

Dr Beata Kasprzyk

Dr Jolanta Wojnar

Zakład Metod Ilościowych
Uniwersytet Rzeszowski

Nierówności dochodowe gospodarstw domowych w regionie podkarpackim

WPROWADZENIE

Problematyką nierówności ekonomicznych i społecznych zajmują się ekonomiści i socjologowie próbując modyfikować teorie i pojęcia, czy wprowadzać oraz coraz ściślej precyzować sens tego terminu. Już Arystoteles twierdził, że na równi szkodliwe dla państwa jest występowanie nadmiaru ludzi bogatych, jak i biednych. Wyzwała to bowiem niekorzystne zjawiska, bez względu na to czy występują w skali globalnej (dotyczą państw, społeczeństw, narodów), czy lokalnej (odnoszą się do grup, warstw społecznych czy jednostek).

Aktualnie pod pojęciem „nierówności ekonomicznych” najczęściej zwykło się rozumieć nierówności w rozkładzie dochodów, wydatków lub płac. W analizie dochodów jednym z zasadniczych zagadnień badawczych jest określenie i wykorzystanie poprawnych miar odzwierciedlających poziom nierówności ich rozkładu. Jak zauważa socjolog P. Allison: „Łatwo jest odróżnić równość od stanu nierówności, jednakże gdy dane są dwa różne nierówne rozkłady jakiegoś dobra, rodzi się pytanie, w jaki sposób ocenić, który z nich jest bardziej nierówny” [Allison, 1978, s. 865].

Celem niniejszego opracowania jest analiza nierówności rozkładu dochodów na przykładzie gospodarstw domowych regionu Podkarpacia. Wykorzystane zostaną określone miary nierówności obliczone z uwzględnieniem ekwiwalentnych dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych z 2008 r. Materiał empiryczny uzyskano za pomocą próby losowej¹, na której przeprowadzono wywia-

¹ Reprezentatywność badanej próby losowej w stosunku do populacji generalnej uzyskano ze względu na skład osobowy gospodarstw domowych uzyskując w miarę zadawalające wyniki struktur dla badanej próby (w nawiasach podano wskaźniki struktury dla populacji generalnej gospodarstw domowych w woj. podkarpackim): dla gospodarstw 1-osobowych 11,8% (22,45%); 2-osobowych 18,2% (22,01%); 3-osobowych 20,9% (19,83%); 4-osobowych 30,0% (17,18%); 5-osobowych i więcej 19,0% (17,93%) [*Rocznik Demograficzny 2007*, GUS, 2008]. Próba losowa została niedoszacowana dla gospodarstw 1-osobowych i przeszacowana dla gospodarstw 4-osobowych.

dy drogą ankietową. Ostateczną próbę badawczą ustalono na 373 gospodarstwa domowe, co równocześnie dało liczebność 968 dorosłych osób². Celem badań empirycznych jest uzyskanie wiedzy dotyczącej skali nierówności dochodowych w zależności od kryterium różnicującego gospodarstwa, tj. wykształcenia głowy gospodarstwa. Analiza nierówności dochodowych pozwoli na określenie rzeczywistego poziomu dysproporcji ekonomicznych poprzez wykorzystanie trzech alternatywnych metod przeliczania średniego dochodu³, co równocześnie pozwoli na porównanie miar, a zarazem realną ocenę dobrobytu ekonomicznego ludności Podkarpacia.

MIARY NIERÓWNOŚCI ROZKŁADU DOCHODÓW

Potrzeba liczenia miar nierówności dochodów jest nieunikniona i konieczna. Miary te stanowią dla państwa wyznacznik, jak ma wyglądać polityka redystrybucyjna zabezpieczająca interes uboższej części społeczeństwa. Z powyższego wynika konieczność ilościowego ujęcia nierówności dochodowych, ich stopnia, skali i poziomu. W tym zakresie istnieje wiele rozwiązań i teorii ekonomicznych, nie ma jednak zadawalających i jednoznacznych ideologii stosowanych w całym świecie. Funkcjonowanie w zakresie teorii i empirii wielości miar nierówności oznacza z pewnością wieloaspektowość i złożoność zagadnienia. Oznacza to, że nie istnieje jedna najdoskonalsza miara, a wybór jej uzależniony jest głównie od celu badania.

Na miary nierówności, jako ważne charakterystyki rozkładu nierówności dochodowych nakłada się określone postulaty, czyli własności, które powinny wykazywać. Nie jest bezwzględnie wymagane, aby wszystkie aksjomaty były zachowane, niemniej spełnienie tych wymagań jest niejako wyznacznikiem „bezwzględnie dobrej miary nierówności”. Aksjomaty te to, według Kakwaniego: zasada niezmienniczości, transferów Daltona, proporcji, anonimowości, wartości minimalnej i maksymalnej [Kakwani, 1980]⁴.

² Respondenci byli proszeni o wskazanie dochodu rozporządzalnego gospodarstwa domowego z miesiąca kwietnia 2008 r. Dochód rozporządzalny to dochód brutto (obejmujący wszystkie przychody pieniężne i niepieniężne, tj. w naturze) po odliczeniu podatku i powiększeniu o wszystkie dodatki i transfery socjalne czy prywatne (np. stypendia, premie).

³ Istotnym elementem metodologicznym jest uwzględnienie w gospodarstwie domowym liczby osób, a zwłaszcza jej struktury demograficznej uwzględniającej wiek członków gospodarstwa. W praktyce stosuje się tzw. skale ekwiwalentne, w których uwzględnia się te elementy. W badanej próbie zastosowano: przeliczenie dochodu na jedną osobę w gospodarstwie (bez uwzględnienia struktury demograficznej); skalę OECD (1982), w której wartość 1 przypisuje się osobie dorosłej; 0,7 każdej następnej osobie dorosłej oraz wartość 0,5 każdemu dziecku w wieku poniżej 14 lat. Alternatywnie wprowadzono także skalę GUS – przeliczeń dochodów na jednostkę konsumpcyjną.

Uzyskujemy w ten sposób dochód zrównoważony, co oznacza, że mówimy o dochodzie dzielonym przez liczbę jednostek konsumpcyjnych, a nie przez liczbę osób (np. dziecko 2-letnie jest inną „mniej kosztowną” jednostką konsumpcyjną niż dziecko 16-letnie czy dorosła osoba).

⁴ Spośród aksjomatów szczególne miejsce zajmują aksjomaty Daltona. Miara nierówności powinna spełniać zasadę daltonowską, co oznacza, że zwiększenie dochodu każdej osoby o np.

Spośród różnych miar nierówności rozkładu dochodów należy więc próbować wykorzystać te, które są niezależne i spełniające pożądane postulaty. Ważnymi miarami opisu nierówności rozkładu dochodów są miary zmienności, zwłaszcza odchylenie standardowe s_y . Jako bardziej poprawna przyjęta jest połowa współczynnika zmienności, stąd prosta relacja mierząca nierówności dochodowe jest wyrażona wzorem (1) [Foster, Shorrocks, 1991, s. 687–709]:

$$(1) \quad V_2 = \frac{s_y}{2\mu}$$

gdzie: s_y – odchylenie standardowe zmiennej Y ,
 μ – wartość przeciętna zmiennej Y ⁵.

Wzór ten stanowi relatywną miarę zróżnicowania, pokazując rozproszenie w stosunku do podwojonej przeciętnej wartości wyników obserwacji.

Za kolejną, rzadziej stosowaną, ale prostą miarę nierówności dochodowych można przyjąć *wariancję logarytmu dochodów*, czyli zastosować statystykę dotyczącą zróżnicowania dochodów, dokonując transformaty dochodów w rozkład logarymiczny. Miara ta nie spełnia jednak aksjomatu wartości minimalnej i maksymalnej, a także aksjomatu transferów [Kondor, 1975].

Geneza powstania kolejnych miar nierówności dochodów związana jest z tzw. krzywą Lorenza. Stopień nierówności można wyrazić graficznie za pomocą krzywej Lorenza⁶. Parametrem najpopularniejszym i najbardziej znanym dla ocen poziomów nierówności jest współczynnik Giniego⁷, zdefiniowany za pomocą wzoru (2):

$$(2) \quad G = \frac{\frac{1}{2n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{\mu}$$

gdzie: y_i – dochód i -tego gospodarstwa domowego⁸.

określony stały dodatek zmniejsza nierówność, natomiast równe zmniejszenie każdego z dochodów zwiększa nierówność. Kolejną własnością wymaganą od każdej miary nierówności jest zgodność z zasadą transferów Daltona (*Principle of Transfers*), która oznacza, że przekazanie przez biedniejszego dowolnej części swoich zasobów bogatszej osobie zawsze pociąga za sobą wzrost nierówności w populacji. W sytuacji odwrotnej transfer dochodu od osoby o dochodzie wyższym do osoby o dochodzie niższym powoduje zmniejszenie nierówności [Dalton, 1920].

⁵ Zmienna Y w tym przypadku stanowi ciąg ekwiwalentnych dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych.

⁶ W literaturze przedmiotu znajduje się wiele opracowań na ten temat.

⁷ Najważniejszy współczynnik nierówności dochodowej zdefiniował w 1912 r. włoski demograf i statystyk Corrado Gini.

⁸ W literaturze istnieje wiele innych postaci współczynnika Giniego. Wykorzystanie ich zależy od sposobu pogrupowania i uporządkowania materiału statystycznego [Kot, 2000, s. 115].

Współczynnik Giniego przyjmuje wartości z przedziału $[0, 1]$, co oznacza odpowiednio równomierny (egalitarny) i nierównomierny podział zasobów (dochodów). Współczynnik ten oznacza relację połowy średniej bezwzględnej różnicy pomiędzy dochodami pary losowo wybranych jednostek do średniego dochodu. Niezwykle ważny jest fakt, że współczynnik Giniego jako funkcja powstała na podstawie funkcji Lorenza spełnia wszystkie postulowane aksjomaty, stanowi więc poprawną i powszechnie stosowaną miarę nierówności [Atkinson, 1983, s. 46–59].

Na bazie funkcji Lorenza zbudowano także inne miary nierówności, np. miarę określaną w literaturze jako względne odchylenie przeciętne czy miarę nierówności Schultza. Współczynnik nierówności Schultza tłumaczy: „Jeśli całą populację osób podzielimy na dwie grupy: grupę A , składającą się z osób o dochodach poniżej średniej μ lub równych średniej ($Y \leq \mu$), oraz grupę B , składającą się z osób o dochodach powyżej średniej μ ($Y > \mu$), to współczynnik wyraża procent ogólnego dochodu jaki powinien być transferowany z grupy B do A , aby obie grupy miały taki sam dochód przeciętny, tzn. aby zniknęły nierówności dochodowe” [Schultz, 1951, s. 37]. Miara ta opiera się na maksymalnej odległości pionowej pomiędzy linią egalitarną a krzywą Lorenza i jest równa połowie względnego odchylenia przeciętneho:

$$R = \frac{D}{2\mu} \quad (3)$$

gdzie: $D = E/Y - \mu$ / oznacza odchylenie przeciętne zmiennej losowej Y .

W literaturze przedmiotu jako miary nierówności spotkać można także tzw. węgierskie miary nierówności zaproponowane przez Eleto i Frigyesa. Miary te dają tę samą informację i interpretację co względne odchylenie przeciętne [Eleto, Frigyes, 1968]. Odnosząc się do żądanych postulatów, współczynnik Schultza oraz węgierskie mierniki nierówności spełniają wszystkie aksjomaty oprócz zasady transferów Daltona.

Kolejną miarą nierówności jest współczynnik T , zdefiniowany przez Thiela następująco [Panek, Szulc, 2004, s. 97–99, 162–163]:

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu_y} \ln \left(\frac{y_i}{\mu_y} \right) \quad (4)$$

gdzie: y_i – dochód i -tego gospodarstwa domowego),

μ – przeciętny dochód badanej n -elementowej zbiorowości.

W przeciwieństwie do wyżej wymienionych miar charakteryzuje się on tzw. addytywną dekompozalnością, czyli możliwością dodawania części składowych

nierówności dochodowych wygenerowanych w ramach poszczególnych grup oraz nierówności powstałych z różnic pomiędzy tymi grupami, przez co uzyskuje się ocenę poziomów nierówności całkowitych⁹.

Wartości współczynnika Thiela równe 0 (podobnie jak Giniego) wskazują na idealną równomierność rozkładu dochodów, wzrost wartości współczynnika oznacza zwiększenie nierówności dochodowych.

Wyżej przedstawione statystyczne miary nierówności nazwane są w literaturze jako miary pozytywne (opisowe), ponieważ nie opisują one *explicite* koncepcji dobrobytu społecznego, niemniej jednak jak zauważa Sen – każda pozytywna miara nierówności jest jednak zawsze powiązana z funkcją dobrobytu społecznego [Sen, 1973].

EMPIRYCZNE NIERÓWNOMIERNOŚCI ROZKŁADU DOCHODÓW

Jak podają teorie ekonomiczne i badania empiryczne jednym z czynników rozwarstwienia i zróżnicowania społeczeństwa oraz polaryzacji dochodowej jest wykształcenie. Poziom wykształcenia jest wyznacznikiem poziomu kapitału ludzkiego, warunkuje w zdecydowanej mierze jego stopień, ponadto daje się w prosty sposób kwantyfikować. Problemem są nie tylko same nierówności podziału, które są nieuniknione i wręcz do pewnego stopnia niezbędne – stanowią bowiem element mechanizmów motywacyjnych – lecz pogłębianie się tych nierówności.

Badaną próbę gospodarstw domowych podzielono na cztery podgrupy edukacyjne¹⁰, następnie dla każdej z osobna oraz dla ogółu gospodarstw obliczono miary nierówności. Na podstawie wyników próby losowej uzyskano indeks Thiela, który odzwierciedla jednoznacznie nierówności wewnątrzgrupowe i międzygrupowe. Wyniki oszacowanych indeksów dla czterech podgrup gospodarstw zaprezentowano w tabeli 1.

⁹ Dekompozycja indeksu jest następująca:
$$T = \sum_{j=1}^k w_k T_k + T_B$$

gdzie: w_k oznacza współczynnik dekompozycji, T_k – indeks Thiela wyznaczony dla k -tej podgrupy (co stanowi indeks wewnątrzgrupowy), T_B – indeks obliczony na podstawie wartości średnich z poszczególnych grup (międzygrupowy) z zastosowaniem wag będących frakcjami jednostek danej grupy w ogólnej liczbie jednostek.

¹⁰ Według metodologii GUS dla gospodarstw domowych podaje się wykształcenie osoby, która wnosi największy wkład w całkowity dochód gospodarstwa, co oznacza, że od strony ekonomicznej zasobność gospodarstwa zależy głównie od niej. W przypadku wykształcenia obserwuje się wysoki związek jego poziomu pomiędzy poszczególnymi dorosłymi osobami wchodzącymi w skład gospodarstwa.

Tabela 1. Wewnątrzgrupowy indeks Thiela a poziomy wykształcenia

Poziom wykształcenia	Indeks Thiela T_k	$w_k T_k$
1. Podstawowe	0,104404	0,0033
2. Zasadnicze	0,092666	0,0120
3. Średnie(ogólne, zawodowe)	0,247428	0,1011
4. Wyższe	0,21204	0,0913
Ogółem (wewnątrzgrupowy)		0,2077(75,3%)
Ogółem (zewnątrzgrupowy)	0,068142 (25,3%)	

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badanej próby losowej.

Wyniki oszacowanego indeksu wskazują bezpośrednio na nierównomierności w każdej z klasyfikowanych podgrup. Okazuje się, że mniejsze nierówności dochodów dotyczyły gospodarstw z wykształceniem zasadniczym i podstawowym, wyższe z wykształceniem średnim i wyższym. Nie zmienia to ogólnej konkluzji, że ludność charakteryzuje się „ostrymi nierównościami wewnątrzgrupowymi” (w wymiarze ogólnych nierówności z udziałem 75,3%). Międzygrupowy indeks Thiela wskazuje na występowanie nierówności rozkładu dochodów także między gospodarstwami w zależności od poziomu wykształcenia (25,3%). Ostateczna wartość wskaźnika nierówności Thiela dla badanej próby gospodarstw domowych ogółem wynosi 0,2759.

Istotnym zagadnieniem staje się możliwość porównań miar nierówności w zależności od ustalonej metodyki obliczenia średnich dochodów¹¹. Istotne jest pytanie: czy ewentualny wzrost ważonych poziomów dochodu (według jednostek konsumpcyjnych i według OECD) spowoduje też wzrost nierówności?

Tabela 2. Dekompozycja indeksu Thiela według ważonego średniego dochodu na osobę

Wyszczególnienie	na 1 osobę	na 1 jednostkę konsumpcyjną	na 1 osobę według OECD
Ogółem T_B -międzygrupowy	0,0681	0,0594	0,0469
Ogółem T_k - wewnątrzgrupowy	0,2077	0,1929	0,1696
Ogółem T	0,2759	0,2523	0,2165

Źródło: jak przy tabeli 1.

Okazuje się, że dyspersja dochodów spada, gdy zastosujemy metodykę obliczenia dochodu na jednostkę konsumpcyjną, zdecydowanie najmniejsze warto-

¹¹ Metodyka równoważenia dochodu (na jednostkę konsumpcyjną i na 1 osobę według OECD) pozwala uwzględnić wpływ składu społeczno-demograficznego na koszty jego utrzymania i zapewnia porównywalność gospodarstw domowych o różnym składzie demograficznym.

ści dotyczą jednak dochodów na osobę ważonych według metodyki OECD (por. tab. 2). Te same wnioski wyciągniemy dla podziału zbiorowości według poziomów wykształcenia, co oznacza, że zastosowana metodyka ważenia dochodów wpływa istotnie na ocenę nierówności dochodów.

W celu porównawczej analizy kolejnych miar obliczono współczynniki Giniego według kategorii wykształcenia głowy gospodarstwa i równocześnie według różnych kategorii przeliczeń dochodów na osobę otrzymując wyniki podane w tabeli 3.

Tabela 3. Współczynniki Giniego według kategorii wykształcenia

Poziom wykształcenia	Współczynnik Giniego		
	na 1 osobę	na 1 jednostkę konsumpcyjną	na 1 osobę według OECD
1. Podstawowe	0,2549	0,2124	0,1936
2. Zasadnicze	0,2428	0,2621	0,2160
3. Średnie (ogólne, zawodowe)	0,3248	0,3168	0,2970
4. Wyższe	0,3485	0,3333	0,2956
Ogółem	0,2930	0,2810	0,2508

Źródło: jak przy tabeli 1.

W badanej próbie losowej możemy mówić o nierównomierności dochodów dla wszystkich gospodarstw o skali 0,2508–0,2930. Względnie „najniższy poziom nierówności” uzyskujemy według metodyki OECD, podczas gdy wartości współczynnika G są zbliżone dla dochodów na 1 osobę i jednostkę konsumpcyjną. Różnice nierównomierności dochodowej dotyczą (nawet w większej skali) poszczególnych grup gospodarstw ze względu na wykształcenie. Okazuje się, że największymi nierównomiernościami wykazuje się grupa gospodarstw z wykształceniem wyższym. Bardzo zbliżoną do tej grupy pod względem nierówności dochodów jest grupa gospodarstw domowych o średnim wykształceniu. Najbardziej równomierny rozkład dochodów, czyli najbardziej zbliżony do rozkładu egalitarnego dotyczy osób z wykształceniem podstawowym. Świadczy to o przeważającej równości dochodów, czy równości płac, często najmniej zróżnicowanych i najniższych dla tej grupy osób. Z porównania empirycznych miar wynika, iż wartości współczynnika G są nieco wyższe jak współczynnika T .

Trudno bezpośrednio odnieść te wyniki do innych badań empirycznych, po pierwsze ze względu na brak opracowań na rok 2008, po drugie brak danych regionalnych w tym zakresie. Odnosząc się do współczynnika Giniego obliczonego przez GUS dla płac ogółem na poziomie 0,324 w roku 1999, czy 0,354 dla roku 2004 możemy odnieść wrażenie, że w przeciągu tych lat sytuacja zasadniczo nie uległa zmianie¹². W porównaniu do badanej próby nierówności nieco

¹² GUS, *Budżety gospodarstw domowych, 1999–2004*.

„złagodniały” (bezwzględna różnica w poziomie współczynnika wynosi około 0,06), co oznaczałoby mniejszą nierównomierność dochodów (relacja względna wynosi około 21%) dla badanej próby losowej.

Wyniki dotyczące kolejnych miar nierównomierności dochodów jak: połowa współczynnika zmienności, wariancja logarytmu dochodów, względne odchylenie przeciętne przedstawiają dane zawarte w tabeli 4 i 5.

Tabela 4. Miary nierówności: V2 oraz wariancja ln dochodów a wykształcenie

Wyszczególnienie	na 1 osobę		na 1 jednostkę konsumpcyjną		na 1 osobę według OECD	
	V ₂	Var. ln y	V ₂	Var. ln y	V ₂	Var. ln y
1. Podstawowe	0,231	0,259	0,194	0,231	0,181	0,142
2. Zasadnicze	0,234	0,185	0,257	0,206	0,202	0,148
3. Średnie (ogólne, zawodowe)	0,537	0,288	0,506	0,280	0,538	0,231
4. Wyższe	0,366	0,369	0,342	0,334	0,297	0,269
Ogółem	0,342	0,275	0,325	0,273	0,305	0,198

Źródło: jak przy tabeli 1.

Tabela 5. Względne odchylenie przeciętne w zależności od wykształcenia

Wyszczególnienie	Względne odchylenie przeciętne (Przeciętny dochód w zł)		
	na 1 osobę	na 1 jednostkę konsumpcyjną	na 1 osobę według OECD
1. Podstawowe	0,197 (640,5)*	0,157 (711,5)	0,116 (903,1)
2. Zasadnicze	0,177 (640,5)	0,191 (713,1)	0,158 (1000,9)
3. Średnie (ogólne, zawodowe)	0,227 (927,1)	0,224 (1040,9)	0,208 (1455,2)
4. Wyższe	0,257 (1621,7)	0,246 (1783,04)	0,213 (2258,3)
Ogółem	0,215 (1040,3)	0,205 (1158,8)	0,174 (1551,4)

*) w nawiasach podano przeciętny poziom dochodu w danej grupie nieważony i ważony

Źródło: jak przy tabeli 1.

Jak wynika z danych zamieszczonych w tabelach obliczone miary są najwyższe dla metody obliczania przeciętnych dochodów na 1 osobę, najniższe według metodyki OECD zarówno w grupach gospodarstw, jak i ogółem. Nierówności mierzone współczynnikiem zmienności są najwyższe, według wariancji dochodów zbliżone do ocen współczynników *G* i *T*, według ostatniej miary (por. tab. 5) najniższe dla badanej próby gospodarstw domowych.

Nierówności dochodowe są rezultatem działania rynku. Dla krajów europejskich (27 krajów UE) przeciętna wartość współczynnika Giniego wynosi około

0,30 (według Eurostatu na 2007 r.). Najbardziej egalitarne kraje w Unii Europejskiej to: Szwecja, Norwegia, Finlandia, Dania, Słowacja i Czechy (Gini około 0,23–0,25). Polska to jeden z pięciu krajów europejskich, w którym nierówności dochodowe są najwyższe – wynoszące 0,36 w 2005 r., 0,33 w 2006 r. i 0,32 w 2007 r.¹³ Obliczone miary nierówności dochodowych w układzie regionalnym są zbliżone do nierówności podawanych jako przeciętnie w krajach UE, różnice dochodowe i polaryzacja społeczeństwa są więc nadal mocno zauważalne.

PODSUMOWANIE

Nierówności dochodowe są ściśle uzależnione od poziomu wykształcenia głowy gospodarstwa, różnią się także w zależności od metodyki ważenia dochodów. W przypadku badanej próby gospodarstw domowych ludności Podkarpacia najbardziej „nierówna dochodowo” jest grupa gospodarstw z wyższym, następnie średnim, kolejno zawodowym i podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa, co oznacza, że wraz ze wzrostem wykształcenia rosną także nierówności.

Nierównomierności dochodowe według różnych miar, ale tej samej metodyki przeliczania dochodów wskazują na podobne wyniki. Wartości współczynników Giniego i Thiela wskazują na podobne nierówności ogółem i w klasyfikowanych grupach rzędu od 0,27 do 0,29. Zróżnicowanie i nierówności dochodowe są najmniejsze w przypadku ważenia dochodów według metodyki proponowanej przez OECD. Istotna wydaje się zatem decyzja co do sposobu opracowania danych i przyjęcia odpowiedniego kryterium ważenia dochodów, gdyż różnica w wynikach końcowych i interpretacja może być znacząco różna.

Ludność Podkarpacia w zakresie dochodów jest obciążona umiarkowanymi nierównościami dochodowymi, które to nierówności wynikają przede wszystkim z różnych poziomów wykształcenia. Niestety, badania empiryczne w tej mierze i na badany 2008 r. nie występują, stąd problemy pewnych porównań i odniesień, co nie oznacza konieczności dalszych zaawansowanych analiz i badań dla tych wielowymiarowych i ważnych zjawisk społeczno-ekonomicznych.

LITERATURA

- Allison P., 1978, *Measures of Inequality*, “American Sociological Review” vol. 43.
Atkinson A.B., 1983, *The Economics of Inequality*, Clarendon Press, Oxford.
Dalton H., 1920, *The Measurement of the Inequality of Incomes*, “Economic Journal”, vol. 30.

¹³ Dane opublikowane przez Eurostat; <http://epp.eurostat.ec.europa.eu> (Gini coefficient), V 2009.

- Elelto O., Frigyes E., 1968, *New Inequality Measures as Efficient Tools for Causal Analysis and Planning*, "Econometrica", vol. 36.
- Foster J., Shorrocks A.F., 1991, *Subgroup Consistent Poverty Indices*, "Econometrica", vol. 50.
- Kakwani N.C., 1980, *Income Inequality and Poverty*, "Oxford University Press", New York, Oxford, London.
- Kondor Y., 1990, *Value Judgement Implied by the Use of Various Measures of Income*, "Review of Income and Wealth", vol. 21.
- Kot S.M., 2000, *Ekonometryczne modele dobrobytu*, PWN, Warszawa–Kraków.
- Panek T., Szulc A. (red), 2004, *Statystyka społeczna. Wybrane zagadnienia*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Schultz R.R., 1951, *On the Measurement of Income Inequality*, "American Economic Review", vol. 41.
- Sen A.K., 1973, *On Ignorance and Equal Distribution*, "American Economic Review", vol. 63.

Streszczenie

Problem pomiaru nierównomierności dochodowych jest ważnym zagadnieniem. Przedstawiono teoretyczne aspekty dotyczące podstawowych miar nierówności dochodowych określających odstępstwo od rozkładu egalitarnego dochodów, przedstawiono ich własności i sposób zastosowania.

Praca dotyczy także analizy ilościowej nierównomierności dochodowych w gospodarstwach domowych. Na podstawie danych empirycznych dotyczących dochodów rozporządzalnych badanej próby losowej gospodarstw na Podkarpaciu określono stopień nierówności dochodowych ogółem i dodatkowo w grupach gospodarstw sklasyfikowanych według wykształcenia głowy gospodarstwa.

Analiza porównawcza według różnych miar nierówności wskazała, iż nierówności dochodowe wzrastają wraz ze wzrostem wykształcenia. Poziom nierównomierności zmienia zasadniczo także metodyka ważenia dochodów (uwzględniająca skład społeczno-demograficzny gospodarstwa).

Income Inequalities in Households in the Podkarpacie Region

Summary

The aim of his paper is quantitative analysis of income inequalities in households. In the article main measures of inequality of income distribution are described. The properties and application of these measures are presented. The aim of the paper was to investigate how some methodological assumptions (the weighting of observations) and the level of education influence the measurement of inequality. The empirical verification of those assumptions was performed using data from household budget surveys for Podkarpacie region in 2008.

The level of inequality was measured mainly by Gini ratio and Theil index. The results of researches indicate that a rise of education level affects in growth of general level of inequality. The results of the measures are depended of the method of the measurement of income.