

EWA AKSMAN

NIERÓWNOŚCI DOCHODÓW GOSPODARSTW DOMOWYCH W POLSCE W LATACH 2000-2006

I. WPROWADZENIE

Celem artykułu jest zbadanie nierówności dochodowych gospodarstw domowych w Polsce od początku obecnej dekady. Pozwoli to odpowiedzieć na pytanie, czy w dalszym ciągu utrzymuje się – trwający od kilku lat – ogólny trend wzrostu wskazanych nierówności, a także umożliwi analizę przyczyn tego stanu rzeczy.

II. ŹRÓDŁO DANYCH

Źródłem danych empirycznych do prezentowanego studium były wyniki badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych w Polsce przez Główny Urząd Statystyczny, tzn. wykorzystano tu rezultaty badań z lat 2000-2006. Podstawowymi wadami tych badań są niepełna reprezentatywność prób gospodarstw oraz wykazywanie zaniżonych dochodów¹. To, że próby nie są całkowicie reprezentatywne, wynika z faktu, że występuje w nich nad-reprezentacja gospodarstw chłopskich oraz gospodarstw emerytów i rencistów, a także z faktu, iż zupełnie nie uwzględnia się w nich tzw. gospodarstw zbiorowych i gospodarstw obywateli innych państw². Z kolei zaniżanie dochodów gospodarstw jest nierzadko znaczne, mimo że często chodzi o zarobki zupełnie jawne i zgodne z prawem. Mimo tych mankamentów, badania prowadzone przez GUS ciągle są najlepszym dostępnym źródłem informacji na temat rozkładu dochodów gospodarstw domowych w kraju. Jest to w zasadzie najpełniejsza dostępna systematyczna baza danych, która na skutek stosowania niemalże takich samych procedur statystycznych w ciągu ostatnich kilkunastu lat umożliwia porównywalność uzyskanych wyników w długim horyzoncie czasowym.

¹ O. Bargain, L. Morawski, M. Myck, M. Socha, *As SIMPL As That: Introducing a Tax-Benefit Microsimulation Model for Poland*, IZA (The Institute for the Study of Labor), Discussion Paper nr 2988, Bonn 2007, s. 23; B. Milanovic, *Explaining the Increase in Inequality During Transition*, „Economics of Transition” 1999, nr 2, s. 329-331; L. Podkaminer, *A Note on the Evolution of Inequality in Poland 1992-99*, „Cambridge Journal of Economics” 2003, nr 5, s. 757.

² Gospodarstwa zbiorowe to hotele robotnicze, internaty, domy studenckie, sanatoria, domy rencistów, klasztory, wieżenia itd.

Badania GUS-u w latach 2000-2006 obejmowały gospodarstwa pracownicze, chłopskie, pracowniczo-chłopskie, emerytów i rencistów, osób pracujących na własny rachunek oraz osób utrzymujących się z niezarobkowych źródeł (innych niż emerytura lub renta), odnosząc się tym samym łącznie do podmiotów z sześciu podstawowych grup społeczno-ekonomicznych. W celu zwiększenia reprezentatywności zbiorów gospodarstw wazono je ze względu na trzy zasadnicze czynniki: liczbę osób w gospodarstwie, miejsce zamieszkania (cztery różne wielkości miast i wieś) oraz podstawowe źródło utrzymania (sześć wymienionych wcześniej kategorii). W konsekwencji otrzymaną próbę uznać można za reprezentatywną dla dziewięćdziesięciu kilku procent gospodarstw w Polsce.

Dla każdego gospodarstwa wyznaczono dwie następujące główne kategorie dochodów: dochody pierwotne i dochody netto. Do pierwotnych zaliczono wszystkie bieżące dochody członków danego gospodarstwa, pochodzące z dowolnych źródeł, z wyłączeniem zasiłków społecznych. Były to przede wszystkim dochody z pracy najemnej (zarówno w sektorze publicznym, jak i prywatnym), dochody z pracy na własny rachunek oraz emerytury i renty (inwalidzkie i rodzinne). Na omawiane dochody składały się również transfery prywatne, czyli alimenty i wszelka pomoc finansowa od osób spoza danego gospodarstwa, a także wybrane przychody z tytułu prowadzenia gospodarstwa rolnego, w tym działki. Tak więc ogólnie przyjęto, że emerytury i renty są wcześniej wypracowanymi, odłożonymi w czasie dochodami z pracy, analogicznie jak czyniono to w innych podobnych badaniach³.

Dochody netto wszystkich gospodarstw były równe dochodom pierwotnym, najpierw powiększonym o zasiłki społeczne, a następnie pomniejszonym o podatek dochodowy od osób fizycznych (*personal income tax*). Zasiłkami społecznymi dla omawianych podmiotów były zarówno świadczenia objęte ubezpieczeniem społecznym, jak i nieobjęte tym ubezpieczeniem. W omawianych tu badaniach prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny PIT jest rejestrowany jako bardzo zaniżony, przeprowadzono zatem odpowiednią symulację tego podatku (ponieważ dla gospodarstw wyznaczono tylko bieżące dochody pierwotne, uwzględniono PIT jedynie od tej kategorii dochodów). Aby wyeliminować czynnik inflacyjny – dochody pierwotne, dochody netto, zasiłki i PIT przypisane każdemu gospodarstwu w danym miesiącu zostały zindeksowane stosowanym przez GUS 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:

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

³ B. Górecki, M. Wiśniewski, *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, Rada Strategii Społeczno-Gospodarczej przy Radzie Ministrów, Raport nr 29, Warszawa 1998, s. 133-170; M. Styczeń, I. Topińska, *Podatki i wydatki socjalne jako narzędzia redystrybucji dochodów gospodarstw domowych*, Opracowania Projektów Badawczych Zamawianych, Zeszyt nr 4, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa 1999.

gdzie n_A jest liczbą osób dorosłych w gospodarstwie (osobę dorosłą zdefiniowano jako tę, która ukończyła 16 rok życia), a n_C jest liczbą dzieci. Skala ekwiwalentności jest parametrem mierzącym wpływ struktury demograficznej rodziny na stopień zaspokajania jej potrzeb z danego dochodu dzięki uwzględnianiu tzw. efektów skali. Przyjęta skala ekwiwalentności jest skalą OECD, najczęściej stosowaną w różnych badaniach społeczno-ekonomicznych, a przez to zapewniającą największą porównywalność uzyskanych wyników.

Rezultatem wszystkich opisanych czynności było otrzymanie dla lat 2000-2006 zbiorów gospodarstw, w odniesieniu do których występowały rozkłady ekwiwalentnych dochodów pierwotnych i ekwiwalentnych dochodów netto, a ponadto ekwiwalentnych świadczeń społecznych i PIT-u. Liczebność prób w poszczególnych latach wahała się od około 28 000 do mniej więcej 35 000 podmiotów.

III. NIERÓWNOŚCI DOCHODÓW PIERWOTNYCH

W badanej próbie gospodarstw domowych współczynnik Giniego dla dochodów pierwotnych wyniósł od 0,3303 w 2001 r. do 0,3611 w 2006 r., przy czym z wyjątkiem 2001 r. w każdym kolejnym roku przyjmował on coraz wyższe wartości (tabela 1)⁴. Potwierdzało to ogólny wzrost nierówności wymienionej kategorii dochodów; w omawianym okresie nierówności te, mierzone współczynnikiem Giniego, wzrosły o 9,32%.

Tabela 1

G_x w latach 2000-2006

Rok	G_x
2000	0,3318
2001	0,3303
2002	0,3392
2003	0,3414
2004	0,3487
2005	0,3536
2006	0,3611

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

⁴ Liczby we wszystkich tabelach zostały zaokrąglone do czterech miejsc po przecinku, stąd też działania na nich prowadzą do przybliżonych wyników.

Głównym czynnikiem przesądającym o wzroście rozpiętości dochodów pierwotnych społeczeństwa było zróżnicowanie dochodów z pracy, będących najważniejszym elementem składowym tej kategorii dochodów (przypomnijmy, że obejmowały one zarówno dochody z pracy najemnej, jak i na własny rachunek). Było to oczywiste, gdyż trwająca transformacja systemowa w kierunku gospodarki rynkowej wymuszała coraz silniejsze mechanizmy konkurencji, a w ich następstwie – coraz efektywniejsze zasady wynagrodzeń, różnicujące pracowników z punktu widzenia produktywności (zarówno w sektorze rolnictwa, przemysłu, jak i usług). Zmieniające się poziomy i struktura produkcji, w tym całkowita rezygnacja z produkcji niektórych dóbr i usług oraz rozpoczynanie produkcji zupełnie nowych towarów, zwiększały polaryzację dochodów – od dochodów osób bezrobotnych po dochody elit biznesu. Z jednej strony rosło bezrobocie otwarte, a z drugiej tworzono nowe miejsca pracy, oferując bardzo wysokie wynagrodzenia, na przykład w instytucjach finansowych i ubezpieczeniowych⁵.

Wzrost dyspersji płac występował w większym stopniu w wyniku wzrostu nierówności w górnym krańcu rozkładu wynagrodzeń niż wzrostu zróżnicowania w dolnym krańcu tego rozkładu, czyli bardziej w rezultacie wzrostu rozpiętości wynagrodzeń wysoko płatnych pracowników aniżeli w odniesieniu do nisko opłacanych osób⁶. Było to zgodne z realiami ekonomicznymi obserwowanymi we wszystkich krajach z rozwijającą się gospodarką rynkową. Wraz z większym spłaszczeniem wynagrodzeń nisko płatnych pracowników, cały czas charakterystycznym zjawiskiem był duży udział pracowników otrzymujących wynagrodzenia nie wyższe niż połowa przeciętnej płacy brutto w gospodarce (np. w 2002 r. udział ten wynosił 17,4%⁷). Odnosiło się to zarówno do sektora publicznego, jak i prywatnego, przy czym w sektorze prywatnym było to również związane z rozszerzaniem się szarej strefy.

Istnieje empiryczna hipoteza badawcza mówiąca o tym, że wzrost nierówności płacowych najpierw powoduje wzrost wydajności pracy, a następnie jej spadek, co oznacza istnienie optymalnego zróżnicowania płac (paraboliczna zależność między rozpiętościami dochodowymi i stopą wydajności pracy)⁸. Jeżeli rozwarstwienie wynagrodzeń jest mniejsze od optymalnego, nie ma dostatecznych motywacji do efektywnej pracy po stronie najbardziej wykwalifikowanych pracowników, a gdy rozwarstwienie płac jest wyższe od optymalnego, brak jest takich bodźców po stronie osób o niższych kwalifikacjach. Stąd

⁵ J. Kornai, *The Great Transformation of Central and Eastern Europe, Success and Disappointment*, „Economics of Transformation” 2006, nr 2, s. 228.

⁶ A. Pollok, *Zmiany sytuacji dochodowej gospodarstw domowych w Polsce w warunkach transformacji systemu gospodarczego (w ujęciu systemu rachunków narodowych)*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie” 2000, nr 555, s. 63; A. Wojtyna, *Problem nierówności dochodów w kontekście przystąpienia Polski do Unii Europejskiej*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie” 2002, nr 600, s. 17.

⁷ Z. Jacukowicz, *Negatywne trendy w relacjach płac*, „Polityka Społeczna” 2003, nr 10, s. 2.

⁸ P. Kumor, J. J. Sztandynger, *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonometryczna*, „Ekonomista” 2007, nr 1, s. 48; J. J. Sztandynger, *Modyfikacje funkcji produkcji i wydajności pracy z zastosowaniami*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2003.

też, w świetle przytoczonej hipotezy, wskazane już wcześniej większe zróżnicowanie płac w górnym krańcu rozkładu łącznych wynagrodzeń, czyli zarobków pracowników o wyższych kwalifikacjach zawodowych, zwiększało motywacyjną funkcję płacy⁹.

Coraz większego znaczenia nabierała kategoria rynkowej wartości kwalifikacji zawodowych, będących pochodną wykształcenia. Innymi słowy – ciągle wzrastała premia za kwalifikacje, a mówiąc szerzej: premia za wykształcenie, w ramach ogólnego wzrostu stopy zwrotu z kapitału ludzkiego¹⁰. Co więcej, cały czas występował w gospodarce światowej postęp technologiczny, preferujący wykwalifikowane kadry, a Polska, jako kraj adaptujący nowe technologie, musiała podporządkować się zasadzie wypłacania premii za kwalifikacje (premię za pracę złożoną)¹¹.

Zróżnicowanie wynagrodzeń rosło nie tylko w tych gałęziach gospodarki narodowej, w których kształtowanie płac podlegało siłom rynku, ale również w branżach, w których bazowało ono na negocjacjach między pracodawcami i pracownikami lub zależało wprost od decyzji rządu (ogólnie następował spadek roli związków zawodowych).

Najwyższym procentem pracowników otrzymujących najwyższe wynagrodzenia cechował się sektor prywatny, którego znaczenie ciągle rosło, ale nierówności płacowe w całym sektorze publicznym także były duże. Trzeba jednak zauważyć, że nie można dokładnie określić rzeczywistego zróżnicowania wynagrodzeń w sektorze prywatnym, ponieważ część osiąganych w nim dochodów była ukrywana przed aparatem skarbowym.

Zgodnie z badaniami P. Kumora, które również prowadzone były na podstawie danych zebranych przez GUS, współczynnik Giniego (koncentracji Lorenza) dla płac brutto w Polsce w latach 2000-2004 wyniósł od 0,3100 w 2000 r. do 0,3450 w 2004 r., wzrastając w każdym kolejnym roku¹². Współczynnik ten odnosił się do wynagrodzeń brutto pracowników pełnoetatowych, zatrudnionych na podstawie stosunku pracy, wraz ze składkami obowiązkowych ubezpieczeń społecznych. Niestety nie można porównywać go

⁹ P. Aghion, S. Commander, *On the Dynamics of Inequality in the Transition*, „Economics of Transition” 1999, nr 2, s. 284-287; M. Garbicz, *Rosnące nierówności dochodowe w Polsce po 1990 r. – próba opisu mechanizmów*, referat zaprezentowany na konferencji naukowej „Wzrost gospodarczy a bezrobocie i nierówności w podziale dochodu”, zorganizowanej przez Katedrę Teorii Systemu Rynkowego SGH oraz Instytut GFK Polonia, Hotel Polonia Palace, Warszawa, 29 listopada 2006 r.

¹⁰ M. P. Keane, E. S. Prasad, *Inequality, Transfers and Growth: New Evidence from the Economic Transition in Poland*, „The Review of Economics and Statistics” 2002, nr 84, s. 324-341; L. Podkaminer, op. cit., s. 759.

¹¹ Mobilność dochodową definiuje się jako przemieszczanie się osób pracujących między kolejnymi decylami dochodowymi (przechodzenie do niższych lub wyższych decyli). Jest ona uwarunkowana wysokim poziomem technologii i organizacji procesu pracy w danej gospodarce, generującymi popyt na wysoko wykwalifikowaną siłę roboczą. Transformacja ustrojowa w Polsce w kierunku gospodarki rynkowej, polegająca na zmianach strukturalnych na rynku pracy, prowadzących do wdrażania nowych technologii i usprawnienia organizacji procesu pracy, skutkowałą wzrostem popytu na pracowników wiedzy, a w konsekwencji też wzrostem mobilności dochodowej. Szerzej na temat mobilności dochodowej zob. B. Górecki, *Dynamika zarobków w krajach przechodzących transformację i w krajach Unii Europejskiej*, „Ekonomista” 2000, nr 5, s. 635-645.

¹² P. Kumor, *Nierównomierność rozkładu płac*, „Wiadomości Statystyczne” 2006, nr 9, s. 6.

wprost z przedstawianym w artykule badaniem, bo dotyczył on tylko kategorii wynagrodzeń, uwzględniając rozkład pracowników, a nie rozkład gospodarstw domowych. Można jednak na jego podstawie wywnioskować, że nierówności wynagrodzeń pracowniczych były niższe od zróżnicowania bieżących dochodów pierwotnych gospodarstw.

Aczkolwiek głównym powodem wzrostu nierówności dochodów pierwotnych był wzrost zróżnicowania wynagrodzeń, to wzrost rozpiętości tej kategorii dochodów wynikał również z dużych dysproporcji emerytur i rent (rozkład tych świadczeń nie był tak równomierny, jak rozkład dochodów pierwotnych)¹³. Na początku obecnej dekady około 2/3 emerytów i rencistów ZUS otrzymywało wypłaty poniżej średniego świadczenia¹⁴. Poza tym transfery prywatne, które odgrywały ważną rolę w dochodach pierwotnych gospodarstw domowych, a których głównym motywem był altruizm, także zwiększały nierówności dochodowe¹⁵.

Odrębnym czynnikiem przyczyniającym się do wzrostu nierówności dochodów pierwotnych był ciągły rozwój specyficznych rynków, na których prywatne podmioty mogły sprzedawać takie dobra substytucyjne względem dóbr publicznych, jak: edukacja, opieka medyczna, telekomunikacja, przejazdy autostradami, niektóre dobra kultury itd.¹⁶

Na wzrost zróżnicowania dochodów pierwotnych wpływ miały także niekorzystne zachowania typu *rent-seeking*, przyjmowane przez niektóre jednostki w społeczeństwie w bardzo różnorodnych dziedzinach funkcjonowania gospodarki¹⁷. Tego rodzaju postawy były możliwe na skutek istnienia w kraju poważnych luk instytucjonalnych w przeprowadzaniu transformacji systemowej w kierunku gospodarki rynkowej. Co więcej, wraz z rozwojem gospodarki rynkowej coraz ważniejsze stawały się czynniki wzrostu nierówności dochodów pierwotnych, będące bezpośrednim efektem polityki gospodarczej państwa. Zaliczały się do nich zwłaszcza¹⁸:

- 1) coraz szersze otwieranie się polskiej gospodarki na zewnątrz, prowadzące do zmian w handlu zagranicznym, przy jednoczesnym wzmocnieniu złotego,
- 2) rosnący zakres prywatyzacji, z założenia oznaczającej wzrost efektywności w zamian za wzrost nierówności płacowych,
- 3) postępująca liberalizacja rynku kapitałowego, umożliwiająca dopływ obcego kapitału.

¹³ A. Wojtyna, *Problem nierówności dochodów w kontekście przystąpienia Polski do Unii Europejskiej*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie” 2002, nr 600, s. 5-23.

¹⁴ K. Piętka, *Polityka dochodowa, w tym transferów społecznych, a ubóstwo i wykluczenie społeczne – główne wnioski z badań*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, projekt badawczy zamawiany, Warszawa 2003.

¹⁵ M. Kalbarczyk, *Rola transferów prywatnych w budżetach gospodarstw domowych*, „Polityka Społeczna” 2007, s. 3-8.

¹⁶ A. Wojtyna, op. cit., s. 13.

¹⁷ M. Leszczyńska, *Podział dochodów i jego nierówności – implikacje teorii ekonomicznych dla polityki społecznej*, „Problemy Polityki Społecznej” 2006, nr 9, Polska Akademia Nauk, Komitet Nauk o Pracy i Polityce Społecznej, Warszawa, s. 82; A. Wojtyna, op. cit., s. 13.

¹⁸ P. Aghion, S. Commander, op. cit., s. 275-298; M. Garbicz, op. cit.; L. Podkaminer, op. cit., s. 755-768.

Szczególnie ważnym czynnikiem było wejście Polski do Unii Europejskiej w 2004 r., stanowiące najważniejszy przejaw procesu integracyjnego z gospodarką zewnętrzną, mający wpływ na eksport i import, swobodny przepływ siły roboczej, a także poziom i strukturę płac¹⁹. Prywatyzacja i liberalizacja rynku kapitałowego oznaczały wzrost znaczenia i zróżnicowania dochodów kapitałowych, w tym dochodów z własności²⁰.

IV. ZRÓŻNICOWANIE DOCHODÓW NETTO

Współczynnik Giniego dla dochodów netto jest średnią ważoną współczynników koncentracji dochodów pierwotnych, świadczeń społecznych i podatku dochodowego, przy czym wagami są średnie stopy tych elementów składowych²¹:

$$G_Z = x_Z C_{X,Z} + b_Z C_{B,Z} - t_Z C_{T,Z} = \frac{\mu_X}{\mu_Z} C_{X,Z} + \frac{\mu_B}{\mu_Z} C_{B,Z} - \frac{\mu_T}{\mu_Z} C_{T,Z},$$

gdzie x_Z jest średnią stopą dochodów pierwotnych, $C_{X,Z}$ jest współczynnikiem koncentracji dochodów pierwotnych, b_Z jest średnią stopą świadczeń, $C_{B,Z}$ jest współczynnikiem koncentracji świadczeń, t_Z jest średnią stopą podatku, $C_{T,Z}$ jest współczynnikiem koncentracji podatku, μ_X jest średnim dochodem pierwotnym, μ_Z jest średnim dochodem netto, μ_B jest średnim świadczeniem, a μ_T jest średnim podatkiem (wszystkie wielkości są obliczone względem dochodów netto).

W konsekwencji powyższej formuły mamy:

$$1 = s_Z^X + s_Z^B - s_Z^T = \frac{x_Z C_{X,Z}}{G_Z} + \frac{b_Z C_{B,Z}}{G_Z} - \frac{t_Z C_{T,Z}}{G_Z},$$

gdzie s_Z^X jest wkładem dochodów pierwotnych w nierówności dochodów netto, s_Z^B jest wkładem świadczeń w te nierówności, a s_Z^T jest wkładem podatku w te nierówności.

¹⁹ A. Wojtyna, op. cit., s. 5-23.

²⁰ A. Pollok, op. cit., s. 55-70.

²¹ Na podstawie N. C. Kakwani, *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications*, Published for the World Bank, Oxford University Press 1980, s. 178.

Tabela 2

$x_z, C_{x,z}, b_z, C_{b,z}, t_z, C_{t,z}, s_z^x, s_z^b$ i s_z^r w latach 2000-2006
względem ekwiwalentnych dochodów netto

Rok	x_z	$C_{x,z}$	b_z	$C_{b,z}$	t_z	$C_{t,z}$	s_z^x	s_z^b	s_z^r
2000	1,1087	0,3173	0,0460	-0,1266	0,1546	0,3222	1,1879	-0,0197	0,1683
2001	1,1136	0,3151	0,0439	-0,1035	0,1576	0,3126	1,1811	-0,0153	0,1658
2002	1,1044	0,3224	0,0514	-0,1380	0,1558	0,3247	1,1933	-0,0238	0,1695
2003	1,1066	0,3227	0,0514	-0,0682	0,1580	0,3353	1,1879	-0,0117	0,1762
2004	1,0978	0,3285	0,0551	-0,0562	0,1529	0,3507	1,1866	-0,0102	0,1764
2005	1,1023	0,3354	0,0501	-0,0795	0,1525	0,3473	1,1821	-0,0127	0,1693
2006	1,1164	0,3377	0,0478	-0,1009	0,1642	0,3275	1,1840	-0,0151	0,1689

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Wkład dochodów pierwotnych gospodarstw w nierówności dochodów netto tych podmiotów był większy od jedności informując, że zróżnicowanie tych pierwszych dochodów było większe od rozpiętości tych drugich.

Wkład zasiłków społecznych w nierówności dochodów netto gospodarstw przyjmował wartość mniejszą od zera, co wskazywało, że świadczenia te obniżały zróżnicowanie dochodowe. Wkład PIT-u w nierówności dochodów netto rozważanych podmiotów był mniejszy od jedności, ale dodatni, sygnalizując, że również ten instrument finansowy redukowało rozpiętości dochodowe. Tak więc, świadczenia i PIT działały w tym samym kierunku, prowadząc do spłaszczenia rozkładu dochodów.

Tabela 3

G_z w latach 2000-2006

Rok	G_x
2000	0,2961
2001	0,2971
2002	0,2984
2003	0,3006
2004	0,3040
2005	0,3128
2006	0,3184

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Najniższy współczynnik Giniego dla dochodów netto (0,2961) wystąpił w 2000 r., natomiast najwyższy (0,3184) zanotowano w 2006 r., przy czym wzrastał on w każdym kolejnym roku. Był to dowód na systematyczny wzrost nierówności analizowanej kategorii dochodów gospodarstw – w całym badanym okresie wzrosły one o 7,53%. Równocześnie potwierdził się wcześniejszy wniosek, że zróżnicowanie dochodów netto było mniejsze niż rozpiętości dochodów pierwotnych.

Nierówności dochodów netto były mniejsze niż zróżnicowanie dochodów pierwotnych, zarówno na skutek redystrybucyjnego efektu świadczeń społecznych, jak i redystrybucyjnego efektu PIT-u, przy czym ten pierwszy efekt był o wiele silniejszy²². Należało się tego spodziewać, ponieważ redystrybucyjna funkcja współczesnych systemów finansów publicznych jest przypisana przede wszystkim zasiłkom socjalnym, a nie PIT-owi.

Na skutek niedoreprezentowania w przeprowadzonym przez GUS badaniu gospodarstw znajdujących się na każdym z krańców rozkładu dochodów, tj. jednostek najbiedniejszych i najbogatszych, zarówno nierówności dochodów pierwotnych, jak i nierówności dochodów netto w Polsce były najprawdopodobniej trochę wyższe od tych wykazanych w prezentowanym w artykule badaniu empirycznym. Niedostateczne uwzględnianie gospodarstw cechujących się nędzą i bogactwem zostało częściowo zniwelowane przez zasygnalizowane już wcześniej przeważenie prób badania w poszczególnych latach, aczkolwiek z pewnością nie w całości (jest to jednak problem dotyczący wszystkich tego rodzaju badań statystycznych na świecie).

Ranking gospodarstw według wysokości dochodów netto przedstawiał się następująco: gospodarstwa osób pracujących na własny rachunek, gospodarstwa pracownicze łącznie (tzn. obejmujące zarówno pracowników robotniczych, jak i nierobotniczych), gospodarstwa emerytów i rencistów, gospodarstwa rolników oraz gospodarstwa utrzymujące się z niezarobkowych źródeł. Co ciekawe, od połowy lat dziewięćdziesiątych kolejność ta pozostaje względnie stabilna²³. W omawianym przedziale czasowym znacząco poprawiła się sytuacja dochodowa gospodarstw pracowników zatrudnionych na stanowiskach nierobotniczych, natomiast pogorszyło się położenie materialne rodzin rolniczych, pracowniczochłopskich i pracowników zatrudnionych na stanowiskach robotniczych²⁴. Należy wyraźnie podkreślić, że nierówności dochodów netto pomiędzy wymienionymi grupami społeczno-ekonomicznymi wzrastały.

Obok zróżnicowania dochodów netto pomiędzy grupami społeczno-ekonomicznymi występowały także dochodowe rozpiętości wewnątrzgrupowe,

²² E. Aksman, *Redystrybucyjny efekt zasiłków społecznych i podatku dochodowego*, „*Ekonomista*” 2005, nr 6, s. 769-783.

²³ M. Radziukiewicz, *Nierówności dochodowe gospodarstw domowych*, „*Wiadomości Statystyczne*” 2006, nr 10, s. 47-48.

²⁴ Modelowe gospodarstwo domowe, żyjące w ubóstwie, charakteryzowało się następującymi cechami: niski poziom wykształcenia poszczególnych członków, troje lub większa liczba dzieci, miejsce zamieszkania w małym mieście lub na wsi, niski dochód z gospodarstwa rolnego lub niskie wynagrodzenie pracownicze bądź też utrzymywanie się z niezarobkowych źródeł. Szerzej na ten temat zob. L. Zienkowski, Z. Żółkiewski, *Zróżnicowanie dochodów i sfera ubóstwa*, „*Wiadomości Statystyczne*” 2006, nr 11, s. 31.

przy czym te drugie były wyraźnie wyższe²⁵. W połowie obecnej dekady największe nierówności dochodów netto występowały w grupie gospodarstw rolniczych oraz gospodarstw osób pracujących na własny rachunek, jako tych, których działalność pozostawała najsilniej związana z gospodarką rynkową, a następnie w grupie gospodarstw utrzymujących się z niezarobkowych źródeł, gospodarstw pracowniczych, gospodarstw pracowniczo-chłopskich, a także gospodarstw emerytów i rencistów²⁶.

Nierówności dochodów netto gospodarstw powodowały zróżnicowanie konsumpcji tych podmiotów, obok dwóch innych głównych czynników, takich jak: zmiany w relatywnych cenach koszyków dóbr, nabywanych przez gospodarstwa mające różną siłę nabywczą, oraz zmiany w rozkładzie oszczędności tych jednostek²⁷. Zróżnicowanie konsumpcji gospodarstw dotyczyło wydatków na żywność, mieszkanie, zdrowie, edukację, łączność, wyposażenie gospodarstwa w środki trwałego użytku itd.²⁸ Zwiększanie rozpiętości dochodów omawianych podmiotów wywoływało oczywiście wzrost dysproporcji w poziomie i strukturze konsumpcji tych jednostek²⁹.

Warto zauważyć, że kluczowymi czynnikami, ograniczającymi wzrost nierówności dochodów będących w dyspozycji gospodarstw, były³⁰:

1) duży sektor gospodarki nieformalnej, dający zatrudnienie osobom, które nie miałyby takiej możliwości w sektorze oficjalnym, stając się wówczas bezrobotnymi,

2) specyfika bezrobocia, polegająca na tym, że bardzo dużą część bezrobotnych stanowiły osoby z założenia niebędące głównymi żywicielami rodziny, czyli tzw. *second earners* (młodociani, kobiety, ludzie starsi itd.),

3) presja na egalitaryzm płac wywierana przez związki zawodowe w sektorze publicznym oraz presja konkurencyjności, hamująca wzrost płac w sektorze prywatnym,

4) relatywnie skuteczna sieć bezpieczeństwa socjalnego (*social safety network*), ograniczająca skrajne ubóstwo.

W Polsce – kraju transformacji systemowej w kierunku gospodarki rynkowej – istniało *de facto* sprzężenie zwrotne między nierównościami dochodowymi i udziałem PKB wytwarzanym w szarej strefie³¹. Funkcjonowanie gospodarki

²⁵ B. Milanovic, op. cit., s. 308-311; M. Radziukiewicz, op. cit., s. 49.

²⁶ M. Radziukiewicz, op. cit., s. 49; B. Szopa, *Nierówności dochodowe – język opisu*, „Polityka Społeczna” 2005, nr 2, s. 1.

²⁷ P. Paci, M. J. Sasin, J. Verbeek, *Economic Growth, Income Distribution and Poverty in Poland During Transition*, „Beyond Transition – The Newsletter About Reforming Economies” 2005, The World Bank, vol. 16, nr 2, s. 8-9.

²⁸ G. Rytelawska, *Gospodarstwa domowe*, w: *System finansowy w Polsce*, red. B. Pietrzak, Z. Polański, B. Woźniak, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003, s. 753-754.

²⁹ Szerzej na temat wpływu dywersyfikacji źródeł dochodów pozyskiwanych przez gospodarstwa domowe i wzrostu rozpiętości dochodowych między tymi podmiotami na strukturę społeczną zob. L. Gilejko, *Zmiany w strukturze społecznej – pytania o perspektywy*, „Gospodarka Narodowa” 2001, nr 3, s. 61-74.

³⁰ J. J. Rutkowski, *Welfare and the Labor Market in Poland. Social Policy During Economic Transition*, „World Bank Technical Paper” 1998, nr 417, The World Bank; A. Wojtyna, op. cit., s. 18 i n.

³¹ B. J. Rosser, M. V. Rosser, E. Ahmed, *Income Inequality and the Informal Economy in Transition Economies*, „Journal of Comparative Economics” 2000, nr 28, s. 156-171.

nieformalnej zwiększało rozpiętości dochodowe już przez sam fakt, że dochody nieoficjalne nie podlegały progresywnemu PIT-owi. Dodatkowo, właśnie z tego powodu, wpływy podatkowe budżetu państwa były niższe, co osłabiało solidarność społeczną, a tym samym sieć bezpieczeństwa społecznego. Równocześnie jednak narastające zróżnicowanie dochodowe, na skutek słabnącego bezpieczeństwa socjalnego, sprzyjało wzrostowi aktywności nieformalnej wielu osób.

Wyniki innych badań wskazują, że współczynnik Giniego dla dochodów pierwotnych w Polsce w 2002 r. wyniósł 0,41, natomiast współczynnik Giniego dla dochodów netto osiągnął poziom 0,316³².

V. PODSUMOWANIE

Przeprowadzona tu analiza badań wykazała, że w branych pod uwagę latach wzrastało zróżnicowanie zarówno dochodów pierwotnych, jak i dochodów netto gospodarstw domowych – w stosunku do swojej wyjściowej wartości to pierwsze wzrosło o 9,32%, a to drugie o 7,53%. Z wyjątkiem nierówności dochodów pierwotnych w 2001 r. był to wzrost systematyczny. Tak więc cały czas utrzymywała się tendencja do ogólnego wzrostu omawianych rozpiętości dochodowych, obserwowana już od przełomu lat osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych, czyli od samego początku transformacji systemowej w kierunku gospodarki rynkowej (tylko nieliczna część badań empirycznych pokazała niewielkie załamanie się tego trendu w pierwszej połowie lat dziewięćdziesiątych).

Zasadniczą przyczyną zwiększenia się nierówności dochodów pierwotnych był wzrost zróżnicowania wszystkich kategorii dochodów z pracy, w pierwszej kolejności w sektorze prywatnym. Można nawet mówić o pewnej polaryzacji dochodów z pracy – z dochodami osób częściowo bezrobotnych na jednym biegunie i dochodami pracownikówskrajnie wysoko wynagradzanych na drugim biegunie. Był to wynik przekształceń strukturalnych w gospodarce, prowadzących z jednej strony do wzrostu bezrobocia otwartego, a z drugiej do rozwoju istniejących i tworzenia zupełnie nowych miejsc pracy. Wzrost dyspersji płac występował w większym zakresie jako rezultat wzrostu zróżnicowania w górnym krańcu rozkładu wynagrodzeń niż jako następstwo wzrostu zróżnicowania w dolnym krańcu tego rozkładu, co zwiększało motywacyjną funkcję płac. Na skutek wdrażania nowych technologii w gospodarce wzrastała premia za kwalifikacje zawodowe.

Pozostałe najważniejsze elementy składowe dochodów pierwotnych, czyli emerytury i renty oraz transfery prywatne, również zwiększały nierówności tej kategorii dochodów, aczkolwiek w różnym stopniu.

Wzrost zróżnicowania dochodów pierwotnych wynikał dodatkowo z takich czynników, jak integracja polskiej gospodarki z gospodarką światową (w tym zwłaszcza wejście Polski do Unii Europejskiej), rosnący zakres prywatyzacji i postępująca liberalizacja rynku kapitałowego.

³² P. Paci, M. J. Sasin, J. Verbeek, op. cit., s. 8-9.

Rozpiętości dochodów netto były mniejsze od nierówności dochodów pierwotnych w następstwie redystrybucyjnego efektu świadczeń społecznych i redystrybucyjnego efektu PIT-u. Chociaż oba te efekty prowadziły do bardziej egalitarnego rozkładu dochodów, to siła tego pierwszego była znacznie większa.

Najwyższe dochody netto osiągały gospodarstwa osób pracujących na własny rachunek i gospodarstwa pracownicze, przy czym nierówności tych dochodów pomiędzy poszczególnymi grupami społeczno-ekonomicznymi wzrastały. Niemniej jeszcze silniejsze niż zróżnicowanie dochodowe pomiędzy grupami socjoekonomicznymi były dochodowe nierówności wewnątrzgrupowe – najwyższe rozpiętości tego typu występowały w grupie gospodarstw rolniczych oraz gospodarstw osób pracujących na własny rachunek.

Nierówności dochodów gospodarstw przekładały się na zróżnicowanie poziomu i struktury konsumpcji tych podmiotów.

Badanie dotyczyło tylko nierówności bieżących dochodów pierwotnych gospodarstw i odpowiadającego im zróżnicowania dochodów do dyspozycji, z wyłączeniem jakichkolwiek dochodów kapitałowych.

ANEKS:

Redystrybucyjny efekt świadczeń społecznych i podatku dochodowego

Krzywa Lorenza dla dochodów pierwotnych jest średnią ważoną krzywej koncentracji dochodów netto, krzywej koncentracji świadczeń i krzywej koncentracji podatku względem dochodów pierwotnych³³:

$$L_X = (1 + b_X - t_X)L_{Z,X} - b_X L_{B,X} + t_X L_{T,X},$$

gdzie b_X jest średnią stopą świadczeń, t_X jest średnią stopą podatku, $L_{Z,X}$ jest krzywą koncentracji dochodów netto, $L_{B,X}$ jest krzywą koncentracji świadczeń, a $L_{T,X}$ jest krzywą koncentracji podatku.

Na podstawie tej zależności otrzymujemy:

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

gdzie $C_{Z,X}$ jest współczynnikiem koncentracji dochodów netto, $C_{B,X}$ jest współczynnikiem koncentracji świadczeń, a $C_{T,X}$ jest współczynnikiem koncentracji podatku (wszystkie wielkości są wyznaczone względem dochodów pierwotnych).

³³ P. J. Lambert, *The Distribution and Redistribution of Income*, Manchester University Press, Manchester and New York 2001, s. 274; P. J. Lambert, W. Pfähler, *Income Tax Progression and Redistributive Effect: The Influence of Changes in the Pre-Tax Income Distribution*, „Public Finance” 1992, nr 1, s. 1-16.

Łączny redystrybucyjny efekt świadczeń i podatku można przedstawić jako przyrost względny współczynnika Giniego dla dochodów pierwotnych i dla dochodów netto:

$$RE_{NT,X} = \frac{G_Z - G_X}{G_X}$$

Podstawienie dekompozycji współczynnika Giniego dla dochodów pierwotnych za ten współczynnik we wzorze na całkowity redystrybucyjny efekt świadczeń i podatku, daje:

$$RE_{NT,X} = \frac{G_Z - G_X}{G_X} = \frac{1}{G_X} [R_{NT,X} - \frac{b_X K_{B,X} + t_X K_{T,X}}{(1 + b_X - t_X)}] = \frac{(1 + b_X - t_X)R_{NT,X} - b_X K_{B,X} - t_X K_{T,X}}{(1 + b_X - t_X)C_{Z,X} + b_X K_{B,X} + t_X K_{T,X}}$$

gdzie $R_{NT,X}$ jest współczynnikiem efektu przeszerogowania w następstwie podatku netto ($R_{NT,X} = G_Z - C_{Z,X}$), $K_{B,X}$ jest współczynnikiem progresywności świadczeń ($K_{B,X} = G_X - C_{B,X}$), a $K_{T,X}$ jest współczynnikiem progresywności podatku ($K_{T,X} = C_{T,X} - G_X$) (wszystkie wielkości są obliczone względem dochodów pierwotnych)³⁴.

Współczynnik efektu przeszerogowania w wyniku podatku netto względem dochodów pierwotnych jest zgodny z formułą wprowadzoną przez A. B. Atkinsona i R. Plotnicka³⁵. Współczynniki progresywności świadczeń i podatku względem dochodów pierwotnych są analogiczne do formuły zaproponowanej przez N. C. Kakwaniego³⁶.

Tabela 4

$RE_{NT,X}$ w latach 2000-2006

Rok	G_X
2000	-0,1077
2001	-0,1003
2002	-0,1204
2003	-0,1195
2004	-0,1284
2005	-0,1155
2006	-0,1183

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

³⁴ Podatek netto (*net tax*) definiuje się jako różnicę między podatkiem i świadczeniami. Efekt przeszerogowania w następstwie podatku netto powstaje wtedy, gdy płatnicy tego zobowiązania zmieniają swoją pozycję w rozkładzie dochodów netto w porównaniu ze swoim miejscem w rozkładzie dochodów pierwotnych.

³⁵ A. B. Atkinson, *Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden*, w: *The Economics of Taxation*, red. H. J. Aaron, M. J. Boskin, Studies of Government Finance, The Brookings Institution, Washington D.C. 1980, s. 3-18; R. Plotnick, *A Measure of Horizontal Inequity*, „The Review of Economics and Statistics” 1981, nr 63, s. 283-288.

³⁶ N. C. Kakwani, *Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison*, „The Economic Journal” 1977, nr 87, s. 73.

Ponieważ nierówności dochodów netto były mniejsze od nierówności dochodów pierwotnych, najniższe wartości redystrybucyjnego efektu świadczeń i PIT-u odzwierciedlały najsilniejszy wpływ tych narzędzi finansowych, a najwyższe wartości – ich najłabsze oddziaływanie. Najniższa wartość redystrybucyjnego efektu świadczeń i podatku –0,1284 wystąpiła w 2004 r., natomiast jego najwyższa wartość –0,1003 w 2001 r. Formułując to prościej, omawiane instrumenty zmniejszały zróżnicowanie dochodowe od 10,03% w 2001 r. do 12,84% w 2004 r.

*Dr Ewa Aksman jest adiunktem
Uniwersytetu Warszawskiego.
aksman@wne.uw.edu.pl*

HOUSEHOLD INCOMES INEQUALITY IN POLAND IN 2000-2006

Summary

The aim of this paper is to analyse household incomes inequality in Poland. Household Budget Surveys carried out by the Central Statistical Office in 2000-2006 provided the source of data for the study. The Gini coefficient used to measure the disparity of income distribution in an empirical analysis has shown that the original income inequality increased by 9.32% and disposable income inequality increased by 7.53%. The most important reason for the increase in original income inequality was the difference in labour earnings, mainly in the private sector (a sharp increase in education premia was observed as well). The increase in original income inequality was also caused by such factors as: integration of Polish economy with the world economy, especially after Poland's accession to the European Union, or the privatisation and liberalisation of the capital market. Disposable income disparities were lower than original income disparities, being a result of the redistributive effect of social benefits and income tax. The highest disposable income was enjoyed by households of the self-employed and those with contract of employment. The biggest differences within-group inequality were noted in farmers households and households of the self-employed.