

Piotr Łukasiewicz<sup>1</sup>, Grzegorz Koszela<sup>1</sup>, Arkadiusz Orłowski<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> Katedra Ekonometrii i Informatyki SGGW, <sup>2</sup> Instytut Fizyki PAN

e-mail: plukasiewicz@mors.sggw.waw.pl, gkoszela@mors.sggw.waw.pl  
orlow@ifpan.edu.pl

## WPLYW WYBORU SKALI EKWIWALENTNOŚCI NA WYNIKI W ZAKRESIE POMIARU UBÓSTWA I KONCENTRACJI DOCHODÓW

**Streszczenie:** W pracy badamy wpływ wyboru skali ekwiwalentności na wielkość ubóstwa i poziom koncentracji dochodów. Wykorzystujemy indywidualne dane o dochodach gospodarstw domowych z lat 1998-2004. Analizujemy rozkłady dochodów w przeliczeniu na osobę oraz rozkłady dochodów ekwiwalentnych otrzymanych przy zastosowaniu czterech różnych skal. Badamy zmiany w wielkości ubóstwa i poziomie koncentracji w aspekcie statycznym, jak również kierunki zmian zachodzące w czasie.

**Słowa kluczowe:** skale ekwiwalentności, koncentracja dochodów, ubóstwo

### WPROWADZENIE

W badaniach dochodów i wydatków ludności stosowanych jest obecnie wiele rodzajów skal ekwiwalentności. Różne typy skal oraz związany z tym problem wyboru skali są szeroko omawiane w literaturze [Panek i in. 1999, Szulc 1995, Kot 2000, Rusnak i in. 2004]. Buhmann i in. [1988] charakteryzują 35 różnych skal ekwiwalentności wykorzystywanych w różnych krajach. W Polsce stosowanych jest kilka skal. Oprócz skal normatywnych (ustalanych przez ekspertów) wykorzystywanych np. przez GUS, Radziukiewicz [1992], czy Wiśniewskiego [1996] stosowane są również skale „quasi-dokładne” [Szulc 1992, 1995] oraz skale subiektywne [Podgórski 1994, Kasprzyk 2000, Kot 2000].

Skale ekwiwalentności to parametry określające jaki jest wpływ składu demograficznego gospodarstwa domowego na jego koszty utrzymania. W 1980 roku Deaton i Muellbauer zaproponowali ogólną skalę ekwiwalentności:

$$SE(\mathbf{p}, u, \mathbf{A}, \mathbf{A}_0) = \frac{c(\mathbf{p}, u, \mathbf{A})}{c(\mathbf{p}, u, \mathbf{A}_0)}, \quad (1)$$

gdzie  $c$  – funkcja kosztów (wydatków),  $\mathbf{p}$  – wektor cen,  $u$  – ustalony poziom użyteczności,  $\mathbf{A}$ ,  $\mathbf{A}_0$  – wektory charakterystyk demograficznych badanego gospodarstwa i gospodarstwa odniesienia. Skala określona wzorem (1) jest więc zdefiniowana jako iloraz funkcji kosztów dwóch gospodarstw różniących się jedynie charakterystykami demograficznymi. Wartość tak określonej skali jest równa minimum kosztów (wydatków) gospodarstwa domowego o charakterystyce

demograficznej  $\mathbf{A}$ , jaki jest konieczny do osiągnięcia poziomu użyteczności  $u$  przez gospodarstwo odniesienia o charakterystyce demograficznej  $\mathbf{A}_0$ . Badania pokazały jednak, że nie jest możliwe zbudowanie skal ekwiwalentnych (1) wyłącznie na podstawie wydatków gospodarstw domowych i cen dóbr. Skale ekwiwalentne rozumiane jako iloraz funkcji kosztów gospodarstw domowych o różnych charakterystykach demograficznych nie mogą być uzyskane na podstawie obserwacji rynkowych zachowań gospodarstw [Kot 2000]. Nie potrafimy więc obecnie odpowiedzieć jednoznacznie na pytanie: jakim dochodem powinno dysponować gospodarstwo domowe o charakterystyce demograficznej  $\mathbf{A}$ , aby osiągnąć dobrobyt gospodarstwa odniesienia o charakterystyce demograficznej  $\mathbf{A}_0$  i dochodzie  $x_0$ ?. W literaturze proponowane są dwa sposoby rozstrzygnięcia tego dylematu [Kot 2000]. Pierwszy to wprowadzenie pewnych arbitralnych założeń, które pozwolą na oszacowanie skal metodami ekonometrycznymi. Podejście to prowadzi oczywiście do arbitralności skal [np. skala „quasi-dokładna”, Szulc 1992]. Drugi sposób, to wykorzystanie pewnych informacji pozarynkowych, którymi są najczęściej subiektywne oceny poziomu dobrobytu uzyskane na drodze badań ankietowych [Podgórski 1994, Kasprzyk 2000, Kot 2000].

W praktyce badań społecznych funkcjonuje wiele typów skal ekwiwalentności, ale żadna z nich nie stała się akceptowanym powszechnie standardem. W prezentowanej pracy badamy jaki jest wpływ wyboru skali ekwiwalentności na wielkość ubóstwa w ujęciu relatywnym oraz poziom koncentracji dochodów (nierówności dochodowych). Zagadnienia te badane już były w literaturze polskiej. Rusnak i in. [2004] wykorzystują dane o dochodach gospodarstw domowych w 2001 roku w podziale wg klasy miejscowości zamieszkania i badają wpływ zastosowania oryginalnej i zmodyfikowanej skali OECD na kształt i parametry rozkładu dochodów oraz wydatków. Autorzy dyskutują również zmiany w zasięgu i głębokości ubóstwa relatywnego w wyróżnionych grupach. W naszej pracy rozpatrujemy cztery skale ekwiwalentności i pięć kategorii dochodów. Z jednej strony obserwujemy jak duże różnice pojawiają się przy przejściu od jednej skali do drugiej. Z drugiej strony interesuje nas aspekt dynamiczny – czy zmiana skali prowadzi do tych samych, czy innych wniosków co do kierunków zmian nierówności dochodów, zasięgu i głębokości ubóstwa zachodzących w czasie.

## SKALE EKWIWALENTNOŚCI I ICH PODZIAŁ

Przy porównywaniu dobrobytu gospodarstw domowych, oprócz dochodu należy uwzględnić również ich podstawowe cechy demograficzne. Wiąże się to z tym, że takie cechy jak np. wielkość gospodarstwa, liczba dzieci, wiek głowy gospodarstwa i inne decydują o potrzebach konsumpcyjnych gospodarstwa, a więc również o jego kosztach utrzymania. Badane gospodarstwa nie stanowią, więc jednorodnej grupy, w której poszczególne jednostki różnią się jedynie dochodem i wydatkami. W celu wyeliminowania wpływu cech demograficznych na koszty

utrzymania gospodarstwa i uzyskania prawidłowych porównań dobrobytu należy dokonać przeliczenia dochodu za pomocą skal ekwiwalentności. *Skala ekwiwalentności to wskaźnik określający wpływ składu demograficznego gospodarstwa domowego na jego koszty utrzymania (poziom konsumpcji)*. Skala ekwiwalentności dla gospodarstwa o danym składzie demograficznym informuje ile razy należy zmienić (zmniejszyć lub zwiększyć) jego dochód, aby osiągnęło ono ten sam poziom konsumpcji, co gospodarstwo stanowiące punkt odniesienia (ze skalą równą 1). Skala ekwiwalentności służy m.in. do wyznaczania dochodu ekwiwalentnego.

*Dochód ekwiwalentny gospodarstwa domowego to dochód gospodarstwa podzielony przez ustaloną skalę ekwiwalentności*. Dochód ekwiwalentny jest więc miernikiem porównywalnym między gospodarstwami domowymi niezależnie od ich składu demograficznego. Skale ekwiwalentności można podzielić na: normatywne, empiryczne oraz subiektywne [Szulc 1995, Panek i in. 1999].

Skale normatywne konstruowane są na podstawie opinii ekspertów określających przeciętny wzrost kosztów utrzymania związany ze zwiększeniem liczby osób w gospodarstwie. Przykładem takiej skali jest skala OECD. Jest to oficjalna skala w statystyce Unii Europejskiej, na której oparte są m.in. międzynarodowe analizy Biura Statystycznego Wspólnot Europejskich (EUROSTAT). Skala OECD 70/50 przyporządkowuje pierwszej dorosłej osobie w gospodarstwie wagę równą 1, każdej następnej dorosłej osobie wagę 0,7, a każdemu dziecku wagę równą 0,5. Wartości skali można wyznaczyć za pomocą wzoru

$$S_{70/50} = 1 + 0,7(k_A - 1) + 0,5k_C, \quad (2)$$

gdzie  $k_A$  i  $k_C$  oznaczają odpowiednio liczbę osób dorosłych i liczbę dzieci w gospodarstwie domowym. Od połowy lat dziewięćdziesiątych w wysokorozwiniętych krajach europejskich stosuje się zmodyfikowaną skalę OECD 50/30, która osobom dorosłym przypisuje wagę 0,5, a dzieciom wagę równą 0,3. Zmiana ta spowodowana była malejącym udziałem wydatków na żywność w budżetach gospodarstw domowych, a wiadomo, że spośród różnych wydatków gospodarstw domowych właśnie wydatki żywnościowe rosną najszybciej wraz ze wzrostem liczby osób. Równie często stosowane w badaniach są skale LIS [por. Buhmann i in. 1988].

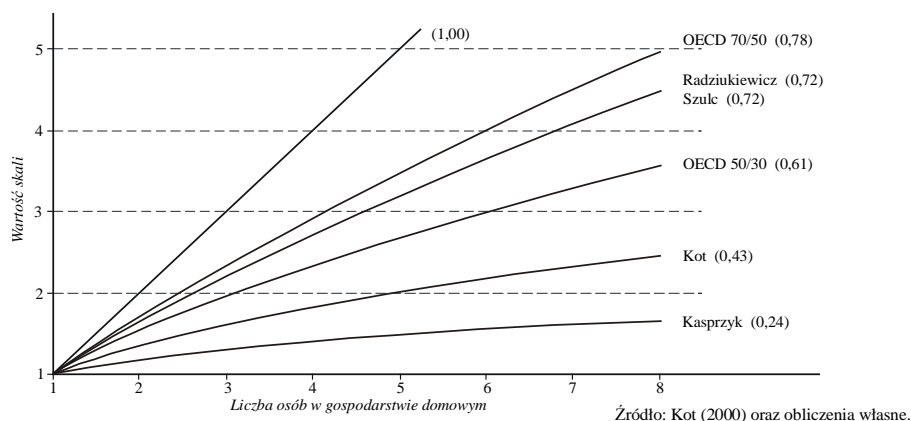
Są to skale potęgowe, które wyznacza się za pomocą wzoru

$$S_{LIS} = k^\varepsilon, \quad (3)$$

gdzie  $k = k_A + k_C$  oznacza liczbę osób w gospodarstwie domowym, natomiast  $\varepsilon \in [0; 1]$ . Parametr  $\varepsilon$  interpretuje się jako elastyczność skali względem wielkości gospodarstwa (liczby osób). Dzieląc dochód gospodarstwa przez wartość skali w przypadku  $\varepsilon = 0$  otrzymujemy dochód gospodarstwa domowego, a w przypadku  $\varepsilon = 1$  – dochód na osobę. Tą ostatnią kategorię dochodu możemy więc traktować jako skrajny przypadek dochodu ekwiwalentnego. W przeciwieństwie do skal OECD skale LIS nie uwzględniają wieku członków gospodarstwa domowego.

Problemem w przypadku tych skal dobór współczynnika elastyczności. Radziukiewicz [1992] badając polskie gospodarstwa domowe przyjmowała  $\varepsilon = 0,72$ . Prosta konstrukcji skal potęgowych sprawia, że skale te wykorzystuje się również do przybliżania innych typów skal [Buhmann i in. 1988, Kot 2000]. Kot wyznaczył parametry elastyczności dla skal OECD 70/50, OECD 50/30 i skali „quasi-dokładnej” Szulca. Otrzymane elastyczności są równe odpowiednio: 0,78, 0,61 i 0,72. Wyniki Buhmann oraz Kota pokazują, że liczba osób w gospodarstwie domowym w bardzo wysokim stopniu wyjaśnia zmienność badanych skal ekwiwalentnych. Wpływ innych czynników tj. wiek dziecka, czy wiek głowy gospodarstwa domowego jest znacznie mniejszy.

W odróżnieniu od omówionych rodzajów skal skale empiryczne dają możliwość uwzględnienia innych niż liczba osób dorosłych i dzieci charakterystyk demograficznych gospodarstwa domowego, które również mogą mieć wpływ na jego potrzeby konsumpcyjne (przeważnie wiek dziecka, wiek głowy gospodarstwa, miejsce zamieszkania). Skale te szacuje się metodami ekonometrycznymi, w oparciu o rzeczywiste wydatki gospodarstw, przy czym wykorzystuje się fakt, że gospodarstwa o różnym składzie demograficznym inaczej dysponują swoimi wydatkami konsumpcyjnymi. Wyznaczenie tego typu skal wymaga oszacowania parametrów funkcji wydatków [por. Szulc 1992, 1995, Dudek 2006].



Rysunek 1. Wybrane skale ekwiwalentności jako potęgowe funkcje liczby osób. W nawiasach podano przybliżoną wartość elastyczności.

Subiektywne skale ekwiwalentności otrzymywane są na podstawie badań ankietowych, w których gospodarstwa domowe udzielając odpowiedzi na przygotowane pytania dokonują subiektywnej oceny dobrobytu (dochodów). Szeroko stosowaną metodą są badania oparte na tzw. systemie *Lejdejskich Pytań Oceniających Dochód*, które w Polsce prowadzone były m.in. przez Podgórskiego [1994], Kota [1995] oraz Kasprzyk [2000]. Otrzymana przez Kasprzyk potęgowa skala ekwiwalentności jest bardzo płaska i charakteryzuje się elastycznością równą

około 0,24. Inny, alternatywny system pytań oceniających dochód opracował Kot [1997, 2000]. System ten nazywany w literaturze *Krakowskimi Pytaniami Oceniającymi Dochód* bazuje na progowym pomiarze dochodu. Stosując swoją metodę Kot uzyskał potęgową skalę ekwiwalentności o elastyczności około 0,43. Na rys. 1 przedstawiono wybrane skale ekwiwalentności w postaci wykresów potęgowych funkcji liczby osób.

## DANE EMPIRYCZNE I METODA BADAWCZA

W pracy wykorzystane zostały indywidualne informacje o dochodach rozporządzalnych gospodarstw domowych z lat 1998-2004. Dane pochodzą z badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych każdego roku przez GUS. Analizowaną kategorią dochodu jest dochód na osobę oraz dochód ekwiwalentny otrzymany na za pomocą skal OECD 70/50 i OECD 50/30 oraz skal potęgowych o elastycznościach 0,72 i 0,43. Wartości skal OECD wyznaczone zostały bezpośrednio z definicji (nie za pomocą przybliżeń funkcją potęgową). Rozkłady dochodów ważone były liczbą osób w gospodarstwie domowym. Informacje o wielkości prób oraz średnich wartościach rozpatrywanych kategorii dochodów zamieszczone zostały w tab. 1 i tab. 2.

Tabela 1. Liczebności badanych prób (liczba osób w gospodarstwach domowych).

Rok	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<i>n</i>	100.779	99.791	114.377	99.241	99.876	99.554	99.038

Zródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Średnia i mediana dochodów ekwiwalentnych.

Rok	Rodzaj skali ekwiwalentności									
	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$
	Średnia					Mediana				
1998	514,9	674,4	716,6	826,2	1027,2	440,9	588,1	628,0	724,9	903,8
1999	557,8	729,1	776,2	892,5	1112,6	475,5	633,6	678,2	781,1	980,3
2000	606,4	791,7	842,6	968,5	1206,1	511,6	680,4	725,4	835,9	1041,4
2001	651,6	845,8	899,8	1030,9	1280,2	547,0	727,7	777,9	891,7	1117,2
2002	675,8	873,2	929,4	1061,5	1317,5	558,6	740,2	793,8	910,1	1140,2
2003	696,1	898,5	956,1	1091,4	1353,6	574,9	756,9	810,8	927,5	1158,0
2004	721,9	933,1	992,4	1134,2	1405,7	593,3	781,4	838,9	955,6	1200,0

Zródło: obliczenia własne.

W przypadku każdej próby dokonano pomiaru koncentracji dochodów oraz wyznaczono podstawowe indeksy ubóstwa. Do zbadania koncentracji dochodów zastosowano dwa najczęściej używane indeksy: *indeks Giniego G* oraz *średnie względne odchylenie R*. Dla danych indywidualnych  $x_1, x_2, \dots, x_n$  o średniej  $\mu_x$  indeksy  $G$  i  $R$  wyrażają się za pomocą wzorów:

$$G = \frac{1}{2n^2\mu_x} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|. \quad R = \frac{1}{2n\mu_x} \sum_{i=1}^n |x_i - \mu_x|. \quad (4)$$

Pomiar ubóstwa ograniczono do zbadania zasięgu oraz głębokości ubóstwa. Zastosowano trzy relatywne linie ubóstwa  $z$ : 50% mediany dochodów oraz 50% i 60% średnich dochodów [por. Golinowaka 1995, Panek i in. 1999]. Zasięg ubóstwa mierzony był za pomocą indeksu  $H$  będącego *odsetkiem jednostek ubogich*. Głębokość ubóstwa mierzono indeksem  $J$ , zwanym *luką dochodową*. Wzory mają postać

$$H = \frac{q}{n}, \quad J = \frac{1}{qz} \sum_{i=1}^q (z - x_i). \quad (5)$$

gdzie  $q$  oznacza liczbę jednostek ubogich,  $n$  liczbę wszystkich jednostek, natomiast  $x_1, x_2, \dots, x_n$  jest uporządkowanym niemalejąco szeregiem szczegółowym. Przez  $z$  oznaczono linię ubóstwa. Różnica  $z - x_i$  to *indywidualna luka dochodowa*, wyrażająca głębokość ubóstwa jednostki posiadającej dochód  $x_i$ . Indeks  $J$  informuje o względnym zubożeniu w obrębie grupy jednostek ubogich i ukazuje średni względny dystans dochodów jednostek ubogich od granicy ubóstwa. Oczywiście  $H \in [0; 1]$ , ale również  $J \in [0; 1]$ , przy czym wartość indeksu  $J$  rośnie wraz z pogłębianiem się ubóstwa. Szczegółową charakterystykę wszystkich zastosowanych mierników można znaleźć w pracy Kota [2000].

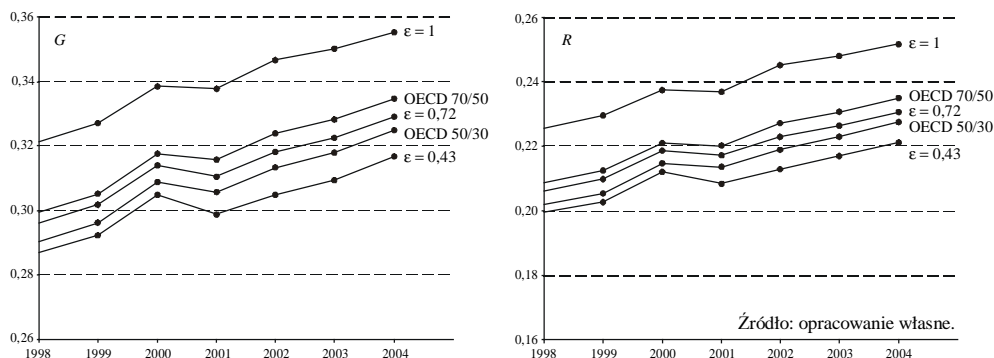
## WYNIKI BADANIA

W tab. 3 zamieszczono wartości indeksów  $G$  i  $R$  dla pięciu badanych kategorii dochodów. Dodatkowo zmiany indeksów w czasie pokazano na rys. 2. Najwyższe wartości koncentracji dochodów obserwujemy dla dochodu na osobę. Wraz ze zmniejszaniem się elastyczności skali maleją również wartości indeksów. Wykresy przedstawione na rysunku 2 mogą wydawać się przesunięte wzdłuż osi pionowej, w rzeczywistości zmiana skali ekwiwalentności powoduje w przybliżeniu proporcjonalną zmianę wartości indeksów koncentracji (za wyjątkiem skali o najniższej elastyczności). Rodzaj zastosowanej skali nie wpływa na kierunek zmian w koncentracji dochodów.

Tabela 3. Wartości indeksów koncentracji dochodów ekwiwalentnych

Rok	Rodzaj skali ekwiwalentności									
	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$
	Indeks Giniego $G$					Średnie względne odchylenie $R$				
1998	0,321	0,299	0,296	0,290	0,287	0,225	0,209	0,206	0,202	0,200
1999	0,327	0,305	0,302	0,296	0,292	0,229	0,212	0,210	0,205	0,203
2000	0,338	0,318	0,314	0,309	0,305	0,237	0,221	0,219	0,215	0,212
2001	0,338	0,316	0,311	0,306	0,299	0,237	0,221	0,217	0,214	0,209
2002	0,347	0,324	0,318	0,313	0,305	0,245	0,227	0,223	0,219	0,213
2003	0,350	0,328	0,322	0,318	0,309	0,248	0,231	0,226	0,223	0,217
2004	0,356	0,335	0,329	0,325	0,317	0,252	0,235	0,231	0,228	0,221

Źródło: obliczenia własne.



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Zmiany indeksów  $G$  i  $R$  dla pięciu kategorii dochodów.

W tab. 4 i 5 podano wartości indeksów  $H$  i  $J$  wyznaczonych przy granicach ubóstwa wynoszących 50% mediany oraz 60% średniej. W przypadku granic równych 50% mediany oraz 50% średniej zmiany indeksu  $H$  pokazano również na rys. 3. W każdym przypadku najwyższe wartości indeksu  $H$  obserwujemy dla dochodu na osobę i podobnie jak w przypadku koncentracji dochodów wraz ze zmniejszaniem się elastyczności skali maleje również odsetek osób ubogich (mimo, że wielkość granicy ubóstwa również zmienia się wraz ze zmianą skali). Analiza wykresów pokazanych na rys. 3 wskazuje, że niezależnie od zastosowanej skali ekwiwalentności obserwujemy bardzo podobne zmiany indeksu  $H$ . Możemy jednak dostrzec pewne niezgodności co do kierunku tych zmian. W tab. 4, w okresie 2000-2001 obserwujemy spadek indeksu  $H$  dla dochodów na osobę, natomiast dla dochodów ekwiwalentnych odnotowujemy wzrost indeksu. Podobne, niewielkie różnice występują również w okresach 2002-2003 (tab. 4), 2000-2001 (tab. 5). Zatem zmiana skali wpływa w niewielkim stopniu na kierunek zmian w zasięgu ubóstwa.

Tabela 4. Wartości indeksów ubóstwa dla granicy ubóstwa równej 50% mediany

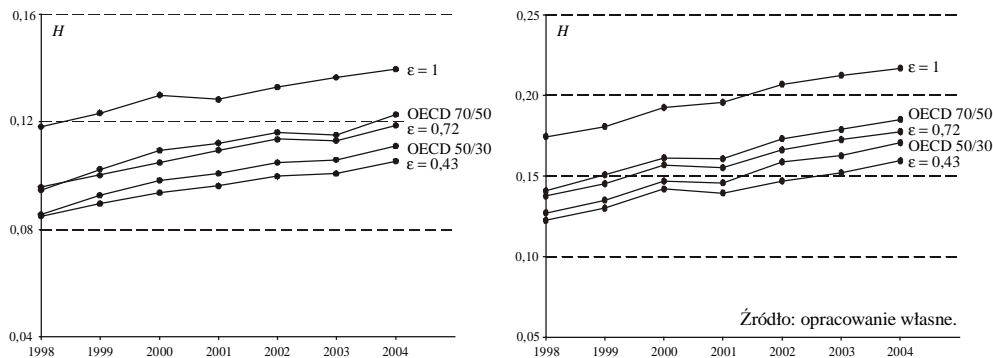
Rok	Rodzaj skali ekwiwalentności									
	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$
	Odsetek ubogich <i>H</i>					Luka dochodowa <i>J</i>				
1998	0,118	0,095	0,096	0,086	0,085	0,297	0,304	0,297	0,305	0,298
1999	0,123	0,102	0,100	0,093	0,090	0,308	0,311	0,311	0,315	0,314
2000	0,130	0,109	0,105	0,098	0,093	0,314	0,314	0,318	0,318	0,317
2001	0,129	0,112	0,109	0,101	0,096	0,315	0,307	0,305	0,309	0,304
2002	0,133	0,116	0,114	0,105	0,100	0,305	0,294	0,291	0,295	0,290
2003	0,136	0,115	0,113	0,106	0,101	0,305	0,303	0,300	0,299	0,295
2004	0,140	0,123	0,119	0,111	0,106	0,311	0,298	0,299	0,296	0,292

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Wartości indeksów ubóstwa dla granicy ubóstwa równej 60% średniej

Rok	Rodzaj skali ekwiwalentności									
	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$	$\varepsilon = 1$	OECD 70/50	LIS $\varepsilon = 0,72$	OECD 50/30	Kot $\varepsilon = 0,43$
	Odsetek ubogich <i>H</i>					Luka dochodowa <i>J</i>				
1998	0,264	0,227	0,223	0,213	0,211	0,298	0,281	0,280	0,271	0,267
1999	0,267	0,233	0,229	0,218	0,215	0,310	0,294	0,291	0,286	0,279
2000	0,282	0,248	0,243	0,235	0,229	0,316	0,299	0,297	0,289	0,285
2001	0,285	0,249	0,243	0,234	0,226	0,314	0,299	0,295	0,288	0,283
2002	0,296	0,263	0,255	0,244	0,236	0,319	0,298	0,295	0,292	0,281
2003	0,303	0,269	0,261	0,252	0,240	0,320	0,301	0,298	0,291	0,287
2004	0,310	0,276	0,267	0,260	0,249	0,323	0,305	0,304	0,297	0,288

Źródło: obliczenia własne.

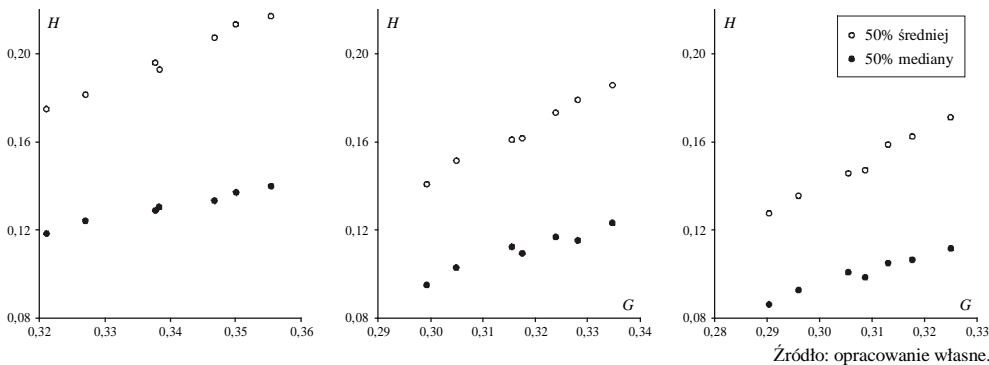


Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3. Zmiany odsetka osób ubogich (*H*) dla linii ubóstwa równych 50% mediany (wykres z lewej strony) i 50% średniej.



Zauważmy, że niezależnie od zastosowanej skali odpowiadające sobie szeregi czasowe na rys. 2 i 3 są bardzo podobne. Wykresy rozproszenia dla indeksu Giniego i indeksu  $H$  ukazują bardzo silną dodatnią zależność obu zmiennych. Zależność tą pokazano na rys. 4 dla wybranych przykładowo trzech kategorii dochodów i dwóch granic ubóstwa.



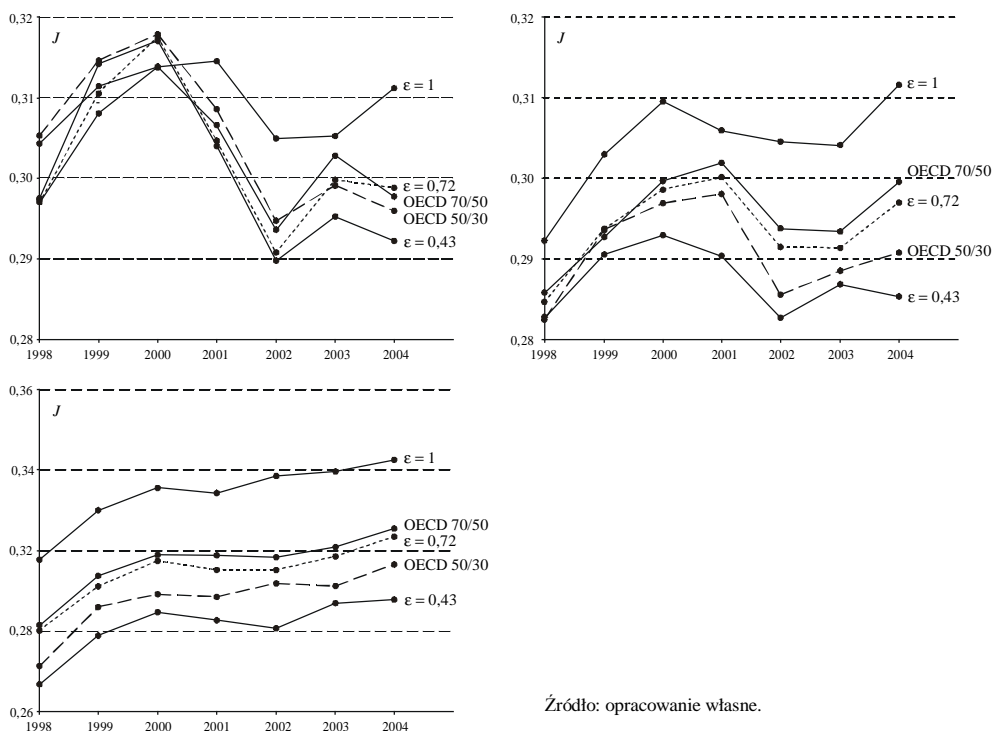
Rysunek 4. Wykresy rozproszenia dla zmiennych  $G$  i  $H$ . Od lewej: dochód na osobę, dochód ekwiwalentny (OECD 70/50), dochód ekwiwalentny (OECD 50/30).

Na rys. 5 przedstawiono zmiany głębokości ubóstwa mierzonego indeksem  $J$  dla wszystkich rozpatrywanych skal ekwiwalentności. Dla ustalonej kategorii dochodów, przy różnych liniach ubóstwa można zauważyć jedynie niewielkie różnice w wartościach miernika  $J$ . Zatem zmiana granicy ubóstwa nie wpływa w dużym stopniu na głębokość ubóstwa. Widać natomiast wyraźnie, że zmiana skali ekwiwalentności może prowadzić do zupełnie innych wniosków co do głębokości ubóstwa oraz kierunku jego zmian w czasie. Niezgodności te są szczególnie ostro widoczne w przypadku najniższej granicy ubóstwa (50% mediany).

## WNIOSKI KOŃCOWE

1. Najwyższy poziom koncentracji dochodów obserwujemy dla dochodu na osobę. Wraz ze zmniejszaniem się elastyczności skali ekwiwalentności maleją wartości indeksów koncentracji (indeksu Giniego i średniego względnego odchylenia).
2. Zmiana skali ekwiwalentności powoduje w przybliżeniu proporcjonalną zmianę wartości indeksów koncentracji, nie wpływa więc na kierunek zmian poziomu koncentracji dochodów.
3. Wzrostowi koncentracji dochodów odpowiada wzrost wielkości ubóstwa relatywnego. Występuje bardzo silna zależność między wartościami indeksów  $G$  i  $H$  oraz  $R$  i  $H$ .

4. Wraz ze spadkiem elastyczności skali ekwiwalentności obserwujemy zmniejszanie się odsetka osób ubogich. Duże różnice występują między dochodem na osobę, a dochodem ekwiwalentnym wyznaczonym wg „starej” skali OECD: od 1,6%-2,3% przy granicy ubóstwa 50% mediany, do 3,3%-3,7% przy granicy 60% średniej. W przypadku „starej” i zmodyfikowanej skali OECD różnice zasięgu ubóstwa nie przekraczają 2%. Należy jednak pamiętać, że różnice te mogą być większe w jednorodnych grupach gospodarstw.
5. Dla danej skali ekwiwalentności zmiana relatywnej granicy ubóstwa wpływa tylko w niewielkim stopniu na głębokość ubóstwa.
6. Przy niskiej granicy ubóstwa (50% mediany), wraz ze zmniejszaniem się elastyczności skali ekwiwalentności obserwujemy niemonotoniczne zmiany indeksu głębokości ubóstwa. Wraz ze wzrostem granicy ubóstwa (50% średniej i 60% średniej) zmiany indeksu  $J$  stają się „coraz mniej chaotyczne”.
7. Zastępując „starą” skalę OECD skalą potęgową o elastyczności 0,72 otrzymujemy niższe wartości indeksów koncentracji i ubóstwa, ale wyższe niż w przypadku zastosowania zmodyfikowanej skali OECD. Różnice w wartościach indeksów są niewielkie.



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5. Zmiany głębokości ubóstwa (indeks  $J$ ) dla linii ubóstwa równych 50% mediany (na górze z lewej), 50% średniej (na górze z prawej) i 60% średniej.

## LITERATURA

- Dudek H. (2006) Zastosowanie ekonometrycznych modeli udziału wydatków na żywność w statystyce społecznej, *Wiadomości Statystyczne* (w druku).
- Golinowska S. (1995) Linie ubóstwa w praktyce społecznej krajów transformacji gospodarczej, *Polityka Społeczna* 22 (8), str. 1 – 5
- Kasprzyk B. (2000) Subiektywne skale ekwiwalentności, *Polityka Społeczna* 27 (8), str. 5 – 8.
- Kot S.M. (1995) Modelowanie poziomu dobrobytu teoria i zastosowanie, Wyd. Ossolineum, Wrocław
- Kot S.M. (1997) Towards The Economics of The Ultra-Poor, *Researches on Labour Markets and Level of Life in Poland, Slovakia and Ukraine. Methods and Results*, Kraków, str. 17 – 35
- Kot S.M. (2000) Ekonometryczne modele dobrobytu, PWN, Warszawa-Kraków
- Kot S.M. (2002) Metodologiczne dylematy pomiaru nierówności i dobrobytu, [w:] *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, Uniwersytet Rzeszowski
- Panek T., Podgórski J., Szulc A. (1999) Ubóstwo: teoria i praktyka pomiaru, *Monografie i Opracowania* 453, SGH, Warszawa
- Podgórski J. (1994) Wyznaczanie subiektywnych linii ubóstwa, *Wiadomości Statystyczne* 12, str. 12 – 19
- Rusnak Z., Kośny M. (2004) Wpływ zmiany skali ekwiwalentności na rozkład dochodów i wydatków ekwiwalentnych, [w:] *Zastosowania statystyki i matematyki w ekonomii*, Ostasiewicz W. (red.), Wyd. AE we Wrocławiu, str. 268 – 289
- Szulc A. (1992) Quasi-exact Equivalence Scales Estimation, *Przegląd Statystyczny* 3/4, str. 302 – 307
- Szulc A. (1995) Skale ekwiwalentności w pomiarze dobrobytu gospodarstw domowych, *Polityka Społeczna* 22 (8), str. 37 – 42
- Wiśniewski M. (1996) Zmiany rozkładu dochodów 1987-1992, [w:] *Studia nad reformowaną gospodarką*, M. Okólski, U. Sztanderska (red.), PWN, Warszawa, str. 232 – 268

**The influence of equivalence scales on the poverty measurement results and distribution of incomes**

**Summary:** In this paper we study influence of equivalence scales on poverty and distribution of incomes. We use data about incomes of households that cover year 1998 to 2004. We analyze distributions of incomes per person and distributions of equivalent incomes obtained with use of four different scales. We study changes in magnitude of poorness and distribution of incomes in static case as well as directions of changes in time.

**Key words:** equivalence scales, distribution of incomes, poverty.