

Michał BRZEZIŃSKI\*

## Wpływ nierówności dochodowej na dobrobyt społeczny w Polsce w latach 1987-1997<sup>1</sup>

**Abstrakt.** W artykule wykorzystano jedną z podstawowych metod pomiaru dobrobytu społecznego, opartą na zastosowaniu (kilku) tzw. skróconych funkcji dobrobytu społecznego, których argumentami są średni dochód i wskaźnik nierówności dochodowej, do obliczenia indeksów dobrobytu społecznego w Polsce w latach 1987-1997. Przy wykorzystaniu danych makroekonomicznych zaprezentowane zostało także porównanie dobrobytu pomiędzy krajami Europy Środkowo-Wschodniej w okresie transformacji gospodarczej, a także porównanie dobrobytu społecznego Polski i piętnastu innych krajów OECD.

### Różne znaczenia nazwy „dobrobyt społeczny”

„Dobrobyt” w potocznym języku polskim znaczy tyle, co „dostatek, zamożność”. W literaturze naukowej i filozoficznej terminu tego używa się jednakże w wielu różnych znaczeniach, często poprzestając na rozumieniu intuicyjnym. W etyce i ekonomii normatywnej „dobrobyt osoby  $x$ ” określa etyczną ocenę życia  $x$ -a lub stanu, w jakim znajduje się  $x$  [Sumner, 1996, s. 1]. Dobrobyt jednostkowy (indywidualny)  $x$ -a jest to zatem zbiór własności  $x$ -a, który wyznacza stopień dobroci (pomyślności) życia  $x$ -a. W filozofii moralnej istnieje oczywiście wiele różnych stanowisk wskazujących ów zbiór własności niezbędnych do określenia życia danej osoby jako dobrego. Filozoficzne teorie dobrobytu można podzielić, niestety nierozłącznie, na trzy grupy: teorie stanów psychicznych, teorie pragnień (preferencji) i teorie list obiektywnych [Parfit, 1984, s. 493]. Według teorii pierwszego typu, dobrem człowieka jest doświadczanie określonych stanów psychicznych. Przykładem takiej teorii jest hedonizm, według którego dobrem jest doświadczanie przyjemności i unikanie cierpienia. Teorie pragnień (preferencji) uznają, że dobrobyt człowieka polega na zaspokajaniu pragnień (spełnianiu preferencji). Dobrobyt danej osoby jest według tych teorii tym większy, im więcej pragnień tej osoby jest zaspokojonych (lub im większy jest stopień ich zaspokojenia). Teorie list obiektyw-

\* Autor jest doktorantem Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego.

<sup>1</sup> Dziękuję dr Małgorzacie Radziukiewicz (ZBSE GUS i PAN) za udostępnienie niepublikowanych danych dotyczących budżetów polskich gospodarstw domowych. Za pomocne uwagi i komentarze dziękuję dr Ewie Aksman (WNE UW), uczestnikom XI konferencji naukowej WNE UW, a zwłaszcza prof. Marianowi Wiśniewskiemu oraz anonimowemu recenzentowi i Komitetowi Redakcyjnemu „GN”. Wszystkie pozostałe niedociągnięcia obciążają tylko autora. Poglądy wyrażone w niniejszym artykule są wyłącznie poglądami autora i niekoniecznie są zgodne ze stanowiskiem WNE UW.

nych zazwyczaj bezpośrednio określają listę rzeczy, które w określonych proporcjach są dobre dla człowieka, niezależnie, na przykład, od tego, czy są one przedmiotem jego pragnień lub czy dają szczęście. Listy te bywają oczywiście różne, ale często zawierają takie pozycje, jak: zdrowie, zadowolenie z życia, posiadanie dzieci i bycie dobrym rodzicem, stopień autonomii, poziom wiedzy, stopień rozwoju zdolności człowieka itp.

We współczesnej ekonomii głównego nurtu dobrobyt indywidualny jest definiowany jako użyteczność czerpana z konsumpcji dóbr i usług, przy czym użyteczność jest interpretowana jako numeryczna reprezentacja wyboru konsumenta, zgodnie z teorią preferencji ujawnionych [Mongin, 2000, s. 21]<sup>2</sup>. W praktyce zmiany użyteczności mierzy się zwykle szacując pieniężne miary użyteczności, już to dokładne, porządkowo równoważne zmianom użyteczności (Hicksowska zmiana ekwiwalentna), już to będące tylko przybliżeniem (nadwyżka konsumenta) [Slesnick, 1998]. W wielu empirycznych zastosowaniach jako miarę dobrobytu indywidualnego stosuje się jednak takie zmienne, jak dochód nominalny, dochód realny, wydatki lub konsumpcja, które określają ilość dóbr i usług możliwych do nabycia lub nabywanych przez jednostkę<sup>3</sup>. Zmienne te są tylko luźno związane z dokładnymi miarami zmian użyteczności, ale ich wartości są systematycznie gromadzone i bezpośrednio dostępne dla badaczy (do ich uzyskania nie trzeba np. szacować funkcji popytu na dobra itp.).

Niektórzy ekonomiści interpretują dobrobyt jako stan psychiczny („szczęście” „zadowolenie z własnego dochodu” itp.). Posługują się oni badaniami sondażowymi, w których zadawane są ankietowanym pytania dotyczące subiektywnych ocen własnego dobrobytu, pozwalające ocenić użyteczność dochodu [np. Kot, 2000 i literatura tam cytowana] lub poziom szczęścia [np. Blanchflower i Oswald, 2000]<sup>4</sup>.

Jeszcze innym pojęciem dobrobytu jednostkowego posługuje się [A. Sen, 1985]. Według niego, użyteczność w sensie reprezentacji wyborów konsumenta nie musi odzwierciedlać dobrze jego dobrobytu, ponieważ osoby dokonując wyborów kierują się także innymi motywami, niż troska o własny dobrobyt. Dochód czy konsumpcja także nie są według Sena dobrymi miarami dobrobytu, gdyż dochód o danej wielkości może odpowiadać znacząco różnym po-

<sup>2</sup> Cytując [J. de Van Graaffa, 1957, s. 5]: „Mapa dobrobytu jednostki jest z definicji identyczna z mapą jego preferencji, która wskazuje jak wybierałaby jednostka w różnych sytuacjach, gdyby miała szansę wyboru. Powiedzieć, że dobrobyt jednostki byłby wyższy w sytuacji A, niż w sytuacji B, znaczy, tym samym, tyle co powiedzieć, że wybrałaby ona raczej A, niż B, gdyby mogła dokonać wyboru”.

<sup>3</sup> Istnieje pogląd (wypada się zgodzić, że rozsądny), według którego konsumpcja lub wydatki są lepszym miernikiem dobrobytu indywidualnego, niż dochód (zwłaszcza w kontekście statycznym), m.in. ze względu na zjawisko tzw. wygładzania konsumpcji [zob. np. Slesnick, 1998, s. 2146, 2158].

<sup>4</sup> Istnieje także bogata literatura psychologiczna na temat dobrobytu subiektywnego w opisywanym znaczeniu [np. Diener, *et al.* 1997] – jednak te podobne nurty w ekonomii i psychologii właściwie nie odnoszą się do siebie.

ziomom dobrobytu, biorąc pod uwagę obserwowane różnice w prywatnych i społecznych charakterystykach osób (np. tempo metabolizmu, stan zdrowia, wiek, pozycja w społeczeństwie, zwyczaje panujące w danej społeczności itd.). Z kolei szczęście lub zaspokajanie pragnień jest nieadekwatną miarą dobrobytu, gdyż jest miarą całkowicie subiektywną: „Bity niewolnik, załamany bezrobotny, pozbawiony nadziei nędzarz, maltretowana gospodyni domowa mogą zdobyć się na niewielkie pragnienia, ale spełnienie tych karnych pragnień nie będzie oznaką wielkiego sukcesu i nie może być traktowane w ten sam sposób, jak spełnienie śmiałych i wymagających pragnień ludzi będących w lepszej sytuacji” [Sen, 1987, s. 11]. Właściwą miarą dobrobytu jest według Sena „zdolność do funkcjonowania” (*capability to function*). Funkcjonowania (*functionings*) to różnorodne „bycia” i „działania”, jakie mogą być udziałem człowieka np.: należyte odżywianie się, dobre zdrowie, uniknięcie przedwczesnej śmierci, szczęście, poczucie godności, uczestnictwo w życiu społecznym itd. Zdolnością nazywa Sen zbiór wektorów funkcjonowań dostępnych jednostce. Teoria Sena należy do, wspomnianych wcześniej, teorii list obiektywnych<sup>5</sup>.

Badanie dobrobytu jednostkowego jest samo w sobie istotne, często jednak służy jako wstęp do badania dobrobytu społecznego, czyli dobrobytu grupy jednostek bądź gospodarstw domowych. Najbardziej popularnymi, zwłaszcza w porównaniach międzynarodowych, miarami dobrobytu społecznego są dochód narodowy, PKB lub PNB *per capita*, jako że są to wskaźniki powszechnie dostępne, znane i łatwe w interpretacji. Mogą one być jednak stosowane jako miary dobrobytu społecznego (w sensie takiego samego porządkowania stanów społecznych, jak relacja preferencji społecznej) tylko, gdy na funkcje użyteczności jednostek, koszyki konsumowanych dóbr lub rozkład dochodów zostaną nałożone silnie nierealistyczne ograniczenia [Sen, 1979]; [Klasen i Grün, 2000]. Wskaźniki SNA uznawane są za złe miary dobrobytu społecznego także z innego punktu widzenia – uwzględniają one wartość pewnych dóbr i usług koniecznych, acz nie będących dobrami samymi w sobie (wydatki na policję, obronę, ochronę środowiska itp.), nie uwzględniają zaś np. strat spowodowanych degradacją środowiska, pozarynkowych źródeł wartości (czas wolny, praca w domu) itd. W ostatnich trzydziestu latach powstało co najmniej kilkanaście wskaźników dobrobytu korygujących w tym duchu dochód narodowy i jego pochodne [zob. Sharpe, 1999]; [Offer, 2000].

Innym sposobem oceny dobrobytu społecznego jest formułowanie listy zmiennych istotnych z punktu widzenia dobrobytu, a następnie agregowanie ich wartości w ogólny wskaźnik, wyrażony w jednostkach pieniężnych lub w postaci zagregowanego ważonego indeksu<sup>6</sup>. Zmienne, które najczęściej są uwzględniane w tego typu wskaźnikach społecznych to: oczekiwana długość

<sup>5</sup> Podejście Sena niezwykle trudno zoperacjonalizować, zazwyczaj badane są pojedyncze funkcjonowania bez próby zagregowania ich w ogólną miarę dobrobytu.

<sup>6</sup> Wskaźniki te bywają nazywane wskaźnikami dobrobytu ekonomicznego, poziomu życia, jakości życia – w niniejszej pracy wszystkie te nazwy są traktowane jako synonimy „dobrobytu społecznego”, co nie jest założeniem niekontrowersyjnym.

życia, całkowita konsumpcja, różne indeksy poziomu edukacji, stanu zdrowia, bezpieczeństwa ekonomicznego i publicznego, nierówności, stanu środowiska przyrodniczego, swobód politycznych itp. [zob. np. Sharpe, 1999]; [Offer, 2000]. Najbardziej znanym indeksem tego typu jest *Human Development Index* obliczany przez ONZ.

Opisane dotąd miary dobrobytu społecznego pozbawione są „mikropodstaw” w tym sensie, że nie są oparte na miarach indywidualnego dobrobytu. Możemy jednak, posiłkując się metodami teorii wyboru społecznego, określić dobrobyt społeczny ( $W$ ) jako funkcję dobrobytu społecznego Bergsona-Samuelsona ( $SWF$ ), której argumentami są jednostkowe mierniki dobrobytu ( $w$ ):  $W = \Omega(w_1, w_2, \dots, w_N)$ , gdzie  $N$  jest liczbą jednostek w społeczeństwie<sup>7</sup>. Oczywiście istnieje nieskończenie wiele funkcji, które porządkują zbiór wszystkich profili ( $w_1, w_2, \dots, w_N$ ), trzeba zatem nałożyć na  $\Omega$  rozsądne warunki ograniczające, które pozwolą używać precyzyjnie wyspecyfikowanych postaci funkcji dobrobytu społecznego. W następnym punkcie przedstawione są konkretne  $SWF$ , często używane w analizie dobrobytu, zwane skrótowymi albo zredukowanymi funkcjami dobrobytu społecznego. Głównym problemem związanym z używaniem  $SWF$  w analizie dobrobytu jest wybór miernika dobrobytu jednostkowego. Jak wiadomo z teorii ekonomii dobrobytu poprawną miarą jest zmiana ekwiwalentna Hicksa, która jednak może być używana jako argument  $SWF$  tylko przy silnych warunkach ograniczających preferencje konsumentów (identyczne i homotetyczne) lub kształt  $SWF$  (nie musi być quasiwklęsła) [Slesnick, 1998, s. 2141]. W praktyce powszechnie stosuje się dochód jednostki jako miarę jej dobrobytu, co powoduje inne problemy omówione w trzeciej części artykułu.

W niniejszym artykule obliczone zostały indeksy dobrobytu społecznego w Polsce w latach 1987-97 jako wartości kilku popularnych funkcji dobrobytu społecznego. Teoretyczne postaci tych funkcji przedstawione są w części drugiej artykułu. W części trzeciej opisane są dane użyte do obliczeń. Wartości obliczonych indeksów dla Polski w kolejnych latach zarówno dla całego społeczeństwa, jak i dla podstawowych grup społecznych, przedstawione są w części czwartej. W ostatniej części przedstawione jest porównanie dobrobytu w 12 krajach Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1989-97 oraz dobrobytu Polski i 15 (innych) krajów OECD w latach 1987 i 1997.

### Skrócone (zredukowane) funkcje dobrobytu społecznego

Skrócone  $SWF$  ( $\Omega$ ) są funkcjami tylko dwóch argumentów – średniego dochodu ( $\mu$ ) i wskaźnika nierówności dochodowej w badanej grupie ( $I$ ) – i przyjmują postać:

$$W = \Omega(\mu(F), I(F))$$

<sup>7</sup> W teorii ekonomii dobrobytu znane są inne sposoby budowy zagregowanych miar dobrobytu w oparciu o miary indywidualne. Są one jednak poprawne tylko przy bardzo ograniczających założeniach [Slesnick, 1998, s. 2137-41].

gdzie  $W$  oznacza dobrobyt społeczny,  $F$  – jeden możliwy rozkład dochodów, a  $\Omega$  jest rosnącą funkcją pierwszego argumentu i malejącą funkcją drugiego argumentu<sup>8</sup>. Jako wskaźnika nierówności można używać m.in. współczynnika Giniego, indeksu Atkinsona, indeksu entropii Theila i współczynnika zmienności [Blackorby i Donaldson, 1978]. W niniejszej pracy wykorzystany zostanie jedynie współczynnik Giniego, jako że jego wartości są najszerzej dostępne. Skrócone SWF odzwierciedlają ideę *trade-off* pomiędzy wielkością dochodu (efektywnością), a podziałem dochodu (równością) – przy stałym średnim dochodzie wzrost nierówności powoduje spadek dobrobytu społecznego, zaś przy stałym poziomie nierówności wzrost średniego dochodu powoduje wzrost dobrobytu społecznego. W przypadku współczynnika Giniego ( $G$ ) sformułowano wiele różnych skróconych SWF. Najpopularniejszą z nich jest tzw. indeks Sena, który przyjmuje postać:

$$W_S = \mu (1 - G).$$

Dobrobyt społeczny jest zatem w tym podejściu mierzony jako średni dochód w społeczeństwie, korygowany o rozmiar nierówności. Indeks Sena można otrzymać na wiele różnych sposobów. Można go uzyskać jako SWF implikowaną przez współczynnik Giniego [Blackorby i Donaldson, 1978], a także zakładając że użyteczność (altruistycznie nastawionych) jednostek zależy nie tylko od ich własnych dochodów, ale od całego rozkładu dochodów w społeczeństwie [Dagum, 1990].

Indeks Sena ma także inne ciekawe uzasadnienie. Porównania dobrobytu mogą być przeprowadzane bez specyfikacji konkretnej SWF przy użyciu tzw. uogólnionych krzywych Lorenza. Uogólnioną krzywą Lorenza (GL) możemy otrzymać odkładając na osi poziomej skumulowaną frakcję populacji, począwszy od najbiedniejszych do najbogatszych, zaś na osi pionowej skumulowaną frakcję dochodu tej frakcji populacji pomnożoną przez średni dochód (rys. 1).

Rys. 1. Uogólniona krzywa Lorenza



<sup>8</sup> Warunki, przy których ogólną SWF można zredukować do skróconej SWF są omówione m.in. w pracy [Lamberta, 2001, s. 106-130]; zob. też [Kot, 2000, s. 140-143].

Rozkład dochodów  $x$  dominuje według uogólnionego kryterium Lorenza nad rozkładem dochodów  $y$  (co można zapisać jako:  $xGLy$ ), zawsze i tylko, gdy  $GL_x$  leży gdzieś nad i nigdy pod  $GL_y$ . Można udowodnić następujące twierdzenie [Shorrocks, 1983]; [Sen, 1997, s. 133-137]: dla każdej symetrycznej, monotonicznej, ściśle wklęsłej, niezmiennej względem powtórzeń SWF:

$$xGLy, \text{ zawsze i tylko, gdy } W(x) > W(y).$$

Można pokazać, że indeks Sena  $\mu(1 - G)$  jest równy podwojonej powierzchni pod uogólnioną krzywą Lorenza. Zatem miara dobrobytu Sena porządkuje dobrobyt społeczny zgodnie z podejściem opartym na uogólnionych krzywych Lorenza<sup>9</sup>.

Wskaźnik Sena może być także uzyskany aksjomatycznie raczej jako miara „realnego dochodu narodowego skorygowanego dystrybucyjnie”, niż funkcja dobrobytu społecznego [Sen, 1976; 1997, s. 129-130, 136].

Druga SWF używana w niniejszej pracy, skonstruowana przez [Kakwaniego, 1980, s. 75n.], ma następującą postać:

$$W_K = \mu/(1 + G).$$

Indeks Kakwaniego jest zawsze bardziej wrażliwy na zmiany dochodu średniego, niż na zmiany współczynnika Giniego, podczas gdy indeks Sena ma tę własność, tylko gdy  $G < 0,5$ .

Trzecia SWF wykorzystywana w artykule „karze” za nierówność bardziej niż miary poprzednie, bowiem zależy w większym stopniu od nierówności, niż od dochodu średniego, już gdy  $G > 0,41$ . Miara ta została sformułowana przez [Daguma, 1990, s. 98], przy założeniu, że użyteczność danej osoby jest odwrotnie proporcjonalna do sumy dochodów osób osiągających dochód wyższy, niż ta osoba:

$$W_D = \mu(1 - G)/(1 + G).$$

Poza opisanymi trzema miarami przedstawione zostaną wartości funkcji dobrobytu społecznego, która jest niewrażliwa na nierówność rozkładu dochodów i ma postać:

$$W_I = \mu.$$

### Dane

Niniejszy artykuł ma dwa zadania. Pierwszym jest zbadanie dynamiki wskaźników dobrobytu społecznego dla Polski w okresie transformacji gospodarczej,

<sup>9</sup> Co więcej wskaźnik Sena może być używany do porównywania dobrobytu, gdy uogólnione krzywe Lorenza się przecinają, dając więc spójne uporządkowanie dobrobytu.

drugim – porównanie tychże wskaźników pomiędzy Polską a: 1) innymi krajami przechodzącymi zmianę systemową w Europie Środkowo-Wschodniej; 2) kilkunastoma wysoko rozwiniętymi krajami OECD. Do realizacji tych zadań potrzebne są dane dotyczące średniego dochodu jednostek oraz współczynnika nierówności Giniego.

Przy obliczaniu indeksów dobrobytu społecznego wyłącznie dla Polski posłużono się danymi opracowanymi na podstawie badań budżetów gospodarstw domowych przeprowadzonych przez GUS w latach 1987-1997<sup>10</sup>. Rok 1987 wybrano jako rok bazowy przed transformacją gospodarczą, dlatego że w latach późniejszych (1988, 1989) wystąpiły znacznie większe niedobory na rynku, co oznacza, że realna siła nabywcza gospodarstw domowych była dużo niższa, niż ich dochody [Zienkowski, 1998], [Szulc, 2000]. Dochody w takiej sytuacji nie są oczywiście dobrą miarą dobrobytu jednostkowego. Badanie dobrobytu dla krajów transformacji systemowej na podstawie dochodów gospodarstw domowych jest z pewnością obciążone większymi błędami, niż także badanie dla innych krajów, zwłaszcza wysoko rozwiniętych. Wysoka inflacja, niedobory na rynku, racjonowanie, pozyskiwanie dużej ilości dóbr i usług poza rynkiem (usługi publiczne, transfery w naturze, własna produkcja żywności, pomoc rodziny i znajomych), to szczególnie znaczące zjawiska występujące, w różnym nasileniu, w tych krajach pod koniec lat osiemdziesiątych i na początku dziewięćdziesiątych<sup>11</sup>. Być może stosowniejsze, niż badanie oparte na dochodach, jest badanie subiektywnych miar dobrobytu oraz różnego typu wskaźników społecznych jak np. śmiertelność niemowląt, oczekiwana długość życia itp. [Walle, 1996], [Gregory, 1999]. Faktem pozostaje jednak, że wiele z opisanych zjawisk występuje także w pewnym stopniu w krajach wysoko rozwiniętych [Atkinson i Micklewright, 1992]; [Flemming i Micklewright, 2000].

W niniejszej pracy wykorzystane zostały charakterystyki rozkładów dochodów opublikowane przez innych autorów. Dane dotyczące średniego dochodu pochodzą z pracy [I. Kudryckiej i M. Radziukiewicz, 2000], przy czym zastosowaną miarą dochodu jest średni dochód na jednostkę ekwiwalentną w cenach z 1994 r. Dochód ekwiwalentny jest rozsądniejszą miarą dobrobytu indywidualnego, niż np. dochód na 1 osobę w gospodarstwie domowym czy dochód na gospodarstwo. Sam fakt, iż gospodarstwa domowe różnią się wielkością powoduje, że w gospodarstwach domowych występują korzyści ze ska-

<sup>10</sup> Na temat problemów związanych z używaniem tych danych zob. [Wiśniewski, 1996, s. 240-244].

<sup>11</sup> [Huffman i Johnson, 2002] podjęli próbę oszacowania zmian w dobrobycie (mierzonego przez zmianę kompensacyjną) w Polsce pomiędzy rokiem 1987 a 1992, uwzględniając fakt racjonowania na rynku żywności i rynku mieszkaniowym. Skutkiem racjonowania było powstawanie czarnych rynków, na których panowały wielokrotnie wyższe od oficjalnych ceny oraz przesuwanie popytu konsumenckiego z dóbr racjonowanych na nieracjonowane. Z tych powodów używanie oficjalnych cen jako deflatorów dochodów powoduje przeszacowanie dobrobytu jednostek w okresie przed rozpoczęciem procesu transformacji. [Huffman i Johnson, 2002] oszacowali wirtualne ceny racjonowanych produktów, które następnie użyli do estymacji straty dobrobytu w okresie 1987-1992. Uwzględnienie racjonowania powoduje, że spadek dobrobytu wyniósł, według autorów, „tylko” około jednej trzeciej straty obliczonej przy użyciu cen oficjalnych (CPI).

li np. koszty mieszkaniowe i koszty ogrzewania są relatywnie stałe i nie rosną proporcjonalnie wraz ze wzrostem liczebności gospodarstwa domowego. Prosta funkcja dobrobytu indywidualnego oparta na dochodzie ekwiwalentnym może być przedstawiona jako [Slesnick, 1998, s. 2146]:  $V = Y/H^\epsilon$ , gdzie  $Y$  – dochód gospodarstwa domowego,  $H$  – liczba osób w gospodarstwie domowym,  $\epsilon$  – parametr reprezentujący korzyści skali. Dochód ekwiwalentny użyty w tym artykule został obliczony przy założeniu, że  $\epsilon = 0,72$  – według [Atkinsona i Micklewrighta, 1992, s. 140] było to dobrym przybliżeniem dwuparametrowych skal ekwiwalentnych używanych przez OECD.

Wartości współczynnika Giniego użyte w artykule pochodzą z pracy [M.P. Keane'a i E.S. Prasada, 2002]. Zostały one obliczone na podstawie, wspomnianych już, danych GUS z badań budżetów gospodarstw domowych. Keane i Prasad obliczyli współczynniki Giniego używając dochodów dostosowanych w oparciu o skalę ekwiwalentną OECD, skalę McClements'a i ich własną skalę, która zakłada, że gospodarstwa domowe o różnych charakterystykach osiągną równy dobrobyt mając dochód, który pozwala im mieć równy udział wydatków na żywność w całkowitych wydatkach (skala FS) [zob. także Keane i Prasad, 1999]. Autorzy zastosowali także wyrafinowaną procedurę korygującą pozorny wzrost nierówności jaki, ich zdaniem, był skutkiem dokonanej przez GUS w 1993 roku zmiany metody badania budżetów z rotacji kwartalnej na rotację miesięczną. Wartości współczynnika Giniego dla wszystkich trzech skal ekwiwalentnych są bardzo zbliżone, zwykle różnią się dopiero trzecią cyfrą po przecinku. W tabelicy 1 przedstawiono wartości współczynnika Giniego dla Polski w okresie 1987-97 zaczerpnięte z kilku źródeł<sup>12</sup>. Jak widać współczynniki obliczone na podstawie dochodów na osobę w gospodarstwie domowym sugerują wyraźny wzrost nierówności dochodowej (w 1989 Gini wynosi średnio 0,26, zaś w 1995 średnio 0,33). Wszystkie źródła pokazują, że po między rokiem 1987 a 1989 nastąpił niezbyt wielki wzrost nierówności, po czym, według większości źródeł do roku 1992 poziom nierówności spadał. Wszystkie badania oprócz Keane'a i Prasada wskazują na znaczny wzrost nierówności począwszy od 1993. Wyniki tych dwu autorów, zwłaszcza oparte na skalach ekwiwalentnych, pokazują poziom nierówności w 1995 jako zbliżony do poziomu z 1989 roku. W latach 1996-97 następuje, według nich, systematyczny, choć niezbyt silny, wzrost nierówności. W niniejszej pracy wykorzystano współczynniki Giniego oparte o dochody dostosowane skalą OECD i skalą FS (do porównań między grupami społeczno-ekonomicznymi), pochodzące właśnie z pracy Keane'a i Prasada.

W celu międzynarodowego porównania dobrobytu społecznego za dochód średni przyjęto produkt narodowy brutto *per capita* mierzony według parytetu siły nabywczej (PNB PPP *per capita*)<sup>13</sup>. Użycie kategorii SNA zamiast danych z budżetów gospodarstw domowych wynika z ich większej dostępności

<sup>12</sup> Zob. także analizę w [Keane i Prasad, 2002, s. 5].

<sup>13</sup> Jest to kategoria często używana do międzynarodowych porównań dobrobytu [zob. Gregory 1999], [Grün i Klasen, 2000, 2001].



oraz lepszej porównywalności międzynarodowej. Powszechnie uważa się także, iż właściwą miarą dobrobytu jest PNB (lub PKB) *per capita* mierzony raczej według parytetu siły nabywczej, niż za pomocą oficjalnych kursów wymiany. Obie te kategorie różnią się ze względu na różnice poziomu i struktury cen w krajach. PNB *per capita* dostosowany według PPP wyrównuje różnice w sile nabywczej różnych walut i pozwala zmierzyć realną wielkość wolumenu dóbr i usług wytworzonych przez obywateli kraju. W niniejszej pracy wykorzystano dane z *World Development Indicators* Banku Światowego [World Bank, 2000]. Dostępne tam wartości GNP PPP *per capita* wyrażone są w tzw. dolarach międzynarodowych, które dla danego kraju posiadają taką samą siłę nabywczą, jak dolar amerykański w USA<sup>14</sup>.

Tablica 1

## Różne szacunki współczynnika Giniego dla Polski

Lata	UNICEF (1999)	Keane i Prasad (2002)			Górecki i Wiśniewski (1998)		Szulc (2000)	Milanovic (1998a)
		FS	OECD	Per capita	OECD	Per capita		
1987	–	0,246	0,250	0,270	0,235	0,255	–	0,250
1988	–	0,256	0,256	0,272	0,236	0,257	–	0,244
1989	0,275	0,263	0,264	0,278	0,258	0,271	–	0,260
1990	0,268	0,250	0,253	0,271	0,246	0,270	0,256	0,255
1991	0,265	0,235	0,242	0,266	0,237	0,263	0,243	0,247
1992	0,274	0,230	0,238	0,264	0,250	0,275	0,252	0,255
1993	0,317	0,248	0,257	0,285	–	–	0,295	0,298
1994	0,323	0,262	0,271	0,298	–	–	0,309	0,362
1995	0,321	0,255	0,264	0,294	0,314	0,337	0,292	0,356
1996	0,328	0,265	0,275	0,301	–	–	0,306	–
1997	0,334	0,276	0,286	0,319	–	–	0,319	–

Uwagi: FS i OECD oznaczają skale ekwiwalentne użyte do dostosowania dochodów. Podstawą obliczeń były: UNICEF (dochody gospodarstw domowych na głowę), Keane i Prasad (dochody ekwiwalentne), Górecki i Wiśniewski (dochody per capita i ekwiwalentne), Szulc (dochody ekwiwalentne), Milanovic (dochody per capita brutto)

W przypadku krajów postsocjalistycznych dane dotyczące rachunków narodowych są oczywiście niepewne. Przed rozpoczęciem transformacji gospodarczej urzędy statystyczne koncentrowały się raczej na mierzeniu ilości wyprodukowanych dóbr, niż mierzeniu ich cen – były zatem źle przygotowane do mierzenia produkcji w trakcie wysokiej inflacji w okresie przejściowym. Poza tym, transformacja do gospodarki rynkowej skłaniała przedsiębiorstwa raczej do zaniżania raportów o wielkości produkcji, spowodowała powstanie szarej strefy itd. Jak twierdzą [De Broeck i Koen, 2000, s. 5] dla krajów post-

<sup>14</sup> Ponieważ dane przedstawione były w bieżących dolarach USA, dla porównań w czasie niezbędne było uwzględnienie zmian w poziomie cen w USA. Wartości bieżących dolarów USA zostały przekształcone w wartości dolara USA z 1997 przy użyciu deflatora PKB dla USA.

socjalistycznych: „nie ma jednego ‘prawdziwego’ szeregu realnego PKB”<sup>15</sup>. Dodatkowo szacunki parytetu siły nabywczej dla tych krajów oferowane przez Bank Światowy i np. OECD różnią się dość istotnie. Międzynarodowe porównania dobrobytu na podstawie PNB PPP mogą zatem być w najlepszym razie, traktowane tylko jako lepsze lub gorsze szacunki.

Wartości współczynnika Giniego dla Polski i krajów Europy Środkowo-Wschodniej pochodzą głównie z projektu MONEE organizowanego przez [UNICEF, 1999, s. 144]. Podstawą ich obliczenia były dochody netto na osobę w gospodarstwach domowych. Niektóre dane dla Słowacji, Łotwy, Estonii i Białorusi pochodzą z *World Income Inequality Database* stworzonej w *United Nations University's World Institute for Development Economics Research* [UNU/WIDER-UNDP 2000] – ich źródłem także jest projekt MONEE, a podstawą obliczeń dochód na osobę (z wyjątkiem Łotwy, dla której podstawą są zarobki brutto). To samo źródło i podstawę obliczeń mają współczynniki Giniego dla Litwy i Ukrainy pozyskane z raportu *Transition at a Glance* [OECD, 2001].

Miary nierówności Giniego dla krajów OECD zaczerpnięte zostały z pracy [Smeedinga, 2000], opartej na danych *Luxemburg Income Study* (LIS), ze strony internetowej LIS (<http://lisweb.ceps.lu/keyfigures/ineqtable.htm>) oraz z innych źródeł. Są one obliczone na podstawie ekwiwalentnych dochodów do dyspozycji. Porównanie dla Polski i krajów OECD przeprowadzone jest dla lat 1987 i 1997, przy czym, gdy dla danego kraju i roku dane nie były dostępne, zastąpiono je danymi z możliwie bliskiego roku.

### Wyniki dla Polski

W tabelicy 2 przedstawione są wartości indeksów dobrobytu społecznego dla Polski w latach 1987-97. Miary dobrobytu społecznego wyrażone są w stosunku do średniego dochodu ekwiwalentnego z roku 1987. W ostatnich trzech kolumnach pokazana jest także ich dynamika w stosunku do roku bazowego (1987). Średni realny dochód na osobę (a także średni realny dochód ekwiwalentny) w gospodarstwie domowym w badanym okresie doznał gwałtownego spadku (ok. 35%) w roku 1990, skoro jednak dochody gospodarstw domowych w latach 1987 i 1988 były w jakimś stopniu wirtualne (z przyczyn opisanych wyżej), to biorąc pod uwagę wysokość dochodów w 1987 roku można powiedzieć, że spadek w roku 1990 wynosił nie więcej niż 15%-20% [zob. Zienkowski, 1998]. W latach 1991 i 1994 obserwujemy lekkie spadki dochodu, w latach 1992 i 1995 niewielki wzrost, zaś w latach 1996-97 znaczący wzrost, który pozwala niemal powrócić do poziomu średniego dochodu ekwiwalent-

<sup>15</sup> W przypadku Polski oficjalna seria PKB dla lat 1989-1996 różni się znacząco od serii oszacowanej przez [ZBSE GUS i PAN, 1999]: według pierwszego źródła polski PKB wzrósł w tym okresie o 4,5%, podczas gdy wg drugiego o 15%. Na temat problemów związanych z mierzaniem wielkości produkcji w krajach socjalistycznych oraz przyczyn spadku produkcji i PKB na początku transformacji gospodarczej zob. [Winiński, 2002].

nego z roku 1987 (98,8%) i przekroczyć poziom średniego dochodu na osobę z 1987 roku. Poziom dobrobytu społecznego mierzony wskaźnikami Sena, Kakwaniego i Daguma jest znacznie niższy, niż wynika to ze średniego dochodu ekwiwalentnego (o 20% w przypadku  $W_K$  i aż o 40% w przypadku  $W_D$ ). Generalnie charakter zmian w dobrobycie społecznym jest podobny do kierunku i siły zmian w dochodach. Jednak wzrost nierówności, zwłaszcza w 1996 i 1997 roku spowodował, że w przeciwieństwie do dochodów dobrobyt społeczny w roku 1997 jest ciągle niższy, niż w roku 1987 (od 4% dla  $W_K$  do 9% dla  $W_D$ ).

Tablica 2

Indeksy średnich dochodów i dobrobytu społecznego ogółem w Polsce w latach 1987-97  
(na podstawie dochodów gospodarstw domowych)

Lata	Średni dochód na osobę	Średni dochód ekwiwalentny	Wskaźniki dobrobytu społecznego						
			$W_S$	$W_K$	$W_D$	$W_S$	$W_K$	$W_D$	
	Średni dochód ekwiwalentny w 1987 = 100			1987 = 100					
1987	74,4	100,0	75,0	80,0	60,0	100,0	100,0	100,0	
1988	82,7	111,5	83,0	88,8	66,1	110,6	111,0	110,1	
1989	88,4	117,9	86,7	93,2	68,6	115,7	116,6	114,4	
1990	65,3	86,6	64,7	69,1	51,6	86,2	86,3	86,0	
1991	64,3	85,8	65,0	69,0	52,3	86,7	86,3	87,2	
1992	65,5	87,7	66,9	70,9	54,0	89,1	88,6	90,0	
1994	65,0	85,0	62,0	66,9	48,8	82,6	83,6	81,3	
1995	66,4	86,7	63,8	68,6	50,5	85,1	85,7	84,1	
1996	72,8	92,5	67,1	72,6	52,6	89,5	90,7	87,7	
1997	75,9	98,8	70,5	76,8	54,8	94,0	96,0	91,4	

Źródło: Obliczenia własne (kolumny 4-9). Dane dotyczące dochodów (kol. 1-2): [Kudrycka i Radziukiewicz, 2000]. Wskaźniki nierówności Giniego (skala ekwiwalentna OECD), które były użyte do obliczenia indeksów dobrobytu: [Keane i Prasad, 2002]

Uwagi:  $W_S$ ,  $W_K$ ,  $W_D$  oznaczają, odpowiednio, indeksy dobrobytu społecznego Sena, Kakwaniego i Daguma, zdefiniowane w części 2 artykułu

W tablicy 3 przedstawione są te same wskaźniki dobrobytu społecznego, obliczone tym razem na podstawie PNB mierzonego parytetem siły nabywczej. Dynamika PNB PPP *per capita* jest znacznie większa niż dynamika dochodów z badań budżetów domowych (zob. tablica 2). Po 1989 roku zaczyna on rosnać już w roku 1992 i w 1997 jest o 20% wyższy, niż w 1987. Miary dobrobytu społecznego liczone na jego podstawie także pokazują zatem wzrost dobrobytu w okresie 1987-97 (od 11 do 17%), niższy jednak od wzrostu PNB ze względu na rosnącą nierówność. Warto jednak zauważyć, że np. w roku 1993 pomimo 3,6-procentowego wzrostu PNB miernik Daguma pokazuje spadek dobrobytu społecznego, ze względu na znaczący wzrost nierówności w tym roku.

Trudno jest zdecydować, która ze zmiennych PNB PPP *per capita* czy dochody pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych, jest lepszą podstawą do analizy dobrobytu społecznego. Metody mierzenia każdej z nich

obarczone są swoistymi błędami [zob. Zienkowski, 1998], [Ravallion, 2001], [Deaton, 2001]<sup>16</sup>.

Tablica 3

Miary dobrobytu społecznego ogółem w Polsce w latach 1987-98 (na podstawie PNB)

Lata	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1997 (1987 =100)
PNB PPP	6153	6524	6278	5823	5428	5680	5887	6086	6600	7029	7386	-
PNB PPP (poprzedni rok = 100)	-	106,0	96,2	92,8	93,2	104,7	103,6	103,4	108,4	106,5	105,1	120,0
W <sub>S</sub> (poprzedni rok = 100)	-	105,2	95,2	94,1	94,6	105,2	101,1	101,4	109,5	104,9	103,5	114,3
W <sub>K</sub> (poprzedni rok = 100)	-	105,5	95,6	93,6	94,0	105,0	102,1	102,2	109,0	105,6	104,2	116,7
W <sub>D</sub> (poprzedni rok = 100)	-	104,7	94,6	95,0	95,4	105,5	99,5	100,3	110,1	104,0	102,6	111,1
W <sub>S</sub> /PNB PPP	75,0	74,4	73,6	74,7	75,8	76,2	74,3	72,9	73,6	72,5	71,4	-
W <sub>K</sub> /PNB PPP	80,0	79,6	79,1	79,8	80,5	80,8	79,6	78,7	79,1	78,4	77,8	-
W <sub>D</sub> /PNB PPP	60,0	59,2	58,2	59,6	61,0	61,6	59,1	57,4	58,2	56,9	55,5	-

Źródło: Wiersze 1-2: (World Bank 2000), wiersze 3-8: obliczenia własne na podstawie danych z wiersza 1 oraz współczynników Giniego [Keane i Prasad, 2002]

Uwagi: PNB PPP oznacza PNB *per capita* mierzony wg parytetu siły nabywczej, wyrażony w dolarach międzynarodowych z 1997 roku

Zmiany dobrobytu społecznego, mierzone wskaźnikiem Sena, dla podstawowych grup społecznych przedstawione są w tablicy 4. Tablica nie obejmuje wyników dla grup włączonych do badań przez GUS w 1993 roku („pracujący na własny rachunek” i „utrzymujący się z niezarobkowych źródeł”). Bez obliczeń wiadomo, że pierwsza z tych grup ma zdecydowanie najwyższy przeciętny dochód, zaś druga zdecydowanie najniższy – stąd najprawdopodobniej grupy te zachowują to samo uporządkowanie w odniesieniu do poziomu dobrobytu społecznego. Wskaźnik Sena ogółem, dla całego społeczeństwa (drugi wiersz tablicy), uwzględnia jednak także te grupy. Tablica zawiera zarówno dane dotyczące dynamiki dobrobytu w grupach społecznych (wiersze 7-10), jak i dane obrazujące stosunek średniego dobrobytu w danej grupie do dobrobytu średniego całego społeczeństwa (wiersze 3-6).

<sup>16</sup> Wg obliczeń [Ravalliona, 2001, s. 14-15] tylko dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej (oraz Azji Centralnej) nie ma (sic!) statystycznie istotnej korelacji pomiędzy stopami wzrostu konsumpcji mierzonej: (1) jako konsumpcja prywatna w rachunkach narodowych; (2) jako konsumpcja na podstawie badań budżetów gospodarstw domowych.

Tablica 4

Wskaźniki dobrobytu społecznego Sena ( $W_S$ ) dla grup społeczno-ekonomicznych

Lata	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1994	1995	1996	1997
$W_S$ ogółem (1987=100)	-	110,6	115,7	86,2	86,7	89,1	82,6	85,1	89,5	94,0
$W_S$ grupy / $W_S$ ogółem w kolejnych latach	Pracownicy	110,5	113,3	115,1	113,0	112,1	113,3	109,7	107,6	110,9
	Chłopi	75,5	79,9	94,7	81,9	72,9	79,8	82,8	91,8	82,0
	Chłoporobotnicy	104,6	112,2	115,9	116,2	108,7	107,0	95,5	97,5	94,5
	Emeryci i renciści	90,3	81,9	72,2	80,8	90,4	86,4	98,4	98,8	98,2
$W_S$ grupy (1987=100)	Pracownicy	-	112,8	120,1	88,0	88,3	91,9	82,7	83,4	90,6
	Chłopi	-	116,5	144,5	93,4	84,0	94,7	91,3	104,1	98,0
	Chłoporobotnicy	-	118,1	127,7	95,7	90,4	91,6	76,0	79,9	81,6
	Emeryci i renciści	-	99,8	92,1	77,0	87,1	85,7	90,7	93,7	98,1
Współczynnik Giniego	Pracownicy	0,191	0,189	0,208	0,211	0,208	0,211	0,234	0,228	0,24
	Chłopi	0,478	0,496	0,44	0,42	0,366	0,321	0,362	0,341	0,366
	Chłoporobotnicy	0,276	0,285	0,271	0,253	0,229	0,22	0,234	0,244	0,252
	Emeryci i renciści	0,203	0,205	0,214	0,206	0,21	0,203	0,231	0,226	0,228
Średni dochód ekwiwalentny (1987=100)	Pracownicy	-	112,5	122,7	90,3	90,2	94,2	87,3	87,4	96,4
	Chłopi	-	120,6	134,7	84,1	69,2	72,8	74,7	82,5	80,7
	Chłoporobotnicy	-	119,6	126,8	92,7	84,9	85,1	71,8	76,5	78,9
	Emeryci i renciści	-	100,1	93,4	77,3	87,8	85,7	94,0	96,4	101,2

Źródło: Obliczenia własne (wiersze 1-3) na podstawie danych z pracy [Kudryckiej i Radziukiewicz, 2000] – dochody ekwiwalentne w grupach społecznych w cenach stałych oraz z pracy [Keane'a i Prasada, 2002] – współczynniki Giniego dla grup społecznych, obliczone przy użyciu skali ekwiwalentnej FS

W roku 1987 najwyższy średni dobrobyt społeczny (wg  $W_S$ ) osiągały gospodarstwa domowe pracowników, drugą pozycję zajmowali chłoporobotnicy, trzecią emeryci i renciści, a czwartą chłopi. Po dziesięciu latach poprawiła się relatywna sytuacja emerytów i rencistów (zajmują w 1997 roku drugie miejsce), zaś pogorszyła się sytuacja chłoporobotników, którzy w rankingu dobrobytu społecznego spadli na trzecie miejsce. Przeciętny dobrobyt społeczny w grupie pracowników jest wyższy od średniej dla całego społeczeństwa o 10,5% w 1997 roku i przez cały okres badania utrzymywał się na bardzo zbliżonym poziomie. W 1997 roku sytuacja pracowników jest jednak wciąż o 5% „gorsza”, niż w 1987 roku. W porównaniu z 1987 rokiem poziom dobrobytu społecznego poprawił się w grupie emerytów i rencistów (ich sytuacja względem pozostałych grup też się poprawiła) oraz w grupie chłopów (choć, mimo tego ich sytuacja pozostaje „najgorsza”). Poziom dobrobytu społecznego chłoporobotników w 1997 roku jest aż o 15% niższy, niż w 1987 r.

Czy kierunki zmian wartości wskaźnika Sena i dochodów ekwiwalentnych gospodarstw domowych są takie same? Okazuje się, że nie. Średni dochód ekwiwalentny pracowników jest w 1997 roku wyższy niż dziesięć lat wcześniej. Dobrobyt pracowników jako grupy społecznej jest jednak niższy z powodu znacznego wzrostu nierówności w tej grupie (Gini w 1987 wynosił 0,191, zaś w 1997 już 0,248). Inaczej wygląda sytuacja chłopów. Średni dochód ekwiwalentny w tej grupie jest niższy na końcu badanej dekady o 7,5%, niż na jej początku. Z drugiej strony nierówność dochodowa w tej grupie spa-

da (Gini obniżył się z 0,478 do 0,414). Łączny wpływ tych zmiennych daje wzrost poziomu dobrobytu społecznego w ciągu badanego okresu. Wśród emerytów i rencistów, którzy zanotowali największy przyrost średniego dochodu ekwiwalentnego, nierówność rosła w mniejszym stopniu – stąd poziom ich dobrobytu także wzrósł.

### Porównania międzynarodowe

Wartości skróconej SWF Sena dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej w okresie 1989-1997 przedstawione są w tablicy 5. W 1989 roku w gronie analizowanych krajów polski PNB PPP *per capita* był najniższy, zaś poziom nierówności dochodowej należał do najwyższych. Dobrobyt społeczny dla Polski w roku 1989 był zatem najniższy. Dobrobyt Czech, wg indeksu Sena, był ponad 2,5-krotnie większy, Węgier, Rosji i Słowacji co najmniej 1,8 razy większy<sup>17</sup>. W następnych latach w wyniku transformacji systemowej we wszystkich badanych krajach nastąpił, większy lub mniejszy, spadek PKB i kategorii pokrewnych (w tym także PNB PPP). We wszystkich krajach zwiększyło się, znowu w mniejszym lub większym stopniu, rozwarstwienie dochodów. W badanym okresie tylko Polsce (w 1995 roku) udało się uzyskać PNB PPP *per capita* wyższy niż w 1989 roku. Jakie zmiany w relatywnym dobrobycie społecznym nastąpiły pomiędzy 1989 a 1997 rokiem? Wśród analizowanych dwunastu krajów Polska przesunęła się z ostatniego na czwarte miejsce. W 1997 większy dobrobyt społeczny mają tylko Czechy, (ale aż o 97%), Słowacja (o 47%) i Węgry (o 47%). Rezultat ten jest niewrażliwy na wybór skróconej SWF, miary Daguma i Kakwaniego dają takie samo uporządkowanie. Można także zapytać, czy uporządkowanie krajów według wskaźnika Sena różni się od uporządkowania według PNB PPP *per capita*. Ranking w tablicy 6 wskazuje, że generalnie porządki te są podobne, ale nie zawsze. Przypadki Estonii w 1993 oraz Rosji w 1993 i 1997 roku pokazują, że relatywnie wysoka nierówność może znacząco wpływać na obniżenie relatywnego dobrobytu społecznego kraju (przypadki Białorusi w 1997 i Rumunii w 1993 wskazują zjawisko odwrotne)<sup>18</sup>. [Grün i Klasen, 2001] przeprowadzają podobne porównanie wskaźników dobrobytu społecznego (w tym indeksów Sena i Daguma) dla większej grupy krajów transformujących gospodarkę pomiędzy rokiem 1988 a 1995, opierając się na danych dotyczących dochodów narodowych zaczerpniętych z bazy *World Development Indicators 1999* Banku Światowego oraz danych dotyczących nierówności rozkładu dochodów, które pochodzą z pracy [Milanovica, 1998b]. Ranking krajów Europy Środkowo-Wschodniej pod względem dobrobytu społecznego, jaki wyłania się z tej pracy jest zasadniczo zgodny z uży-

<sup>17</sup> W niniejszej pracy, dla ułatwienia, państwa będą identyfikowane przez ich obecne nazwy. Dane są przypisywane do obecnie istniejących państw, nawet, jeżeli nie istniały one w danym roku.

<sup>18</sup> Porównanie oparte na skróconych SWF dla krajów transformujących gospodarkę można znaleźć także w [Grün i Klasen, 2000, 2001] oraz w węższym zakresie w [Gregory, 1999].

skanym w niniejszej pracy za wyjątkiem pozycji Rosji [Grün i Klasen, 2001, tablice 1 i 2]<sup>19</sup>.

Tablica 5

Indeks Sena dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej (Polska = 100 w kolejnych latach)

Lp.	Kraj	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1	Białoruś	139,1		–	–	127,7	–	85,9	84,9	88,9
2	Bulgaria	–	–	–	86,3	86,8	81,2	75,8	67,1	58,7
3	Czechy	263,2	271,9	–	221,3	225,3	220,3	220,3	210,5	197,1
4	Estonia	157,2	–	–	94,1	93,5	89,0	89,0	90,7	97,4
5	Węgry	179,9	–	173,3	–	165,6	165,4	153,6	148,2	145,7
6	Łotwa	158,6	–	157,6	91,7	88,0	79,4	72,9	71,7	75,5
7	Litwa	145,8	–	168,2	109,4	90,7	85,7	83,0	80,4	81,6
8	Polska	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
9	Rumunia	129,6	128,3	113,1	102,8	105,3	107,3	100,5	99,4	87,5
10	Rosja	196,7	–	–	158,5	125,5	105,0	97,6	90,0	85,7
11	Słowacja	188,7	193,0	173,4	157,2	152,0	151,7	153,7	145,0	147,2
12	Ukraina	135,8	–	138,7	116,6	84,6	–	–	42,0	–

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego (PNB PPP per capita) i UNICEF MONEE (współczynniki Giniego)

Tablica 6

Uporządkowanie krajów Europy Środkowo-Wschodniej wg indeksu Sena oraz PNB PPP per capita

Lp.	Kraj	W <sub>S</sub> 1989	PNB 1989	W <sub>S</sub> 1993	PNB 1993	W <sub>S</sub> 1997	PNB 1997
1	Białoruś	8	8	4	5	6	9
2	Czechy	1	1	1	1	1	1
3	Estonia	6	5	10	6	5	5
4	Węgry	4	3	2	2	3	2
5	Łotwa	5	6	9	10	10	10
6	Litwa	7	7	8	7	9	8
7	Polska	10	10	7	8	4	4
8	Rumunia	9	9	6	9	7	7
9	Rosja	2	2	5	3	8	6
10	Słowacja	3	4	3	4	2	3

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych Banku Światowego

Można pokusić się jeszcze o próbę porównania wartości skróconych SWF dla Polski oraz niektórych innych państw. Tablica 7 przedstawia relacje wielkości współczynników Sena, Kakwaniego i Daguma dla 15 krajów OECD

<sup>19</sup> Rosja według pracy [Grün i Klasena, 2001] osiągnęła w roku 1995 najniższy poziom dobrobytu społecznego spośród dziesięciu porównywanych w niniejszej pracy krajów, podczas gdy w naszym rankingu w roku 1993 osiąga ona pozycję piątą, a w 1997 ósmą. Ta rozbieżność wynika z przyjęcia jako podstawy obliczeń różnych szacunków współczynnika Giniego. Grün i Klasen posługują się dla roku 1995 współczynnikiem, który prawdopodobnie lepiej opisuje faktyczny poziom nierówności w Rosji, niż współczynnik użyty w niniejszej pracy, ale który jest nieporównywalny ze współczynnikami osiągalnymi dla okresu sprzed 1992 roku. Zobacz dyskusję na ten temat w pracy [Flemminga i Micklewrighta, 2000].

i Polski. Większość badanych państw miało w 1987 roku PNB PPP *per capita* przynajmniej 3-krotnie wyższy od Polski (przeciętnie 3,06 razy). Zamożniejsza część krajów tworzących dziś UE miała w 1987 ów wskaźnik przeciętnie 3,18 razy wyższy niż Polska, zaś „biedniejsza” część prawie dwukrotnie. Po dziesięciu latach sytuacja Polski polepszyła się średnio o 3 punkty procentowe (w odniesieniu do wszystkich 15 krajów). W stosunku do „bogatych” krajów UE Polska zyskała także 3 punkty procentowe (PNB PPP p.c. Polski wzrósł z 31,4% średniego PNB PPP p.c. w tych krajach do 34,5%). W stosunku do „biednych” krajów UE jako grupy, nie udało się odrobić ani odrobiny dystansu, zaś najbliższa Polsce Grecja ciągle miała w 1997 r. PNB PPP p.c. wyższy aż o 88%<sup>20</sup>. Wskaźniki dobrobytu społecznego w 1987 pokazują, że dzięki przeciętnie większej nierówności w krajach OECD różnice w dobrobycie społecznym pomiędzy tymi krajami a Polską są nieco mniejsze, niż różnice w PNB. Poziom polskiego relatywnego dobrobytu społecznego w badanym okresie rośnie (ok. 2 punkty procentowe), jednak ze względu na wzrost nierówności w Polsce jest mniejszy, niż wzrost relatywnego PNB PPP *per capita*. Podobny wynik osiąga Polska w porównaniu z dziewiątką „bogatych” krajów UE. „Biedne” kraje UE charakteryzują się relatywnie wysoką nierównością dochodów, w związku z czym poziom ich dobrobytu społecznego jest w 1997 roku „tylko” o średnio 83% większy, niż dobrobytu Polski.

Z drugiej strony różnica w poziomie dobrobytu społecznego pomiędzy tą grupą krajów a Polską, w badanym okresie, (minimalnie) zwiększyła się. Różnica w dobrobycie społecznym pomiędzy Polską a „bogatszymi” krajami OECD zmniejsza się, zatem bardzo powoli i wolniej, niż różnica w PNB PPP *per capita*.

Tablica 7

## Dobrobyt społeczny w Polsce i wybranych krajach OECD

Państwo	Współczynnik Giniego		PNB PPP p. c. (Polska=1)		W <sub>S</sub> (Polska=1)		W <sub>K</sub> (Polska=1)		W <sub>D</sub> (Polska=1)	
	1987	1997	1987	1997	1987	1997	1987	1997	1987	1997
Australia	0,295	0,317	3,11	2,89	2,92	2,76	3,00	2,82	2,82	2,70
Belgia	0,232	0,260	3,30	3,18	3,38	3,30	3,35	3,25	3,43	3,37
Dania	0,254	0,257	3,38	3,22	3,36	3,36	3,37	3,30	3,35	3,43
Finlandia	0,207	0,226	3,04	2,68	3,21	2,91	3,15	2,81	3,33	3,05
Francja	0,287	0,288	3,12	2,86	2,96	2,85	3,03	2,85	2,88	2,84
Grecja	0,336	0,338	2,04	1,88	1,81	1,74	1,91	1,80	1,69	1,67
Hiszpania	0,303	0,325	2,15	2,13	2,00	2,02	2,06	2,07	1,92	1,96
Holandia	0,268	0,282	3,03	3,01	2,96	3,02	2,99	3,02	2,92	3,03
Kanada	0,283	0,291	3,67	3,10	3,51	3,07	3,58	3,08	3,42	3,06
Niemcy	0,281	0,300	3,41	2,97	3,27	2,91	3,33	2,93	3,19	2,88
Polska	0,250	0,286	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Portugalia	0,310	0,368	1,75	1,94	1,61	1,72	1,67	1,83	1,54	1,62
USA	0,341	0,375	4,25	3,99	3,74	3,49	3,96	3,73	3,48	3,26
Szwecja	0,220	0,222	3,28	2,67	3,41	2,91	3,36	2,81	3,50	3,06

<sup>20</sup> Zob. także [Orłowski, 1997, s. 17 n.].



UK	0,304	0,346	2,99	2,76	2,78	2,52	2,87	2,63	2,66	2,41
Włochy	0,310	0,346	3,07	2,78	2,82	2,55	2,93	2,66	2,69	2,44
UE „bogata”	-	-	3,18	2,90	3,13	2,93	3,15	2,92	3,11	2,95
UE „biedna”	-	-	1,98	1,98	1,81	1,83	1,88	1,90	1,72	1,75

Źródło: PNB PPP *per capita* [World Bank 2000]; współczynniki Giniego: dane LIS, z wyjątkiem Polski [Keane i Prasad 2002, skala OECD] oraz Hiszpanii 1987 [Tsakoglou 2000], Portugalii 1987 [Atkinson *et al.* 1995], Hiszpanii 1997, Portugalii 1997 i Grecji (1997) (dane *European Community Household Panel Survey* z różnych źródeł, modyfikowana skala OECD). Kolumny 6-11 obliczenia własne

Uwagi: Jeżeli dane dotyczące nierówności dla roku 1987 lub 1997 były niedostępne, zastąpiono je danymi z możliwie bliskich lat. PNB PPP *per capita* mierzony w dolarach międzynarodowych z 1997 roku. „UE – bogata” oznacza 9 krajów UE o wysokim PNB: Belgię, Danię, Finlandię, Francję, Holandię, Niemcy, Szwecję, Wielką Brytanię i Włochy; „UE – biedna” oznacza Grecję, Hiszpanię i Portugalie. Wskaźniki dla tych grup krajów liczone są jako nieważone średnie.

### Podsumowanie

W niniejszym artykule zaprezentowano skrócone funkcje dobrobytu społecznego jako jedną z podstawowych i łatwych do zastosowania, ekonomicznych metod pomiaru dobrobytu społecznego. Ich główną zaletą jest, jak się wydaje, solidne ugruntowanie w ekonomii dobrobytu i teorii wyboru społecznego. Dodatkowo pozwalają one uwzględnić w analizie dobrobytu społecznego, nie tylko wielkość indywidualnych mierników dobrobytu, ale także nierówność ich rozkładu. Nierówność w ramach tego podejścia wpływa negatywnie na dobrobyt grupowy, przy czym używając różnych postaci funkcyjnych skróconych SWF i różnych miar nierówności, skalę tego wpływu można stopniować. Główne wnioski wynikające z analizy opartej na skróconych SWF dla Polski w okresie transformacji gospodarczej (1987-1997) są następujące. Średnie dochody gospodarstw domowych (zarówno na głowę, jak i na jednostkę ekwiwalentną) w badanym okresie doznały gwałtownego spadku (pomiędzy 1987 a 1990 około 15-20%). Wzrost dochodów zapoczątkowany w 1995 roku doprowadził w 1997 roku do ich bazowego poziomu (realnego) z 1987 r. W tym samym okresie (od 1995 r.) zaobserwować można istotny wzrost nierówności dochodowej, który spowodował, że dobrobyt społeczny w 1997 roku był ciągle niższy od poziomu bazowego o 4-9%. Niestety, kierunek i tempo zmian dochodów badanych na podstawie budżetów gospodarstw domowych nie zgadzają się z kierunkiem i tempem zmian PNB PPP *per capita*. Skrócone SWF obliczone na podstawie tej ostatniej zmiennej pokazują kilkunastoprocentowy wzrost dobrobytu społecznego w okresie 1987-97, jednak o 3-9% niższy niż łączny wzrost PNB PPP *per capita*. Uporządkowania grup społecznych według średnich dochodów oraz według wskaźników dobrobytu społecznego istotnie różnią się od siebie.

W porównaniu dobrobytu społecznego pomiędzy dwunastoma krajami Europy Środkowo-Wschodniej Polska wypada nieźle. Będąc na ostatnim miejscu (pod względem wysokości wskaźnika Sena) w 1989 roku, zdołała w ciągu ośmiu

lat transformacji osiągnąć czwartą pozycję. Trzeba jednak pamiętać, że kraje tej części Europy, które wyprzedzają Polskę w rankingu, osiągają dużo większy dobrobyt społeczny (Czechy o prawie 100%, Węgry i Słowacja o blisko 50%). Porównując Polskę z krajami o wysokim poziomie PKB lub PNB na głowę mieszkańca, możemy dostrzec, że proces konwergencji dochodowej postępuje, jakkolwiek bardzo powoli. Co więcej, konwergencja dobrobytowa (tendencja do wyrównywania się dobrobytów społecznych państw), postępuje jeszcze wolniej niż proces wyrównywania się dochodu narodowego.

W przypadku Polski i innych krajów przechodzących transformację gospodarczą, szacunki dobrobytu uzyskane za pomocą skróconych SWF należy traktować bardzo ostrożnie. Trudności związane z pomiarem zarówno wskaźników systemu rachunków narodowych, jak i indywidualnych dochodów gospodarstw domowych, a także wzmożona zmienność tych składników dobrobytu, których źródłem są czynniki pozarynkowe (np. stan zdrowia fizycznego i psychicznego, stan więzi i stosunków społecznych itp.) sugerują, aby analizę dobrobytu opartą na skróconych funkcjach dobrobytu społecznego umieszczać w szerszym kontekście wielowymiarowego badania dobrobytu, łącznie ze wskaźnikami społecznymi, miarami szczęścia i trwałego rozwoju.

### Bibliografia

- Atkinson A.B., Micklewright J., [1992], *Economic Transformation in Eastern Europe and the Distribution of Income*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Atkinson A.B., Rainwater L., Smeeding T.M., [1995], *Income Distribution in OECD Countries: Evidence from the Luxembourg Income Study (LIS)*, Paris, OECD.
- Blackorby Ch., Donaldson D., [1978], „Measures of relative equality and their meaning in terms of social welfare”, *Journal of Economic Theory*, 18, s. 59-80.
- Blanchflower D.G., Oswald J., [2000], *Well Being Over Time in Britain and the USA*, NBER Working Paper No. W7487.
- Dagum C., [1990], „On the Relationship Between Income Inequality Measures and Social Welfare Functions”, *Journal of Econometrics*, 43 (1-2), s. 91-102.
- Deaton A., [2001], „Counting the World's Poor: Problems and Possible Solutions”, *World Bank Research Observer*, vol. 16(2), s. 125-147.
- De Broeck, M., Koen V., [2000], *The Great Contractions in Russia, the Baltics and the Other Countries of the former Soviet Union: A view from the Supply Side*, IMF Working Paper 00-32.
- Diener E., Suh E., Oishi S., [1997], „Recent findings on subjective well-being”, *Indian Journal of Clinical Psychology*, 24, s. 25-41.
- Flemming J., Micklewright J., [2000], „Income Distribution, Economic Systems and Transition”, [w:] Atkinson A.B., Bourguignon F. (eds.), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1. Amsterdam, Elsevier, 2000, s. 843-918.
- Górecki B., Wiśniewski M., [1998], „Zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1987-1995”, [w:] *Rynki i regulacja. Polska u schyłku lat dziewięćdziesiątych*, Warszawa, Nowy Dziennik, s. 237-253.
- Graaff J. de Van, [1957], *Theoretical Welfare Economics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Gregory P.R., [1999], *Transition Economies: Social Consequences of Transition*, Arbeitsberichte No. 7/99. Frankfurter Institut für Transformationsstudien. Frankfurt (Oder), Europa-Universität Viadrina.

- Grün C., Klasen S., [2000], *Growth, Income Distribution, and Well-Being: Comparisons across Space and Time*, Mimeo, University of Munich.
- [2001], „Growth, income distribution and well-being in transition countries”, *Economics of Transition*, 9(2), s. 359-394.
- Huffman S.K., Johnson S.R., [2002], „Re-evaluation of Welfare Changes during the Transition in Poland”, *Post-Communist Economies*, vol. 14(1), s. 31-45.
- Kakwani N., [1980], *Income inequality and poverty*, Oxford, Oxford University Press.
- Keane M.P., Prasad E.S., [1999], *Consumption and Income Inequality in Poland During the Economic Transition*, Washington, IMF Working Paper 99/14.
- [2002], „Inequality, Transfers and Growth: New Evidence from the Economic Transition in Poland”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 84(2), s. 324-341.
- Kot S.M., [2000], *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Warszawa – Kraków, PWN.
- Kudrycka I., Radziukiewicz M., [2000], „Zmiany rozkładu dochodów w okresie transformacji”, *Wiadomości Statystyczne*, nr 4, s. 13-28.
- Lambert Peter J., [2001], *The Distribution and Redistribution of Income*, 3<sup>rd</sup> ed. Manchester University Press, Manchester and New York.
- Milanovic B., [1998a], *Explaining the Increase in Inequality during the Transition*, World Bank, Policy Research Working Paper No. 1935.
- [1998b], *Income, Inequality and Poverty during the Transition from Planned to Market Economy*, Washington, World Bank.
- Mongin P., [2000], *Is there progress in normative economics?* THEMA, Université de Cergy-Pontoise Working Paper No. 2000-37.
- OECD, [2001], *Transition at a Glance*, CCNM/STD (2001)1.
- Offer A., [2000], *Economic Welfare Measurements and Human Well-Being*, University of Oxford, Discussion Papers in Economic and Social History no. 34.
- Orłowski W.M., [1997], „International Comparison of the Gross Domestic Product adjusted for the purchasing power: some conclusions for Poland”, *Research Bulletin RECESS (ZBSE)*, no. 3, s. 9-32.
- Parfit D., [1984], *Reasons and Persons*, Oxford, Oxford University Press.
- Ravallion M., [2001], *Measuring aggregate welfare in developing countries: how well do national accounts and surveys agree?* The World Bank, Washington, Policy Research Working Paper, no. 2665.
- Ravallion M., Lokshin M., [1999], *Subjective Economic Welfare*, The World Bank, Policy Research Working Paper 2106.
- Sen A., [1976], „Real National Income”, [w:] Sen A., *Choice, Welfare and Measurement*, Oxford, Basil Blackwell, 1982.
- [1979], „The Welfare Basis of Real Income Comparisons”, [w:] Sen A., *Resources, Values, and Development*, Cambridge, Harvard University Press, 1984.
- [1985], *Commodities and capabilities*, Amsterdam and New York, North-Holland.
- [1987], *The standard of living*, Cambridge, Cambridge University Press.
- [1997], *On Economic Inequality*, Oxford, Clarendon Press.
- Sharpe A., [1999], *A Survey of Indicators of Economic and Social Well-being*, CPRN Discussion Paper: Quality of Life Indicators Project.
- Shorrocks A.F., [1983], „Ranking income distributions”, *Economica*, 50, s. 3-17.
- Slesnick D.T., [1998], „Empirical Approaches to the Measurement of Welfare”, *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVI (December), s. 2108-2165.
- Smeeding T.M. (z pomocą A. Grodnera), [2000], *Changing Income Inequality in OECD Countries: Updated Results from the Luxembourg Income Study (LIS)*, LIS Working Paper No. 252.
- Sumner L.W., [1996], *Welfare, Happiness, and Ethics*, Oxford, Clarendon Press.
- Szulc A., [2000], „Economic Transition, Poverty, and Inequality: Poland in the 1990s”, *Statistics in Transition*, vol. 4(6), s. 997-1017.

- Tsakoglou P., [2000], „Poverty and anti-poverty policies in Greece and comparisons with other Mediterranean EU member-states”, [w:] Mitsos A., Mossialos E. (red), *Contemporary Greece and Europe*, Ashgate, Aldershot etc., 2000, s. 331-355.
- UNICEF, [1999], *Women in Transition. The MONEE Project*, Regional Monitoring Report No. 6, Florence, UNICEF.
- UNU/WIDER-UNDP, [2000], *World Income Inequality Database*, Version 1.0, 12 September, Address URL: <http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm>.
- Walle D. van de, [1996], *Common Pitfalls in Measuring Welfare during Transition*, *Transition*, vol. 7(7-8), s. 5-6.
- Winiecki J., [2002], „An Inquiry into the Early Drastic Fall of Output in Post-communist Transition: an Unsolved Puzzle”, *Post-Communist Economies*, vol. 14(1), s. 5-29.
- Wiśniewski M., [1996], *Zmiany rozkładu dochodów 1987-1992*, [w:] Okólski M., Sztanderska U., (red): *Studia nad reformowaną gospodarką. Aspekty instytucjonalne*, Warszawa, PWN, 1996, s. 232-268.
- World Bank, [2000], *World Development Indicators 2000 CD-ROM*, Washington, World Bank.
- Zakład Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN, [1999], *Nowy szacunek PKB za lata 1985-1995 (praca zbiorowa)*, *Studia i Prace, Z prac ZBSE, Zeszyt 263*.
- Zienkowski L., [1998], *Dochody gospodarstw domowych w okresie transformacji 1989-1996. Próba syntezy*, Warszawa, ZBSE GUS, Zeszyt 254.