

Stanisław Maciej Kot

*Zakład Statystyki Społecznej, Katedra Statystyki
Akademia Ekonomiczna w Krakowie*

Dylematy metodologiczne pomiaru dobrobytu i ubóstwa

1. Wstęp

Przedmiotem rozważań w niniejszej pracy będą kontrowersje metodologiczne we współczesnej ekonomii wokół teoretycznych podstaw porównywania dobrobytu osób, gospodarstw domowych czy też społeczeństw. Ukażemy źródła tych kontrowersji, a także propozycje ich przezwyciężenia, proponowane w literaturze przedmiotu. Zaproponujemy też własne rozwiązanie.

Rozważana problematyka wydaje się szczególnie ważna dla polityki społecznej. Z racji swojego interdyscyplinarnego charakteru polityka społeczna korzysta z ustaleń wielu rozmaitych dziedzin, w szczególności ekonomii. Wydaje się ważne, by polityk społeczny – czy to prowadzący badania naukowe, czy też uprawiający działalność praktyczną – był w pełni świadom zarówno możliwości, jak i ograniczeń rozmaitych metod, z których korzysta, a które zostały opracowanych w innych dziedzinach. Uwaga ta dotyczy, w szczególności, rozmaitych mierników poziomu dobrobytu i ubóstwa.

Polityka społeczna – zwłaszcza w sferze działalności praktycznej – znajduje się w sytuacji zdecydowanie trudniejszej niż inne dziedziny wiedzy. Ekonomista czy socjolog rozpatruje tylko szczególne aspekty działalności człowieka. Może sobie np. pozwolić na „luksus”, czy też w jego odczuciu „dyskomfort”, stwierdzenia, że w pewnym konkretnym obszarze jego dziedziny nie istnieje jednoznaczne rozstrzygnięcie jakiegoś problemu. Polityk społeczny, zmuszony uwzględniać *łącznie* wiele rozmaitych aspektów działalności człowieka nie może się jednak w wielu przypadkach uchylić od podejmowania decyzji nawet wówczas, gdy ma świadomość niepełności czy też niejednoznaczności przesłanek dostarczanych przez inne dziedziny. Można nawet zaryzykować tezę, iż w obszarze porów-

nywania dobrobytu praktyka społeczna wyprzedza teorię, lub inaczej, teoria nie nadąża za praktyką.

Powyższe uwagi dobrze ilustruje np. problem ustalania linii ubóstwa, czyli takiego progu dochodowego, iż osoba o dochodzie niższym od tego progu jest uznawana za ubogą. Przedstawiciele ekonomii dobrobytu przyznają, iż nie udało się im, jak na razie wypracować teoretycznych podstaw ustalania linii ubóstwa. Co więcej, utrzymują, iż jest to domeną polityki społecznej. Wydaje się, iż świadomość tego faktu nie jest wystarczająca w wielu opracowaniach z zakresu polityki społecznej. W niektórych z tych opracowań prezentuje się rozmaite, często bardzo zmatematyzowane, metody ustalania linii ubóstwa, tak jak gdyby były one teoretycznie uzasadnione i bezdyskusyjne. Podobnie też nie znalazł teoretycznego rozstrzygnięcia, jak dotychczas, problem ustalania tzw. skal ekwiwalentności, pozwalających na porównywanie dobrobytu gospodarstw domowych o różnej strukturze demograficznej.

Układ pracy przedstawia się następująco. W części 2 przedstawimy trudności, jakie napotyka teoria mikroekonomii przy próbach porównywania dobrobytu. Postaramy się wykazać, iż panujące tu przekonanie o niemożności dokonywania takich porównań jest zbyt pesymistyczne. Pesymizm ten wynika, jak się wydaje, z powszechnego przekonania ekonomistów o empirycznej nieobserwowalności funkcji dobrobytu, utożsamianej z użytecznością dochodu. Część 3 będzie poświęcona próbom empirycznego pomiaru funkcji dobrobytu. Historycznie pierwszych pomiarów tej funkcji dostarcza tzw. metoda lejdejska, wykorzystująca subiektywne oceny dobrobytu uzyskiwane na podstawie badań ankietowych. Liczne mankamenty tej metody stanowiły przesłankę do zaproponowania metody alternatywnej, zwanej dla odróżnienia „krakowską”. Metoda krakowska w swej wersji początkowej również bazowała na ocenach subiektywnych. Dalsze badania wykazały jednak, iż funkcję dobrobytu można oszacować bez pomocy ocen subiektywnych. Część 4 zawierać będzie wnioski końcowe i sugestie co do dalszych kierunków badań.

2. Dylemat porównywania dobrobytu w teorii ekonomii

Ekonomiczny problem porównywania dobrobytu sprowadza się do udzielenia odpowiedzi na następujące „paradygmatyczne” pytanie: „Jakim dochodem x powinno dysponować gospodarstwo domowe m -osobowe, aby uzyskać dobrobyt gospodarstwa m_0 osobowego, dysponującego dochodem x_0 ?” Problematyka ta jest tradycyjnie lokalizowana w ramach teorii rynkowych zachowań konsumenta.

Współczesne sformułowanie tej teorii zawdzięczamy Deatonowi i Muellbauerowi (1980). Autorzy ci zaproponowali pewien układ aksjomatów, z których dedukuje się – na drodze matematycznej – rozmaite konsekwencje rynkowych zachowań tzw. konsumenta racjonalnego. W ramach tej teorii, powszechnie dziś akceptowanej, uznaje się, iż jedyną dopuszczalną bazę empiryczną dla weryfikacji formułowanych tu hipotez stanowią obserwacje dóbr i usług nabytych przez konsumenta o określonych – i z góry zadanych – preferencjach. Innymi słowy, preferencje konsumenta ujawniają się jedynie w postaci zakupionych przez niego dóbr i usług. Relację preferencji, określoną na przestrzeni dóbr

i usług, można wyrazić słownie jako relację R „bycia nie gorszym niż”. Jeśli mamy dwa zestawy dóbr, powiedzmy x i y , to zapis: $x R y$ oznacza, że „zestaw x jest nie gorszy niż y ”.

Relacja preferencji konsumenta może być wyrażona również za pomocą funkcji użyteczności $U(\cdot)$, o pewnych własnościach. Zdanie: „konsument o preferencjach R ” można zastąpić zdaniem: „konsument o funkcji użyteczności $U(\cdot)$ ”, a zapis $x R y$ zapisem: $U(x) \geq U(y)$. Dalsze wywody będziemy prowadzić w terminach funkcji użyteczności. Należy dodać, iż funkcję $U(\cdot)$ nazywa się użytecznością jedynie z uwagi na tradycję i dziś nie przypisuje się jej psychologicznych podtekstów w formie „stopnia zadowolenia” czy „szczęścia”, jak to czynił Edgeworth, który funkcję tę wprowadził do analizy rynku. We współczesnej teorii rynku funkcja użyteczności jest traktowana po prostu jako wygodne narzędzie matematyczne wyrażania preferencji konsumenta.

Teoretyczne założenie racjonalnego zachowania się konsumenta na rynku oznacza w ekonomii, iż dysponując danym dochodem dokonuje on wyboru takiego zestawu dóbr, który posiada największą użyteczność, w danym układzie cen p . Nie wymaga się przy tym, aby konsument znał wartość użyteczności rozmaitych zestawów dóbr, czyli aby posługiwał się *kardynalnym* pomiarem tej funkcji. Dla wyprowadzenia równań popytu teoria rynku wymaga jedynie, by konsument był w stanie ocenić, czy dany zespół dóbr ma użyteczność nie mniejszą niż inny zestaw. Mówimy wówczas, iż konsument posługuje się *porządkowym* pomiarem użyteczności.

Istnieje jeszcze drugi sposób definiowania racjonalności zachowania się konsumenta, dualny do przedstawionego powyżej. Powiada się, iż konsument zachowuje się racjonalnie, jeśli w danym układzie cen p minimalizuje koszt (wydatki) osiągnięcia zadanego z góry poziomu użyteczności u . Jeśli rozważać zachowanie się rynkowe gospodarstwa domowego o charakterystykach demograficznych h , to funkcja kosztów (wydatków) może być zapisana jako $c(p, u, h)$. W szczególności wektor charakterystyk demograficznych h może obejmować np. tylko liczbę osób m w gospodarstwie domowym.

Zgodnie z długą tradycją ekonomii, dobrobyt osoby o dochodzie x jest utożsamiany z użytecznością tego dochodu, tj. $U(x)$. Jeśli pozostajemy na gruncie teorii rynku, to dobrobyt można interpretować jako maksymalną użyteczność dóbr i usług, jakie nabywa racjonalny konsument o dochodzie x . W ogólnym przypadku, dobrobyt będzie pewną funkcją $U(x)$ dochodu, przy czym funkcji tej nie musimy nazywać użytecznością. Wystarczy tylko przyjąć pewne matematyczne własności funkcji $U(x)$ dochodu x , np. iż każda osoba preferuje dochód wyższy nad niższy, co oznacza, iż $U(x)$ jest rosnącą funkcją dochodu x . Jednakże z uwagi na tradycję, będziemy funkcję $U(x)$ nazywać użytecznością.

Korzystając z powyższej definicji dobrobytu można zdefiniować ubóstwo jako: „stan niskiej użyteczności dochodów” (por. Kapteyn i in. [1988]). Taka definicja ubóstwa będzie mieć charakter operacyjny wówczas, gdy, po pierwsze, będziemy dysponować kardynalnym pomiarem funkcji użyteczności dochodów, a po drugie, gdy zostanie określony graniczny próg tej użyteczności, oddzielający sferę ubóstwa od „nie-ubóstwa”. Z tego punktu widzenia pojawiające się w tytule niniejszej pracy terminy: „dobrobyt” i „ubóstwa” nie są rozłączne.

W dalszych rozważaniach za jednostkę ekonomiczną analizy będziemy przyjmować gospodarstwo domowe, a nie pojedynczą osobę. Bez zmniejszenia ogólności rozważań można przyjąć, iż struktura demograficzna gospodarstwa domowego wyraża się tylko liczbą osób m .

Dokonywanie porównań dobrobytu wymaga przyjęcia dodatkowego i wielce kontrowersyjnego założenia tzw. *porównywalności interpersonalnej*. Założenie to oznacza w praktyce, iż każda osoba ma taką samą funkcję użyteczności, a więc takie same preferencje. W teorii społecznego wyboru zgoda na przyjęcie porównywalności interpersonalnej oznacza uznanie sensu np. takich wypowiedzi: „gdybym był osobą A, to preferowałbym stan x nad y ” (por. Sen [1997], s. 14). Większość ekonomistów odrzuca to założenie. Jednakże bez porównywalności interpersonalnej nie jest możliwe sformułowanie reguły wyboru społecznego, w tym i funkcji użyteczności, o czym przekonuje słynne twierdzenie Arrowa (1951). W literaturze polskiej szerzej o tym problemie traktuje m.in. praca Kota (2000a).

W przypadku posługiwania się gospodarstwem domowym jako jednostką ekonomiczną, w miejsce terminu „porównywalność interpersonalna” należałoby użyć terminu „porównywalność intergospodarskowa”. Z powodu dziwaczności takiego sformułowania pozostaniemy przy terminie poprzednim. Przyjmijmy za Deatonem i Muellbauerem (1980), że porównywalność interpersonalna w przypadku gospodarstw domowych oznacza, iż wszystkie one mają taką samą *postać* funkcji użyteczności $U(\cdot)$. Natomiast różnice w preferencjach poszczególnych gospodarstw uwidaczniają się poprzez różnice w indywidualnych charakterystykach tych gospodarstw, w szczególności w wysokości dochodu x i strukturze demograficznej. Jeśli zgodnie z poczynionym powyżej założeniem upraszczającym struktura demograficzna wyraża się tylko w postaci liczby osób m , to możemy zagwarantować wymóg porównywalności interpersonalnej, gdy funkcja użyteczności pojedynczego gospodarstwa domowego będzie dwuargumentowa, tj. $U(x,m)$. Należy dodać, iż bez porównywalności interpersonalnej nie jest możliwe w ogóle dokonywanie porównywania dobrobytu gospodarstw domowych o różnej strukturze demograficznej (por. m.in. Deaton i Muellbauer [1980]; Blundell i Lewbell [1991]).

Powyższe wprowadzenie jest niezbędne dla jasnego sformułowania dylematu porównań dobrobytu. Brzmi on: „Porównywanie dobrobytu w ramach teorii rynkowych zachowań konsumentów jest arbitralne (dosadniej: nienaukowe, bezsensowne)”. Innymi słowy, w ramach tej teorii (przy wszystkich jej założeniach) nie istnieje odpowiedź na „paradygmatyczne” pytanie, sformułowane na początku tej części: „Jakim dochodem x powinno dysponować gospodarstwo domowe m -osobowe, aby uzyskać dobrobyt gospodarstwa m_0 osobowego, dysponującego dochodem x_0 ? Przekonuje nas o tym m.in. twierdzenie Pollaka i Walesa (1979). Można wprawdzie uzyskać jednoznaczną odpowiedź, ale wymaga to przyjęcia dodatkowych, arbitralnych założeń, których nie da się wydedukować z aksjomatów wspomnianej teorii. Stąd określenie takich prób jako „arbitralne (nienaukowe).

Dylemat porównywania dobrobytu można przedstawić w alternatywnej postaci, korzystając ze wspomnianej powyżej funkcji kosztów (wydatków) gospodarstwa domowego. Jeśli, jak poprzednio, $c(p,u,m)$ oznacza funkcję kosztów danego gospodarstwa domo-

wego a $c(p, u, m_0)$ funkcję kosztów tzw. gospodarstwa odniesienia, to iloraz tych dwóch funkcji określa tzw. skalę ekwiwalentności $eq(m, m_0, p, u)$:

$$eq(m, m_0, p, u) = \frac{c(p, u, m)}{c(p, u, m_0)} \quad (1)$$

[por. Deaton, Muellbauer (1980)]. Jeśli porównujemy dwa gospodarstwa domowe w tym samym czasie, a więc w tym samym układzie cen, to w równości (1) można pominąć argument p . Równość (1) stanowi matematyczny zapis owego „paradygmatycznego” pytania o porównywalność dobrobytu.

Blundell i Lewbel (1991) udowodnili twierdzenie, iż obserwacje rynkowych zachowań konsumenta, czyli faktycznie poczynione zakupy dóbr i usług, nie pozwalają na jednoznaczne obliczenie skali ekwiwalentności (1). Wynika to z faktu, że obserwacje te nie pozwalają na jednoznaczne określenie funkcji kosztów $c(\cdot)$, w której występuje nieobserwowalna empirycznie wartość funkcji użyteczności u . Innymi słowy, zamiast jednej skali ekwiwalentności mamy całą ich rodzinę, zależną od wartości u . Trzeba dodać, iż w równaniach popytu argument u „znika” i równania te są określone jednoznacznie.

Blundell i Lewbell widzą trzy wyjścia z tej kłopotliwej sytuacji. Pierwsze wyjście, to po prostu zignorowanie kłopotów i postępowanie tak jak gdyby nie było żadnych trudności. Drugie polega na przyjęciu pewnych arbitralnych założeń co do zależności funkcji kosztów od użyteczności u . Jest to droga, którą idą, m.in. Blackorby i Donaldson (1988), a w Polsce m.in. Szulc (1992). Zwolennicy tego podejścia zakładają, iż funkcja kosztów *nie zależy od u* . Okazuje się jednak, iż w najważniejszych modelach rynku założenie to nie jest spełnione. Trzecie wreszcie wyjście, zdaniem Blundella i Lewbela polega na wykorzystaniu dodatkowych informacji o charakterze pozarynkowym.

Widzimy więc, iż sytuacja metodologiczna w rozważanym przedmiocie jest niezwykła. Ekonomia stwierdza, że porównywanie dobrobytu nie jest możliwe, lub inaczej, nie ma teoretycznych podstaw. Tymczasem praktyka –zwłaszcza społeczna – domaga się takich porównań, a co więcej, dokonuje ich, formułując np. rozmaite skale ekwiwalentności (por. m.in. Buhmann i in. [1988]). W nauce jest to sytuacja nietykowa. Jeśli bowiem teoria nie nadąża za praktyką, to taką teorię należy po prostu zmienić. To, że założenia teorii zachowań konsumenta są wystarczające do badania popytu nie musi oznaczać, iż są one wystarczające do porównywania dobrobytu.

Odrzucając dwa pierwsze z sugerowanych przez Blundella i Lewbela, rozwiązań trudności z porównywaniem dobrobytu, opowiadamy się z rozwiązaniem trzecim, tj. za wykorzystaniem dodatkowych informacji o charakterze pozarynkowym. Jest to droga, którą oferują metody lejdejska i krakowska. Metody te odrzucają „dogmat” o empirycznej nieobserwowalności funkcji użyteczności. Każda z nich jednak oferuje odmienne rozwiązania, o czym będzie mowa w części następczej.

3. Metody pomiaru funkcji dobrobytu

3.1. Funkcja dobrobytu i jej własności

Z rozważań części poprzedniej wynika, że idealnym rozwiązaniem wszystkich problemów z porównywaniem dobrobytu byłoby dysponowanie kardynalną funkcją dobrobytu. Gdybyśmy znali wartości tej funkcji dla gospodarstwa domowego składającego się z m osób i dysponującego dochodem x , tj. $U(x,m)$ i gospodarstwa odniesienia składającego się z m_0 osób i dysponującego dochodem x_0 , tj. $U(x_0,m_0)$, to dochód x zapewniający pierwszemu z tych gospodarstw dobrobyt gospodarstwa odniesienia można by otrzymać rozwiązując następujące równanie, ze względu na x :

$$U(x,m) = U(x_0,m_0) \quad (2)$$

Zauważmy, iż iloraz x/x_0 wyznaczałby skalę ekwiwalentności, informującą o tym, ile razy dochód x gospodarstwa domowego m -osobowego powinien być większy od dochodu x_0 gospodarstwa odniesienia. Jako gospodarstwo odniesienia najczęściej wybiera się gospodarstwo jednoosobowe.

Powstaje pytanie, jakie informacje dodatkowe, tj. „pozapopytowe”, umożliwiłyby pomiar funkcji dobrobytu $U(\cdot)$? W dotychczasowej literaturze przedmiotu znane są dwa podejścia do rozważanego problemu. W podejściu pierwszym, nazywanym dalej „metodą lejdejską”, proponuje się wykorzystanie subiektywnych ocen dobrobytu dokonywanych przez respondentów ankiety. W wielu opracowaniach używa się określenia „lejdejska linia ubóstwa”, zgodnie zresztą z sugestiami autorów omawianej metody. Wykażemy jednak, iż jest to sugestia nieprawdziwa. W podejściu drugim, nazywanym dalej „metodą krakowską”, początkowo też korzystano z badań ankietowych. Dalsze badania wykazały jednak, iż funkcję dobrobytu można oszacować bez odwoływania się do ocen subiektywnych i wystarczające tu okazały się dane o rozkładzie dochodu gospodarstw o różnym składzie demograficznym.

W dalszych rozważaniach korzystając będziemy z następującej funkcji użyteczności dochodu:

$$U(x) = \begin{cases} \gamma_0 + \gamma_1 \frac{x^{1-\alpha}}{1-\alpha}, & \text{dla } \alpha < 1 \\ \gamma_0 + \gamma_1 \ln x, & \text{dla } \alpha = 1 \\ \gamma_0 - \gamma_1 \frac{x^{-(\alpha-1)}}{\alpha-1}, & \text{dla } \alpha > 1 \end{cases} \quad (3a)$$

$$U(x) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln x, \quad \text{dla } \alpha = 1 \quad (3b)$$

$$U(x) = \gamma_0 - \gamma_1 \frac{x^{-(\alpha-1)}}{\alpha-1}, \quad \text{dla } \alpha > 1 \quad (3c)$$

gdzie dochód $x > 0$, $\gamma_1 > 0$. Jest to tzw. funkcja użyteczności o stałej awersji do nierówności (por. m.in. Pratt [1964]; Atkinson [1970]; Lambert [1993]).

Funkcje użyteczności (3a) i (3c) są funkcjami potęgowymi. Logarytmiczna funkcja (3b) nazywana jest funkcją Bernoullego. W psychologii funkcja ta opisuje znane prawo Webera–Fechnera. Potęgowe funkcje dobrobytu są ograniczone przez parametr γ_0 , przy czym funkcja (3a) jest ograniczona od dołu a (3c) od góry. Funkcja Bernoullego (3b) nie jest ograniczona ani od dołu ani od góry. Dla uproszczenia wypowiedzi, funkcje dobrobytu (3a), (3b) i (3c) będziemy też nazywać odpowiednio modelem M_a , modelem M_b i modelem M_c .

Parametr α występujący w modelach M_a , M_c i równy 1 w modelu M_b ma bardzo interesującą interpretację. Z matematycznego punktu widzenia mierzy on stopień krzywizny funkcji użyteczności. Jeśli α rośnie nieograniczenie, to funkcja użyteczności coraz bardziej upodabnia się do kąta prostego. Dodatnia wartość tego parametru wskazuje, iż funkcja użyteczności jest wklęsła („wypukła ku górze”). Jeśli $\alpha = 0$, to potęgowe funkcje (3a) i (3c) stają się liniowe.

Te matematyczne własności omawianej funkcji użyteczności wyrażają bogatą treść ekonomiczną. Dodatnia wartość α (a więc wklęsłość funkcji użyteczności) wskazuje na spełnienie tzw. zasady transferów Daltona (por. m.in. Lambert [1993]). Oznacza to, że transfer pewnej wielkości dochodu od dowolnej osoby do osoby uboższej prowadzi do wzrostu dobrobytu społecznego. Zakładamy, iż dobrobyt społeczny jest typu utylitarianckiego i równa się wartości średniej dobrobytu indywidualnego wszystkich członków społeczności. Zabranie pewnej części dochodu danej osobie prowadzi oczywiście do ubytku jej dobrobytu. Z drugiej strony, transfer tej części dochodu do osoby uboższej prowadzi do przyrostu jej dobrobytu. Jeśli bilans wszystkich ubytków i przyrostów dobrobytu jest dodatni, to spełniona jest zasada transferów Daltona.

Jeśli mamy dwie społeczności, charakteryzujące się odmiennymi rozkładami dochodów i funkcjami użyteczności, to możemy porównywać ich dobrobyt za pomocą średniej wartości dobrobytu członków tych społeczności, czyli za pomocą *dobrobytu społecznego*. Prześledzimy teraz, jak poziom a awersji do nierówności wpływa na wynik takich porównań.

Gdy dwie społeczności mają funkcję użyteczności o parametrze α równym zeru, to do porównania dobrobytu tych społeczności wystarczy jedynie dochód przeciętny. Wówczas funkcja dobrobytu staje się liniową funkcją dochodu, a jej wartość przeciętna (dobrobyt społeczny) jest równa dochodowi przeciętnemu. Należy dodać, iż liniowe funkcje użyteczności nie występują w praktyce. A jeśli tak, to stąd płynie przestroga metodologiczna dla praktyki społecznej: porównywanie dobrobytu rozmaitych grup społeczno-zawodowych tylko na podstawie ich dochodów średnich jest niewłaściwe.

Drugi przypadek skrajny omawianego parametru dotyczy sytuacji, gdy α zmierza do nieskończoności. Można udowodnić twierdzenie, że do porównania dobrobytu dwóch grup wystarczy wtedy tylko dochody osób najuboższych (por. m.in. Lambert [1993], s. 102). Mamy wówczas rangowanie rozkładów dochodów na podstawie kryterium Rawlsa. Ujawnia się tu też etyczny wymiar parametru α . Rawls (1970) bowiem za jedynie sprawiedliwe uznaje transfery do osób najuboższych. Łatwo zauważyć, iż w omawianym przypadku granicznym parametru α , funkcja użyteczności przyjmuje postać kąta prostego

(*de facto* przestaje być wówczas funkcją w rozumieniu matematycznym), a to oznacza transfery jedynie do osób najuboższych, niezależnie od kogo pochodzą.

Parametr α mierzy stopień tzw. *awersji do nierówności*. Określenie to jest zapożyczony z teorii podejmowania decyzji w warunkach niepewności, gdzie α jest miarą *awersji do ryzyka*. Dla wyjaśnienia powodu takiego określania parametru α przywołamy tu dwa znane twierdzenia Atkinsona (1970) i Shorrocksa (1983), z których wynika, że dobrobyt społeczny jest tym większy im mniejsze są nierówności dochodowe w rozkładzie dochodów. Dodajmy jeszcze, że parametr α odzwierciedla również stopień nierówności dochodów: im większa wartość α , tym większe są nierówności dochodowe.

Rozważmy teraz eksperyment myślowy, iż pewna osoba planuje przeniesienie się do innego kraju. Nie wie jednak z góry, do jakiej grupy dochodowej w tym nowym kraju trafi, co określane jest jako podejmowanie decyzji z za „zasłony niewiedzy”. Oczywiście, osoba ta pragnie znaleźć się w grupie o jak najwyższym dobrobycie. Oznacza to, że z uwagi na wspomnianą wyżej zależność dobrobytu od nierówności osoba ta będzie starać się unikać grup o dużych nierównościach dochodowych. Stąd określenie, iż będzie ona wykazywać „awersję do nierówności”, którą właśnie odzwierciedla parametr α .

Jeśli osoba z powyższego eksperymentu myślowego charakteryzuje się funkcją użyteczności o parametrze $\alpha = 0$ (tzw. postawa o zerowej awersji do nierówności), to przy wyborze potencjalnej grupy dochodowej porównywać ona będzie jedynie dochody przeciętne. W przypadku nieskończonej awersji do nierówności osoba ta będzie uwzględniać jedynie dochody najniższe. W pozostałych przypadkach, tj. gdy α jest dodatnie i skończone, osoba ta w swoim wyborze będzie uwzględniać nie tylko dochód przeciętny potencjalnych grup dochodowych, ale i nierówności dochodowe w tych grupach.

Jeśli przyjmiemy, iż funkcja dobrobytu jest postaci $(3a, b, c)$, to powstaje ważny dla teorii ekonomii i praktyki społecznej problem sposobu pomiaru parametrów tych funkcji, a w szczególności parametru awersji do nierówności α . Poniżej omówimy dwie metody empirycznego pomiaru rozważanej funkcji użyteczności: tzw. metodę lejdejską i krakowską. Wykażemy, iż metoda lejdejska oferuje funkcję użyteczności Bernoulli'ego (3b), czyli o parametrze $\alpha = 1$. Metoda krakowska umożliwi szacowanie wszystkich trzech postaci funkcji użyteczności, nie przesądzając z góry wartości α .

3.2. Lejdejska metoda pomiaru funkcji dobrobytu

Va Praag, inicjator podejścia, nazwanego tu metodą lejdejską, wychodzi z założenia, że jeśli chcemy wiedzieć jak ludzie oceniają dobrobyt swojego gospodarstwa, to musimy ich o to po prostu zapytać. Sformułował on zestaw tzw. pytań oceniających dochód (w skrócie IEQ, od słów *income evaluation questions*). W badaniach ankietowych najczęściej używa się sześciu następujących pytań:

„Proszę ocenić, jaki dochód – w warunkach Twojego gospodarstwa domowego, byłby: 1) bardzo zły, 2) zły, 3) niewystarczający, 4) wystarczający, 5) dobry, 6) bardzo dobry?” (por. Van Praag [1991]).

Odpowiedzi na te pytania stanowią podstawę do oszacowania parametrów funkcji dobrobytu w postaci dystrybuanty rozkładu logarytmiczno-normalnego.

Jeśli funkcja dobrobytu ma postać dystrybuanty, to przyjmuje ona wartości z przedziału $[0,1]$. Dzieląc ten przedział na 6 równych odcinków, w metodzie lejdejskiej przyporządkowuje się funkcji dobrobytu – w sposób arbitralny – środki tych przedziałów, tj. wartości:

$$U(x_{ij}) = (2i-1)/12, \quad (4)$$

gdzie x_{ij} jest odpowiedzią j -tego respondenta (spośród n ankietowanych) na i -te pytanie IEQ. Jest to założenie tzw. równych kwantyli.

Lejdejską funkcję dobrobytu można zapisać następująco:

$$U(x_{ij}) = \Phi\left(\frac{\ln x_{ij} - \mu_j}{\sigma_j}\right) \quad (5)$$

gdzie $\Phi(\cdot)$ jest dystrybuantą rozkładu normalnego standaryzowanego, μ_j i σ_j są odpowiednio, wartością przeciętną i odchyleniem standardowym w tym rozkładzie, dla j -tego gospodarstwa domowego.

Równość (5) oznacza, iż dla każdego gospodarstwa domowego j mamy indywidualną funkcję dobrobytu o takiej samej postaci matematycznej, ale o różnych parametrach μ_j i σ_j . Dla uzyskania wartości (kardynalnych) funkcji dobrobytu należy oszacować te nieznanne parametry na podstawie wyników próby. I tak, μ_j szacuje się jako średnią wartość logarytmów x_{ij} dla $i=1,2,\dots,6$, tj. dla 6 (lub mniej) odpowiedzi na pytania IEQ. W przypadku drugiego parametru, tj. σ_j , autorzy metody lejdejskiej przyjmują, iż jest on jednakowy dla wszystkich n gospodarstw domowych, równy σ (tj. nie zależy od j) i szacują go jako odchylenie standardowe logarytmów x_{ij} dla całej próby.

W kolejnym kroku przyjmuje się, iż μ_j jest funkcją charakterystyk gospodarstwa domowego, w szczególności, dochodu y_j tego gospodarstwa oraz np. liczby m_j osób w tym gospodarstwie. Można też uwzględnić wiek członków gospodarstwa, ale pominiemy ten wątek, dla uproszczenia wywodów. Autorzy proponują następującą postać zależności μ_j od tych charakterystyk:

$$\mu_j = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln m_j + \beta_2 \cdot \ln y_j \quad (6)$$

Dysponując określonymi wyżej ocenami m_j i wartościami y_j i m_j dla $j=1,2,\dots,n$, szacuje się nieznanne parametry β_0 , β_1 i β_2 metodą najmniejszych kwadratów.

Wstawiając m_j dane wzorem (6) do równości (5) otrzymuje się tzw. „wirtualną funkcję dobrobytu”. Zapiszemy ją w następującej postaci, pomijając dla uproszczenia dolne indeksy i oraz j :

$$U(x, m, y) = \Phi\left(\frac{\ln x - \beta_0 - \beta_1 \ln m - \beta_2 \ln y}{\sigma}\right) \quad (7)$$

Jeśli dysponujemy wirtualną funkcją dobrobytu (7), to możemy obliczyć jej wartości w punkcie $x = y$. Otrzymujemy wówczas tzw. rzeczywistą funkcję dobrobytu, o postaci:

$$U(y, m) = \Phi \left(\frac{(1 - \beta_2) \ln y - (\beta_0 + \beta_1 \ln m)}{\sigma} \right) \quad (8)$$

W rzeczy samej autorzy metody lejdejskiej korzystają tylko z funkcji (8), np. przy określaniu skal ekwiwalentności.

Przyjmijmy, iż gospodarstwo odniesienia składa się z jednej osoby dysponującej dochodem y_0 . Skalę ekwiwalentności otrzymamy rozwiązując następujące równanie:

$$U(y, m) = U(y_0, 1) \quad (9)$$

co w przypadku funkcji (8) daje równanie:

$$\frac{(1 - \beta_2) \ln y - (\beta_0 + \beta_1 \ln m)}{\sigma} = \frac{(1 - \beta_2) \ln y_0 - \beta_0}{\sigma} \quad (10)$$

Stąd otrzymujemy rozwiązanie ze względu na y :

$$y = y_0 m^{\frac{\beta_1}{1 - \beta_2}} \quad (11)$$

Oznaczmy symbolem ε iloraz $\beta_1 / (1 - \beta_2)$, który jest elastycznością skali ekwiwalentności ze względu na liczbę osób m gospodarstwa domowego. Skalę tę możemy zapisać jako:

$$\text{eq}(m, 1) = \frac{y}{y_0} = m^\varepsilon \quad (12)$$

Z powyższego wynika, że metoda lejdejska dostarcza możliwości oszacowania elastyczności tzw. potęgowych skali ekwiwalentności, szeroko wykorzystywanych w praktyce (por. m.in. Buhmann i in. [1988]). Zauważmy, iż z równości (12) wynika, że $y_0 = y/m^\varepsilon$. Innymi słowy, jeśli dochód y gospodarstwa domowego podzielimy przez m^ε , to będzie on ekwiwalentny dochodowi y_0 gospodarstwa odniesienia. Parametr ε skali ekwiwalentności przyjmuje wartości z przedziału $[0, 1]$. Jeśli $\varepsilon = 1$, to otrzymujemy po prostu dochód na osobę. Gdy $\varepsilon = 0$, to otrzymujemy dochód na gospodarstwo domowe.

Spotykane w praktyce, a ustalone arbitralnie, rozmaite skale ekwiwalentności zawierają u podstaw pewien poziom ε . Na przykład, w tzw. skali OECD (1982), elastyczność ε jest rzędu 0,7. Inną skalę, zwaną „zmodyfikowaną skalą OECD” można scharakteryzować elastycznością $\varepsilon \approx 0,5$. Skale proponowane w Polsce np. przez Szulca (1992) można z bardzo dobrym przybliżeniem scharakteryzować za pomocą elastyczności $\varepsilon = 0,72$. Elastyczności skal uzyskane metodą lejdejską wahają się od 0,2 do 0,3 (por. m.in. Buh-

mann i in. [1988]; Coulter i in. [1992]). Należy podkreślić, iż metoda lejdejska umożliwia *szacowanie* faktycznych skal ekwiwalentności, podczas gdy skale proponowane przez praktyków są *ustalane arbitralnie*.

Metoda lejdejska nie dostarcza sposobu ustalania linii ubóstwa, wbrew zapowiedziom autorów (por. np. Kapteyn i in. [1988]). Tzw. *lejdejska linia ubóstwa* jest ustalana bowiem w sposób następujący. Przyjmując pewien krytyczny poziom p użyteczności opisanej wzorem (8), oblicza się linię ubóstwa z jako rozwiązanie następującego równania:

$$U(z,m) = p \quad (13)$$

czyli:

$$z = \exp\left(\frac{\beta_0 + \sigma u_p}{1 - \beta_2}\right) m^\varepsilon \quad (14)$$

gdzie u_p jest kwantylem rzędu p , odczytanym z tablic rozkładu normalnego.

Łatwo zauważyć, iż wzór (14) nie określa jednej linii ubóstwa ale całą ich rodzinę, zależną od u_p , czyli pośrednio od przyjętego progu p funkcji użyteczności. Cytowani autorzy powiadają, iż ustalenie p jest domeną polityki społecznej. Innymi słowy, wybór linii ubóstwa pozostawiają *de facto* politykom społecznym. Wzór (14) służy jedynie do obliczania z dla rozmaitych wielkości m gospodarstwa domowego, jeśli wcześniej został ustalony próg p . Wynika stąd, iż metoda lejdejska jest w równym stopniu arbitralna, co inne metody ustalania linii ubóstwa. Matematyczna „oprawa” lejdejskiej linii ubóstwa może sprawiać na praktykach wrażenie, iż jest to narzędzie mające bezdyskusyjne podstawy teoretyczne, co jest oczywistą nieprawdą.

Metoda lejdejska, oferująca pierwszy w literaturze przedmiotu sposób pomiaru funkcji dobrobytu, spotkała się z wieloma uwagami krytycznymi. Nie uzyskała ona szerokiej popularności wśród ekonomistów, głównie z powodu elementów subiektywnych, leżących u jej podstaw. Dla ekonomistów jedyną solidną podstawą empiryczną są dane w postaci zrealizowanego popytu (zakupy dóbr i usług). Wszelkie subiektywne oceny są przez nich odrzucane, jako nie podlegające weryfikacji. Taką postawę metodologiczną utwierdził m.in. Bergson (1938), który wyeliminował subiektywne podteksty funkcji użyteczności, stosowanej w analizie rynku. Nie tak skrajny sprzeciw przeciwko elementom subiektywnym w metodzie lejdejskiej wyraża np. Sen (1982, s. 9). Sugeruje on, by uznać „zachowania werbalne” np. w postaci odpowiedzi na pytania IEQ, za równie solidną bazę empiryczną ekonomii co zachowania rynkowe.

Bardzo gruntowną krytykę metody lejdejskiej przeprowadził Seidl (1994). W literaturze polskiej obszerne omówienie tej krytyki znaleźć można w pracy Kot (2000a). Tutaj zwrócimy uwagę tylko na niektóre elementy tej polemiki.

Seidl krytykuje samą postać lejdejskiej funkcji użyteczności. Dowodzi on, iż ta funkcja użyteczności nie ma podstaw teoretycznych, jakich rzekomo dostarcza praca Van Praaga z roku 1968. Z punktu widzenia teorii ekonomii, lejdejska funkcja użyteczności jest też nie do przyjęcia. Lejdejska funkcja użyteczności krańcowej, jako funkcja gęstości roz-

kładu log-normalnego jest bowiem początkowo rosnąca a później malejąca. Pozostaje w sprzeczności z pierwszym prawem Gossena o malejącej użyteczności krańcowej.

Seidl wskazuje również na to, że jeśli w jakiejś metodzie korzysta się z pomiarów subiektywnych, to powinno się respektować ustalenia psychologii eksperymentalnej. W świetle tych ustaleń, lejdejskie pytania oceniającej dochód są skonstruowane wadliwie i nie dostarczają „czystych informacji” o funkcji użyteczności, lecz pewien amalgamat tej funkcji oraz innej funkcji, zależnej od indywidualnych predyspozycji respondenta.

Niewielkie reformułowanie postaci lejdejskiej funkcji użyteczności, które, jak się wydaje, przeczyli jej twórcy ujawnia, iż większość zarzutów Seidla, za wyjątkiem poprawności pomiaru, można oddalić. Stosując we wzorze (5) proste podstawienie: $\gamma_0 = \mu/\sigma$ oraz $\gamma_1 = 1/\sigma$ i pomijając dla uproszczenia indeksy i, j otrzymujemy:

$$U(x) = \phi(\gamma_0 + \gamma_1 \ln x), \quad (15)$$

Widzimy, iż w nawiasie po prawej stronie wzoru (15) pojawia się funkcja Bernoullego (3b), czyli szczególna postać funkcji użyteczności o stałej awersji do nierówności, z parametrem a równym 1. Transformacja $\phi(\cdot)$, która tylko sprowadza wartości tej funkcji do przedziału $[0,1]$ jest tu całkowicie zbędna, ponieważ nie wnosi żadnych dodatkowych informacji. Przekonuje o tym również równanie (10), w którym transformacja $\phi(\cdot)$ nie jest w ogóle potrzebna do wyprowadzenia skal ekwiwalentności – a tylko tę nowość oferuje metoda lejdejska.

Dochodzimy więc do wniosku, iż faktyczną podstawą lejdejskiej funkcji użyteczności jest funkcja Bernoullego. Seidl wskazuje m.in. na tę funkcję jako dopuszczalną postać funkcji użyteczności. W świetle tego spostrzeżenia, krytyka Seidla – i innych autorów – jest nietrafna.

Można zauważyć, iż zrezygnowanie w lejdejskiej funkcji użyteczności ze zbędnej tu transformacji $\phi(\cdot)$ nie rozwiązuje bynajmniej problemu ustalania linii ubóstwa. Zamiast równania (13) możemy bowiem otrzymać równanie, w którym sama funkcja Bernoullego – a nie jej transformacja $\phi(\cdot)$ – przyjmuje pewną ustaloną wartość. Jeśli nawet naturalne wydaje się przyjęcie za tę wartość zera, czyli zdefiniowanie ubóstwa jako stanu o zerowej użyteczności dochodów, to arbitralność takiego pomysłu nie znika. Nie ma bowiem powodu, aby przyjąć inną, choćby nawet małą wartość progową tej funkcji.

3.3. *Krakowska metoda pomiaru funkcji dobrobytu*

Ułomności metody lejdejskiej były motywem do poszukiwań alternatywnych sposobów pomiaru użyteczności. Zaproponowana metoda, nazwana krakowską, dla odróżnienia od lejdejskiej, w swojej pierwotnej wersji korzystała również z subiektywnych ocen respondentów ankiety (por. m.in. Kot [1996/7; 2000a; 2000b]). Zmodyfikowano jednak pytania oceniające dochód, tak by spełniały one wyniki psychologii eksperymentalnej. Późniejsze badania wykazały, iż można w ogóle zrezygnować z ocen subiektywnych. Istotnym jednak *novum* wersji pierwotnej i ostatniej jest metoda estyma-

cji parametrów funkcji użyteczności, różniąca się w obu wersjach jedynie szczegółami technicznymi.

W pierwotnej wersji metody krakowskiej do opracowania pytań oceniających dochód, alternatywnych do IEQ, wykorzystano pewne ustalenia psychologii eksperymentalnej. Psychologowie zauważyli m.in., iż w ocenie doznań człowiek jest bardziej wrażliwy na *różnice* bodźców niż na ich *poziomy absolutne* (por. Kahneman i Varey [1993], s. 158). Tłumaczy się to zjawiskiem adaptacji do poziomu bodźca. Np. gdy wchodzimy do pokoju pełnego dymu papierosowego, to od razu spostrzegamy różnicę powietrza. Jednakże po pewnym czasie przebywania w tym pokoju nie jesteśmy w stanie ocenić, jaki jest absolutny poziom zadymienia. W kategoriach użyteczności oznacza to, że nośnikami informacji o użyteczności powinny być *różnice* dochodów, a nie ich wartości *absolutne*. Z tego punktu widzenia, lejdejski system pytań oceniających dochód jest wątpliwy, gdyż pytania ankiety mają na celu ustalenie absolutnych poziomów dochodu (bardzo zły, zły itd.).

Idea pytań „krakowskich” polega na tym, że respondent ma ocenić jak duży przyrost (spadek) dochodu dałby już *odczuwalną* poprawę (pogorszenie) dobrobytu. Innymi słowy, respondent jest postawiony wobec możliwości, że jego dochód wzrasta (maleje) kolejno o 1 zł, 2 zł itd., aż osiągnie próg górny C_u (dolny C_l), którego przekroczenie powoduje już zauważalną zmianę dobrobytu (wzrost lub spadek). Nośnikami informacji o dobrobycie – czyli użyteczności dochodu – będą właśnie owe progi.

Zasadnicze *novum* w metodzie krakowskiej polega na sposobie szacowania nieznanych parametrów funkcji dobrobytu odmiennym od tego, jakim posługuje się metoda lejdejska. Przyjmijmy, iż funkcja dobrobytu $U(x)$ jest postaci (3a,b,c) i dokonajmy takiej transformacji $T(\cdot)$ tej funkcji, aby otrzymać wartości użyteczności z przedziału $[0,1]$. Oznaczmy tę nową funkcję użyteczności przez $F(x) = T[U(x)]$. Łatwo zauważyć, iż $F(x)$ będzie mieć wszystkie własności dystrybuanty pewnego rozkładu. A skoro tak, to pochodna $F'(x) = f(x)$ będzie funkcją gęstości tego rozkładu. Jeśli w tej funkcji gęstości występują nieznanne parametry, które dla prostoty oznaczmy łącznie symbolem δ i zapiszemy jako $f(x, \delta)$, to dysponując obserwacjami x_1, x_2, \dots, x_n , możemy utworzyć funkcję wiarygodności $L(\delta)$:

$$L(\delta) = f(x_1, \delta) \cdot f(x_2, \delta) \cdots f(x_n, \delta) \quad (16)$$

Dobierając δ tak, by funkcja $L(\delta)$ osiągnęła maksimum, otrzymamy tzw. oceny największej wiarygodności nieznanych parametrów δ .

W pierwotnej wersji metody krakowskiej funkcję gęstości $f(x)$ przybliżano następującą funkcją $g(x)$:

$$g(x) = \frac{F(C_u) - F(C_l)}{C_u - C_l} \quad (17)$$

do której obliczenia wykorzystywano progi dochodowe C_l i C_u , oceniane subiektywnie przez respondentów ankiety. Wyrażenie (17) jest numerycznym przybliżeniem funkcji gę-

stości $f(x)$, ponieważ jest ilorazem różnicowym $F(x)$. A jeśli tak, to nieznanne parametry można szacować metodą największej wiarygodności, zastępując $f(x)$ we wzorze (16) przez $g(x)$.

Dla najnowszej wersji metody krakowskiej decydujące znaczenie miała bardzo prosta obserwacja: Jeśli znamy matematyczną postać funkcji $F(x)$, choć o nieznanach parametrach, to funkcję $f(x)$ możemy łatwo znaleźć przez zróżniczkowanie $F(x)$. Nie musimy zatem przybliżyć jej funkcją $g(x)$ (17), a to oznacza, że nie musimy w ogóle korzystać z subiektywnych ocen progów C_1 i C_u . Nieznane parametry funkcji użyteczności możemy szacować metodą największej wiarygodności, korzystając bezpośrednio ze wzoru (16) (por. Kot [2000c]). W tym celu wystarczą tu jedynie dane statystyczne o dochodzie x gospodarstwa domowego.

Pozostaje nam jeszcze do rozwiązania problem uwzględnienia w funkcji użyteczności struktury demograficznej gospodarstwa domowego. Dla ilustracji sposobu rozstrzygnięcia tej kwestii ograniczymy się tu tylko do liczby osób m w gospodarstwie domowym. Wybierzemy też tylko model M_c (3c), ponieważ, uprzedzając fakty, parametr α okazał się we wszystkich naszych badaniach empirycznych większy od jedności.

W wielu przeprowadzonych próbach zauważyliśmy, iż w modelu M_c różna liczba osób w gospodarstwie domowym uwidacznia się jedynie poprzez różnice w parametrze γ_1 . W związku z czym przyjęliśmy, iż γ_1 jest następującą funkcją wielkości gospodarstwa domowego m : $\gamma_1 = \beta_0 m^{\beta_1}$, gdzie β_0 i β_1 są większe od zera. Wstawiając to wyrażenie do wzoru (3c) w miejsce γ_1 , otrzymujemy ostateczną postać krakowskiej funkcji użyteczności:

$$U(x) = \gamma_0 - \beta_0 m^{\beta_1} \frac{x^{-(\alpha-1)}}{\alpha-1}, \quad \text{dla } \alpha > 1 \quad (18)$$

Nieznanne parametry pojawiające się w modelu (18) można szacować metodą największej wiarygodności, z wykorzystaniem informacji jedynie o dochodzie gospodarstwa domowego i jego wielkości m .

Model funkcji dobrobytu (18) charakteryzuje się potęgową skalą ekwiwalentności, podobnie jak model lejdejski. W pracy Kot (2000c) wykazano, że elastyczność ε tej skali jest równa:

$$\varepsilon = \frac{\beta_1}{\alpha-1} \quad (19)$$

Dysponując ocenami parametrów β_1 i α możemy obliczać elastyczność ε .

Model krakowski – tak jak model lejdejski – nie rozwiązuje, niestety, problemu ustalenia linii ubóstwa bez odwoływania się do arbitralnych założeń. Można by wprowadzić przyjąć, iż ubóstwo jest stanem o zerowej użyteczności dochodów. Wówczas linię ubóstwa z można by obliczyć z równości (18) kładąc $U(z) = 0$. Arbitralność takiego rozwiązania jest dokładnie tego samego rodzaju, co dyskutowana wcześniej arbitralność oferowana przez model lejdejski.

W pracy Kot (2000c) wykazano, iż metoda największej wiarygodności nie umożliwia jednak szacowania parametru γ_0 . Wydaje się, iż pomocne w tym względzie mogą okazać

się inne metody estymacji, jak np. metoda bayesowska. W tym kierunku będą prowadzone dalsze badania.

Zanim jednak zostanie rozwiązany problem estymacji parametru γ_0 , proponujemy przybliżyć go, korzystając z pewnych dodatkowych, choć niestety arbitralnych, założeń. Przyjmijmy, iż dla pewnego poziomu dochodu $x = z$, użyteczność $U(z) = 0$. Jeśli z traktować jako linię ubóstwa znaną skądinąd, np. ustaloną przez polityków społecznych, to γ_0 można łatwo obliczyć ze wzoru (18) jako:

$$\gamma_0 = \beta_0 m^{\beta_1} \frac{z^{-(\alpha-1)}}{\alpha-1} \quad (20)$$

Należy dodać, iż gdybyśmy nawet byli w stanie oszacować parametr γ_0 , to i tak nie rozwiązywałoby to problemu ustalania linii ubóstwa, o czym wspominaliśmy powyżej.

Na koniec naszych rozważań przedstawimy wyniki badań empirycznych, przeprowadzonych na ogólnopolskiej próbie 1000 elementowej, pobranej na nasze zlecenie przez CBOS na początku października 1999r. Informacje o dochodach i wielkości gospodarstw domowych odnoszą się do września 1999r.

Parametr awersji do nierówności okazał się równy 2,62697. Oznacza to, iż przynajmniej w warunkach polskich lejdejska funkcja użyteczności jest nieodpowiednia, gdyż przyjmuje *a priori* $\alpha = 1$. Parametr e przyjął wartość 0,27481. Zatem faktyczna elastyczność skali ekwiwalentności jest mniejsza nawet od elastyczności zmodyfikowanej skali OECD, dla której $\varepsilon = 0,5$. Innymi słowy, koszty każdej dodatkowej osoby w gospodarstwie domowym są w warunkach polskich znacznie mniejsze niż te, jakie przewidują skale ekwiwalentności stosowane dotychczas w praktyce.

Pojawiający się w modelu (18) parametr β_0 przyjął bardzo dużą wartość, którą łatwiej jest zapisać w postaci „logarytmicznej”: $\ln \beta_0 = 11,13884$. Jeśli za linię ubóstwa przyjąć wartość 441 zł (minimum socjalne dla września 1999 r. dla gospodarstwa domowego jednoosobowego), to obliczona ze wzoru (19) wartość parametru γ_0 będzie równa 2, 10741.

Jeśli już dysponujemy ocenami wszystkich parametrów *kardynalnej* funkcji użyteczności (18), to możemy obliczać dobrobyt zarówno pojedynczego gospodarstwa domowego (o dochodzie x i liczbie osób m), jak i wyodrębnionych grup tych gospodarstw. Powstaje jednak pytanie, czy grupy gospodarstw, wydzielone na podstawie określonego kryterium, charakteryzują się taką samą funkcją użyteczności jak cała populacja. Odpowiedzi na pytanie udzielają wyniki szacowania parametrów funkcji dobrobytu dla wydzielonych podgrup gospodarstw domowych.

W naszej ankiecie proszono respondentów o zakwalifikowanie sytuacji materialnej ich gospodarstw domowych do jednej z następujących pięciu grup zamożności: 1) „zła”, 2) „raczej zła”, 3) „ani dobra ani zła”, 4) „raczej dobra” i 5) „dobra”. Dla każdej z tych grup gospodarstw domowych oszacowano parametry funkcji dobrobytu (18).

Wyniki estymacji okazały się bardzo interesujące. Dla wyróżnionych grup gospodarstw domowych parametr α awersji do nierówności przyjął odpowiednio wartości: 2,64548, 3,04254, 3,09408, 3,31623 i 3,39980. Oznacza to, że wraz ze wzrostem dobrobytu rośnie też awersja do nierówności.

Warto w tym miejscu przypomnieć następującą hipotezę Arrowa, znaną w literaturze z zakresu podejmowania decyzji w warunkach niepewności: „Wraz ze wzrostem dochodu, rośnie awersja do ryzyka” (por. Arrow [1965]). Swoje przypuszczenie Arrow sformułował na drodze rozważań heurystycznych. Gdyby podobną hipotezę sformułować dla awersji do nierówności, to znalazłaby ona potwierdzenie, przynajmniej w warunkach polskich.

Również interesujące okazały się rezultaty obliczeń elastyczności skal ekwiwalentności dla wyróżnionych grup gospodarstw domowych. Dla tych grup parametr ε przyjął odpowiednio wartości: 0,36192, 0,16601, 0,27951, 0,33376 i 0,43200. Zatem wraz ze wzrostem dobrobytu, elastyczność ε początkowo maleje a następnie rośnie.

Jeśli powyższe wyniki zostały potwierdzone w innych badaniach, to stanowiłyby ważną wskazówkę dla praktyki społecznej: linię ubóstwa ustaloną dla gospodarstwa domowego jednoosobowego należałoby dla gospodarstw m-osobowych przeliczać z zastosowaniem elastyczności skali ε większej od tej, jaka charakteryzuje łącznie całą społeczność (u nas 0,27481).

Z drugiej strony, gospodarstwa, które oceniały swoją sytuację materialną jako „dobrą” wykazywały wysoką wartości elastyczności skali ekwiwalentnej ($\varepsilon = 0,432$). Oznacza to, że koszt dodatkowej osoby w tej grupie gospodarstw domowych był wyższy niż w grupach mniej zamożnych. Można przypuszczać, iż o tym mogły decydować np. koszty utrzymania dzieci. Rodziny zamożne mogą sobie pozwolić na kształcenie dzieci w drogich szkołach prywatnych. Ponadto zestaw i zakres dóbr uznawanych w tych zamożnych grupach jako niezbędne może być szerszy i droższy niż w grupach mniej zamożnych. Jednakże te przypuszczenia, jak i sam kształt zależności ε od poziomu zamożności wymagają dalszych badań.

4. Uwagi końcowe

Przeprowadzone rozważania ujawniły słabość teoretycznych podstaw porównywania dobrobytu na gruncie mikroekonomii. Staraliśmy się wykazać, iż słabość tę można by przezwyciężyć, gdyby paradygmat teorii zachowań konsumenta dopuszczał empiryczną obserwowalność funkcji użyteczności i porównywalność interpersonalną. O ile jednak coraz więcej wybitnych ekonomistów dopuszcza możliwość porównań interpersonalnych, to w przypadku możliwości mierzenia funkcji użyteczności opór środowiska jest znacznie większy. Oporu tego nie zmniejszyły rezultaty uzyskane przez ekonomistów lejdejskich. Głównym powodem, choć nie jedynym, podejrzliwości względem metody lejdejskiej jest korzystanie przez nią z subiektywnych ocen dochodu. Można jednak mieć nadzieję, iż propozycja pomiaru użyteczności w metodzie krakowskiej bez odwoływania się do ocen subiektywnych, zachęci ekonomistów do szerszego zainteresowania się problemem obserwowalności funkcji użyteczności.

Z przeprowadzonych w pracy wywodów wynika, iż ani metoda lejdejska, ani krakowska nie oferują zadowalającego rozwiązania ważnego dla polityki społecznej problemu ustalania linii ubóstwa. Być może problem ten jest w ogóle nierozstrzygalny na gruncie ekonomii.

Zarówno metoda lejdejska, jak i krakowska pozwalają na szacowanie elastyczności skal ekwiwalentności. Zamieszczone w pracy wyniki badań empirycznych wskazują, iż rzeczywiste skale ekwiwalentne charakteryzują się znacznie mniejszą elastycznością, niż skale stosowane w praktyce.

Niewątpliwą przewagą metody krakowskiej nad lejdejską jest możliwość szacowania parametru a odzwierciedlającego stopień awersji do nierówności. Warto tu zwrócić uwagę na to, że parametr ten decyduje m.in. o poziomie nierówności dochodów, co uwidacznia znany indeks Atkinsona (1970). W cytowanej pracy autor ten dokonywał rangowania dobrobytu krajów świata przyjmując arbitralnie różne wartości a. Okazało się, iż ranking krajów zmienia się, w zależności od poziomu awersji do nierówności. Metoda krakowska tę arbitralność usuwa.

Warto też dodać, iż Atkinson przyjmował *implicitie* jednakową funkcję użyteczności dla wszystkich badanych krajów. Uzyskane przez nas rezultaty dla wydzielonych podgrup gospodarstw domowych wskazują, iż już w obrębie jednego kraju założenie jednakowej postaci funkcji użyteczności jest niewłaściwe. Tym bardziej niewłaściwe wydaje się to założenie w przypadku porównywania dobrobytu różnych krajów. Trudno przypuszczać, by np. Stany Zjednoczone i Bangladesz charakteryzowały się takim samym poziomem awersji do nierówności czy skalami ekwiwalentności.

Należy dodać, iż przyjęta w metodzie krakowskiej funkcja użyteczności o *stałej* awersji do nierówności stanowi jedynie szczególny przypadek ogólniejszej klasy funkcji użyteczności o *zmiennej* awersji do nierówności. Przedstawione w pracy rezultaty badań empirycznych w wydzielonych podgrupach zamożności wskazują, iż należałoby zastosować np. funkcje użyteczności o rosnącej – a więc zmiennej – awersji do nierówności. Dalsze badania w tym kierunku wydają się wielce pożądane.

Literatura

- Arrow K.J. (1951): *Social Choice and Individual values*. New York, Wiley.
- Arrow K.J. (1965): *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*. Yrjö Jahnssonin Säätiö, Helsinki.
- Atkinson A.B. (1970): *On the Measurement of Inequality*. *Journal of Economic Theory*, t. 2, s. 244–263.
- Bergson A. (1938): *A reformulation of certain aspects of welfare economics*. „Quarterly Journal of Economics”, 52, s. 310–334.
- Blackorby C., D. Donaldson (1988): *Adult-Equivalence Scales and the Economic Implementation of Interpersonal Comparisons of Well-Being*. Discussion Paper 88–27. University of British Columbia, Vancouver.
- Blundell R., A. Lewbel (1991): *The Information Content of Equivalence Scales*. „Journal of Econometrics”, 50, s. 49–68.
- Buhmann B., L. Rainwater, G. Schmaus, T. Smeeding (1988): *Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database*. „Review of Income and Wealth”, 34, s. 115–142.

- Coulter A.E., Cowell F.A., Jenkins S.P. (1992): *Differences in needs and assessment of income distributions*. „Bulletin of Economic Research”, 44, 2, s. 77–124.
- Deaton A., J. Muellbauer (1980): *An Almost Ideal Demand System*. American Economic Review, 70, s. 312–326.
- Kahnemann D., C. Varey (1993). *Notes on the Psychology of Utility*. in: Elster and Roemer (1993), s. 127–163.
- Kapteyn A., P. Koreman, R. Willemse (1988): *Some Methodological Issues in the Implementation of Subjective Poverty Definitions*. „Journal of Human Resources”, XXII, s. 222–242.
- Kot S.M. (1996–1997): *The Cracow poverty line*. „Folia Oeconomica Cracoviensia”, XXXIX–XL, s. 113–128.
- Kot S.M. (2000a): *Ekonometryczne modele dobrobytu*. Kraków–Warszawa, PWN.
- Kot S.M. (200b) *The Distribution of Welfare and its Relation to Poverty and Inequality*, Paper Prepared for the 26th General Conference of The International Association for research in Income and Wealth, Cracow, Poland, 27 August to 2 September 2000.
- Kot S.M. (2000c): „Constant Inequality Aversion Welfare Functions. An Empirical Investigation in Poland” (w druku).
- Lambert P.J. (1993): *The Distribution and Redistribution of Income. A Mathematical Analysis*. Manchester University Press, Manchester–New York.
- OECD (1982): *Social indicators*. Paris, OECD.
- Pollak R. A., T. J. Wales (1979): *Welfare comparisons and equivalence scales*. „American Economic Review, Papers and Proceedings”, 69, s. 216–221.
- Pratt J.W. (1964): *Risk Aversion in the Small and Large*. Econometrica, 32, s. 122–136.
- Rawls J. (1970): *Teoria sprawiedliwości* (tłumaczenie polskie, PWN, Warszawa, 1994).
- Seidl C. (1994): *How Sensible is the Leyden Individual Welfare Function of Income?*, „European Economic Review”, 38, s. 1633–1659.
- Sen A.K. (1982): *Choice, Welfare and Measurement*. Blackwel, Oxford.
- Sen, A.K. (1997): *On Economic Inequality*. Clarendon Press, Oxford.
- Shorrocks A.F. (1983): *Ranking Income Distributions*. „Economica”, 50, s. 1–17.
- Szulc A. (1992): *Quasi-exact equivalence scales estimation*. „Przegląd Statystyczny”, 3/4, s. 175–183.
- Van Praag B.M.S. (1968): *Individual Welfare Function and Consumer Behaviour. A Theory of Rational Irrationality*. North-Holland, Amsterdam.
- Van Praag B.M.S. (1991): *Ordinal and cardinal utility*. „Journal of Econometrics”, 50, s. 69–89.

Methodological dilemmas of the measurement of welfare and poverty

In this paper, the methodological controversies around welfare comparisons are discussed. Most economists maintain that such comparisons do not sufficient theoretical foundations in contemporary the theory of consumer behaviour. The direct measurement of the utility of income function

has been proposed, as a remedy. Two methods of such measurement are presented in the paper. The first one is offered by Leyden economists. They make use of psychometric data from a survey for the estimation of the welfare function in the form of the log-normal distribution function. In the second method, called as „Cracow method”, the constant inequality aversion utility function is applied. The Cracow method enables the estimation of inequality aversion parameter and equivalence scales. For this purpose, the statistical data in the form of household size and income are only used. In this paper, some empirical results are also presented.

