

Wpływ podatku dochodowego od osób fizycznych w Polsce na dobrobyt społeczny

Wstęp

Celem artykułu jest analiza podatku dochodowego od osób fizycznych (ang. *Personal Income Tax*) w Polsce z punktu widzenia jego progresywności, efektu redystrybucyjnego i wpływu na dobrobyt społeczny. Pozwoli to dokonać oceny tego najważniejszego podatku bezpośredniego w świetle wymienionych aspektów¹.

Próba badania

Źródłem danych było GUS-owskie badanie budżetów gospodarstw domowych w Polsce w latach 2003-2005. Podstawowe wady tego badania, przede wszystkim w postaci niepełnej reprezentatywności prób gospodarstw i wykazywania zaniżonych dochodów tych podmiotów, są dobrze znane [Górecki, Wiśniewski, 1998], [Wiśniewski, 1996]. W żaden sposób nie zmienia to jednak faktu, że ciągle pozostaje ono najlepszym dostępnym źródłem informacji na temat rozkładu dochodów gospodarstw w Polsce, a co więcej umożliwia identyfikację oddziaływania PIT-u na ten rozkład. Bierze ono pod uwagę gospodarstwa łącznie z sześciu najważniejszych grup społeczno-ekonomicznych.

W celu zwiększenia reprezentatywności GUS-owskich zbiorów gospodarstw domowych w latach 2003-2005 zostały one przeważone ze względu na trzy główne czynniki: liczba osób w gospodarstwie, miejsce zamieszkania oraz podstawowe źródło utrzymania. W konsekwencji w całości można było uznać je za reprezentatywne dla dziewięćdziesięciu kilku procent gospodarstw w Polsce.

Dla każdego gospodarstwa, objętego GUS-owskim badaniem w brany pod uwagę przedziale czasowym, wyznaczono dwie podstawowe kategorie dochodów: dochody brutto oraz dochody netto.

Do dochodów brutto gospodarstw zaliczono przede wszystkim dochody z pracy najemnej i pracy na własny rachunek, każde z nich zarówno z prac stałych, jak i prac dorywczych, a ponadto świadczenia społeczne, wraz z emeryturami oraz rentami (inwalidzkimi i rodzinnymi). Na wskazane dochody składały się również transfery prywatne, czyli alimenty prywatne oraz wszelkie

* Autorka jest pracownikiem Zakładu Mikroekonomii na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego. Artykuł wpłynął do redakcji w listopadzie 2007 r.

¹ Autorka dziękuje dwóm anonimowym recenzentom „Gospodarki Narodowej” za cenne uwagi do tekstu.

dary i pomoc finansowa od osób spoza danego gospodarstwa, a także wybrane przychody z tytułu prowadzenia gospodarstwa rolnego, w tym działki. W sumie były to bieżące dochody brutto bez uwzględnienia dochodów kapitałowych.

Dochody netto wszystkich gospodarstw były równe dochodom brutto pomniejszonym o podatek dochodowy od osób fizycznych, zapłacony przez poszczególne osoby, które wchodziły w ich skład.

Ponieważ PIT rejestrowany w ramach GUS-owskiego badania budżetów gospodarstw domowych jest bardzo zaniżony, koniecznym było przeprowadzenie jego symulacji. W ramach tej symulacji najpierw rozdzielono dochody gospodarstw między poszczególne osoby, wchodzące w ich skład, przy czym, jeżeli dochody gospodarstw różniły się od sum dochodów poszczególnych osób, dokonywano odpowiedniej korekty, przyjmując, że te pierwsze są bardziej wiarygodne od tych drugich. Następnie zidentyfikowano grupy osób, które mogły opodatkowywać się łącznie, czyli głównie głowy rodzin wraz ze współmałżonkami oraz rodziców samotnie wychowujących dzieci (bądź opiekunów prawnych) (wszystkie osoby, które nie mogły być zaliczone do tych grup, traktowano jako rozliczające się samodzielnie). W kolejnym etapie ubruttowiono dochody wszystkich osób, zgodnie z obowiązującymi progami podatkowymi. Tak przeprowadzona symulacja PIT-u nie uwzględniała ulg podatkowych, i dlatego też podatek ten skorygowano nadpłatami do niego, rozliczanymi przez urzędy skarbowe w późniejszym terminie (w GUS-owskim badaniu są informacje o nadpłatach i dopłatach do zaliczek płaconych w imieniu podatników przez instytucje, zakłady pracy, ZUS i KRUS)².

W celu zagwarantowania porównywalności dochodów gospodarstw, które oczywiście składały się z różnej liczby osób, obliczono dochody ekwiwalentne, czyli dochody zdeflowane współczynnikiem skali ekwiwalentności:

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

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, który mierzy wpływ struktury demograficznej rodziny na stopień zaspokajania jej potrzeb z danego dochodu dzięki uwzględnianiu tzw. efektów skali.

Rezultatem wszystkich powyższych czynności było otrzymanie dla lat 2003-2005 zbiorów gospodarstw, w odniesieniu do których występowały rozkłady ekwiwalentnych dochodów brutto, dochodów netto i PIT-u.

² W wyniku tego, że nadpłaty pojawiały się w obserwacjach wyłącznie gospodarstw, w których rzeczywiście występowały one w miesiącu ich badania, brakowało informacji na ten temat w odniesieniu do pozostałych podmiotów badanych w innych miesiącach. Z tego też powodu utworzono oddzielne próby jednostek, dla których były dane o nadpłatach, uporządkowano je zgodnie z grupami decylowymi według dochodów brutto i dla każdego decyla policzono średnią nadpłatę oraz odchylenie standardowe. Średnią nadpłatę dla każdego decyla przypisano losowo odpowiednim grupom decylowym w podzbiorniku pozostałych gospodarstw.

Liczebność prób badania empirycznego w poszczególnych latach wahała się od około 28 000 gospodarstw do mniej więcej 30 000 podmiotów.

Lokalno-dystrybucyjna progresywność PIT-u

Lokalno-dystrybucyjną miarą progresywności podatku jest progresywność udziału relatywnych dochodów (ang. *Relative Income Share Progressivity*), czyli relacja udziału danej grupy decylowej gospodarstw w łącznych dochodach netto do udziału tej grupy w całkowitych dochodach brutto [Aggarwal, 1994], [Baum, 1987]:

$$RISP_i^T = \frac{s_{Z_i}}{s_{Y_i}} = \frac{(Y_i - T_i)Y}{(Y - T)Y_i} = \frac{1 - t_{Y_i}}{1 - t_Y},$$

gdzie s_{Z_i} jest udziałem dochodów netto i -tej grupy decylowej w dochodach netto wszystkich grup, s_{Y_i} jest udziałem dochodów brutto i -tej grupy decylowej w dochodach brutto wszystkich grup, Y_i są dochodami brutto i -tej grupy decylowej, T_i jest podatkiem i -tej grupy decylowej, Y są dochodami brutto wszystkich grup, T jest podatkiem wszystkich grup, t_{Y_i} jest średnią stopą podatku i -tej grupy decylowej, a t_Y jest średnią stopą podatku wszystkich grup.

$RISP_i^T$, wynosząca jeden dla wszystkich grup decylowych gospodarstw, występuje wtedy, gdy podatek jest proporcjonalny, a tym samym neutralny w świetle oddziaływania na rozpiętości dochodowe. Jeżeli $RISP_i^T$ wzrasta (maleje) dla kolejnych grup decylowych gospodarstw, podatek jest regresywny (progresywny), powodując, że nierówności dochodowe rosną (maleją).

$RISP_i^T$ jest nazywana alternatywnie relatywnym dostosowaniem udziałów (ang. *Relative Share Adjustment – RISP^T*).

W badanej próbie gospodarstw zarówno w 2003 r., 2004 r., jak i 2005 r. części całkowitego PIT-u, przypadające na kolejne grupy decylowe gospodarstw według dochodów brutto, wzrastały. Co więcej, średnia stopa tego podatku w wymienionych grupach także rosła, co po raz pierwszy unaoczniało fakt, że omawiany instrument finansowy był progresywny względem wymienionej kategorii dochodów.

Tablica 1

Progresywność udziału relatywnych dochodów ($RISP_i^T$) dla grup decylowych gospodarstw według ekwiwalentnych dochodów brutto w latach 2003-2005

Rok	$RISP_i^T$ (RSA_i^T)									
	grupa decylowa									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
2003	1,1068	1,0834	1,0705	1,0514	1,0367	1,0190	1,0115	0,9845	0,9723	0,9405
2004	1,1047	1,0839	1,0719	1,0589	1,0441	1,0321	1,0123	0,9917	0,9649	0,9338
2005	1,0996	1,0781	1,0656	1,0564	1,0400	1,0278	1,0099	0,9903	0,9677	0,9428

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Progresywność udziału relatywnych dochodów dla kolejnych grup decylo-
wych gospodarstw według dochodów brutto przyjmowała coraz niższe wartości,
dowodząc już wprost progresywności PIT-u, a w rezultacie też ograniczania
dzięki niemu zróżnicowania dochodowego (tabl. 1).

Globalny redystrybucyjny efekt PIT-u

Krzywa Lorenza dla dochodów brutto jest średnią ważoną krzywych koncentracji podatku i dochodów netto względem dochodów brutto [Lambert 2001], Lambert, Pfähler, 1988]:

$$L_Y = t_Y L_{T,Y} + (1 - t_Y) L_{Z,Y},$$

gdzie t_Y jest średnią stopą podatku, $L_{T,Y}$ jest krzywą koncentracji podatku, a $L_{Z,Y}$ jest krzywą koncentracji dochodów netto.

W konsekwencji powyższej zależności mamy:

$$G_Y - C_{Z,Y} = \frac{t_Y (C_{T,Y} - G_Y)}{(1 - t_Y)},$$

gdzie G_Y jest współczynnikiem Giniego dla dochodów brutto, $C_{Z,Y}$ jest współczynnikiem koncentracji dochodów netto, a $C_{T,Y}$ jest współczynnikiem koncentracji podatku (wszystkie wielkości są wyznaczone względem dochodów brutto).

Redystrybucyjny efekt podatku można wyznaczyć jako różnicę bądź też przyrost względny współczynników Giniego dla dochodów brutto i dla dochodów netto:

$$RE_{T,Y}^1 = G_Z - G_Y \text{ albo } RE_{T,Y}^2 = \frac{G_Z - G_Y}{G_Y},$$

gdzie G_Z jest współczynnikiem Giniego dla dochodów netto.

Podstawienie zależności między G_Y , $C_{Z,Y}$ i $C_{T,Y}$ do wzorów na redystrybucyjne oddziaływanie podatku oznacza:

$$RE_{T,Y}^1 = G_Z - G_Y = R_{T,Y} - \frac{t_Y K_{T,Y}}{(1 - t_Y)}$$

$$\text{lub } RE_{T,Y}^2 = \frac{G_Z - G_Y}{G_Y} = \frac{1}{G_Y} \left[R_{T,Y} - \frac{t_Y K_{T,Y}}{(1 - t_Y)} \right] = \frac{(1 - t_Y) R_{T,Y} - t_Y K_{T,Y}}{(1 - t_Y) C_{Z,Y} + t_Y K_{T,Y}},$$

gdzie $K_{T,Y}$ jest współczynnikiem progresywności podatku ($K_{T,Y} = C_{T,Y} - G_Y$), a $R_{T,Y}$ jest współczynnikiem efektu przeszerogowania w konsekwencji tego narzędzia finansowego ($R_{T,Y} = G_Z - C_{Z,Y}$) (każda z wielkości jest obliczona względem dochodów brutto).

Powyzsza dekompozycja $RE_{T,Y}^1$ została pokazana po raz pierwszy przez Kakwaniego [1984], a później m.in. przez Duclosa [1993], Aronsona, Johnsona

i Lamberta [1994], Wagstaffa i innych [1999] oraz Creedy'ego i van de Vena [2001].

$K_{T,Y}$ równy zero oznacza proporcjonalność podatku, czego wynikiem jest jego neutralność z punktu widzenia oddziaływania na rozpiętości dochodowe. Jeżeli $K_{T,Y}$ ma dodatni (ujemny) znak, podatek jest progresywny (regresywny) względem dochodów brutto, powodując redukcję (wzrost) nierówności dochodowych³.

Tablica 2

Współczynnik koncentracji podatku ($C_{T,Y}$), współczynnik koncentracji dochodów netto ($C_{Z,Y}$), średnia stopa podatku (t_Y), współczynnik przeszerzegowania ($R_{T,Y}$) i współczynnik progresywności podatku ($K_{T,Y}$) względem ekwiwalentnych dochodów brutto w latach 2003-2005

Rok	$C_{T,Y}$	$C_{Z,Y}$	t_Y	$R_{T,Y}$	$K_{T,Y}$
2003	0,4843	0,2905	0,1365	0,0101	0,1673
2004	0,5082	0,2937	0,1326	0,0103	0,1861
2005	0,4986	0,3028	0,1323	0,0100	0,1699

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Koncentracja płacenia PIT-u była nierówna z punktu widzenia rozkładu dochodów brutto, w większym stopniu odnosząc się do podmiotów o wyższych dochodach tego typu, co znalazło swój wyraz w dodatnich wartościach współczynnika koncentracji tego podatku – 0,4843 w 2003 r., 0,5082 w 2004 r. i 0,4986 w 2005 r. (tabl. 2)⁴. Oczywiście musiało tak być, bo w systemie analizowanego podatku w Polsce obowiązują trzy stawki podatku, które rosną wraz ze wzrostem dochodów brutto, przy czym składają się one na skale progresywną ciągłą.

Ponieważ rozkład dochodów netto względem rozkładu dochodów brutto był nierównomierny na korzyść podmiotów o wyższych dochodach brutto, współczynnik koncentracji dochodów netto przyjmował wartości dodatnie – od 0,2905 w 2003 r. do 0,3028 w 2005 r.

Średnia efektywna stopa PIT-u, kształtująca się na poziomie 0,1365 w 2003 r., 0,1326 w 2004 r. i 0,1323 w 2005 r., była bardzo niska, znacznie niższa nie tylko od ustawowej stopy, ale i nominalnej stopy (efektywna stopa podatku jest to relacja podatku po odliczeniach od dochodu brutto, natomiast nominalna stopa podatkowa jest to odniesienie podatku przed odliczeniami do tej kategorii dochodu). Potwierdzało to, że system omawianego podatku w Polsce cechuje się bardzo niskimi efektywnymi stopami, przy czym jest tak z kilku przyczyn. Po pierwsze, pomimo że PIT odnosi się do dochodu globalnego, to jednak nie jest podatkiem powszechnym, przede wszystkim dlatego, że nie podlegają jemu przychody z działalności rolniczej, z wyjątkiem działań spe-

³ $K_{T,Y}$ został wprowadzony przez Kakwaniego [1977], natomiast $R_{T,Y}$ – przez Atkinsona [1980] i Plotnicka [1981].

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

cialnych produkcji rolnej, i przychody z gospodarki leśnej. Co więcej, jest z niego ustawowo wyłączonych jeszcze ponad 100 innych źródeł przychodów, stanowiąc tzw. zwolnienia przedmiotowe. Po drugie, wysokość ustawowych stawek PIT-u można uznać raczej za przeciętną w porównaniu ze stawkami analogicznego podatku w innych krajach OECD – najniższa 19% stawka jest średnio wysoka, chociaż trzeba pamiętać o jednocześnie bardzo małej kwocie wolnej od podatku, co będzie jeszcze analizowane dalej, a najwyższa stawka 40% jest raczej umiarkowana⁵. Po trzecie, w badanym okresie w odniesieniu do PIT-u ciągle występowały ulgi podatkowe, przyjmujące formę zarówno odliczeń od dochodu, podlegającemu opodatkowaniu, jak i bezpośrednich odliczeń od podatku, co będzie jeszcze rozważane później.

Współczynnik efektu przeszerogowania w rezultacie PIT-u, jako dodatni, bo wynoszący od 0,0100 w 2005 r. do 0,0103 w 2004 r., oznaczał, że na skutek zapłacenia tego zobowiązania podatkowego część jednostek pogorszyła swoją pozycję w rozkładzie dochodów netto w zestawieniu ze swoim miejscem w rozkładzie dochodów brutto.

Współczynnik progresywności PIT-u, osiągając poziom 0,1673 w 2003 r., 0,1861 w 2004 r. oraz 0,1699 w 2005 r., był dodatni, dowodząc progresywności tego instrumentu finansowego względem dochodów brutto, a tym samym redukcji dzięki niemu nierówności dochodowych. Siła progresywności omawianego podatku zależy głównie od takich czynników, jak oddzielne opodatkowanie niektórych rodzajów dochodów, kwota wolna od podatku, obciążenia wynagrodzeń brutto ubezpieczeniami społecznymi, stawki podatku, a także ulgi podatkowe w postaci zarówno odliczeń od podstawy opodatkowania, jak i od podatku.

Oddzielne opodatkowanie niektórych rodzajów dochodów powoduje, że suma dochodów podatnika, podlegających PIT-owi, może być niższa, a to może prowadzić do stosowania względem niego niższej stawki podatkowej [Malinowska-Misiąg, Misiąg, 2007]. Dotyczy to zwłaszcza dochodów z pozarolniczej działalności gospodarczej prowadzonej przez osoby fizyczne (oddzielne opodatkowanie na wniosek podatnika), dochodów kapitałowych, przychodów z odpłatnego zbycia nieruchomości i praw majątkowych oraz wygranych w konkursach, grach i zakładach wzajemnych.

Od początku obowiązywania PIT-u, czyli już od 1992 r., kwota wolna od podatku pozostaje bardzo mała, wprost symboliczna. Nie będąc ustawowo powiązaną z minimum socjalnym pozostaje ona nawet niższa od tego minimum, co powoduje, że podatek ten jest płacony nawet przez osoby osiągające dochody niższe niż te uznawane za konieczne do zaspokojenia podstawowych potrzeb życiowych (musi być on również odprowadzany przez osoby pobierające zasiłek dla bezrobotnych).

Aczkolwiek, na skutek progresywnej stawki PIT-u, rozpiętość wynagrodzeń netto jest oczywiście mniejsza od rozpiętości płac brutto, to bynajmniej wcale nie proporcjonalnie do przyrostu skali tego podatku [Jacukowicz, 2004],

⁵ Przykładowo, w 2006 r. średnia najniższa stawka PIT-u w 25 krajach państw Unii Europejskiej wynosiła 15,18%, natomiast przeciętna najwyższa stawka 40,06% [Szczodrowski, 2007].

[Malinowska, Misiąg, 2002]. Jest tak, gdyż wynagrodzenia brutto są obciążone bardzo wysokimi ubezpieczeniami społecznymi. Innymi słowy, progresja podatkowa jest zauważalnie niwelowana przez obciążenia na FUS⁶.

W branym pod uwagę przedziale czasowym i później stawki PIT-u nie ulegały żadnym zmianom, cały czas wynosząc 19%, 30% i 40%. Tak więc, kombinacja wymienionych stawek i progów podatkowych ciągle pozostaje bardzo zła. Pierwsza stawka, przy przyjętych przedziałach dochodów, pozostaje zbyt wysoka, dotycząc równocześnie zarówno osób najuboższych, jak i zarabiających wyraźnie powyżej średniej krajowej. Na przykład w 2003 r. górna granica pierwszego przedziału skali stanowiła 3,86 wielokrotności rocznego minimalnego wynagrodzenia brutto i 1,40 wielokrotności rocznego przeciętnego wynagrodzenia brutto, a równocześnie występował nierównomierny rozkład płac, w ramach którego ponad połowa pracowników uzyskiwała dochody niższe od średniej krajowej [Małecka, 2005], [Szyber, 2004] (przypomnijmy, że PIT w Polsce opodatkowuje głównie dochody z pracy oraz emerytury i renty).

Co prawda, w badanym okresie system PIT-u już nie cechował się taką mnogością ulg podatkowych jak w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych, kiedy to było ich prawie trzydzieści. Niemniej „duża” ulga budowlana, zniesiona od 2002 r., na zasadzie praw nabytych przysługiwała do końca 2004 r. Co więcej, aby skompensować podatnikom jej brak wprowadzono ulgę z tytułu wydatków na spłatę odsetek od kredytu (pożyczki) na zaspokojenie własnych potrzeb mieszkaniowych. Jednocześnie ciągle istniała „mała” ulga mieszkaniowa, przy czym przysługiwała ona do 2005 r. W 2004 r. zlikwidowano większość jeszcze istniejących ulg w formie odpisów od podatku, ale przewidziano za to ulgę w postaci odliczenia od podatku wpłat na rzecz organizacji pożytku publicznego, maksymalnie do wysokości 1% naliczonego podatku. Aczkolwiek nigdy nie było jednoznacznych dowodów na to, że ulgi podatkowe poprawiały realizację różnorodnych celów społeczno-gospodarczych państwa, to na pewno były skutecznym sposobem obniżania efektywnej stopy podatkowej, zwłaszcza przez osoby o wyższych dochodach.

Tablica 3

Współczynnik Giniego dla ekwiwalentnych dochodów brutto (G_Y), współczynnik Giniego dla ekwiwalentnych dochodów netto (G_Z) oraz pierwszy ($RE_{T,Y}^1$) i drugi ($RE_{T,Y}^2$) redystrybucyjny efekt podatku w latach 2003-2005

Rok	G_Y	G_Z	$RE_{T,Y}^1$	$RE_{T,Y}^2$
2003	0,3170	0,3006	-0,0164	-0,0516
2004	0,3221	0,3040	-0,0182	-0,0564
2005	0,3287	0,3128	-0,0159	-0,0485

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

⁶ W ogóle nie jest prawdą, że obciążenia wynagrodzeń brutto PIT-em w Polsce są bardzo wysokie – są one nawet dość umiarkowane na tle średniej dla państw OECD. To składki na ubezpieczenia społeczne są bardzo wysokie i to one powinny być zredukowane w pierwszej kolejności w celu zmniejszania kosztów pracy [Samojlik 2006].

Najniższy współczynnik Giniego dla dochodów brutto wyniósł 0,3170, co dotyczyło 2003 r., kolejny 0,3221, co odnosiło się do 2004 r., a najwyższy 0,3287, co wystąpiło w 2005 r. (tabl. 3). Fakt, że omawiany współczynnik wzrastał w każdym kolejnym roku potwierdzał, iż ogólnie nierówności dochodowe w społeczeństwie pogłębiały się. Jego najwyższa wartość stanowiła 103,69% jego najniższego poziomu. Głównym czynnikiem, przesądzającym o polaryzacji dochodów brutto społeczeństwa, był wzrost zróżnicowania dochodów z pracy, będących ich najważniejszym elementem składowym (przypomnijmy, że były to zarówno dochody z pracy najemnej, jak i z pracy na własny rachunek, tak o charakterze stałym, jak i dorywczym). Było to naturalne, gdyż rozwijająca się gospodarka rynkowa oznaczała coraz silniejsze mechanizmy konkurencji w poszczególnych sektorach gospodarki i związane z tym coraz efektywniejsze zasady wynagrodzeń, różnicujące z punktu widzenia produktywności pracowników. Co więcej, coraz szybszy postęp technologiczny w gospodarce światowej, preferujący wykwalifikowane kadry, wymuszał również na Polsce, jako na kraju adoptującym nowe rozwiązania technologiczne, podporządkowanie się zasadzie wypłacania premii za kwalifikacje [Garbicz, 2006].

Współczynnik Giniego dla dochodów netto osiągnął poziom 0,3006 w 2003 r., 0,3040 w 2004 r. oraz 0,3128 w 2005 r. Podobnie jak współczynnik Giniego dla dochodów brutto w każdym kolejnym roku przyjmował on coraz wyższe wartości. W całym badanym okresie wzrósł on o 4,06%.

A zatem nierówności dochodów netto były zauważalnie mniejsze niż nierówności dochodów brutto, co było oczywiście rezultatem redystrybucyjnego efektu PIT-u.

Zarówno pierwszy, jak i drugi redystrybucyjny efekt PIT-u były ujemne, jako że w konsekwencji tego instrumentu finansowego, nierówności dochodów netto były mniejsze od nierówności dochodów brutto. Również dlatego najniższe wartości każdego z tych efektów były tożsame z najsilniejszym działaniem tego narzędzia, a najwyższe wartości – z jego najsłabszym oddziaływaniem.

Aby dokonać ekonomicznej interpretacji jest konieczne zacytowanie poziomu tylko drugiego redystrybucyjnego efektu PIT-u, który przypomnijmy mierzy przyrost względny współczynników Giniego dla dochodów brutto i dochodów netto. I tak, w 2003 r. przyjął on wartość -0,0516, w 2004 r. wartość -0,0564, a w 2005 r. wartość -0,0485. Innymi słowy, dzięki omawianemu podatkowi nierówności dochodów brutto spadły w uwzględnianych latach odpowiednio o 5,16%, o 5,64% oraz o 4,85%.

Wpływ PIT-u na dobrobyt społeczny

Skrócona funkcja dobrobytu społecznego (ang. *abbreviated social welfare function*) przyjmuje ogólną postać [Cowell, 2000]:

$$v(F) = V(\mu, I),$$

gdzie μ jest średnim dochodem w danym rozkładzie dochodów, a I jest miarą nierówności w tym rozkładzie.

Funkcja V jest rosnącą funkcją średniego dochodu i malejącą funkcją mierzniaka nierówności dochodowych:

$$\frac{\partial V(\mu, I)}{\partial \mu} > 0 \text{ oraz } \frac{\partial V(\mu, I)}{\partial I} < 0.$$

Spełniając powyższe nierówności, funkcja V gwarantuje realizację dwóch zasad: zasady awersji do ubóstwa (ang. *The Aversion to Poverty Principle – APP*), oznaczającej, że społeczeństwo preferuje wyższy średni dochód oraz zasady awersji do nierówności (ang. *The Aversion to Inequality Principle – AIP*), polegającej na tym, iż społeczeństwo preferuje mniejsze nierówności dochodowe [Dagum, 1990]. APP przejawia się efektem dochodowym, natomiast AIP efektem nierównościowym.

Skrócona funkcja dobrobytu społecznego jest funkcją międzypersonalną (ang. *interpersonal social welfare function*), czyli taką, która uwzględnia średni dochód i nierówności dochodowe w całej populacji bez żadnego odniesienia do funkcji użyteczności indywidualnych osób. Aczkolwiek wzrost dochodu pojedynczej osoby zawsze prowadzi do lepszego w sensie Pareta rozkładu dochodów, to w jej przypadku, jeżeli efekt nierównościowy z tego tytułu jest większy niż efekt dochodowy, dobrobyt społeczny maleje.

Każdej funkcji dobrobytu społecznego odpowiada określona miara nierówności dochodowych i *vice versa*, przy czym do zredukowanych funkcji tego dobrobytu jest przypisany współczynnik Giniego i odwrotnie [Blackorby, Donaldson, 1978], [Dagum, 1990], [Kondor, 1975].

W dalszej analizie zostanie wzięta pod uwagę następująca szczególna forma skróconej funkcji dobrobytu społecznego [Sen, 1973]:

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

Funkcja v została uzyskana przez Sena [1973] na podstawie kryterium dobrobytu nazywanym „pairwise maximin”, według którego dobrobyt każdej pary osób jest równy dochodowi biedniejszego podmiotu w tej parze ($\min \{F_i, F_j\}$). W rezultacie łączny dobrobyt jest równy średniemu dobrobytowi w całym zbiorze par. Tak więc, największy przyrost dobrobytu uzyskuje się poprzez zwiększanie dochodu najbiedniejszej jednostki w społeczeństwie. Wartość omawianej funkcji jest nazywana indeksem Sena.

To właśnie kryterium dobrobytu nazywane „pairwise maximin”, a precyzyjnie kryterium sprawiedliwości społecznej określane jako „maximin”, które zostało wymyślone przez Rawlsa [1971], jest podstawą prowadzenia polityki społeczno-gospodarczej, mającej na celu zwiększanie dobrobytu (dochodu) najuboższych części populacji (stąd też w odniesieniu do takiej polityki używa się terminu polityka typu „maximin” (ang. „maximin” *welfare policy*)⁷.

⁷ Kryterium dobrobytu nazywane „pairwise maximin” jest *de facto* zastosowaniem do par osób o określonych dochodach kryterium sprawiedliwości społecznej określanego jako „maximin”, a przyjętego przez J. Rawlsa (ang. „maximin” *social justice criterion*). Według tego drugiego

Funkcja v ranguje dobrobyt społeczny zgodnie z uogólnionymi funkcjami Lorenza, bowiem jej wartość jest równa podwojonej powierzchni pod funkcją tego typu, a co więcej, może być ona używana do porównywania dobrobytu, jeżeli uogólnione funkcje Lorenza przecinają się [Brzeziński, 2002], Kot, 2000].

Zmiana dobrobytu społecznego w następstwie podatku może być utożsamiana z różnicą bądź przyrostem względnym tego dobrobytu w odniesieniu do rozkładu dochodów brutto i rozkładu dochodów netto:

$$SWC_{T,Y}^1 = v(Z) - v(Y)$$

$$\text{albo } SWC_{T,Y}^2 = \frac{v(Z) - v(Y)}{v(Y)},$$

gdzie $v(Z)$ jest poziomem dobrobytu w ramach rozkładu dochodów netto, natomiast $v(Y)$ jest poziomem dobrobytu w ramach rozkładu dochodów brutto.

Tablica 4

Relacja średniego dochodu netto do średniego dochodu brutto, dobrobyt społeczny dla rozkładu ekwiwalentnych dochodów brutto ($v(Y)$) i dobrobyt społeczny dla rozkładu ekwiwalentnych dochodów netto ($v(Z)$) w latach 2003-2005

Rok	$\mu_Z (\mu_Y = 1)$	$v(Y)$	$v(Z)$
2003	0,8635	9321,90	8242,20
2004	0,8674	9478,43	8442,20
2005	0,8677	10305,75	9154,73

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Udział średniego ekwiwalentnego dochodu netto w średnim ekwiwalentnym dochodzie brutto wynosił mniej niż jeden, co oczywiście potwierdzało, że PIT zmniejszał średni dochód (udział ten jest odwrotnością średniej stopy dochodów brutto względem dochodów netto, a także jest równy jeden minus średnia stopa podatku względem dochodów brutto) (tabl. 4).

Dobrobyt społeczny, odnoszący się do rozkładu dochodów brutto, wyrażany funkcją v , ukształtował się na poziomie 9321,90 w 2003 r., 9478,43 w 2004 r. i 10305,75 w 2005 r.

Dobrobyt społeczny w ramach rozkładu dochodów netto, odzwierciedlany funkcją v , wyniósł 8242,20 w 2003 r., następnie 8442,20 w 2004 r., a ponadto 9154,73 w 2005 r.

podejścia w każdym państwie powinna obowiązywać struktura społeczna, która maksymalizuje korzyści społeczne pojedynczych osób, czy też grup osób, znajdujących się w najgorszym położeniu, przy czym koncepcja ta bazowała na tzw. argumente wyjściowej sytuacji (ang. *original position argument*). Zgodnie z tym argumentem ludzie znajdujący się w hipotetycznej sytuacji, w której nie wiedzą w którym miejscu rozkładu dochodów ostatecznie się znajdą, chcą, aby najniższy dochód był możliwie jak największy, oczywiście w obawie, że na koniec zajmą najgorsze miejsce w tym rozkładzie. Takie uzasadnienie jest oczywiście bardzo kontrowersyjne.

Tak więc, dobrobyt społeczny wzrastał w każdym kolejnym roku – i to zarówno w odniesieniu do rozkładu dochodów brutto, jak i rozkładu dochodów netto. Wynikało to z wyraźnego wzrostu średniego ekwiwalentnego dochodu brutto i średniego ekwiwalentnego dochodu netto w każdym następnym roku – na tyle silnego, że kompensował on wzrost nierówności dochodowych (przypomnijmy, że współczynnik Giniego dla dochodów brutto i współczynnik Giniego dla dochodów netto wzrastały).

Tablica 5

Pierwsza ($SWC^1_{T,Y}$) i druga ($SWC^2_{T,Y}$) zmiana dobrobytu społecznego w latach 2003-2005

Rok	$SWC^1_{T,Y}$	$SWC^2_{T,Y}$
2003	-1079,70	-0,1158
2004	-1036,22	-0,1093
2005	-1151,02	-0,1117

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS

Ujemne wartości zarówno pierwszej, jak i drugiej zmiany dobrobytu społecznego w następstwie PIT-u potwierdzały, że w konsekwencji tego narzędzia finansowego dobrobyt ten spadał (tabl. 5).

Z punktu widzenia dokonania ekonomicznej analizy jest niezbędne przytoczenie poziomu tylko drugiej zmiany dobrobytu społecznego w rezultacie PIT-u, która powtórzy obrazuje przyrost względny tego dobrobytu w odniesieniu do rozkładu dochodów brutto i dochodów netto. A zatem, uwzględniając indeks dobrobytu Sena, zmiana ta osiągnęła poziom -0,1158 w 2003 r., -0,1093 w 2004 r. oraz -0,1117 w 2005 r. Formułując to inaczej, omawiany podatek zmniejszał dobrobyt społeczny w kolejnych latach odpowiednio o 11,58%, o 10,93%, a ponadto o 11,17%.

PIT obniżał dobrobyt społeczny, gdyż aczkolwiek zmniejszał nierówności dochodowe, to wyraźnie redukował również średni dochód. Innymi słowy, efekt dochodowy dotyczący APP, przewyższał efekt nierównościowy odnoszący się do AIP.

Podsumowanie

PIT w Polsce jest podatkiem progresywnym. Uwidacznia to wzrost średniej stopy tego podatku w kolejnych grupach decylowych gospodarstw domowych według dochodów brutto. Potwierdza to także zmiana wartości miernika w postaci progresywności udziału relatywnych dochodów w odniesieniu do wymienionych grup decylowych.

Aczkolwiek PIT wywiera efekt redystrybucyjny, to jednak niezbyt silny – w latach 2003-2005 redukował on nierówności ekwiwalentnych bieżących dochodów brutto gospodarstw domowych średnio tylko o 5,22% rocznie. Wynika to głównie z niskiej efektywnej stopy tego podatku, ale także z wyraźnego efektu przeseregowania.

Nie jest zaskoczeniem, że PIT zmniejsza rozpiętości dochodowe w małym stopniu, bo we współczesnych systemach finansów publicznych ściąganie tego podatku pełni przede wszystkim funkcję fiskalną (gwarantowania budżetowi centralnemu państwa oraz ewentualnie budżetom samorządów lokalnych określonych poziomów dochodów). Rola redystrybucyjna z założenia jest przypisana systemowi świadczeń społecznych, w tym zasiłków o charakterze socjalnym.

PIT wywołuje spadek dobrobytu społecznego mierzonego skróconą funkcją dobrobytu społecznego w postaci indeksu Sena – w badanym okresie zmniejszał on ten dobrobyt przeciętnie o 11,23% w skali roku. Dzieje się tak, gdyż w rezultacie tego podatku efekt dochodowy jest silniejszy od efektu nierównościowego, tzn. utrata dobrobytu z powodu spadku średniego dochodu jest silniejsza niż jego przyrost w wyniku obniżenia nierówności dochodowych.

Liczne dyskusje nad zastąpieniem progresywnego PIT-u podatkiem liniowym koncentrują się nad konsekwencjami takiej zmiany dla wpływów budżetu państwa, obciążenia podatkowego ludności, przyspieszenia wzrostu gospodarczego czy też niwelowania różnic w opodatkowaniu osób fizycznych i prawnych w celu zrjonalizowania wyborów podatników, co do organizacyjnej formy prowadzonej działalności gospodarczej [Kula, 2005], [Szyber, 2004]. Nie wydają się one jednak skupiać na następstwach takiej reformy dla łącznej redystrybucji dochodów w społeczeństwie. Klasyczny podatek liniowy, czyli taki który ma jedną identyczną stawkę ustawową i efektywną, nie zmienia zróżnicowania dochodów ludności. Podatek „quasi liniowy”, tzn. zakładający kwotę wolną, jest już *de facto* podatkiem progresywnym, bo wraz ze wzrostem dochodów brutto podatnika średnia stopa podatku rośnie. Co więcej, podatek „quasi liniowy” może nawet wywierać większy całkowity efekt redystrybucyjny niż podatek progresywny z bardzo dużymi zwolnieniami przedmiotowymi i ulgami.

Bibliografia

- Aggarwal P.K., [1994], *A Local Distributional Measure of Tax Progressivity*, „Public Finance”, nr 1.
- Atkinson A.B., [1980], *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.
- Aronson J.R., Johnson P., Lambert P.J., [1994], *Redistributive Effect and Unequal Income Tax Treatment*, „The Economic Journal”, nr 104.
- Baum S.R., [1987], *On the Measurement of Tax Progressivity: Relative Share Adjustment*, „Public Finance Quarterly”, nr 2.
- Blackorby C., Donalson D., [1978], *Measures of Relative Equality and their Meaning in terms of Social Welfare*, „Journal of Economic Theory”, nr 18.
- Bolkowiak I., [2002], *Obciążenia podatkowe gospodarstw domowych w latach 1994-1998*, „Studia Finansowe”, nr 60.
- Bolkowiak I., [2005], *Reforma podatkowa a struktura dochodów budżetu państwa i rozkład obciążeń podatników*, „Studia Finansowe”, nr 73.
- Brzeziński M., [2002], *Wpływ nierówności dochodowej na dobrobyt społeczny w Polsce w latach 1987-1997*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9.

- Creedy J., van de Ven J., [2001], *Decomposing Redistributive Effects of Taxes and Transfers in Australia: Annual and Lifetime Measures*, „Australian Economic Papers”, nr 40.
- Cowell F.A., [2000], *Measurement of Inequality*, [w:] *Handbook of Income Distribution* Vol. 1, (red.) A.B. Atkinson, F. Bourguignon, Elsevier, Amsterdam.
- Dagum C., [1990], *On the Relationship Between Income Inequality Measures and Social Welfare Functions*, „Journal of Econometrics”, Vol. 43.
- Duclos J., [1993], *Progressivity, Redistribution and Equity with Application to the British Tax and Benefit System*, „Public Finance”, Vol. 48, No. 3.
- Garbicz M., [29 listopada 2006], *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.
- Godecki T., [2004], *Zdolność płatnicza jako element sprawiedliwości podatkowej*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie”, nr 667.
- 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, Rada Strategii Społeczno-Gospodarczej przy Radzie Ministrów, Raport nr 29, Warszawa.
- Jacukowicz Z., [2004], *Wpływ opodatkowania i ubezpieczenia społecznego na relacje wynagrodzeń*, „Polityka Społeczna” nr 4.
- 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.
- Kijek I., [2006], *Preferencje prorodzinne w polskim podatku dochodowym od osób fizycznych*, [w:] *Finanse Publiczne*, (red.) A. Pomorska, Wydawnictwo Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej, Lublin.
- Kolanowska-Kowalska B., [2003], *Polityka fiskalna*, [w:] *System finansowy w Polsce*, (red.) B. Pietrzak, Z. Polański, B. Woźniak, Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kondor Y., [1975], *Value Judgement Implied by the Use of Various Measures of Income Inequality*, „Review of Income and Wealth”, nr 21.
- Kot S.M., [2000], *Ekonometryczne modele dobrobytu*, PWN, Warszawa-Kraków.
- Kula G., [2005], *Podatek liniowy w praktyce*, „Gospodarka Narodowa”, nr 11-12.
- Kumor P., Sztadynger J.J., [2007], *Optymalne zróżnicowanie płac w Polsce – analiza ekonometryczna*, „Ekonomista”, nr 1.
- Lambert P.J., [2001], *The Distribution and Redistribution of Income*, Manchester University Press, Manchester and New York.
- Lambert P.J., Pfähler W., [1988], *On Aggregate Measures of the Net Redistributive Impact of Taxation and Government Expenditure*, „Public Finance Quarterly”, Vol. 16.
- Malinowska E., Misiąg W., [2002], *Finanse publiczne w Polsce – Przewodnik*, Ośrodek Doradztwa i Doskonalenia Kadr Sp. z o.o., Gdańsk.
- Malinowska-Misiąg E., Misiąg W., [2007], *Finanse publiczne w Polsce*, Wydawnictwo Prawnicze LexisNexis, Warszawa.
- Małecka E., [2005], *Podatek dochodowy jako regulator dochodów osób fizycznych w Polsce*, „Ruch prawniczy, ekonomiczny i socjologiczny”, Zeszyt nr 2, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza i Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- Neneman J., Piwowarski R., [2004], *Jaki system podatkowy*, Seria: Trzeci Etap Reformy, Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa.
- Nojszewska E., [2001], *Zmiany w polskim systemie podatkowym w wieku XX*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych”, Zeszyt nr 9, SGH, Warszawa.
- Osiatyński J., [2006], *Finanse publiczne, Ekonomia i polityka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- Owsiak S., [2005], *Finanse publiczne. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Plotnick R., [1981], *A Measure of Horizontal Inequity*, „The Review of Economics and Statistics”, nr 63.
- Rawls J., [1971], *A Theory of Justice*, Harvard University Press, Cambridge Mass.
- Samojlik B., [2006], *System podatkowy – kierunki ewolucji*, [w:] *Finanse Publiczne*, (red.) A. Pomorska, Wydawnictwo Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej, Lublin.
- Sen A., [1973], *On Economic Inequality*, Clarendon Press, Oxford.
- Styczeń M., Topińska I., [1999], *Podatki i wydatki socjalne jako narzędzia redystrybucji dochodów gospodarstw domowych*, Opracowania Projektów Badawczych Zamawianych, Zeszyt nr 4, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- Szczodrowski G., [2007], *Polski system podatkowy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Szyber W.B., [2004], *Kontrowersje wokół podatku dochodowego od osób fizycznych*, „*Ekonomista*”, nr 4.
- Wagstaff A., Doorslaer E., Burg H., Calonge S., Christiansen T., Citoni G., Gerdtham U., Gerfin M., Gross L., Häkinnen U., John J., Jonhson P., Klavus J., Lachaud C., Lauridsen J., Leu R., Nolan B., Peran E., Propper C., Puffer F., Rochaix L., Rodriguez M., Schellhorn M., Sundberg G., Winkelhake O., [1999], *Redistributive Effect, Progressivity and Differential Tax Treatment: Personal Income Taxes in Twelve OECD Countries*, „*Journal of Public Economics*”, nr 72.
- van de Ven J., Creedy J., Lambert P.J., [2001], *Close Equals and Calculation of the Vertical, Horizontal and Reranking Effects of Taxation*, „*Oxford Bulletin of Economics and Statistics*”, nr 63.
- Wiśniewski M., [1996], *Zmiany rozkładu dochodów 1987-1992*, [w:] *Studia nad reformowaną gospodarką*, (red.) M. Okólski, U. Sztanderska, PWN Warszawa.
- Ziółkowska W., [2005], *Finanse Publiczne. Teoria i zastosowanie*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, Poznań.

THE INFLUENCE OF PERSONAL INCOME TAX ON PROSPERITY IN POLAND

Summary

The paper looks at personal income tax (PIT) in Poland from the perspective of its progressiveness, redistribution effect and influence on prosperity. Household budget surveys carried out by the Central Statistical Office (GUS) in 2003-2005 are the main source of data. The statistical and econometric analysis included in the paper takes into account some basic measures of tax progression. The author also uses a decomposition approach to determine PIT's effect on the average tax rate in the country. The empirical study conducted by Aksman shows that even though Poland's PIT is progressive, its overall redistribution effect is not very strong; in the analyzed period it reduced household income inequalities by only 5.22% on average. This is mainly due to a low effective tax rate, Aksman says. What's more, PIT leads to a decline in prosperity measured with the Sen index; in the analyzed period of time prosperity declined by 11.23% annually on average. With PIT, "poverty aversion" is stronger than "inequality aversion," the author says, which means that the loss of prosperity resulting from the fall in average income is greater than the increase of prosperity resulting from reduced income disparities.

Keywords: PIT, progressive taxation, redistribution effect, prosperity