

*Śledząc kolejne numery „Polityki Społecznej” widać wyraźnie, jak zmieniają się podstawowe problemy koncentrujące uwagę naszych autorów. Jeszcze rok temu drukowaliśmy wiele artykułów poświęconych bezrobociu, teraz zastanawiamy się nad tym, jak zarządzać tymi zasobami pracy, które mamy do dyspozycji. Wiele tekstów drukowanych w „Polityce Społecznej” jeszcze kilkanaście miesięcy temu zajmowało się sytuacją dochodową polskich gospodarstw domowych, teraz coraz częściej piszemy o sporach płacowych i bardziej interesuje nas „dzielenie zasobności” aniżeli „dzielenie biedy”. Jest też w problematyce podejmowanej na łamach „Polityki Społecznej” wątek stały – choć tylko wytrwali Czytelnicy mogą to dostrzec: widać wyraźnie, że urządzanie polskiego społeczeństwa ciągle jeszcze trwa, że blisko 20 lat to za mało, aby rozsądnie rozwiązać rozmaite kwestie strukturalne – o czym przekonują niekończące się dyskusje dotyczące reformy służby zdrowia, wiszące w powietrzu spory o przyszłość szkolnictwa wyższego. Jest tych spraw „do załatwienia” więcej – ważne wszakże jest to, że możemy je otwarcie dyskutować. Warto o tym pamiętać!*

Redakcja

## KONCENTRACJA I REGRESYWNOSĆ ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH

Ewa Aksman  
Uniwersytet Warszawski

### WSTĘP

Celem artykułu jest analiza świadczeń społecznych w Polsce z punktu widzenia ich koncentracji i regresywności, czyli odpowiednio skumulowania względem dochodów bazowych gospodarstw domowych oraz wpływu na nierówności dochodowe.

Powszechnie wiadomo, że są one ujemnie skoncentrowane względem dochodów pierwotnych gospodarstw, czyli, iż jako całość trafiają do biedniejszych podmiotów. Zbadany jednak zostanie dokładny stopień ich ujemnej koncentracji, przy wykorzystaniu danych z GUS-owskiego badania budżetów gospodarstw domowych w latach 2000–2005 oraz odpowiedniego statystyczno-ekonometrycznego miernika. Pozwoli to z kolei zweryfikować precyzyjnie zakres ich regresywności.

Co więcej, podzielenie świadczeń na objęte ubezpieczeniem społecznym i nieobjęte tym ubezpieczeniem umożliwi sprawdzenie koncentracji i regresywności świadczeń z każdej z tych grup oddzielnie.

Korzystając z dostępności danych, zostanie dodatkowo obliczony zarówno redystrybucyjny efekt łącznych świadczeń, jak i redystrybucyjne oddziaływanie świadczeń ubezpieczeniowych i świadczeń pozaubezpieczeniowych.

### ŹRÓDŁO DANYCH DO BADANIA

Źródłem danych empirycznych było GUS-owskie badanie budżetów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2000–2005.

Podstawowymi wadami tego badania są niepełna reprezentatywność prób gospodarstw domowych, a także wykazywanie zaniżonych dochodów tych jednostek (niepełna reprezentatywność wynika głównie z nadmiernej liczby gospodarstw chłopskich oraz gospodarstw emerytów i rencistów, a także z zupełnego nieuwzględniania tzw. gospodarstw zbiorowych) (Górecki, Wiśniewski 1998; Wiśniewski 1996)<sup>1</sup>.

Jednak mimo tych słabych stron, badanie to ciągle pozostaje najlepszym dostępnym źródłem informacji na temat rozkładu dochodów gospodarstw w kraju. Co więcej – umożliwia identyfikację, do jakiego stop-

nia świadczenia społeczne wpływają na ten rozkład. Uwzględnia ono podmioty łącznie z sześciu podstawowych grup społeczno-ekonomicznych.

W celu zwiększenia reprezentatywności GUS-owskich zbiorów gospodarstw zostały one przeważnie ze względu na takie trzy główne czynniki, jak:

- liczba osób w gospodarstwie,
- miejsce zamieszkania,
- podstawowe źródło utrzymania.

W konsekwencji można było w całości uznać je za reprezentatywne dla dziewięćdziesięciu kilku procent gospodarstw w Polsce.

Dla każdego gospodarstwa, objętego GUS-owskim badaniem w branych pod uwagę latach, wyznaczono dwie podstawowe kategorie dochodów: dochody pierwotne oraz dochody brutto.

Do dochodów pierwotnych gospodarstw zaliczono przede wszystkim dochody z pracy najemnej i na własny rachunek, każde z nich zarówno z prac stałych, jak i prac dorywczych, a ponadto emerytury oraz renty. Na omawiane dochody składały się również transfery prywatne, czyli alimenty prywatne i wszelkie dary (pomoc finansowa) od osób spoza danego gospodarstwa, oraz wybrane przychody z tytułu prowadzenia gospodarstwa rolnego, w tym działki. Ogólnie przyjęto, że emerytury i renty są wcześniej wypracowanymi, odłożonymi w czasie dochodami z pracy, analogicznie jak czyniono to już w innych podobnych badaniach (Górecki, Wiśniewski 1998; Styczeń, Topińska 1999).

Dochody brutto gospodarstw uzyskano poprzez zsumowanie dochodów pierwotnych i świadczeń społecznych, ale z wyłączeniem emerytur i rent (inwalidzkich i rodzinnych), bo te ostatnie, jak już stwierdzono wcześniej, zostały zaliczone do dochodów pierwotnych<sup>2</sup>.

Zasiłkami społecznymi dla gospodarstw były wszystkie świadczenia zabezpieczenia społecznego, czyli zasiłki zarówno objęte, jak i nieobjęte ubezpieczeniem społecznym, i stąd też podzielono je właśnie według tego kryterium.

Do pierwszej grupy wliczono zasiłki:

- chorobowe,
- macierzyńskie,
- rehabilitacyjne,

- opiekuńcze,
- porodowe do 2001 r.,
- pogrzebowe.

Natomiast do drugiej grupy wliczono zasiłki:

- rodzinne,
- pielęgnacyjne,
- wychowawcze,
- porodowe od 2002 r.,
- świadczenia z funduszu alimentacyjnego,
- środki pomocy społecznej,
- dodatki mieszkaniowe,
- zapomogi z instytucji niekomercyjnych,
- dla bezrobotnych (te ostatnie mają w Polsce spe-

cyficzny charakter, bo aczkolwiek składka na celowy Fundusz Pracy musi być płacona przez pracodawcę, to prawo do świadczenia jest prawem powszechnym, przysługującym na podstawie innych kryteriów niż opłacanie składek przez bieżących pracodawców)<sup>3</sup>.

Aby wyeliminować czynnik inflacyjny, obie opisane powyżej kategorie dochodów gospodarstw oraz zasiłki dla tych podmiotów zostały zindeksowane GUS-owskim wskaźnikiem wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych na czerwiec danego roku.

W celu zagwarantowania porównywalności dochodów gospodarstw, które oczywiście składały się z różnej liczby osób, obliczono dochody ekwiwalentne, czyli dochody zdeflowane współczynnikiem skali ekwiwalentności. Skala ekwiwalentności jest parametrem, który mierzy wpływ struktury demograficznej rodziny na stopień zaspokajania jej potrzeb z danego dochodu dzięki uwzględnianiu tzw. efektów skali. Wymieniony współczynnik skali był następujący:

$$f = 1 + 0,7(n_A - 1) + 0,5 n_C,$$

gdzie:

$n_A$  – liczba osób dorosłych w gospodarstwie (osobę dorosłą zdefiniowano jako tę, która ukończyła 16. rok życia),

$n_C$  – liczba dzieci.

Rezultatem wszystkich powyższych czynności było otrzymanie dla lat 2000–2005 zbiorów gospodarstw, w odniesieniu do których występowały rozkłady ekwiwalentnych dochodów pierwotnych, dochodów brutto i zasiłków.

Liczebność prób badania empirycznego w poszczególnych latach wahała się od około 28 tys. gospodarstw do mniej więcej 30 tys. podmiotów.

## METODOLOGIA BADANIA

Krzywa Lorenza dla dochodów pierwotnych zależy od krzywych koncentracji dochodów brutto i świadczeń względem dochodów pierwotnych w następujący sposób (Duclos 1993; Lambert 2001; Lambert, Pfähler 1988):

$$L_X = (1 + b_X)L_{Y,X} - b_X L_{B,X},$$

co prowadzi do następującej zależności:

$$G_X - C_{Y,X} = \frac{b_X(G_X - C_{B,X})}{(1 + b_X)}$$

gdzie:

$b_X$  – średnia stopa świadczeń,

$L_{Y,X}$  – krzywa koncentracji dochodów brutto,

$L_{B,X}$  – krzywa koncentracji świadczeń,

$G_X$  – współczynnik Giniego dla dochodów pierwotnych,

$C_{Y,X}$  – współczynnik koncentracji dochodów brutto,

$C_{B,X}$  – współczynnik koncentracji świadczeń (wszystkie wielkości są wyznaczone względem dochodów pierwotnych).

Współczynnik koncentracji świadczeń opisuje, na ile rozkład świadczeń jest taki sam, a na ile różni się od rozkładu dochodów pierwotnych, przy czym jest on określony w przedziale  $\langle -1; +1 \rangle$ . Gdy jego wartość jest równa zero, rozkład świadczeń jest identyczny jak rozkład dochodów pierwotnych, czyli nie ma żadnej koncentracji świadczeń względem tej kategorii dochodów. Jego poziom  $-1$  oznacza, że wszystkie świadczenia przynależą podmiotowi o najniższych dochodach pierwotnych, tzn. występuje ich pełna ujemna koncentracja. Natomiast jego wartość równa  $+1$  dowodzi, iż wszystkie świadczenia zostały przyznane jednostce o najwyższych dochodach tego typu, tj. występuje ich całkowita dodatnia koncentracja.

Różnica między  $G_X$  i  $C_{B,X}$  stanowi współczynnik progresywności świadczeń (Kakwani 1977, 1980):

$$K_{B,X} = G_X - C_{B,X},$$

dlatego że:

$C_{B,X}$  przyjmuje wartości z przedział  $\langle -1; +1 \rangle$

$K_{B,X}$  jest określony w przedziale  $(G_X - 1; G_X + 1)$ .

$K_{B,X}$  równy zero jest tożsamy z proporcjonalnością świadczeń względem dochodów pierwotnych i w konsekwencji z brakiem jakiegokolwiek wpływu z ich strony na nierówności dochodowe. Jeżeli  $K_{B,X}$  ma dodatni znak, świadczenia są regresywne, prowadząc do obniżania zróżnicowania dochodowego. Ujemny znak  $K_{B,X}$  informuje o progresywności świadczeń, a tym samym o zwiększaniu poprzez nie rozpiętości dochodowych.

Współczynnik koncentracji łącznych świadczeń jest średnią ważoną współczynników koncentracji świadczeń z obu grup, a ich współczynnik progresywności jest średnią ważoną współczynników progresywności świadczeń z każdej grupy, przy czym wagi są wprost proporcjonalne do średnich stóp świadczeń (na podstawie Kakwani 1977):

$$C_{B,X} = \frac{b_X^1}{b_X} C_{B^1,X} + \frac{b_X^2}{b_X} C_{B^2,X} = \frac{\mu_{B^1}}{\mu_B} C_{B^1,X} + \frac{\mu_{B^2}}{\mu_B} C_{B^2,X}$$

oraz

$$K_{B,X} = \frac{b_X^1}{b_X} K_{B^1,X} + \frac{b_X^2}{b_X} K_{B^2,X} = \frac{\mu_{B^1}}{\mu_B} K_{B^1,X} + \frac{\mu_{B^2}}{\mu_B} K_{B^2,X}$$

gdzie:

$b^1_X$  – średnia stopa świadczeń z pierwszej grupy,

$C_{B^1,X}$  – współczynnik koncentracji świadczeń z pierwszej grupy,

$b^2_X$  – średnia stopa świadczeń z drugiej grupy,

$C_{B^2,X}$  – współczynnik koncentracji świadczeń z drugiej grupy,

$K_{B^1,X}$  – współczynnik progresywności świadczeń z pierwszej grupy,

$K_{B^2,X}$  – współczynnik progresywności świadczeń z drugiej grupy,

$\mu_{B^1}$  – średnie świadczenie z pierwszej grupy,

$\mu_{B^2}$  – średnie świadczenie z drugiej grupy (wszystkie wielkości są wyznaczone względem dochodów pierwotnych).

Ponieważ syntetyczną miarą redystrybucyjnego efektu zagregowanych świadczeń jest przyrost względny współczynnika Giniego dla dochodów pierwotnych i dla dochodów brutto:

$$RE_{B,X} = \frac{G_Y - G_X}{G_X},$$

to redystrybucyjny efekt świadczeń z każdej z grup jest następujący:

$$RE_{B^1,X} = \frac{G_{X+B^1} - G_X}{G_X},$$

$$RE_{B^2,X} = \frac{G_{X+B^2} - G_X}{G_X},$$

gdzie:

$G_{X+B^1}$  – współczynnik Giniego dla dochodów pierwotnych zwiększonych o świadczenia z pierwszej grupy,

$G_{X+B^2}$  – współczynnik Giniego dla tej kategorii dochodów powiększonych o świadczenia z drugiej grupy.

## KONCENTRACJA I REGRESYWNOSĆ ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH

W brany pod uwagę czasie nastąpiło wiele zmian w zasadach przyznawania świadczeń społecznych. Oto najważniejsze z nich.

1. W 2000 r. wydłużono urlop macierzyński dla matek pracujących, niemniej od 2002 r. ponownie go skrócono do wcześniejszego wymiaru. Co więcej, od 2001 r. prawo do tego urlopu nabyli częściowo także ojcowie.

2. W 2002 r. przeprowadzono reformę zasiłków rodzinnych, polegającą na wyraźnym zmniejszeniu poziomu dochodu uprawniającego do ich pobierania.

3. W 2002 r. obniżono próg dochodowy kwalifikujący do świadczeń alimentacyjnych.

4. Aby silniej wesprzeć rodziny niepełne i wielodzietne, od 2002 r. zwiększono zasiłek wychowawczy dla osób samotnie wychowujących dzieci i rodzin z przynajmniej trójką dzieci.

5. Od 2002 r. zaczęła obowiązywać nowa granica dochodu stanowiącego tytuł do świadczeń pomocy społecznej, czyli tzw. próg interwencji socjalnej.

6. W 2002 r. zniesiono zasiłek porodowy, przekształcając go w zasiłek macierzyński pomocy społecznej zależny od dochodu rodziny.

7. W 2002 r., modyfikując świadczenia dla bezrobotnych, w ogóle zlikwidowano zasiłek przedemerytalny<sup>4</sup>.

8. W 2003 r. pracodawcom skrócono okres wypłaty wynagrodzenia w przypadku choroby pracownika z 35 dni do 33 dni w roku kalendarzowym.

9. Od 2003 r. renta socjalna, która została wprowadzona w 1996 r. jako nowe świadczenie opieki społecznej dla osób niepełnosprawnych, została objęta ubezpieczeniem społecznym.

10. Od 2004 r., w wyniku kolejnej reformy zasiłków rodzinnych, transfery te zaczęły przysługiwać rodzinom z dziećmi do 18. roku życia (lub z dziećmi uczącymi się do 21. roku życia), których dochód na osobę nie przekraczał określonego poziomu, odpowiadającego tzw. progowi wsparcia dochodowego rodzin (dla rodzin z dzieckiem niepełnosprawnym próg ten ustalono na wyższym poziomie).

11. W 2004 r. w ogóle zlikwidowano Fundusz Alimentacyjny, ale część jego świadczeń, wypłacanych rodzicom samotnie wychowującym dzieci, włączono do świadczeń rodzinnych.

12. W 2004 r. gwarantowany zasiłek okresowy pomocy społecznej, przysługujący z tytułu samotnego wychowywania dziecka i jednoczesnego wyczerpania już prawa do zasiłku dla bezrobotnych, został przekształcony w odrębny dodatek do zasiłku rodzinnego (stał się świadczeniem rodzinnym).

13. W 2004 r. przywrócono jednorazowy dodatek z tytułu urodzenia dziecka, ale tylko dla rodzin nieprzekraczających określonego progu dochodowego.

14. Od 2006 r. wprowadzono zróżnicowanie zasiłku rodzinnego w zależności od wieku dziecka.

15. W 2006 r. przyjęto jednokrotne powszechne świadczenie z tytułu urodzenia dziecka, tzw. becikowe.

Wymienione wyżej zmiany prawne musiały wywierać wpływ na koncentrację świadczeń społecznych względem dochodów pierwotnych gospodarstw domowych, a w konsekwencji też na ich progresywność względem tej kategorii dochodów.

Tabela 1.  $C_{B,X}$  i  $K_{B,X}$  względem ekwiwalentnych dochodów pierwotnych w latach 2000–2005

Rok	$C_{B,X}$	$K_{B,X}$
2000	-0,3975	0,7294
2001	-0,3521	0,6824
2002	-0,4022	0,7414
2003	-0,3580	0,6994
2004	-0,3611	0,7098
2005	-0,3594	0,7130

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

W badanej próbie gospodarstw domowych ujemne wartości współczynnika koncentracji zasiłków, tj. od -0,4022 w 2002 r., do -0,3521 w 2001 r., informowały, że alokacja tych świadczeń była nierównomierna względem rozkładu dochodów pierwotnych na korzyść podmiotów o niższych dochodach (tab. 1). Innymi słowy, ich ujemna koncentracja oznaczała, iż największą ich część otrzymywały właśnie najuboższe

podmioty. Niemniej siła tej ujemnej koncentracji była niezbyt duża.

Jednak wiele świadczeń społecznych ciągle było bardzo rozproszonych, trafiając do zbyt szerokiego kręgu odbiorców – duża liczba beneficjentów otrzymywała świadczenia o niewielkiej wysokości. Według badania P. Paci i innych (2005) nawet do 50% łącznych świadczeń w Polsce nie było kierowanych do najbardziej potrzebujących jednostek.

Co więcej, złe adresowanie świadczeń, przy braku skutecznych metod kontroli ich wypłat, było tożsame z nieszczelnością systemu, która wprost sprzyjała różnorodnym nadużyciom (w tym pobieraniu świadczeń przez osoby formalnie nieuprawnione, a jednocześnie nierzadko o wysokich dochodach, co dotyczyło zwłaszcza świadczeń z pomocy społecznej) (Malinowska, Misiąg 2002; Piętka 2005).

Stąd też świadczenia te nadal nie spełniały ani warunku poziomej efektywności, polegającej na adresowaniu ich do wszystkich najuboższych osób, ani warunku pionowej efektywności, tożsamej z alokowaniem ich właśnie tylko między takie jednostki (Barr 2000). Brak dostatecznej ujemnej koncentracji wielu świadczeń był ciągle dziedzictwem dawnego systemu socjalistycznego, nierozzerwalnie związanego z ideą państwa opiekuńczego (Golinowska 2000)<sup>5</sup>.

Dodatknie wartości współczynnika progresywności zasiłków, tj. od 0,6824 w 2001 r. do 0,7414 w 2002 r., potwierdzały już bezpośrednio, że transfery te były *de facto* regresywne względem dochodów pierwotnych, przy czym oczywiście musiało tak być na skutek ich ujemnej koncentracji względem tej kategorii dochodów.

Regresywność świadczeń społecznych względem dochodów pierwotnych oznaczała zmniejszanie dzięki nim nierówności dochodowych.

Niemniej w omawianym okresie państwo kontynuowało odchodzenie od świadczeń powszechnych na rzecz świadczeń adresowanych, czyli zwiększanie siły ich ujemnej koncentracji względem dochodów pierwotnych gospodarstw domowych. Najbardziej wyraźnym tego przejawem była niewątpliwie reforma zasiłków rodzinnych w 2002 r., zdecydowanie ograniczająca dostęp do tych transferów, oraz jej kontynuacja w 2004 r., a także stopniowa reforma świadczeń opieki społecznej, w tym zwłaszcza jej część wdrażana w 2002 r.

W szczególności zwiększanie selektywności zasiłków rodzinnych spowodowało, że stały się one lepiej skoncentrowane na rodzinach naprawdę uboższych, zwłaszcza posiadających dzieci uczące się, a także dzieci niepełnosprawne. Następowo to jednak przy równoczesnym zmniejszaniu ich poziomu<sup>6</sup>.

Uzyskane wyniki badania empirycznego prawidłowo pokazały ujemną koncentrację zasiłków społecznych względem dochodów pierwotnych, a w rezultacie także ich faktyczną regresywność względem tej kategorii dochodów. Niemniej nie potwierdziły one ogólnego zjawiska wzrostu siły ujemnej koncentracji omawianych świadczeń, a w następstwie też przynajmniej częściowego wzrostu ich regresywności.

Było tak dlatego, że w GUS-owskim badaniu budżetów gospodarstw domowych występuje nadmierna reprezentacja gospodarstw o niskich dochodach, czyli podmiotów otrzymujących bardzo dużo świadczeń. Równocześnie jednak cechuje się ono zbyt słabą reprezentacją gospodarstw znajdujących się na każdym z krańców rozkładu dochodów, tzn.

jednostek o bardzo niskich i bardzo wysokich dochodach (jest tak na skutek tego, że istnieją bardzo poważne techniczne problemy z uwzględnianiem w tym badaniu podmiotów o skrajnie niskich dochodach, a jednocześnie jednostki o skrajnie wysokich dochodach coraz częściej same odmawiają uczestnictwa w nim).

Zgodnie z tym co stwierdzono już wcześniej, zasiłki społeczne podzielono na świadczenia objęte ubezpieczeniem społecznym i świadczenia nieobjęte tym ubezpieczeniem. Aczkolwiek taki podział świadczeń nie musi być najistotniejszy dla beneficjentów, dla których mają one pełnić przede wszystkim funkcję dochodową, czyli gwarantować określony poziom przychodów, to jednak oznacza istotne rozróżnienie między ubezpieczeniowym i zaopatrzeniowym prawem do świadczeń.

Celem podziału zasiłków na świadczenia ubezpieczeniowe i pozaubezpieczeniowe było zweryfikowanie, na ile zasiłki z każdej z tych grup różnią się stopniem koncentracji względem dochodów pierwotnych, a w konsekwencji też zakresem progresywności względem tej kategorii dochodów.

Tabela 2.  $C_{\beta^1, X}$ ,  $K_{\beta^1, X}$ ,  $C_{\beta^2, X}$  i  $K_{\beta^2, X}$  względem ekwiwalentnych dochodów pierwotnych w latach 2000–2005

Rok	$C_{\beta^1, X}$	$K_{\beta^1, X}$	$C_{\beta^2, X}$	$K_{\beta^2, X}$
2000	-0,1550	0,4869	-0,4146	0,7465
2001	-0,1469	0,4772	-0,3670	0,6973
2002	-0,1673	0,5065	-0,4179	0,7571
2003	-0,0432	0,3846	-0,3796	0,7210
2004	-0,1788	0,5275	-0,3716	0,7203
2005	-0,1613	0,5149	-0,3708	0,7244

Źródło: jak w tab. 1.

Współczynnik koncentracji zasiłków z pierwszej grupy przyjmował wartości od -0,1788 do -0,0432, co wystąpiło odpowiednio w 2004 r. i w 2003 r., a ich współczynnik progresywności kształtował się na poziomie od 0,3846 do 0,5275, co dotyczyło odpowiednio 2003 r. oraz 2004 r. (tab. 2). Natomiast współczynnik koncentracji zasiłków z drugiej grupy wyniósł od -0,4179 w 2002 r. do -0,3670 w 2001 r., a ich współczynnik progresywności osiągał poziom od 0,6973 w 2001 r. do 0,7571 w 2002 r.

A zatem zasiłki z drugiej grupy cechowała zarówno wyraźnie silniejsza ujemna koncentracja względem dochodów pierwotnych, jak i w rezultacie też ich znacznie większa regresywność względem tej kategorii dochodów. Musiało tak być, ponieważ to właśnie one były alokowane na podstawie kryterium (testu) dochodowego, a nie z tytułu wcześniejszego opłacania składki ubezpieczeniowej, czyli zgodnie z zasadą, że uprawnia do nich przysługiwały tylko świadczeniobiorcom, których dochód nie przekraczał określonego poziomu.

Z faktu, że zarówno zasiłki z pierwszej grupy, jak i zasiłki z drugiej grupy były regresywne względem dochodów pierwotnych wynikało, iż świadczenia z każdej z tych grup prowadziły do redukcji rozpiętości dochodowych.

Co więcej, postanowiono zbadać redystrybucyjny efekt zagregowanych zasiłków społecznych, a ponadto redystrybucyjne oddziaływanie świadczeń z pierwszej i drugiej grupy oddzielnie.

Tabela 3.  $G_X$ ,  $G_Y$ ,  $RE_{B,X}$ ,  $G_{X+B^1}$ ,  $RE_{B^1,X}$ ,  $G_{X+B^2}$  i  $RE_{B^2,X}$  względem ekwiwalentnych dochodów pierwotnych w 2001 r., 2003 r. i 2005 r.

Rok	$G_X$	$G_Y$	$RE_{B,X}$	$G_{X+B^1}$	$RE_{B^1,X}$	$G_{X+B^2}$	$RE_{B^2,X}$
2001	0,3303	0,3091	-0,0640	0,3300	-0,0007	0,3093	-0,0634
2003	0,3414	0,3170	-0,0716	0,3413	-0,0003	0,3169	-0,0717
2005	0,3536	0,3287	-0,0704	0,3532	-0,0011	0,3290	-0,0695

Źródło: jak w tab. 1.

Zarówno współczynnik Giniego dla dochodów pierwotnych, jak i dla dochodów brutto w każdym kolejnym roku przyjmował coraz wyższe wartości, pokazując, że ogólnie różnicowanie dochodów społeczeństwa wzrastało (tab. 3). Nierówności dochodów brutto były mniejsze od nierówności dochodów pierwotnych oczywiście w następstwie redystrybucyjnego wpływu świadczeń społecznych. Najniższa wartość redystrybucyjnego efektu zasiłków wyniosła -0,0716, a najwyższa -0,0640, co wystąpiło odpowiednio w 2003 r. i w 2001 r., i co oznaczało, że zasiłki redukowały nierówności dochodowe od 6,40% do 7,16%.

Redystrybucyjny efekt zasiłków z pierwszej grupy wyniósł od -0,0011 w 2005 r. do -0,0003 w 2003 r., a z kolei redystrybucyjny efekt zasiłków z drugiej grupy przyjmował poziom od -0,0717 w 2003 r. do -0,0634 w 2001 r. Ujemne wartości zarówno redystrybucyjnego efektu zasiłków z pierwszej grupy, jak i redystrybucyjnego efektu zasiłków z drugiej grupy potwierdzały, że świadczenia z każdej z tych grup ograniczały nierówności dochodowe, niemniej redystrybucyjny efekt zasiłków z drugiej grupy był o wiele silniejszy.

## PODSUMOWANIE

Świadczenia społeczne w Polsce są ujemnie skoncentrowane względem dochodów pierwotnych, co oznacza, że jako całość trafiają do biedniejszych gospodarstw domowych, abstrahując od tego, czy ich przyznawanie odbywa się na podstawie formalnej weryfikacji dochodu wyjściowego, czy też nie. W rezultacie są one też regresywne względem tej kategorii dochodów. Niemniej ich ujemna koncentracja, a w następstwie też ich regresywność nie jest jeszcze dostatecznie silna.

W ciągu ostatnich kilku lat niewątpliwie zwiększono selektywność w przyznawaniu niektórych świadczeń, a to sprzyjało zwiększaniu ich ogólnej efektywności. Niemniej czyniono to głównie poprzez zmniejszanie uprawniającego do nich proggu dochodowego, co widać najlepiej na przykładzie reformy zasiłków rodzinnych, a także częściowo na przykładzie reformy świadczeń pomocy społecznej (ta druga polegała również na decentralizacji alokowania publicznych środków finansowych, a tym samym wzmocnieniu działalności socjalnej władz lokalnych).

W sumie państwo podtrzymało swoją odpowiedzialność tylko za zapewnianie raczej niskich wartości zasiłków, sprowadzając tym samym wielowymiarową politykę społeczną jedynie do takiego wymiaru (Golinowska 2007). Jest to bardzo niekorzystne zjawisko, świadczące o ciągłym niedookreśleniu tej polityki.

Świadczenia społeczne wywierają wyraźny efekt redystrybucyjny, co wynika głównie z ich relatywnie wysokiej średniej efektywnej stopy względem dochodów pierwotnych. Niemniej gdyby cechowały się one jeszcze większą ujemną koncentracją względem

tej kategorii dochodów, a w następstwie też silniejszą regresywnością, to efekt ten byłby jeszcze silniejszy. Stąd też w polityce społecznej państwa należałoby oczekiwać działań właśnie w tym kierunku, tym bardziej, że we współczesnych systemach finansów publicznych funkcja redystrybucyjna z założenia jest przypisana właśnie systemowi świadczeń społecznych, w tym zasiłków o charakterze socjalnym.

- <sup>1</sup> Gospodarstwa zbiorowe to hotele robotnicze, internaty, domy studenckie, sanatoria, domy rencistów, klasztory itd.
- <sup>2</sup> Aby poprawić wiarygodność rejestracji niektórych świadczeń społecznych w GUS-owskim badaniu budżetów gospodarstw, dokonano odpowiednich korekt, zwłaszcza w odniesieniu do zasiłków o charakterze rodzinnym (niektóre świadczenia mogły być odbierane z opóźnieniem, mogły być jednokrotne albo zaniżone itp.).
- <sup>3</sup> Od 1999 r. do 2001 r. zasiłki porodowe były w ubezpieczeniu chorobowym, ale od 2002 r. są w ramach KRUS lub w ramach pomocy społecznej. Do 2004 r. Fundusz Pracy był dotowany z budżetu państwa.
- <sup>4</sup> W latach 1997–2004 zasiłki i świadczenia przedemerytalne były finansowane przez Fundusz Pracy, a później już przez ZUS.
- <sup>5</sup> W Polsce, czyli kraju o relatywnie niskim poziomie PKB, nadal musiało to oznaczać szczególnie dotkliwą nieracjonalność wydawania publicznych środków finansowych.
- <sup>6</sup> Wszystkie stosowane w praktyce systemy świadczeń społecznych, w tym również świadczeń uniwersalnych i świadczeń selektywnych, posiadają negatywne cechy, trudne do usunięcia, ale chodzi o to, aby wady te minimalizować (Fedorowicz 2003; Golinowska 2002).

## LITERATURA

- Aksman E. (2003), *Redistributive Effect of Social Benefits in Poland vs Analogous Effects in Other European Countries*, Consortium of Household Panels for European Socio-Economic Research, „Working Paper” nr 12, Luxembourg: CEPS/INSTEAD, Differdange, G.-D.
- Balcerzak-Paradowska B. (2002), *Świadczenia rodzinne w Polsce. Zmiany okresu transformacji, stan obecny i perspektywy*, „Polityka Społeczna” nr 4, s. 35–41, ISSN 0137-4729.
- Bargain O., Morawski L., Myck M., Socha M. (2007), *As SIMPL As That: Introducing a Tax-Benefit Microsimulation Model for Poland*, Bonn: IZA (The Institute for the Study of Labour), „Discussion Paper” nr 2988.
- Barr N. (2000), *Reforma państwa dobrobytu w krajach postkomunistycznych*, w: *Po dziesięciu latach – transformacja i rozwój w krajach postkomunistycznych*, Red. J. Neman, Warszawa: Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, ISBN 83-7178-212-8.
- Duclos J. (1993), *Progressivity, Redistribution and Equity with Application to the British Tax and Benefit System*, „Public Finance”, vol. 48, nr 3, s. 350–365, ISSN 0033-3476.
- Fedorowicz Z. (2003), *Polityka finansowa i jej funkcje*, w: *Finanse*, Red. J. Ostaszewski, Warszawa: Centrum Doradztwa i Informacji Difin Sp. z o.o., ISBN 83-7251-347-3.
- Golinowska S. (2000), *Inna rola państwa także w sferze społecznej*, „Polityka Społeczna” nr 9, s. 1–11, ISSN 0137-4729.
- Golinowska S. (2002), *Świadczenia rodzinne – podejście powszechne versus selektywne*, „Polityka Społeczna” nr 4, s. 30–34, ISSN 0137-4729.
- Golinowska S. (2007), *Polityka rodzinna a przemiany rodziny, gospodarki i państwa – głos w debacie o polityce rodzinnej w Polsce*, „Polityka Społeczna” nr 8, s. 8–13, ISSN 0137-4729.
- Golinowska S., Topińska I. (2002), *Pomoc społeczna – zmiany i warunki skutecznego działania*, Seria: W stronę rynku, Warszawa: Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, ISBN 83-7178-231-0.
- Górecki B., Wiśniewski M. (1998), *Zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1987–1995, w: Podział dochodu i nierówności dochodowe. Fakty,*

- tendencje, porównania, Red. J. Mujżel. S. Golinowska, E. Mączyńska, Warszawa: Rada Strategii Społeczno-Gospodarczej przy Radzie Ministrów, Raport nr 29, ISSN 1233-5711.
- Jenkins S. (1988), *Reranking and the Analysis of Income Redistribution*, „Scottish Journal of Political Economy”, vol. 35, nr 1, s. 65–76, ISSN 0036-9292.
- Kakwani N.C. (1977), *Application of Lorenz Curve in Economic Analysis*, „Econometrica” nr 3, s. 719–727, ISSN 2842654.
- Kakwani N.C. (1980), *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications*, Published for the World Bank, Oxford University Press, ISBN 0-19-520126-4.
- Keane M.P., Prasad E.S. (2002), *Inequality, Transfers and Growth: New Evidence from the Economic Transition in Poland*, „The Review of Economics and Statistics” nr 84, s. 324-341, ISSN 0034-6535.
- Lambert P.J. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*, Manchester and New York: Manchester University Press, ISBN 0-7190-5732-9.
- Lambert P.J., Pfähler W. (1988), *On Aggregate Measures of the Net Redistributive Impact of Taxation and Government Expenditure*, „Public Finance Quarterly” vol. 16, ISSN 0048-5853.
- Lambert P.J., Pfähler W. (1992), *Income Tax Progression and Redistributive Effect: The Influence of Changes in the Pre-Tax Income Distribution*, „Public Finance”, vol. 47, No. 1, s. 1–16, ISSN 0033-3476.
- Malinowska E., Misiąg W. (2002), *Finanse publiczne w Polsce – Przewodnik*, Gdańsk: Ośrodek Doradztwa i Doskonalenia Kadr Sp. z o.o., ISBN 83-71876-21-1.
- Paci P., Sasin M.J., Verbeek J. (2005), *Economic Growth, Income Distribution and Poverty in Poland During Transition*, „Beyond Transition – The Newsletter About Reforming Economies” vol. 16, nr 2, s. 8–9.
- Piętka K. (2005), *Transfery społeczne. Problemy zakresu i trafności*, Seria: Trzeci Etap Reformy, Warszawa: Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, ISBN 83-7178-385-X.
- Styczeń M., Topińska I. (1999), *Podatki i wydatki socjalne jako narzędzia redystrybucji dochodów gospodarstw domowych*, Opracowania Projektów Badawczych Zamawianych, Zeszyt nr 4, Warszawa: Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, ISSN 1507-9163.
- Wiśniewski M. (1996), *Zmiany rozkładu dochodów 1987–1992*, w: *Studia nad reformowaną gospodarką*, Red. M. Okólski, U. Sztanderska, Warszawa: PWN, ISBN 83-01-11972-1.
- Wóycicka I. (2003), *Wydatki socjalne w latach 2000–2020, Raport na podstawie modelu „Budżet polityki społecznej”*, Warszawa: Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, ISBN 83-89443-05-8.

## SUMMARY

The aim of this paper is to investigate concentration and regressivity of social benefits in Poland. Household Budget Surveys carried out by the Central Statistical Office in 2000–2005 is the source of data for the study. Under statistical analysis benefit concentration coefficient and benefit regressivity coefficient introduced by N.C. Kakwani are used. The empirical results demonstrate that social benefits in Poland are negatively concentrated with respect to household original income and that is why they are regressive. Benefit concentration coefficient was calculated between -0.4022 and -0.3521, while the benefit regressivity coefficient was calculated between 0.6824 and 0.7414. Benefits not covered by social insurance system are more negatively concentrated with respect to household original income and more regressive as compared with benefits covered by social insurance system. Moreover, the analysis regards redistributive effect of all benefits: the effect reached the value between -7.16% and -6.40%.