

Redystrybucyjny efekt świadczeń zdrowotnych

Ewa Aksman, dr
Wydział Nauk Ekonomicznych UW

Wstęp

Celem artykułu jest zbadanie wpływu świadczeń zdrowotnych na rozkład dochodów bieżących gospodarstw domowych. Jest to konieczne z punktu widzenia weryfikacji redystrybucyjnej funkcji uwzględnianych świadczeń. Główne źródło danych stanowiły GUS-owskie badania budżetów gospodarstw w 1996 r. i korzystania z opieki medycznej na przełomie lat 1995/1996. W analizie zastosowano podstawowe mierniki zarówno redystrybucyjnego efektu świadczeń, jak i ich progresywności (regresywności).

1. Charakterystyka próby badania

Przedmiotem rozważań były gospodarstwa domowe w Polsce objęte przez GUS badaniem budżetów tych jednostek w 1996 r. [*Budżety gospodarstw...*, 1997]. Chociaż badanie to ma wyraźne wady, ciągle pozostaje najpełniejszym dostępnym źródłem danych, umożliwiającym identyfikację rozkładu dochodów wymienionych podmiotów [Górecki, Wiśniewski, 1998]. Pomimo że istniały dane o gospodarstwach w latach późniejszych, konieczne było oparcie się na danych z 1996 r., a wynikało to z potrzeby posiadania również informacji o korzystaniu ze świadczeń zdrowotnych. Jednakże ostatnim rokiem, którego dotyczyły te informacje w zakresie niezbędnym z punktu widzenia przeprowadzanego badania, był właśnie rok 1996.

Z GUS-owskiej próby wyeliminowano gospodarstwa rolników i osób pracujących na własny rachunek. Po pierwsze, te dwa rodzaje jednostek cechowała bardzo duża sezonowość dochodów, w następstwie czego ich dochody w czasie badania nie musiały być reprezentatywne dla całego roku. Po drugie, w przypadku wskazanych podmiotów istniało duże prawdopodobieństwo zaniżania łącznych deklarowanych w badaniu dochodów¹.

Dla każdego gospodarstwa wyznaczono dochody pierwotne. W konsekwencji rezygnacji z analizy międzyokresowych przepływów finansowych omawia-

Artykuł jest podsumowaniem analiz prowadzonych w ramach Badań Statutowych Wydziału Nauk Ekonomicznych UW, finansowanych przez KBN, i grantu KBN pt. *Redystrybucyjne efekty finansów publicznych a dobrobyt społeczny w Polsce* (Projekt 2 H02C 061 24).

¹ Usunięte gospodarstwa rolników i osób pracujących na własny rachunek stanowiły 12,33% łącznej liczby jednostek uwzględnianych w GUS-owskim badaniu.

ne dochody ograniczono wyłącznie do dochodów bieżących, nie biorąc pod uwagę żadnych innych, w tym głównie ze sprzedaży majątku rzeczowego, z własności i z aktywów finansowych. A zatem zaliczały się do nich wszystkie dochody członków gospodarstw z dowolnych źródeł, ale z wyłączeniem zasiłków społecznych, których przyznawanie, obok rent i emerytur, jest regulowane przez stronę rządową (ang. *pre-government income*). Były to przede wszystkim dochody z pracy najemnej, zarówno w sektorze publicznym, jak i prywatnym, dochody z pracy na własny rachunek, stałej i dorywczej, oraz emerytury i renty (składały się jednak na nie również przeważnie odszkodowania w następstwie części ubezpieczeń, alimenty i dary oraz wybrane przychody z tytułu prowadzenia gospodarstwa rolnego)².

Niestety w GUS-owskim badaniu budżetów gospodarstw nie było danych koniecznych do wyznaczenia wartości świadczeń zdrowotnych odbieranych przez te jednostki w systemie opieki zdrowotnej finansowanym ze środków publicznych. Dlatego też do opisanej powyżej próby badania dołączono informacje z innego GUS-owskiego badania pt. *Korzystanie z usług medycznych w Polsce na przełomie lat 1995/1996* [*Korzystanie z usług...*, 1997]. Aczkolwiek to ostatnie opracowanie dotyczyło korzystania przez ludność Polski zarówno z podstawowej, jak i specjalistycznej opieki zdrowotnej, a ponadto opieki stomatologicznej (w skali kraju i w ujęciu przestrzennym), to na potrzeby badania wykorzystano dane odnoszące się tylko do opieki specjalistycznej.

Uwzględniając płeć, wiek i miejsce zamieszkania pacjenta, a także rodzaj szpitala, każdej osobie w gospodarstwie przypisano odpowiedni średni czas pobytu w szpitalu. Szpitale podzielono na trzy grupy: ogólne, kliniczne i instytutowe. Łączny koszt pobytu w szpitalu, przypadający na daną osobę, obliczono według wzoru:

$$k = \sum_{i=1}^3 n_i k_i \quad (1)$$

gdzie:

n_i — liczba osobodni w i -tym szpitalu;

k_i — koszt osobodnia w i -tym szpitalu.

Na koniec wyznaczono całkowite koszty pobytu w szpitalu na poziomie gospodarstw, przy czym zmienną tę nazwano świadczeniami zdrowotnymi.

Tak więc, świadczenia zdrowotne ograniczono wyłącznie do opieki szpitalnej, wyłączając inną opiekę specjalistyczną, opiekę podstawową, a ponadto leki refundowane³.

² 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].

³ Aby wyeliminować czynnik inflacyjny, dochody pierwotne, przypisane każdemu gospodarstwu w danym miesiącu, zostały zindeksowane GUS-owskim wskaźnikiem wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych na czerwiec 1996 r.

W celu zagwarantowania porównywalności dochodów i świadczeń dla gospodarstw o różnej liczbie osób obliczono dochody i świadczenia ekwiwalentne, przy czym współczynnik skali ekwiwalentności e^h był następujący:

$$e^h = 1 + 0,7(n_A - 1) + 0,5n_c \quad (2)$$

gdzie:

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

n_C — liczba dzieci w gospodarstwie.

Próba badania zawierała 27 836 gospodarstw.

2. Redystrybucyjny efekt świadczeń

Klasyczną miarą redystrybucyjnego efektu świadczeń ($RE_{B,X}$), informującą o zmianie nierówności dochodowych przy odwzorowywaniu dochodów pierwotnych w dochody pierwotne powiększone o świadczenia, jest różnica współczynników Giniego dla tych dochodów:

$$RE_{B,X} = G_X - G_{X+B} \quad (3)$$

Redystrybucyjny efekt świadczeń zależy zarówno od ich średniej stopy, progresywności (regresywności), jak i efektu przeszerogowania względem dochodów pierwotnych. Zgodnie z propozycją N. C. Kakwaniego [1984] można go zdekomponować w następujący sposób:

$$RE_{B,X} = G_X - G_{X+B} = \frac{b_X K_{B,X}}{1 + b_X} - R_{B,X} \quad (4)$$

gdzie:

b_X — średnia stopa świadczeń, czyli relacja $\frac{\mu_B}{\mu_X}$, w której μ_B to średnie świadczenie, a μ_X średni dochód pierwotny;

$K_{B,X}$ — współczynnik progresywności (regresywności) świadczeń, obliczany zgodnie z formułą $K_{B,X} = G_X - C_{X,B}$, w której $C_{X,B}$ jest współczynnikiem koncentracji świadczeń;

$R_{B,X}$ — współczynnik efektu przeszerogowania odbiorców świadczeń, wyznaczony według wzoru $R_{B,X} = G_{X+B} - C_{X+B,X}$, w którym $C_{X+B,X}$ to współczynnik koncentracji dochodów pierwotnych powiększonych o świadczenia⁴.

Jeżeli współczynnik progresywności (regresywności) świadczeń względem dochodów pierwotnych $K_{B,X}$ ma znak dodatni, świadczenia są regresywne względem tych dochodów, prowadząc do obniżania nierówności dochodowych. Ujemna wartość $K_{B,X}$ jest tożsama z progresywnością świadczeń względem uwzględnianych dochodów, czyli ze zwiększaniem przez nie zróżnicowa-

⁴ Ponieważ każdy współczynnik koncentracji jednej zmiennej względem drugiej zmiennej przyjmuje wartości z przedziału $(-1, 1)$, $K_{B,X}$ jest określony w przedziale $(-1 + G_X, G_X + 1)$.

nia dochodowego. $K_{B,X} = 0$ oznacza proporcjonalność świadczeń względem analizowanych dochodów, czego wynikiem jest ich neutralność z punktu widzenia oddziaływania na rozpiętości dochodowe (w przypadku świadczeń proporcjonalnych ich elastyczność względem dochodów pierwotnych zawsze wynosi jeden). Czyli $K_{B,X}$ ogólnie pokazuje odchylenie danych świadczeń od świadczeń proporcjonalnych [Kakwani, 1977].

W przypadku braku efektu przeszerogowania, redystrybucyjny efekt świadczeń byłby funkcją tylko ich średniej stopy i współczynnika ich progresywności:

$$RE_{B,X} = \frac{b_X K_{B,X}}{1 + b_X} \quad (5)$$

co można pokazać, korzystając z zależności:

$$\mu_{X+B} G_{X+B} = \mu_X G_X + \mu_B C_{B,X} \quad (6)$$

w której μ_{X+B} to średni dochód pierwotny powiększony o świadczenia.

W badanej próbie gospodarstw współczynnik Giniego dla dochodów pierwotnych osiągnął poziom $G_X = 0,3176245$, natomiast współczynnik Giniego dla dochodów pierwotnych powiększonych o świadczenia przyjął wartość $G_{X+B} = 0,3122205$ (tabela 1.). A zatem nierówności dochodów pierwotnych powiększonych o świadczenia były nieznacznie mniejsze niż nierówności dochodów pierwotnych, oczywiście w następstwie redystrybucyjnej siły świadczeń. Redystrybucyjny efekt świadczeń dokładnie ukształtował się na poziomie $RE_{B,X} = 0,0054040$, czyli obniżyły one zróżnicowanie dochodowe o 1,7013801%.

Tabela 1.

G_X , G_{X+B} i $RE_{B,X}$

G_X	G_{X+B}	$RE_{B,X}$
0,3176245	0,3122205	0,0054040

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Współczynnik koncentracji świadczeń względem dochodów pierwotnych wyniósł $C_{B,X} = 0,0738220$ (tabela 2.). Dodatnia wartość $C_{B,X}$ wskazywała, że świadczenia były skoncentrowane na podmiotach o wyższych dochodach pierwotnych, ale ponieważ wartość była niewiele większa od zera, koncentracja ta była bardzo słaba.

Współczynnik koncentracji dochodów pierwotnych powiększonych o świadczenia względem dochodów pierwotnych osiągnął poziom $C_{X+B,X} = 0,3119776$. Podobnie jak w przypadku współczynnika koncentracji świadczeń względem dochodów pierwotnych $C_{B,X}$, dodatnia wartość $C_{X+B,X}$ informowała, iż rozkład dochodów pierwotnych powiększonych o świadczenia był nie-

równomierny względem rozkładu dochodów pierwotnych na korzyść podmiotów o wyższych dochodach pierwotnych. Tym razem koncentracja ta była jednak wyraźnie większa.

Średnia stopa świadczeń względem dochodów pierwotnych przyjęła wartość $b_X = 0,0237106$. Rozważana stopa była bardzo niska, ale niewątpliwie — gdyby świadczenia, oprócz opieki szpitalnej, dotyczyły także pozostałej opieki specjalistycznej, opieki podstawowej, a ponadto leków refundowanych — byłaby wyższa. O bardzo niskim poziomie tej stopy przesądziło ponadto zaliczenie wszystkich emerytur i rent dla gospodarstw do ich dochodów pierwotnych, a nie do ich świadczeń.

Współczynnik progresywności (regresywności) świadczeń względem dochodów pierwotnych ukształtował się na poziomie większym od zera, tj. $K_{B,X} = 0,2438025$, co potwierdzało już wprost ich regresywność względem tych dochodów, czyli zmniejszanie przez nie rozpiętości dochodowych. Wymieniona regresywność była jednak słaba.

Współczynnik efektu przeszerogowania względem dochodów pierwotnych wyniósł $R_{B,X} = 0,0002429$. Oznacza to, że dla niektórych jednostek otrzymywanie świadczeń prowadziło do poprawy pozycji w rozkładzie dochodów pierwotnych powiększonych o świadczenia w porównaniu z miejscem w rozkładzie dochodów pierwotnych. Wskazany efekt wyjaśniał zmniejszenie całego redystrybucyjnego efektu świadczeń o 4,49481%.

Tabela 2.

$C_{B,X}$, $C_{X+B,X}$, b_X , $K_{B,X}$ i $R_{B,X}$

$C_{B,X}$	$C_{X+B,X}$	b_X	$K_{B,X}$	$R_{B,X}$
0,0738220	0,3119776	0,0237106	0,2438025	0,0002429

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Podsumowując, można stwierdzić, że świadczenia bardzo nieznacznie redukowały nierówności dochodowe — o około 1,70%. Bardzo słaby redystrybucyjny efekt był wynikiem w pierwszej kolejności ich bardzo niskiego udziału w dochodach pierwotnych, a w drugiej kolejności małej regresywności względem tych dochodów. Co więcej, omawiany efekt ulegał dodatkowo obniżeniu na skutek zjawiska przeszerogowania.

3. Progresywność (regresywność) świadczeń

Dwoma lokalno-dystrybucyjnymi miarami progresywności (regresywności) świadczeń względem dochodów pierwotnych są progresywność udziału relatywnych świadczeń (ang. *Relative Benefit Share Progressivity* — $RBSP_i$) i progresywność udziału relatywnych dochodów (ang. *Relative Income Share Progressivity* — $RISP_i^B$) dla grup decylowych gospodarstw uporządkowanych wg dochodów pierwotnych.

$RBSP_i$ dla grup decylowych gospodarstw wg dochodów pierwotnych zgodnie z formułą P. K. Aggarwala [1994] przyjmuje postać:

$$RBSP_i = \frac{s_{B_i}}{s_{X_i}} = \frac{b_{x_i}}{b_x} \quad (7)$$

gdzie:

s_{B_i} — udział świadczeń dla i -tej grupy decylowej w świadczeniach dla wszystkich grup;

s_{X_i} — udział dochodów pierwotnych i -tej grupy decylowej w dochodach pierwotnych wszystkich grup;

b_{x_i} — średnia stopa świadczeń w i -tej grupie decylowej;

b_x — średnia stopa świadczeń we wszystkich grupach.

Jeżeli $RBSP_i$ maleje dla coraz wyższych grup decylowych gospodarstw wg dochodów pierwotnych, świadczenia są regresywne względem tych dochodów, czyli zmniejszają nierówności dochodowe. Gdy $RBSP_i$ wzrasta dla coraz wyższych takich grup decylowych, świadczenia są progresywne względem opisywanych dochodów, tj. zwiększają zróżnicowanie dochodowe. $RBSP_i = 1$ dla wszystkich takich grup decylowych należy interpretować jako proporcjonalność świadczeń względem branych pod uwagę dochodów, a tym samym jako niewywieranie przez nie żadnego wpływu na rozpiętości dochodowe⁵.

$RISP_i^B$ w odniesieniu do grup decylowych gospodarstw wg dochodów pierwotnych zgodnie ze wzorami P. K. Aggarwala [1994] i S. R. Baum [1987] dana jest jako:

$$RISP_i^B = \frac{s(X_i + B_i)}{s_{X_i}} = \frac{(X_i + B_i)X}{(X + B)X_i} = \frac{1 + b_{x_i}}{1 + b_x} \quad (8)$$

gdzie:

$s(X_i + B_i)$ — udział dochodów pierwotnych powiększonych o świadczenia i -tej grupy decylowej w dochodach pierwotnych powiększonych o świadczenia wszystkich grup;

X_i — dochody pierwotne i -tej grupy decylowej;

B_i — świadczenia dla i -tej grupy decylowej;

X — dochody pierwotne wszystkich grup;

Spadek lub wzrost $RISP_i^B$ dla kolejnych grup decylowych gospodarstw wg dochodów pierwotnych oraz wariant, gdy $RISP_i^B = 1$ dla wszystkich grup decylowych interpretuje się identycznie jak spadek $RBSP_i$ albo wzrost $RBSP_i$ i $RBSP_i = 1$ ⁶.

W badanym zbiorze gospodarstw średnia stopa świadczeń względem dochodów pierwotnych dla pierwszej grupy decylowej podmiotów wg docho-

⁵ $PBSP_i$ jest określana również jako indeks relatywnych świadczeń (ang. *Relative Benefit Index* — RBI_i).

⁶ $RISP_i^B$ jest nazywana alternatywnie dostosowaniem relatywnych udziałów (ang. *Relative Share Adjustment* — RSA_i^B).

dów osiągnęła poziom $b_{x_1} = 0,0512060$, dla czwartej grupy decylowej $b_{x_{IV}} = 0,0348989$, dla siódmej grupy decylowej $b_{x_{VII}} = 0,0253292$, a dla dziesiątej grupy decylowej $b_{x_X} = 0,0100171$ (tabela 3.). Z punktu widzenia całej próby badania uwzględniana stopa malała dla coraz wyższych analizowanych grup decylowych, a to było tożsame z regresywnością świadczeń względem dochodów pierwotnych, tzn. z redukowaniem przez nie zróżnicowania dochodowego ($G_{X+B} < G_X$).

Tabela 3.

b_{x_i}

grupy decylowe gospodarstw wg ekwiwalentnych dochodów pierwotnych	b_{x_i}
I grupa	0,0512060
II grupa	0,0400695
III grupa	0,0393725
IV grupa	0,0348989
V grupa	0,0310380
VI grupa	0,0283216
VII grupa	0,0253292
VIII grupa	0,0215506
IX grupa	0,0183772
X grupa	0,0100171

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Progresywność udziału relatywnych świadczeń dla pierwszej grupy decylowej gospodarstw wg dochodów pierwotnych przyjęła wartość $RBSP_I = 2,159628$, dla czwartej grupy decylowej $RBSP_{IV} = 1,471869$, dla siódmej grupy decylowej $RBSP_{VII} = 1,068267$ i dla dziesiątej grupy decylowej $RBSP_X = 0,4224754$ (tabela 4.). Ogólnie rozważana progresywność spadała dla kolejnych wymienionych grup decylowych, jeszcze raz stanowiąc dowód, że świadczenia były regresywne względem dochodów pierwotnych i prowadziły tym samym do zmniejszenia rozpiętości dochodowych.

Tabela 4.

$RBSP_i (RBI_i)$.

grupy decylowe gospodarstw wg ekwiwalentnych dochodów pierwotnych	$RBSP_i (RBI_i)$
I grupa	2,159628
II grupa	1,689940
III grupa	1,660545
IV grupa	1,471869

grupy decylowe gospodarstw wg ekwiwalentnych dochodów pierwotnych	$RBSP_i (RBI_i)$
V grupa	1,309037
VI grupa	1,194473
VII grupa	1,068267
VIII grupa	0,9089033
IX grupa	0,7750622
X grupa	0,4224754

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Progresywność udziału relatywnych dochodów dla pierwszej grupy decylowej gospodarstw wg dochodów pierwotnych ukształtowała się na poziomie $RISP_I^B = 1,026859$, dla czwartej grupy decylowej $RISP_{IV}^B = 1,010929$, dla siódmej grupy decylowej $RISP_{VII}^B = 1,001581$, a dla dziesiątej grupy decylowej $RISP_X^B = 0,9866237$ (tabela 5.). Ogólnie wskazana progresywność malała dla coraz wyższych omawianych grup decylowych, co po raz kolejny wskazywało na regresywność świadczeń względem dochodów pierwotnych.

Tabela 5.

$RISP_i^B (RSA_i^B)$

grupy decylowe gospodarstw wg ekwiwalentnych dochodów pierwotnych	$RISP_i^B (RSA_i^B)$
I grupa	1,026859
II grupa	1,015980
III grupa	1,015299
IV grupa	1,010929
V grupa	1,007158
VI grupa	1,004504
VII grupa	1,001581
VIII grupa	0,9978901
IX grupa	0,9947901
X grupa	0,9866237

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Podsumowanie

W badaniu wykazano, że świadczenia zdrowotne wywierały wpływ na rozkład dochodów pierwotnych gospodarstw. Opisywane świadczenia prowadziły do bardziej egalitarnego rozkładu dochodów w konsekwencji odznaczania się dodatnim redystrybucyjnym efektem. Jednakże brany pod uwagę efekt był bardzo słaby.

Redystrybucyjny efekt świadczeń zależał zarówno od ich średniej stopy, progresywności (regresywności), jak i efektu przeszerogowania względem dochodów pierwotnych. O bardzo małym redystrybucyjnym efekcie świadczeń przesądził przede wszystkim ich bardzo niski udział w uwzględnianych dochodach, a ponadto mała regresywność względem tych dochodów. Dodatkowo, efekt ten był zauważalnie osłabiany przez zjawisko przeszerogowania.

Co więcej, w badaniu dokładnie pokazano progresywność (regresywność) świadczeń względem dochodów pierwotnych. Zmiana wartości zarówno średniej stopy świadczeń, progresywności udziału relatywnych świadczeń, jak i progresywności udziału relatywnych dochodów dla kolejnych grup decylo- wych gospodarstw wg analizowanych dochodów potwierdziła, że świadczenia były *de facto* regresywne względem tych dochodów, czyli iż zmniejszały nierówności dochodowe.

Niemniej należy pamiętać, iż badanie odnosiło się do redystrybucyjnego efektu świadczeń zdrowotnych tylko w postaci usług związanych z pobytem w szpitalu, z pominięciem innych usług specjalistycznych, usług na poziomie opieki podstawowej, a także leków refundowanych.

Trzeba ponownie zaznaczyć, iż badanie dotyczyło oddziaływania świadczeń na zróżnicowanie jedynie pierwotnych dochodów bieżących gospodarstw, z wyłączeniem jakichkolwiek kategorii pozostałych dochodów.

Bibliografia

- Aggarwal P. K., 1994, *A Local Distributional Measure of Tax Progressivity*, „Public Finance”, t. 49, nr 1.
- Baum S. R., 1987, *On the Measurement of Tax Progressivity: Relative Share Adjustment*, „Public Finance Quarterly”, t. 15, nr 2.
- Budżety gospodarstw domowych w 1996 r.*, 1997, Główny Urząd Statystyczny, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa.
- Górecki B., Wiśniewski M., 1998, *Zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych w Polsce w latach 1987–1995*, w: *Podział dochodu i nierówności dochodowe. Fakty, tendencje, porównania*, Rada Strategii Społeczno-Gospodarczej przy Radzie Ministrów, Raport nr 29, Warszawa.
- Kakwani N. C., 1977, *Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison*, „The Economic Journal”, nr 87.
- Kakwani N. C., 1984, *On the Measurement of Tax Progressivity and Redistributive Effect of Taxes with Application to Horizontal and Vertical Equity*, „Advances in Econometrics”, vol. 3.
- Korzystanie z usług medycznych w Polsce na przełomie lat 1995/1996*, 1997, Główny Urząd Statystyczny, Informacje i opracowania statystyczne, Warszawa.
- Styczeń M., Topińska I., 1999, *Podatki i wydatki socjalne jako narzędzia redystrybucji dochodów gospodarstw domowych*, Opracowania projektów badań zamawianych, Zeszyt nr 4, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.

A b s t r a c t **The Redistributive Effect of Health Services**

A

This article examines the influence of health services on household current income distribution. Household Budget Survey in 1995 and The Use of Medical Services in 1995/1996 conducted by Central Statistical Office are the main source of data. In the research sample consisting of 27,836 units health services lead to lower income inequality. Nevertheless their redistributive effect is very weak. It is mainly a consequence of their low average rate with respect to original income and low regressivity as well. What is more, the effect is reduced by the reranking effect. Additionally, calculation of Relative Benefit Share Progressivity and Relative Income Share Progressivity confirms directly that health services are de facto regressive with respect to original income, i.e. they decrease income inequality.