roku utrzymywał się niepokojąco wysoki dystans ekonomiczny między grupami rodzin – np. sytuacja dochodowa rodzin z jednym dzieckiem była lepsza o ponad 40% w porównaniu do rodzin posiadających troje dzieci, uwzględniając dochody ekwiwalentne (tab. 3). Jednocześnie zasięg ubóstwa ogółem pozostawał na prawie niezmiennym poziomie przy wyraźnym spadku wskaźnika luki dochodowej. Spadła także wartość indeksu dotkliwości ubóstwa, świadcząca o spadku nierówności dochodów w grupie gospodarstw domowych ubogich (tab. 1).

Wskaźniki zagrożenia ubóstwem dla rodzin posiadających dzieci spadły, przy czym największy spadek (o około 20%) zaobserwowano dla rodzin posiadających jedno lub dwoje dzieci. Pogorszyła się natomiast sytuacja rodzin bezdzietnych, dla których zagrożenie ubóstwem wzrosło z 12,4 do 15,4%. Zwiększył się, i tak już bardzo duży, zasięg ubóstwa w makroregionie wschodnim, osiągając wartość 23,5%

(tab. 2, rys. 4-5). Odwrotnie wyglądały zmiany w dwóch pozostałych indeksach ubóstwa – głębokość oraz dotkliwość ubóstwa w rodzinach wielodzietnych wzrosła w badanym okresie, natomiast poprawiła się sytuacja rodzin bez dzieci (tab.1). Mimo tych zmian w roku 2009 większej liczbie dzieci w rodzinie towarzyszył nadal rosnący stopień zagrożenia ubóstwem, który dla rodzin z jednym dzieckiem wynosił 13,2%, zaś dla rodzin z liczbą dzieci 5 i więcej – prawie 40% (tab. 1 i rys. 2). Ze względu na stosunkowo niewielki stopień zróżnicowania dochodów w gospodarstwach o największej liczbie dzieci (tab. 1, rys. 1) indeks dotkliwości ubóstwa był dla wszystkich grup dość zbliżony. Nie zaobserwowano także większych różnic w wartościach indeksów luki dochodowej ze względu na liczbę dzieci w rodzinie – dochody ekwiwalentne ubogich rodzin były we wszystkich grupach o około 30% niższe od granicy ubóstwa (tab. 1, rys. 2).

4. Podsumowanie

Mimo stosunkowo dobrej sytuacji gospodarczej, jaka miała miejsce w badanym okresie w Polsce, stopień nierównomierności rozkładu dochodów gospodarstw domowych był znaczny i towarzyszył mu relatywnie wysoki poziom zagrożenia ubóstwem (powyżej średniej UE). Ubóstwo w różnych jego wymiarach, a więc rozumiane jako częstość, głębokość i dotkliwość, było silnie powiązane z liczbą dzieci w rodzinie i dotyczyło szczególnie rodzin wielodzietnych. Pewne pozytywne zmiany w rozkładzie dochodów, które obserwowano po roku 2003, nie spowodowały istotnych zmian sytuacji rodzin wielodzietnych, która w roku 2009 była nadal bardzo trudna.

W odróżnieniu od wielu innych krajów europejskich w rozkładach dochodów Polsce zauważono także głębokie i utrwalone różnice terytorialne. Najbardziej wschodni makroregion charakteryzował się mniejszymi od innych regionów nierównościami, którym towarzyszył jednak najwyższy wskaźnik zagrożenia ubóstwem. Wyniki analizy porównawczej Polski z innymi krajami Unii Europejskiej w układzie regionalnym, ze szczególnym uwzględnieniem Włoch, przedstawione w pracy Panka [2011] potwierdzają otrzymane rezultaty.

Kolejnym etapem badań będzie przeprowadzenie podobnych analiz dla lat następnych, co pozwoli ocenić wpływ skutków kryzysu na rozkład dochodów gospodarstw domowych w Polsce, a także ocena błędów standardowych dla miar zarówno nierównomierności, jak i ubóstwa.

Literatura

- Aly E.A., Hervas M.O. (1999), *Nonparametric inference for Zenga's measure of income inequality*, "Metron" LVII, 69-84.
- Buchmann B., Rainwater L., Schmaus G., Smeeding T. (1988), *Equivalence scales, wellbeing, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database*, "Review of Income and Wealth", 34, 115-142.

- Dagum C. (1980), *Inequality measures between income distributions with application*, "Econometrica" 48, 1791-1803.
- Encyclopedia of Statistical Sciences* (2006), red. S. Kotz, Wiley, New York.
- Fei J., Ranis G., Kuo S. (1978), *Growth and the family distribution of income by factor components*, "Quarterly Journal of Economics", 92, 17-53.
- Fréchet G. (2010), *Equivalence Scales. An Empirical Validation*, Working Papers of Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion CEPE.
- Jędrzejczak A. (2011), *Metody analizy rozkładów dochodów i ich koncentracji*, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
- Kleiber C., Kotz S. (2003), *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, Wiley, Hoboken New Jersey.
- OECD (2008), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris.
- Panek T. (2011), *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności*, Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Sen A. (1997), *On Economic Inequality. Expanded Edition*, Clarendon Press, Oxford.
- Tarki Institute (2009), *European Inequalities. Social Inclusion and Income Distribution in the European Union*, red. Terry Ward, Tarki Institute, Budapeszt, <http://www.tarki.hu/adatbank-h/kutjel/pdf/b251.pdf>.
- Zenga M. (1984), *Proposta per un indice di concentrazione basato sui rapporti fra quantili di popolazione e quantili reddito*, "Giornale Degli Economisti ed Annali di Economia", 48, 301-326.
- Zenga M. (1990), *Concentration Curves and Concentration Indices Derived from Them*, [w:] *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*, Springer-Verlag, Berlin, 94-110.

INCOME INEQUALITY AND POVERTY IN POLAND BY FAMILY TYPE

Summary: Income inequality refers to the degree of difference in earnings among various individuals or segments of population. It is well known that unequal income distribution, yielding poverty, stratification and polarization, can be a serious economic and social problem. Periods of pronounced economic growth or recession may impact different groups of earners differently. Growth may not be shared equally and economic crises may further widen gaps between the wealthiest and poorest sectors. Poverty affects all ages but children are disproportionately affected by it. The reliable inequality and poverty analysis of both total population of households and subpopulations by various family types, can be a helpful piece of information for economists and social policy-makers. The main objective of the paper is to present some income inequality and poverty indicators with the application to the Polish data coming from the Household Budgets Survey 2003 and 2009.

Keywords: income distribution, income inequality, poverty.