



*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

Tymon SŁOCZYŃSKI\*

## Zastosowanie zasady równych ofiar do oceny sprawiedliwości taryfy podatku dochodowego od osób fizycznych (PIT) w Polsce\*\*

**Streszczenie:** Celem artykułu jest empiryczna analiza zgodności taryfy podatku dochodowego od osób fizycznych (PIT) w Polsce z zasadą równych ofiar absolutnych, tj. jedną z podstawowych zasad sprawiedliwego podziału obciążeń podatkowych. Do realizacji tego celu zastosowano metody analizy zaproponowane przez Fishera [1927] i Younga [1990]. Metoda Fishera polega na określeniu zmienności ofiar ponoszonych przez podatników zgodnie z pewną, założoną na potrzeby analizy, postacią funkcji użyteczności dochodu. Metoda Younga polega na wyznaczeniu tej spośród izoelastycznych funkcji użyteczności dochodu, która w największym możliwym stopniu zrównuje ofiary ponoszone przez podatników; następnie wyznacza się taryfę podatku, która zrównuje ofiary wszystkich podatników względem otrzymanej funkcji użyteczności dochodu, i porównuje tę taryfę z faktyczną taryfą opodatkowania. Według przeprowadzonej analizy taryfa podatku dochodowego od osób fizycznych (PIT) w Polsce w latach 1999-2008 była dość dobrze dopasowana do wymogów zasady równych ofiar absolutnych a ofiary większości podatników były zrównywane względem sensownych empirycznie funkcji użyteczności. Niemniej, wyróżniono trzy grupy podatników, których obciążenia podatkowe były niższe niż postulowane na gruncie zasady równych ofiar absolutnych, a także opisano zmienność w czasie zgodności taryfy opodatkowania w Polsce z zasadą równych ofiar absolutnych oraz progresywności tej taryfy.

**Słowa kluczowe:** sprawiedliwość dystrybutywna, sprawiedliwy podział dóbr, zasada równych ofiar, awersja do nierówności, podatek dochodowy od osób fizycznych (PIT)

**Kody JEL:** D63, H23, H24

---

Artykuł wpłynął do druku 16 sierpnia 2012 r.

---

\* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Ekonomii I, e-mail: tymon.sloczynski@gmail.com

\*\* Artykuł jest oparty na pracy magisterskiej autora, napisanej pod kierunkiem prof. dr. hab. Grzegorza Lissowskiego w Instytucie Socjologii UW. Autor jest stypendystą projektu „Weź stypendium – dla rozwoju” realizowanego przez SGH na rzecz doktorantek i doktorantów i współfinansowanego ze środków Unii Europejskiej w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego.

## Wstęp

Problematyka sprawiedliwego podziału obciążeń podatkowych stanowi jeden z wielu przedmiotów zainteresowania teorii wyboru społecznego, co jest związane z uznaniem podziału dóbr za szczególny rodzaj społecznej decyzji. O ile w tym wypadku przedmiotem podziału są nie dobra, lecz obciążenia (zasadniczo niepożądane przez uczestników podziału), o tyle możemy przyjąć, że odpowiednikiem rzeczzonego dobra jest redukcja tego obciążenia (por. [Lissowski, 2008, s. 34]). Niemniej, mimo zainteresowania polskich socjologów i ekonomistów teorią wyboru społecznego, problematyka sprawiedliwego podziału obciążeń podatkowych była dotąd podejmowana w polskiej literaturze relatywnie rzadko (do nielicznych wyjątków należą prace Nojszewskiej [1997], Grądalskiego [2004] i Gwiazdowskiego [2007], a także przyjmująca perspektywę nauk prawnych praca Gomułowicza [2001]), co znacznie podnosi atrakcyjność polskiego wydania książki H. Peytona Younga pt. *Sprawiedliwy podział* [Young, 2003], której jeden rozdział (rozdział 6 *Opodatkowanie progresywne*) został poświęcony wyłącznie tej problematyce.

## Zasady sprawiedliwego podziału obciążeń podatkowych

W ujęciu zaproponowanym przez Younga [2003] wyróżnione zostały cztery podstawowe zasady sprawiedliwego podziału obciążeń podatkowych: zasada redukcji nierówności, zasada gotowości do zapłaty, zasada optymalnego opodatkowania oraz zasada równych ofiar. Po pierwsze, jeżeli za sytuację idealną uważa się równość podziału oraz za przedmiot podziału uważa się nie tyle obciążenia podatkowe, co dochody netto podatników, to za najbardziej sprawiedliwą można uznać tę taryfę opodatkowania, która w największym możliwym stopniu ogranicza nierówność rozkładu dochodów. Takie stanowisko prowadzi do przyjęcia egalitarystycznej *zasady redukcji nierówności*, która stanowi przedmiot wyczerpującej literatury teoretycznej i empirycznej. Przykładowo, najważniejsze twierdzenie udowodnione w literaturze poświęconej tej zasadzie mówi o równoważności pomiędzy progresywnością taryfy opodatkowania a redukcją nierówności. Wprawdzie to twierdzenie jest niekiedy przypisywane Fellmanowi [1976], Jakobssonowi [1976] lub Kakwaniemu [1977], lecz jego formalny dowód został przeprowadzony dopiero przez Eichhorna, Funkego i Richtera [1984]. W ostatnich latach twierdzenie to zostało jednak częściowo podważone przez Ju i Morena-Ternera [2008], którzy wskazali na wrażliwość dowodu Eichhorna, Funkego i Richtera [1984] na sposób sformułowania problemu. Okazuje się bowiem, że uwzględnienie w analizowanym modelu ograniczenia budżetowego rządu (tj. przyjęcie założenia o stałości całkowitej sumy podatków) narusza wynik uzyskany przez Eichhorna, Funkego i Richtera [1984]. Nie zawsze zatem progresywność taryfy opodatkowania musi być tożsama z ograniczeniem nierówności rozkładu dochodów, chociaż większość zwolenników zasady redukcji nierówności opowiedziałaby się zapewne za (silnie) progresywnym opodatkowaniem.

waniem. W literaturze polskiej redystrybucyjnymi skutkami opodatkowania zajmowali się m.in. Aksman [2005] i Szyber [2005].

Po drugie, bogatą tradycję ma również *zasada gotowości do zapłaty* (nazywana także *zasadą ekwiwalencji* oraz *zasadą korzyści*; zob. [Gomułowicz, 2001], [Young, 2003]), wywodząca się z prac szwedzkich ekonomistów Knuta Wicksella i Erika Lindahla, działających w drugiej połowie XIX w. i pierwszej połowie XX w. Inaczej niż w przypadku zasady redukcji nierówności, zasada gotowości do zapłaty nie znajduje jednoznacznego odpowiednika wśród klasycznych zasad sprawiedliwego podziału dóbr (zob. [Lissowski, 2008]). Zgodnie z tą zasadą, za sprawiedliwą można uznać tę taryfę opodatkowania, która zrównuje koszt ponoszony przez każdą jednostkę (tj. podatek) z uzyskiwaną przez nią korzyścią, wynikającą z konsumpcji dostarczanych przez państwo dóbr publicznych. Jednostki różnią się od siebie m.in. preferencjami względem różnych koszyków dóbr publicznych i prywatnych, a zatem różne jednostki będą charakteryzowały się różną gotowością do zapłaty za dobra publiczne, ponieważ różne będą odnoszone przez nie korzyści związane z konsumpcją określonej ilości dobra publicznego. Koncepcja Wicksella i Lindahla głosi, że każdy powinien zostać obciążony podatkiem w wysokości równej jego gotowości do zapłaty za daną ilość dobra publicznego (tzw. podatek Lindahla). Oczywiście, takie rozwiązanie może zostać uznane za mało praktyczne w związku z występowaniem tzw. problemu gapowicza – egoistyczne jednostki mogą być skłonne do zaniżania swojej gotowości do zapłaty, aby w efekcie zapłacić podatek w niższej wysokości (zob. m.in. [Groves, Ledyard, 1977], [Young, 2003]). Odpowiedzią na tę krytykę jest obszerna literatura z dziedziny teorii konstrukcji mechanizmów (*mechanism design*), poświęcona mechanizmom umożliwiającym osiągnięcie alokacji Lindahla poprzez dobrowolne ujawnienie swoich prawdziwych preferencji przez jednostki (zob. m.in. [Hurwicz, 1979], [Walker, 1981], [Tian, 1989], [Li, Nakamura, Tian, 1995]). Co więcej, Buchholz i Peters [2007] zaproponowali niedawno interesującą aksjomatyzację równowagi Lindahla.

Po trzecie, niezwykle obszerna jest także literatura poświęcona *zasadzie* (teorii) *optymalnego opodatkowania*, wywodzącej się z pionierskiej pracy Mirrleesa [1971]. Wprawdzie „optymalność” opodatkowania postulowanego na gruncie tej teorii odnosi się do maksymalizacji pewnej funkcji społecznego dobrobytu, lecz większość znanych prac w tej dziedzinie – w tym wspomniana praca Mirrleesa [1971] – ogranicza się wyłącznie do funkcji utylitarystycznej. Punktem wyjścia dla większości analiz jest uznanie, iż – z jednej strony – prawo malejącej krańcowej użyteczności dochodu sugeruje wzrost dobrobytu społecznego w razie transferu części dochodu od osoby o wyższym dochodzie do osoby o niższym dochodzie, chociaż jednocześnie – z drugiej strony – transfer dochodu zmniejsza motywację do pracy osoby o wyższym dochodzie, tym samym umożliwiając spadek dobrobytu społecznego. Innymi słowy, w modelu Mirrleesa [1971], uwzględniającym endogeniczne kształtowanie się podaży pracy, wpływ progresywności systemu podatkowego na dobrobyt społeczny jest *a priori* nieoczywisty. Analizy teoretyczne Mirrleesa [1971] doprowadziły go zresztą do wniosku, że optymalny podatek dochodowy ma kształt zbliżony do liniowego.

Do najciekawszych wyników uzyskanych na gruncie teorii optymalnego opodatkowania należy ponadto twierdzenie Sadki [1976], rozwinięte m.in. przez Seade'a [1977], zgodnie z którym stawka podatku krańcowego dla dochodów przekraczających najwyższy dochód w społeczeństwie powinna być zerowa. Ten sprzeczny z intuicją wynik można łatwo wyjaśnić: jeżeli podatnik o najwyższym dochodzie podejmie decyzję o wydłużeniu swojego czasu pracy pod wpływem obniżenia stawki podatku krańcowego w tym przedziale dochodów, to całkowita suma podatków nie ulegnie obniżeniu, a więc niczyja użyteczność nie spadnie, podczas gdy użyteczność tej konkretnej jednostki wzrośnie; wobec tego wzrośnie również dobrobyt społeczny (w rozumieniu utylitarystów). Wyniki uzyskane w latach siedemdziesiątych były w kolejnych dekadach rozwijane w wielu interesujących kierunkach. Sheshinski [1989] przeanalizował sytuację, w której przedmiot zainteresowania zostaje ograniczony do taryf opodatkowania, które są przedziałami liniowe, co faktycznie jest cechą charakterystyczną większości współczesnych systemów podatkowych. Jacobs [2005] i Kapicka [2006] przeanalizowali problem optymalnego opodatkowania w warunkach endogenicznego kształtowania się kapitału ludzkiego jednostek. Conesa i Krueger [2006] wbudowali problem optymalnego opodatkowania w model dynamicznej równowagi ogólnej i doszli do wniosku, że wprowadzenie podatku liniowego (z kwotą wolną od opodatkowania) w Stanach Zjednoczonych doprowadziłoby do wzrostu dobrobytu równoważnego ze wzrostem konsumpcji o 1,7% we wszystkich stanach świata. Wreszcie, Kleven, Kreiner i Saez [2009] przeanalizowali optymalne opodatkowanie małżeństw, natomiast Simula i Trannoy [2010] dokonali analizy wpływu zagrożenia migracją najbardziej produktywnych pracowników na kształt optymalnej taryfy opodatkowania.

Po czwarte, bardzo długą i bogatą tradycję, wywodzącą się z *Zasad ekonomii politycznej* Johna Stuarta Milla (zob. m.in. [Young, 1990, s. 253]), ma także *zasada równych ofiar*, stanowiąca przedmiot niniejszego artykułu. Podobnie jak omówioną powyżej zasadę redukcji nierówności, również zasadę równych ofiar można uznać za zasadę egalitarystyczną. Zasadę równych ofiar należałoby jednak stosować wtedy, gdy uznałoby się, że przedmiotem podziału są nie dochody netto podatników, lecz ich obciążenia podatkowe. W największym uproszczeniu zasada równych ofiar postuluje bowiem równość obciążeń podatkowych wszystkich podatników – jednak nie w wymiarze monetarnym (jak w podatku pogłównym), lecz ubytków użyteczności wynikających z opodatkowania. W dalszej części niniejszego artykułu dokonam krótkiego przeglądu literatury teoretycznej poświęconej zasadzie równych ofiar, przedstawię zaproponowane przez Fishera [1927] i Younga [1990] metody analizy zgodności faktycznych taryf opodatkowania z zasadą równych ofiar, jak również przeprowadzę odpowiednią analizę dla taryfy podatku dochodowego w Polsce w latach 1999-2008.

### **Zasada równych ofiar w analizach teoretycznych**

Jeżeli  $x$  oznacza dochód,  $t = f(x)$  oznacza taryfę opodatkowania oraz  $u(x)$  oznacza funkcję użyteczności dochodu, to klasyczna postać zasady równych

ofiar (tzw. zasada równych ofiar absolutnych) postuluje spełnienie równości  $u(x) - u(x - t) = s$  dla wszystkich jednostek (dla każdego  $x$ ), gdzie  $s$  jest ofiarą (absolutną stratą użyteczności) ponoszoną przez każdą z jednostek<sup>1</sup>. Innymi słowy, na gruncie zasady równych ofiar absolutnych różnica pomiędzy użytecznością jednostki przed opodatkowaniem i użytecznością jednostki po opodatkowaniu powinna być jednakowa dla wszystkich jednostek. Przekształcenie powyższej równości pozwala stwierdzić, jaka taryfa opodatkowania może zostać uznana za sprawiedliwą na gruncie zasady równych ofiar absolutnych. Jeżeli  $u(x) - u(x - t) = s$ , to również  $u(x - t) = u(x) - s$ , a zatem także  $x - t = u^{-1}(u(x) - s)$  oraz, w konsekwencji,  $t = x - u^{-1}(u(x) - s)$ . Wobec tego przyjęcie zasady równych ofiar absolutnych prowadzi do uznania podatku proporcjonalnego (podatku liniowego bez kwoty wolnej od opodatkowania) za najbardziej sprawiedliwy, gdy funkcja użyteczności dochodu ma postać logarytmiczną,  $u(x) = \ln x$ . Podstawiając tę postać funkcyjną do powyższego wzoru, otrzymujemy  $t = x - e^{\ln x - s} = x - x/e^s$ , a zatem również  $t/x = 1 - 1/e^s$ . Stawka podatku przeciętnego,  $t/x$ , jest wobec tego stała, a więc taryfa opodatkowania ma charakter proporcjonalny. Gdy wymagana ofiara jest zerowa ( $s = 0$ ), stawka podatku krańcowego również zrównuje się z zerem; gdy wymagana ofiara jest bardzo duża i dąży do nieskończoności, to granica stawki podatku krańcowego jest równa 1 ( $\lim_{s \rightarrow \infty} t/x = 1 - 0 = 1$ ).

Oczywiście, rzetelna analiza teoretyczna zasady równych ofiar absolutnych nie może ograniczać się do logarytmicznej funkcji użyteczności dochodu. Uogólnieniem powyższej analizy jest ważne twierdzenie, powszechnie znane w literaturze poświęconej zasadzie równych ofiar i przypisywane zamiennie Ragnarowi Frischowi i Paulowi Samuelsonowi (zob. m.in. [Grądzki, 2004, s. 128-130]). Zgodnie z tym twierdzeniem, jeżeli elastyczność dochodowa krańcowej użyteczności dochodu jest większa od 1 co do wartości bezwzględnej, to taryfa opodatkowania zgodna z zasadą równych ofiar musi być progresywna; jeżeli elastyczność dochodowa krańcowej użyteczności dochodu jest mniejsza od 1 co do wartości bezwzględnej, to taryfa opodatkowania zgodna z zasadą równych ofiar musi być regresywna; jeżeli natomiast elastyczność dochodowa krańcowej użyteczności dochodu jest równa 1 co do wartości bezwzględnej (lub – po prostu – równa  $-1$ ), to taryfa opodatkowania zgodna z zasadą równych ofiar musi być proporcjonalna. Oczywiście, jest to dodatkowe potwierdzenie wyniku opisanego w poprzednim akapicie, ponieważ logarytmiczna funkcja użyteczności dochodu charakteryzuje się równą  $-1$  elastycznością docho-

dową krańcowej użyteczności dochodu  $\left[ \varepsilon\left(\frac{\partial \ln x}{\partial x}, x\right) = \varepsilon\left(\frac{1}{x}, x\right) = -\frac{\frac{1}{x^2}}{\frac{1}{x^2}} = -1 \right]$ .

<sup>1</sup> Oprócz zasady równych ofiar absolutnych w literaturze przedmiotu można znaleźć odniesienia do dwóch alternatywnych postaci zasady równych ofiar: zasady równych ofiar relatywnych i zasady równych ofiar krańcowych. Większość współczesnej literatury teoretycznej i empirycznej skupia się jednak na zasadzie równych ofiar absolutnych i takie ograniczenie przyjąłem również w niniejszym artykule. Odtąd będę zatem używał zamiennie określeń „zasada równych ofiar” i „zasada równych ofiar absolutnych”.

Co ciekawe, analizy empiryczne wydają się dość jednoznacznie wskazywać, że elastyczność dochodowa krańcowej użyteczności dochodu jest większa od 1 co do wartości bezwzględnej<sup>2</sup>. Gdyby tak faktycznie było, to taryfa opodatkowania zgodna z zasadą równych ofiar powinna być progresywna. Ale jaka konkretnie?

Na pytanie o dopuszczalny kształt taryfy opodatkowania zgodnej z zasadą równych ofiar próbuje odpowiedzieć obszerna literatura teoretyczna (zob. m.in. [Richter, 1983], [Young, 1987], [Buchholz, Richter, Schwaiger, 1988], [Young, 1988], [Ok, 1995], [Mitra, Ok, 1996], [D'Antoni, 1999], [Neill, 2000]). Analiza teoretyczna zasady równych ofiar absolutnych pozwala jednak jedynie na wyciągnięcie bardzo ogólnych wniosków odnośnie do pożądanego podziału obciążeń podatkowych. Przykładowo, Ok [1995] udowodnił, że taryfa opodatkowania jest zgodna z zasadą równych ofiar względem pewnej ciągłej i ściśle rosnącej funkcji użyteczności dochodu wtedy i tylko wtedy, gdy owa taryfa zachowuje po opodatkowaniu takie uszeregowanie podatników według wysokości dochodu, jakie miało miejsce przed opodatkowaniem. Oczywiście, nie jest to wymóg szczególnie restrykcyjny, wszystko wskazuje zresztą na to, że jest on spełniany przez wszystkie współczesne taryfy opodatkowania (pod warunkiem, że nie uwzględni się różnego rodzaju ulg i zwolnień podatkowych). W pracach teoretycznych Younga [1987, 1988] oraz Mitry i Oka [1996] sformułowanie alternatywnych postulatów wobec taryf opodatkowania pozwoliło z kolei autorom na odrzucenie wszystkich taryf regresywnych spełniających zasadę równych ofiar względem pewnej funkcji użyteczności dochodu jako niespełniających innych, intuicyjnych aksjomatów. Aksjomatyzacje zaproponowane przez Younga [1987, 1988] pozwalają ponadto na uznanie, że taryfa opodatkowania zgodna z zasadą równych ofiar oraz dodatkowymi, intuicyjnymi zasadami sprawiedliwego podziału obciążeń podatkowych musi być nie tylko proporcjonalna lub progresywna, lecz także musi zrównywać ofiary względem pewnej izoelastycznej funkcji użyteczności dochodu, tj. funkcji charakteryzującej się stałą względną awersją do ryzyka (ang. CRRA, *constant relative risk aversion*). Niemniej, nawet takie zawężenie zakresu dopuszczalnych taryf opodatkowania trudno uznać za warunek wystarczający do sformułowania praktycznych wskazówek dla podziału obciążeń podatkowych między podatników. Jak wskazuje bowiem Young [1988, s. 333], nawet tak rozumiane, najdalej idące zawężenie zakresu dopuszczalnych taryf opodatkowania pozwala uzasadnić zarówno taryfę proporcjonalną (gdy parametr CRRA jest równy 1), jak i radykalnie progresywną taryfę, zrównującą wszystkie dochody przekraczające pewien poziom, zdeterminowany przez zapotrzebowanie państwa na dochody budżetowe (gdy parametr CRRA dąży do nieskończoności). Wobec tego, sformułowanie bardziej szczegółowych wniosków

<sup>2</sup> Zob. m.in. [Friend, Blume, 1975], [Gertner, 1993], [Kocherlakota, 1996], [Pålsson, 1996], [Layard, Mayraz, Nickell, 2008] oraz [de Roos, Sarafidis, 2010]. Z drugiej strony, artykuły Fullenkampa, Tenoria i Battalia [2003], Chetty'ego [2006] oraz Cohen i Einava [2007] nie pozwalają na wyciągnięcie jednoznacznych wniosków odnośnie do relacji pomiędzy elastycznością dochodową krańcowej użyteczności dochodu oraz liczbą  $-1$ .

odnośnie do pożądanego podziału obciążeń podatkowych wymaga dokonania analizy empirycznej.

### Zasada równych ofiar w analizach empirycznych

Pierwszą analizę empiryczną zmierzającą do sformułowania wskazówek odnośnie do pożądanego – zgodnego z zasadą równych ofiar – kształtu faktycznych taryf opodatkowania przeprowadził Fisher [1927]. Metoda zaproponowana w jego pracy polega na wykorzystaniu danych o konsumpcji gospodarstw domowych do oszacowania krańcowej użyteczności dochodu, aby następnie zastosować otrzymane oszacowania do określenia „sprawiedliwego” stopnia progresji lub regresji taryfy opodatkowania. Fisher [1927] opisał jednak zaproponowaną przez siebie metodę statystyczną w sposób mało sformalizowany i nie przedstawił w swojej pracy żadnych konkretnych oszacowań, a jedynie stwierdził, że wynika z nich zasadność stosowania opodatkowania progresywnego. Wobec tego, określenie „metoda Fishera” należy traktować jako bardzo umowne; niemniej, to właśnie w pracy Fishera [1927] stwierdzono po raz pierwszy, że funkcja użyteczności dochodu mogłaby zostać oszacowana na podstawie danych empirycznych w celu określenia pożądanego kształtu taryfy opodatkowania.

Założmy zatem, że funkcja użyteczności dochodu należy do klasy CRRA,  $u(x) = \frac{x^{1-C} - 1}{1-C}$ , gdzie  $u'(x) = x^{-C}$  oraz  $u''(x) = Cx^{-C-1}$ , jak również, że na podstawie danych empirycznych oszacowano „prawdziwą” wartość parametru CRRA, oznaczoną jako  $C^*$ . Niech ponadto  $t = f(x)$  będzie faktyczną taryfą opodatkowania. Jeżeli postuluje się spełnienie zasady równych ofiar przez tę taryfę, to warunek  $u(x) - (x - t) = \frac{x^{1-C^*} - 1}{1-C^*} - \frac{(x-t)^{1-C^*} - 1}{1-C^*} = s$  musi zostać spełniony dla dowolnego poziomu dochodu  $x$ . Jest jednak mało prawdopodobne, aby jakakolwiek faktyczna taryfa opodatkowania  $t$  zrównywała ofiary ponoszone przez podatników na każdym poziomie dochodu  $x$ . Należy raczej przypuszczać, że faktyczne ofiary będą uzależnione od poziomu dochodu,  $s = s(x)$ . Skoro zasada równych ofiar definiuje stałość  $s$  jako sytuację optymalną,  $S(s) = 0$ , to można stwierdzić, że inspirowana pracą Fishera [1927] metoda analizy zgodności faktycznych taryf opodatkowania z zasadą równych ofiar polegać może na oszacowaniu wartości  $s$  dla każdego poziomu dochodu  $x$ , aby następnie obliczyć współczynnik zmienności ofiar ponoszonych przez podatników,  $V(s) = \frac{S(s)}{s}$ . Oczywiście, im niższa jest wartość  $V(s)$ , tym bardziej zgodna z zasadą równych ofiar jest dana taryfa opodatkowania.

Tak zarysowana metoda analizy zgodności faktycznych taryf opodatkowania z zasadą równych ofiar ma jednak dwie dość poważne wady. Po pierwsze, na jej gruncie nieuniknione jest dokonywanie międzyosobowych porównań (ubytków) użyteczności, co jest niezwykle kontrowersyjne z teoretycznego punktu widzenia.



Niemniej, Young [1990] zwrócił uwagę, powołując się m.in. na pracę Robbinsa [1938], że przyjęcie założenia o identyczności funkcji użyteczności dochodu wszystkich jednostek (takie założenie jest zawarte *implicit*e w opisywanej metodzie) można również interpretować jako odwoływanie się do pewnej wspólnej dla wszystkich jednostek normy społecznej, co nie wymagałoby dokonywania jakichkolwiek międzyosobowych porównań użyteczności. Po drugie, zasadniczą wadą metody Fishera [1927] jest także konieczność przyjęcia pewnej wartości  $C^*$ , tj. „prawdziwej” wartości parametru CRRA. Dotychczasowe analizy awersji do ryzyka gospodarstw domowych nie pozwalają tymczasem na wyciągnięcie jednoznacznych wniosków odnośnie do zakresu „prawdziwych” wartości tego parametru. Niemniej, problem ten może zostać częściowo rozwiązany, jeśli dokona się odrębnej analizy empirycznej dla kilku prawdopodobnych wartości parametru CRRA i przeanalizuje się tym samym wrażliwość otrzymywanych wniosków na zmiany wartości tego parametru.

Alternatywną metodę służącą analizom empirycznym nad zgodnością faktycznych taryf opodatkowania z zasadą równych ofiar zaproponował Young [1990]. Konstrukcja metody Younga [1990] jest oparta na założeniu o spełnianiu zasady równych ofiar przez analizowaną taryfę opodatkowania, a sama metoda służy odnalezieniu takiej funkcji użyteczności należącej do klasy CRRA, względem której w największym możliwym stopniu zrównane są ofiary ponoszone przez podatników<sup>3</sup>. Gdy odpowiedni parametr CRRA zostanie oszacowany, możliwe będzie skonstruowanie odpowiadającej mu „sprawiedliwej” taryfy opodatkowania oraz analiza stopnia zgodności taryfy faktycznej z taryfą postulowaną. Warto podkreślić, że taryfa postulowana jest zawsze tą spośród wszystkich taryf opodatkowania spełniających zasadę równych ofiar względem jakiegokolwiek funkcji CRRA, która jest możliwie najbardziej podobna do faktycznej taryfy opodatkowania.

Aby przedstawić metodę analizy zaproponowaną przez Younga [1990], powróćmy do oznaczeń wprowadzonych powyżej. Niech  $t = f(x)$  będzie faktyczną taryfą opodatkowania. Wobec tego,  $t$  jest wielkością podatku płaconego przez jednostkę o dochodzie  $x$ , natomiast  $t/x$  jest stawką podatku przeciętnego dla takiej jednostki. Niech ponadto zasada równych ofiar będzie spełniona dla dowolnego poziomu dochodu  $x$ , a zatem  $u(x) - u(x - t) = s$ , gdzie  $s$  jest ofiarą (absolutną stratą użyteczności) ponoszoną przez wszystkie jednostki. Skoro  $u(x) - u(x - t) = s$ , to również  $[u(x) - u(x - t)]/t = s/t$ ; z twierdzenia Lagrange’a o wartości średniej wynika ponadto, że  $[u(x) - u(x - t)]/t = u'(w)$ , gdzie  $w \in (x - t, x)$  jest pewnym poziomem dochodu, wyższym od dochodu po opodatkowaniu i niższym od dochodu przed opodatkowaniem.

Kolejne założenie przyjmowane przez Younga [1990] głosi, że zasada równych ofiar jest spełniona względem pewnej funkcji CRRA, dla której parametr

<sup>3</sup> Gdy praktycznie zakończyłem już pracę nad tym artykułem, natrafiłem na nieznaną mi wcześniej publikację Evansa [2005], z której wynika, że bardzo podobną metodę, opartą na tym samym założeniu, zaproponował już w 1977 roku Nicholas Stern. W niniejszym artykule stosuję jednak wyłącznie metodę Younga [1990].

CRRRA przyjmuje wartość większą od 1. Jest to zgodne z wynikami analiz teoretycznych Younga [1987, 1988], według których pewien intuicyjny zestaw aksjomatów pozwala twierdzić, że „sprawiedliwa” taryfa opodatkowania jest proporcjonalna lub progresywna oraz zrównuje ofiary względem pewnej funkcji CRRRA. Jeżeli funkcja użyteczności dochodu należąca do tej klasy zostanie zapisana jako  $u(x) = -x^{1-C}$  dla  $C > 1$ <sup>4</sup>, to wówczas  $u'(x) = (C-1)x^{-C}$ , a zatem także  $u'(w) = (C-1)w^{-C} = [u(x) - u(x-t)]/t = [(x-t)^{1-C} - x^{1-C}]/t$ . Następnie metoda Younga [1990] wymaga dokonania serii przekształceń algebraicznych:

$$\begin{aligned}(C-1)w^{-C} &= \frac{(x-t)^{1-C} - x^{1-C}}{t} \\ w &= \left[ \frac{(C-1)t}{(x-t)^{1-C} - x^{1-C}} \right]^{\frac{1}{C}} \\ \frac{w}{x} &= \left[ \frac{(C-1)t}{(x-t)^{1-C} - x^{1-C}} \cdot x^{-1+1-C} \right]^{\frac{1}{C}} \\ \frac{w}{x} &= \left[ \frac{(C-1)\frac{t}{x}}{\left(1 - \frac{t}{x}\right)^{1-C} - 1} \right]^{\frac{1}{C}}\end{aligned}$$

Young [1990] wskazuje następnie, że dla typowych wartości  $t/x$  wpływ  $C$  na  $w/x$  jest znikomy. Poglębiającą analizę tej kwestii przedstawiają Imedio, Parrado i Sarrión [1999]. Wobec tego uzasadnione wydaje się podstawienie, przykładowo,  $C = 2$  i wynikające z tego znaczące uproszczenie przedstawionego powyżej równania:

$$\begin{aligned}\frac{w}{x} &= \left[ \frac{(2-1)\frac{t}{x}}{\left(1 - \frac{t}{x}\right)^{1-2} - 1} \right]^{\frac{1}{2}} \\ \frac{w}{x} &= \left( \frac{x-t}{x} \right)^{\frac{1}{2}} \\ w &= \left( x^2 \cdot \frac{x-t}{x} \right)^{\frac{1}{2}} \\ w &= \sqrt{x(x-t)}\end{aligned}$$

Skoro z wcześniejszych analiz wynika, że  $u'(w) = s/t$ , to również  $u'(\sqrt{x(x-t)}) = s/t$ . Jeżeli dodatkowo przyjmiemy  $s = 1$ , co jest dopuszczalne, ponieważ do przedstawionej powyżej funkcji użyteczności dochodu zawsze

<sup>4</sup> O ile jest to nieco odmienny zapis funkcji użyteczności niż we wcześniejszej części niniejszego artykułu, o tyle należy zauważyć, że jest to dodatnie przekształcenie liniowe funkcji

$u(x) = \frac{x^{1-C-1}}{1-C}$  dla  $C > 1$ , a zatem obie funkcje reprezentują te same preferencje.

można dodać niezerową stałą,  $B \neq 0$ , jak również zlogarytmujemy obie strony ostatniego równania, to otrzymamy  $\ln u'(\sqrt{x(x-t)}) = -\ln t$ .

Z drugiej strony, warto pamiętać, że parametr CRRA jest (przemnożoną przez  $-1$ ) elastycznością dochodową krańcowej użyteczności dochodu. Skoro

tak, to oszacowanie parametru CRRA,  $C = \frac{d(\ln u'(z))}{d(\ln z)}$ , wymaga w istocie

oszacowania współczynnika kierunkowego regresji liniowej  $-\ln u'(z)$  względem  $\ln z$ . Jeżeli przyjmiemy ponadto  $z = \sqrt{x(x-t)}$ , to pożądane stanie się osza-

cowanie regresji liniowej  $Y = -\ln u'(z) = -\ln u'(\sqrt{x(x-t)}) = \ln t$  względem  $X = -\ln z = \ln \sqrt{x(x-t)}$ . Ponieważ dane o wartościach zmiennych  $Y = \ln t$  oraz

$X = \ln \sqrt{x(x-t)}$  dla poszczególnych jednostek powinny być dostępne w wielu

zbiorach danych indywidualnych, metoda Younga [1990], przedstawiona powyżej, nadaje się do oszacowania parametru CRRA określającego tę spośród funkcji użyteczności dochodu należących do tej klasy, względem której w największym możliwym stopniu faktyczna taryfa opodatkowania spełnia zasadę równych ofiar. Następnie możliwe jest oszacowanie przeciętnej ofiary ponoszonej przez podatników względem określonej funkcji CRRA oraz wykorzystanie oszacowań parametru CRRA ( $\hat{C}$ ) i przeciętnej ofiary ( $\hat{s}$ ) do skonstruowania postulowanej taryfy opodatkowania, przyjmującej postać  $t = x - (x^{1-\hat{C}} + \hat{s})^{1/(1-\hat{C})}$ . Stopień zgodności faktycznej taryfy opodatkowania z zasadą równych ofiar można z kolei określić, obliczając jakąś miarę odległości pomiędzy taryfą faktyczną a taryfą postulowaną, przy czym im owa odległość jest mniejsza, tym bardziej zgodna z zasadą równych ofiar jest, oczywiście, dana taryfa opodatkowania.

Zasadniczą zaletą metody Younga [1990] jest brak opisanych powyżej wad, które charakteryzują metodę Fishera [1927]. Po pierwsze, na gruncie metody Younga [1990] nie dokonuje się, wbrew pozorom, międzyosobowych porównań użyteczności. Z analizy teoretycznej Younga [1988] wynika bowiem, że zasada równych ofiar – ograniczona do funkcji CRRA określonych przez parametr CRRA większy lub równy 1 – może zostać wywiedziona ze znacznie bardziej pierwotnych zasad sprawiedliwego podziału obciążeń podatkowych (aksjomatów) aniżeli „równość ofiar”. Young [1988] wykazał zarazem, że zasada równych ofiar może zostać intuicyjnie uzasadniona bez jakiegokolwiek odwołania do koncepcji użyteczności. Wobec tego, metoda Younga [1990] polega po prostu na określeniu stopnia, w jakim faktyczna taryfa opodatkowania różni się od najbardziej do niej podobnej, „sprawiedliwej” taryfy. Po drugie, metoda Younga [1990] nie wymaga też, oczywiście, odwoływania się do jakichkolwiek zewnętrznych oszacowań parametru CRRA.

Istotną wadą metody Younga [1990] jest natomiast niemożność uwzględnienia wielkości kwoty wolnej od opodatkowania w ocenie „sprawiedliwości” danej taryfy. Jeżeli bowiem pewien podatnik nie płaci w ogóle podatku,  $t = 0$ , to wartość zmiennej objaśnianej w metodzie Younga [1990],  $Y = \ln t$ , jest nieokreślona. Teoretycznie problem ten mógłby zostać rozwiązany poprzez

podstawienie  $t = \varepsilon$ , gdzie  $\varepsilon$  jest pewną dodatnią liczbą, minimalnie większą od 0. Niestety, uzyskiwane oszacowania parametru CRRA okazują się być silnie uzależnione od  $\varepsilon$  oraz zasadniczo bardzo różne od oszacowań uzyskiwanych w sytuacji, gdy podatnicy niepłacący w ogóle podatku zostaną potraktowani jako obserwacje nietypowe i wyłączeni z analizy. O ile zdaniem Younga [1987, s. 205] już sama definicja dochodu przyjmowana w analizach zasady równych ofiar powinna zakładać opodatkowanie wyłącznie tej jego części, która przekracza minimum egzystencji, o tyle niemożność uwzględnienia w analizie dochodów nieprzekraczających kwoty wolnej od opodatkowania nie pozwala na jakąkolwiek ocenę „sprawiedliwości” różnych wielkości kwoty wolnej. Innymi słowy, analizując faktyczne taryfy opodatkowania przy wykorzystaniu metody Younga [1990], przyjmuje się *implicite* założenie o tym, że minimum egzystencji jest dokładnie równe kwocie wolnej od opodatkowania. Niekoniecznie jest to założenie uzasadnione. Co ciekawe, wolna od tej wady metody Younga [1990] jest metoda Fishera [1927], która pozwala na uznanie, iż ofiary ponoszone przez część podatników są zerowe,  $s(x) = 0$ .

Metoda Younga [1990] wydaje się wprawdzie bardzo interesującym narzędziem służącym do analizy zgodności faktycznych taryf opodatkowania z zasadą równych ofiar, lecz została ona dotychczas zastosowana jedynie w nielicznych pracach (zob. [Young, 1990], [Gouveia, Strauss, 1994], [Imedio, Parrado, Sarrión, 1999], [Aristei, Perugini, 2010]). W pionierskiej analizie Younga [1990] uwzględnione zostały faktyczne taryfy opodatkowania w Stanach Zjednoczonych w latach 1957, 1967, 1977 i 1987, a także taryfy w Japonii, Niemczech, Wielkiej Brytanii i Włoszech w pojedynczych okresach w latach osiemdziesiątych. Z kolei Gouveia i Strauss [1994] przeanalizowali faktyczne taryfy opodatkowania w Stanach Zjednoczonych w latach 1979–1989, natomiast Imedio, Parrado i Sarrión [1999] dokonali analizy zgodności z zasadą równych ofiar faktycznych taryf opodatkowania w Hiszpanii w latach dziewięćdziesiątych. W najnowszej z prac stosujących metodę Younga [1990] Aristei i Perugini [2010] wykorzystali dane indywidualne z badania EU-SILC do analizy faktycznych taryf opodatkowania w 26 krajach europejskich (m.in. w Polsce) w 2006 roku. Co ciekawe, dla wszystkich krajów i wszystkich okresów przeanalizowanych we wspomnianych czterech artykułach uzyskano oszacowania parametru CRRA większe od 1 (oznacza to, że żadna z analizowanych taryf opodatkowania nie miała charakteru proporcjonalnego, lecz wszystkie były bardziej progresywne od taryfy proporcjonalnej) i zarazem mniejsze od 2. Dla Polski w 2006 roku oszacowanie Aristeiego i Peruginiego [2010] wyniosło 1,299 i było bardzo precyzyjne (błąd standardowy wyniósł 0,009).

Stosując metodę Younga [1990], warto ponadto pamiętać o związku pomiędzy koncepcjami awersji do ryzyka i awersji do nierówności, na który pośrednio zwrócił już uwagę Harsanyi [1953], podczas gdy Atkinson [1970] bezpośrednio wykorzystał ten związek do skonstruowania swojej miary nierówności. W konsekwencji niektóre nowsze prace interpretują oszacowania parametru CRRA uzyskane poprzez analizę taryfy opodatkowania jako informację o ujawnionych preferencjach rządów odnośnie do nierówności rozkładu dochodów, tj.

o ich awersji do nierówności (zob. m.in. [Aristei, Perugini, 2010]). Im wyższe oszacowanie parametru CRRA zostanie uzyskane, tym większa jest ujawniona przez rząd (społeczeństwo?) awersja do nierówności. Jest to naturalna konsekwencja omawianej już powyżej konstatacji Younga [1988, s. 333], zgodnie z którą parametr CRRA równy 1 implikuje „sprawiedliwość” podatku proporcjonalnego, podczas gdy parametr CRRA dążący do nieskończoności implikuje „sprawiedliwość” skrajnie progresywnego podatku, zrównującego wszystkie dochody przekraczające pewien poziom, zdeterminowany przez zapotrzebowanie państwa na dochody budżetowe.

### **Zasada równych ofiar a taryfy opodatkowania w Polsce w latach 1999-2008**

Do analizy zgodności taryf opodatkowania w Polsce w latach 1999-2008 z zasadą równych ofiar wykorzystane zostaną dane indywidualne z Badania Struktury Wynagrodzeń (BSW), tj. badania prowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny, realizowanego z częstotliwością dwuletnią<sup>5</sup> (zawsze w październiku) na tzw. formularzu Z-12. Badanie obejmuje osoby, które przepracowały cały miesiąc październik w podmiotach o liczbie pracujących większej niż 9.

**Tablica 1**

**Liczebności próby oraz średnie wynagrodzenia osobowe ogółem brutto w zbiorach danych indywidualnych z Badania Struktury Wynagrodzeń (BSW) w latach 1999-2008**

| Rok badania | Liczebność próby | Wynagrodzenia        |                        |
|-------------|------------------|----------------------|------------------------|
|             |                  | za październik       | za cały rok            |
| 1999        | 740 622          | 1765,07<br>(1384,43) |                        |
| 2002        | 653 054          | 2191,42<br>(1877,84) |                        |
| 2004        | 609 764          | 2318,85<br>(2079,45) |                        |
| 2006        | 660 353          | 2512,96<br>(2350,80) | 28099,72<br>(29026,13) |
| 2008        | 687 686          | 3078,90<br>(2773,16) | 34180,39<br>(33666,25) |

Uwagi: obliczenia własne na podstawie danych BSW. W nawiasach zaznaczono odchylenia standardowe wynagrodzeń.

Na potrzeby tej pracy wykorzystano przede wszystkim dane o wynagrodzeniach osobowych ogółem brutto otrzymywanych przez respondentów, które zostały następnie zestawiane z ogólnie dostępnymi danymi o kształcie faktycznej taryfy opodatkowania w poszczególnych latach, aby w ten sposób obliczyć

<sup>5</sup> Badanie zostało ponadto wyjątkowo przeprowadzone w październiku 1999 r., a nie w październiku 2000 r.

domniemaną wysokość należnego podatku dla każdego respondenta. Niestety, dane o wynagrodzeniach osobowych ogółem brutto za cały rok są dostępne wyłącznie w dwóch ostatnich edycjach badania, tj. dla lat 2006-2008. Wcześniejsze edycje badania zawierają jedynie informację o wynagrodzeniach osobowych ogółem brutto za październik danego roku; ta informacja jest również dostępna dla 2006 oraz 2008 roku. Informację o liczebności poszczególnych prób oraz średnich wynagrodzeniach dla wszystkich edycji badania zawiera tablica 1.

Tablica 1 jednoznacznie wskazuje na dynamiczny wzrost średnich (nominalnych) wynagrodzeń w Polsce w latach 1999-2008. Jednocześnie taryfa opodatkowania w Polsce zmieniała się w tych latach dość nieznacznie. We wszystkich analizowanych latach obowiązywała kwota wolna od opodatkowania, rosnąca z okresu na okres (za wyjątkiem lat 2004-2006) i wynosząca od 2077,89 zł w 1999 roku do 3088,68 zł w 2008 roku, a także trzy przedziały skali podatkowej. Również we wszystkich latach każdemu kolejnemu przedziałowi przyporządkowana była niezmienna stawka podatku krańcowego: 19% w I przedziale, 30% w II przedziale oraz 40% w III przedziale. Granice przedziałów zmieniały się w latach 1999-2002 i 2006-2008, natomiast w latach 2002-2006 pozostawały niezmiennie. Górna granica I (II) przedziału skali, będąca zarazem dolną granicą II (III) przedziału, wynosiła 29624 zł (59248 zł) w 1999 roku, 37024 zł (74048 zł) w latach 2002-2006 oraz 44490 zł (85528 zł) w 2008 roku. Informacje te przedstawia także tablica 2.

**Tablica 2**  
**Taryfy opodatkowania w Polsce w latach 1999-2008**

| Rok  | Numer kolejny przedziału skali | Dolna granica przedziału skali (zł) | Górna granica przedziału skali (zł) | Stawka podatku krańcowego (%) |
|------|--------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------|
| 1999 | kwota wolna                    | 0                                   | 2 077,89                            | 0                             |
|      | I                              | 2 077,89                            | 29 624                              | 19                            |
|      | II                             | 29 624                              | 59 248                              | 30                            |
|      | III                            | 59 248                              | –                                   | 40                            |
| 2002 | kwota wolna                    | 0                                   | 2 727,16                            | 0                             |
|      | I                              | 2 727,16                            | 37 024                              | 19                            |
|      | II                             | 37 024                              | 74 048                              | 3                             |
|      | III                            | 74 048                              | –                                   | 40                            |
| 2004 | kwota wolna                    | 0                                   | 2 789,89                            | 0                             |
|      | I                              | 2 789,89                            | 37 024                              | 19                            |
|      | II                             | 37 024                              | 74 048                              | 30                            |
|      | III                            | 74 048                              | –                                   | 40                            |
| 2006 | kwota wolna                    | 0                                   | 2 789,89                            | 0                             |
|      | I                              | 2 789,89                            | 37 024                              | 19                            |
|      | II                             | 37 024                              | 74 048                              | 30                            |
|      | III                            | 74 048                              | –                                   | 40                            |

cd. tablicy 2

| Rok  | Numer kolejny przedziału skali | Dolna granica przedziału skali (zł) | Górna granica przedziału skali (zł) | Stawka podatku krańcowego (%) |
|------|--------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------|
| 2008 | kwota wolna                    | 0                                   | 3 088,68                            | 0                             |
|      | I                              | 3 088,68                            | 44 490                              | 19                            |
|      | II                             | 44 490                              | 85 528                              | 30                            |
|      | III                            | 85 528                              | –                                   | 40                            |

Źródło: OECD Tax Database

Wprawdzie informacje zawarte w tablicy 2 jednoznacznie wskazują, że taryfa opodatkowania w Polsce w latach 1999-2008 zmieniała się w bardzo niewielkim stopniu, lecz nie oznacza to bynajmniej, że należy spodziewać się niezmiennej w czasie oceny zgodności taryfy opodatkowania w Polsce z zasadą równych ofiar. Po pierwsze, rozkład realnych dochodów jest zmienny w czasie. Wobec tego, obciążenia podatkowe poszczególnych grup podatników również zmieniają się w czasie – zarówno wraz z ich przechodzeniem do innych przedziałów skali, gdy zmienia się i stawka podatku krańcowego, i stawka podatku przeciętnego, jak i wraz z ich przemieszczaniem się wewnątrz danego przedziału. W tym drugim wypadku nie zmienia się wprawdzie stawka podatku krańcowego, lecz zmienia się – kluczowa dla zasady równych ofiar – stawka podatku przeciętnego.

Tablica 3

Oszacowania parametru CRRA dla faktycznych taryf opodatkowania w Polsce w latach 1999-2008

| Rok  | Parametr CRRA (1)  | Parametr CRRA (2)  |
|------|--------------------|--------------------|
| 1999 | 1,270<br>(0,00004) | 1,268<br>(0,00003) |
| 2002 | 1,281<br>(0,00004) | 1,281<br>(0,00003) |
| 2004 | 1,291<br>(0,00004) | 1,290<br>(0,00003) |
| 2006 | 1,301<br>(0,00004) | 1,341<br>(0,00007) |
| 2008 | 1,291<br>(0,00004) | 1,331<br>(0,00007) |

Uwagi: obliczenia własne na podstawie danych BSW. Przyjęto dwunastokrotność wynagrodzenia osobowego ogółem brutto za październik danego roku jako definicję dochodu. W nawiasach zaznaczono błędy standardowe oszacowań. Parametr CRRA (1) dotyczy oszacowań uzyskanych po usunięciu 5% obserwacji o najniższych wynagrodzeniach. Parametr CRRA (2) dotyczy oszacowań uzyskanych na pełnej próbie.

Po drugie, nawet gdyby rozkład realnych dochodów pozostawał niezmienny w czasie, to występowanie inflacji może zmieniać faktyczne obciążenia podatkowe poszczególnych grup podatników, gdy kwota wolna od opodatkowania oraz granice poszczególnych przedziałów skali zmieniają się w tempie innym

niż inflacja. Niewątpliwie takie zjawisko miało miejsce w Polsce w analizowanych latach; przykładowo, w latach 2002-2006 niezmiennie pozostawały granice pomiędzy I i II oraz II i III przedziałem skali, w latach 2004-2006 nie zmieniła się również kwota wolna od opodatkowania. Twierdzenie, iż w latach 1999-2008 zachodziły w rzeczywistości istotne jakościowo zmiany taryfy opodatkowania w Polsce, znajduje potwierdzenie w tablicy 3, która przedstawia – istotnie zmieniające się w czasie – oszacowania parametru CRRA dla faktycznych taryf opodatkowania w Polsce w analizowanym okresie.

Po pierwsze, obliczenia przedstawione w tablicy 3 jednoznacznie wskazują, że w latach 1999-2006 wzrastały wartości parametru CRRA, zwykle o ok. 0,01 z okresu na okres, co można zinterpretować jako rosnącą, ujawnioną przez rząd awersję do nierówności, a więc także rosnącą faktyczną progresywność taryfy opodatkowania. Po drugie, zasadnicza zmiana została dokonana w 2008 roku, gdy zaktualizowano kwotę wolną od opodatkowania oraz granice pomiędzy poszczególnymi przedziałami skali. Kwota wolna od opodatkowania wzrosła o ok. 10,7%, granica pomiędzy I i II przedziałem skali wzrosła o ok. 20,2%, natomiast granica pomiędzy II i III przedziałem skali wzrosła o ok. 15,5% (zob. tablica 2). Tak głęboka zmiana doprowadziła do jedynego w analizowanym okresie spadku wartości parametru CRRA, z 1,301 do 1,291, co można również interpretować jako spadek ujawnionej przez rząd awersji do nierówności lub spadek faktycznej progresywności taryfy opodatkowania. Po trzecie, o ile był to jedyny spadek wartości parametru CRRA w analizowanym okresie, o tyle ujawniona przez rząd awersja do nierówności wróciła jedynie do poziomu zanotowanego w 2004 roku, natomiast wciąż odbiegała zasadniczo od wartości obserwowanych na samym początku analizowanego okresu, w tym zwłaszcza w 1999 roku. Wobec tego, minimalna zaobserwowana awersja do nierówności charakteryzuje faktyczną taryfę opodatkowania w Polsce w 1999 roku, natomiast awersja maksymalna – taryfę opodatkowania w 2006 roku. Na wykresie 1 przedstawiono ponadto przebieg faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 1999 roku.

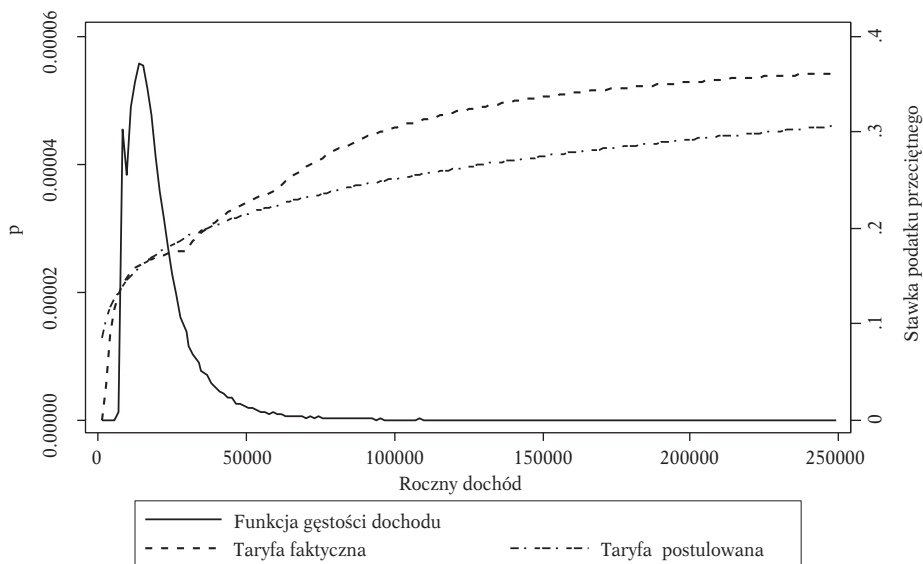
Wykres 1 wskazuje na daleko idącą zgodność taryfy faktycznej z taryfą postulowaną dla dochodów zawierających się w przedziale od ok. 5000 zł do ok. 44000 zł, a więc przedziale, w którym mieściły się dochody prawie 95% podatników w 1999 roku. W tym przedziale wartość bezwzględna odległości pomiędzy taryfą faktyczną a taryfą postulowaną nigdy nie przekraczała 1,5 pkt. proc., a dla większości przedziału – również 0,5 pkt. proc. Z drugiej strony, dopasowanie taryfy postulowanej do taryfy faktycznej jest znacznie gorsze dla dochodów przekraczających ok. 60000 zł. Już dla dochodów przekraczających ok. 36500 zł można byłoby postulować – na gruncie zasady równych ofiar – obniżenie obciążeń podatkowych; taryfa postulowana jest niższa od taryfy faktycznej dla wszystkich dochodów przekraczających ten poziom, a jednocześnie niższych od ok. 800000 zł, gdy ów postulat ulega (trwałej) zmianie. Ponadto dla dochodów przekraczających ok. 60000 zł i jednocześnie niższych od ok. 570000 zł odległość pomiędzy obiema taryfami przekracza 2 pkt. proc., a dla dość szerokiego przedziału od ok. 95000 zł do ok. 295000 zł przekracza nawet 5 pkt. proc.



Warto jednak pamiętać, że w 1999 roku mniej niż 1% wszystkich podatników uzyskiwał dochody wyższe niż 80000 zł, a zatem można uznać, że powyższe wyniki mają empirycznie ograniczone znaczenie. Na wykresie 2 przedstawiono z kolei przebieg taryfy faktycznej i taryfy postulowanej w Polsce w 2002 roku.

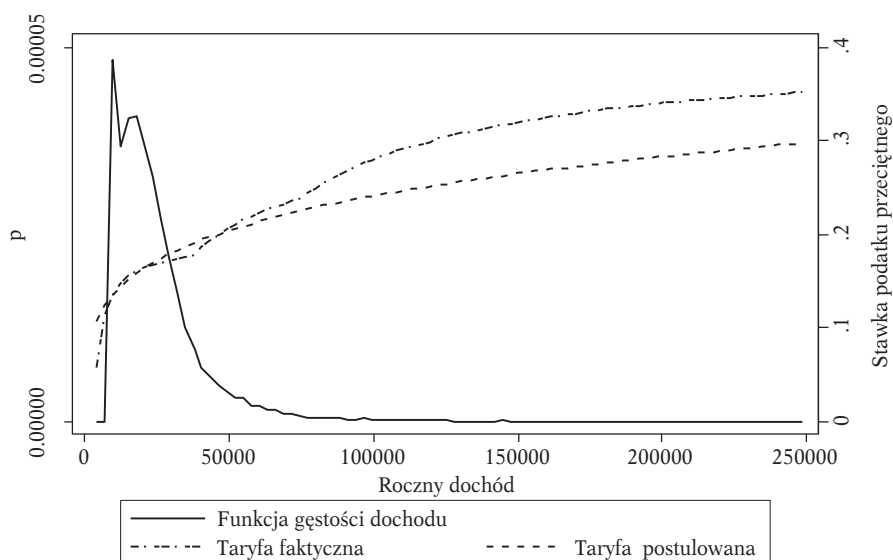
**Wykres 1**

**Porównanie faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 1999 roku**



**Wykres 2**

**Porównanie faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 2002 roku**



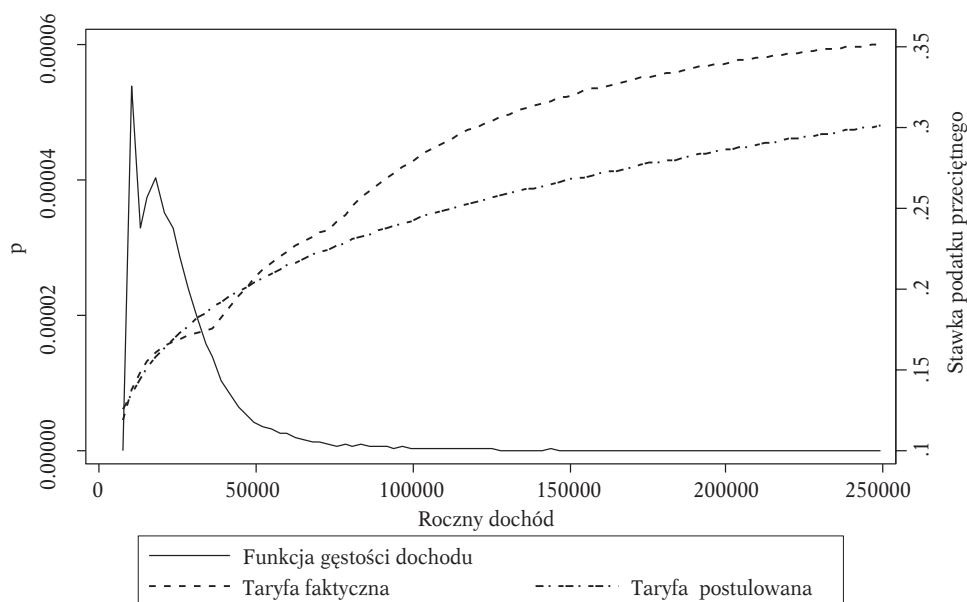
Wzajemna relacja faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 2002 roku jest bardzo podobna do tej z 1999 roku. Dla przedziału od ok. 9000 zł do ok. 30000 zł rocznego dochodu, zawierającego prawie 75% podatników, wartość bezwzględna odległości pomiędzy obiema taryfami nie przekracza 0,8 pkt. proc. Dla bardzo szerokiego, choć niezbyt licznego w podatników przedziału od ok. 50000 zł do ok. 840000 zł taryfa postulowana jest niższa od taryfy faktycznej, przy czym dla niemałej części tego przedziału (od ok. 125000 zł do ok. 300000 zł rocznego dochodu) można byłoby na gruncie zasady równych ofiar postulować obniżenie stawki podatku przeciętnego o ponad 5 pkt. proc.

Warto również zauważyć, że cechą wspólną wzajemnego przebiegu faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 2002 roku oraz w omawianym wcześniej 1999 roku jest postulat zmiany stawki podatku przeciętnego, po pierwsze, dla podatników, których roczne dochody były nieznacznie wyższe od kwoty wolnej od opodatkowania, jak również, po drugie, dla podatników ulokowanych w bliskim otoczeniu granicy pomiędzy I i II przedziałem skali. W obu przypadkach można byłoby postulować – na gruncie zasady równych ofiar – aby stawki podatku przeciętnego dla tych podatników uległy podwyższeniu. W przypadku podatników ulokowanych nieznacznie powyżej kwoty wolnej od opodatkowania postulat ten wynika z faktu, iż stawki podatku przeciętnego są dla nich znacznie niższe od wynoszącej 19% stawki podatku krańcowego. Dla niskich dochodów kwota wolna od opodatkowania wciąż stanowi znaczną część całkowitego dochodu, a jej zerowe opodatkowanie istotnie wpływa na wartość stawki podatku przeciętnego, determinującej wielkość ponoszonej ofiary przy danym poziomie dochodu. W przypadku podatników ulokowanych w bliskim otoczeniu granicy pomiędzy I i II przedziałem skali postulat ten wynika z faktu, iż funkcja podatku przeciętnego ulega znacznemu spłaszczeniu na odcinku poprzedzającym tę granicę; tymczasem praktyczne spłaszczenie funkcji podatku przeciętnego na jakimkolwiek odcinku jest z pewnością sprzeczne z zasadą równych ofiar – stawka podatku przeciętnego może rosnać bardzo wolno, ale musi rosnać stale. Oczywiście, również na tym odcinku stawka podatku przeciętnego bardzo powoli rośnie, ale na gruncie zasady równych ofiar jest to tempo stanowczo zbyt wolne. Z podobnego powodu cechą wspólną wzajemnego przebiegu faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w analizowanych okresach (i zawsze, gdy analizuje się taryfy opodatkowania, w których najwyższa stawka podatku krańcowego jest niższa od 100%) jest także postulat wzrostu obciążeń podatkowych dla osób o najwyższych dochodach, gdzie najwyższe dochody oznaczają, na przykład, więcej niż ok. 840000 zł w 2002 roku. Taki postulat wynika z faktu, iż stawka podatku przeciętnego wzrasta asymptotycznie do najwyższej ze stawek podatku krańcowego, ale nigdy jej nie przekracza. Tymczasem na gruncie zasady równych ofiar postulowany byłby być może bardzo powolny, ale konsekwentny i nieograniczony z góry wzrost stawki podatku przeciętnego wraz ze wzrostem dochodu (dla dochodu dążącego do nieskończoności stawka podatku przeciętnego powinna dążyć – na gruncie zasady równych ofiar – do 100%).

Warto podkreślić, że wskazane powyżej postulaty wzrostu obciążeń podatkowych dla osób otrzymujących dochody (1) nieznacznie przekraczające kwotę wolną od opodatkowania, (2) ułożone w bliskim otoczeniu granicy pomiędzy I i II przedziałem skali lub (3) przekraczające pewien, zwykle bardzo wysoki poziom są wspólne dla wszystkich analizowanych w niniejszej pracy okresów, również 2004 roku, 2006 roku i 2008 roku, co zostanie wskazane poniżej. Na wykresie 3 przedstawiono zatem przebieg taryfy faktycznej i taryfy postulowanej w Polsce w 2004 roku.

Wykres 3

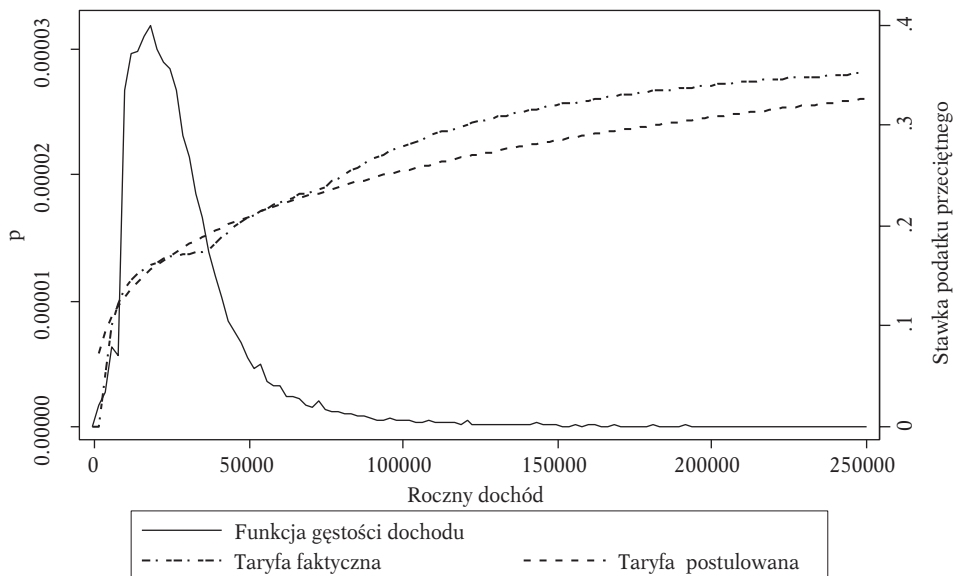
Porównanie faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 2004 roku



Jak wskazuje wykres 3, również w 2004 roku odległość pomiędzy taryfą faktyczną i taryfą postulowaną była dość niewielka dla szczególnie licznych grup dochodowych. Dla podatników o dochodach zawierających się w przedziale od ok. 20 000 zł do ok. 60 000 zł, stanowiących ok. 50% wszystkich podatników, wartość bezwzględna odległości pomiędzy obiema taryfami nie przekraczała 1 pkt. proc., przy czym wyjątkiem od tej reguły byli podatnicy z przedziału od ok. 32 000 zł do ok. 40 000 zł, a więc z bliskiego otoczenia granicy pomiędzy I i II przedziałem skali, dla których owa wartość nie przekraczała 1,5 pkt. proc. Ponadto, obniżenie stawki podatku przeciętnego byłoby postulowane – na gruncie zasady równych ofiar – dla podatników, których dochody w 2004 roku zawierały się w przedziale od ok. 45 000 zł do ok. 755 000 zł. Na wykresie 4 przedstawiono ponadto przebieg taryfy faktycznej i taryfy postulowanej w Polsce w 2006 roku.

Wykres 4

Porównanie faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 2006 roku



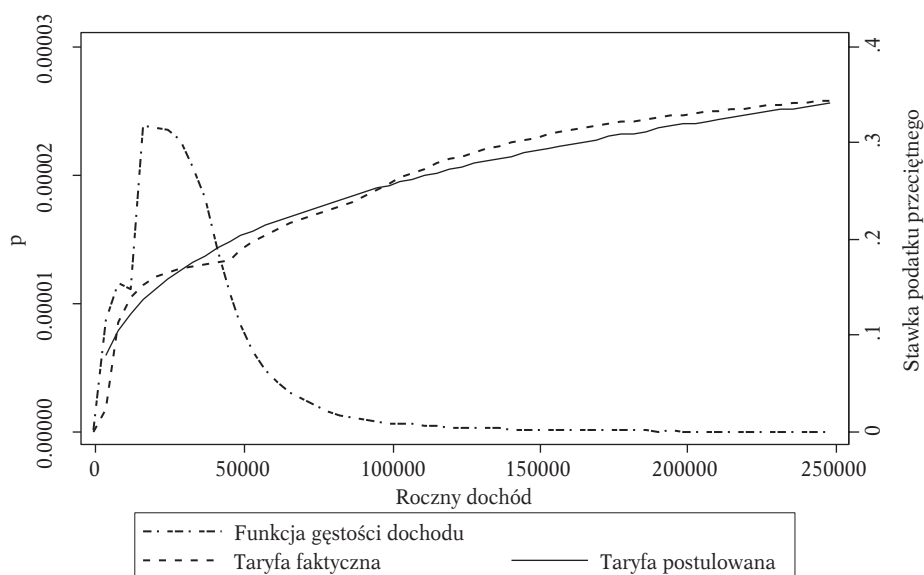
Wykres 4 został przygotowany w oparciu o dane o rocznych dochodach rozumianych jako dwunastokrotność wynagrodzenia osobowego ogółem brutto za październik 2006 roku, czego celem było zapewnienie porównywalności z wykresami 1-3 (dla danych z lat 1999-2004 nie ma takiego wyboru definicji dochodu). Ponownie, dla bardzo szerokiego i zawierającego ponad 90% wszystkich podatników przedziału od ok. 6000 zł do ok. 80000 zł wartości bezwzględne odległości pomiędzy taryfą faktyczną i taryfą postulowaną nie przekraczają 1 pkt. proc., przy czym jedynym wyjątkiem jest ponownie bliskie otoczenie granicy pomiędzy I i II przedziałem skali; dla podatników, których dochody były odpowiednio bliskie tej granicy, na gruncie zasady równych ofiar można byłoby postulować podwyższenie stawki podatku przeciętnego nawet o ok. 1,6 pkt. proc. Z kolei dla podatników, których roczne dochody były wyższe niż ok. 52000 zł i zarazem niższe niż ok. 414000 zł, postulowałoby się obniżenie obciążeń podatkowych, a podwyższenie – dla wszystkich podatników, których roczne dochody przekroczyły ok. 414000 zł. Wreszcie, na wykresie 5 przedstawiono przebieg taryfy faktycznej i taryfy postulowanej w Polsce w 2008 roku.

Wykres 5 wskazuje dość jednoznacznie, że zgodność faktycznej taryfy opodatkowania z zasadą równych ofiar była w Polsce dość wysoka również w 2008 roku. Dla przedziału rocznych dochodów od ok. 7500 zł do ok. 100000 zł, mieszczącego zdecydowaną większość podatników, odległość pomiędzy obiema taryfami nigdy nie przekracza 2 pkt. proc. Jednocześnie, na gruncie zasady równych ofiar można postulować, aby podatnicy o dochodach nieznacznie przekraczających kwotę wolną od opodatkowania płacili zdecydowanie wyższe podatki – odległość pomiędzy obiema taryfami przekracza tutaj nawet 5 pkt.

proc. Warto również zauważyć, że dla podatników uzyskujących roczne dochody od ok. 7500 zł do ok. 30000 zł można byłoby – na gruncie zasady równych ofiar – postulować nieznaczne obniżenie podatku należnego. Przeciwnie, dla podatników, których roczne dochody są wyższe od ok. 30000 zł i jednocześnie niższe od ok. 95000 zł postulowałyby się podniesienie podatku należnego, aby zwiększyć zgodność taryfy opodatkowania z zasadą równych ofiar. Dla dochodów przekraczających ok. 95000 zł podatek należny powinien zostać obniżony, lecz gdyby roczny dochód przekroczył z kolei ok. 250000 zł, wymagane byłoby z kolei ponowne podniesienie podatku należnego. Kluczowy wydaje się jednak pierwszy z wyciągniętych wniosków – dla zdecydowanej większości podatników, których roczne dochody mieściły się w 2008 roku w przedziale od ok. 7500 zł do ok. 100000 zł, hipoteza o zrównaniu ofiar względem funkcji CRRA o parametrze CRRA równym 1,399 wydaje się znajdować potwierdzenie empiryczne.

Wykres 5

Porównanie faktycznej i postulowanej taryfy opodatkowania w Polsce w 2008 roku



Dotychczas przeprowadzone analizy sugerują, że w Polsce w latach 1999-2008 odległość pomiędzy faktyczną taryfą opodatkowania a najbliższą jej taryfą zgodną z zasadą równych ofiar, zrównującą ofiary wszystkich podatników względem pewnej funkcji CRRA, była dość niewielka. Nie jest jednak możliwe naoczne dokonanie syntetycznej oceny zbieżności obu tych taryf – niezbędne jest wskazanie jakiejś miary odległości pomiędzy tymi taryfami, która mogłaby służyć do dokonywania porównań tego typu. Wydaje się, że odpowiednią miarą może być, przykładowo, średnia kwadratowa odległości pomiędzy obiema taryfami. Po pierwsze, jest to miara odporna na fakt, iż odległość pomiędzy

obiema taryfami – jakkolwiek definiowana – będzie przyjmować zarówno wartości dodatnie, jak i ujemne. Po drugie, jest to miara, która nieproporcjonalnie silniej „karze” większe odstępstwa taryfy faktycznej od taryfy postulowanej, co wydaje się sensowne, biorąc pod uwagę cel dokonywanego porównania. Wartości średniej kwadratowej odległości pomiędzy faktyczną stawką podatku przeciętnego w Polsce w latach 1999-2008 a stawką postulowaną na gruncie metody Younga [1990] zostały zatem przedstawione w tablicy 4. Przedstawiono tam również wyniki analizy dokonanej przy użyciu metody Fishera [1927]. Aby przeanalizować wrażliwość dokonywanych ocen na zmianę wartości „prawdziwego” parametru CRRA, porównano współczynniki zmienności ofiar ponoszonych przez podatników w trzech sytuacjach: gdy parametr CRRA wynosi 1,26 (oszacowanie punktowe tego parametru według Layarda, Mayraza i Nickella [2008]), gdy parametr CRRA wynosi 1,19 (dolna granica przyjmowana przez autorów tej pracy), a także gdy parametr CRRA wynosi 1,34 (górna granica według Layarda, Mayraza i Nickella [2008]).

Tablica 4

**Wartości średniej kwadratowej odległości pomiędzy faktyczną stawką podatku przeciętnego w Polsce w latach 1999-2008 a stawką postulowaną na gruncie metody Younga [1990] oraz współczynniki zmienności ofiar wyznaczonych na gruncie metody Fishera [1927]**

| Rok  | Średnia kwadratowa odległości pomiędzy stawkami | Współczynniki zmienności ofiar |           |           |
|------|-------------------------------------------------|--------------------------------|-----------|-----------|
|      |                                                 | C* = 1,19                      | C* = 1,26 | C* = 1,34 |
|      |                                                 | (w %)                          |           |           |
| 1999 | 0,190 pkt. proc.                                | 6,41                           | 4,51      | 5,54      |
| 2002 | 0,370 pkt. proc.                                | 7,21                           | 4,73      | 5,29      |
| 2004 | 0,385 pkt. proc.                                | 7,85                           | 5,15      | 5,28      |
| 2006 | 0,548 pkt. proc.                                | 12,64                          | 10,32     | 9,72      |
| 2008 | 0,454 pkt. proc.                                | 11,58                          | 9,45      | 9,21      |

Uwagi: obliczenia własne na podstawie danych BSW. Przyjęto dwunastokrotność wynagrodzenia osobowego ogółem brutto za paździenik danego roku jako definicję dochodu.

Co ważne, wyniki otrzymane na gruncie metody Younga [1990] i metody Fishera [1927] prezentują dość spójny obraz ewolucji „sprawiedliwości” taryfy opodatkowania (jej zgodności z zasadą równych ofiar) w Polsce w latach 1999-2008. Dyspersja faktycznych obciążeń podatkowych wokół postulowanej taryfy opodatkowania wzrastała dość szybko w latach 1999-2006, aby następnie nieznacznie spaść w latach 2006-2008. Szczególnie niekorzystne były przy tym zmiany w latach 1999-2002 (podwyższenie kwoty wolnej od opodatkowania oraz granic pomiędzy poszczególnymi przedziałami skali) oraz 2004-2006 (brak jakiegokolwiek aktualizacji taryfy opodatkowania), gdy średnia kwadratowa odległości pomiędzy faktycznymi i postulowanymi stawkami podatku przeciętnego wzrastała o 0,16-0,18 pkt. proc. z okresu na okres.

Wyniki uzyskane na gruncie metody Fishera [1927] są, co ciekawe, dość podobne. Po pierwsze, taryfę opodatkowania w 2006 roku można ocenić jako

mniej „sprawiedliwą” niż w którymkolwiek z okresów w latach 1999–2004 – niezależnie od wartości parametru CRRA, równej 1,19, 1,26 lub 1,34. Po drugie, również niezależnie od wartości parametru CRRA taryfę opodatkowania w 2008 roku można ocenić jako bardziej „sprawiedliwą”, tj. w większym stopniu zapewniającą równość ofiar niż w 2006 roku. Jedyna niespójność dotyczy ewolucji „sprawiedliwości” taryfy opodatkowania w latach 1999–2004. Jeżeli przeciętna awersja do ryzyka (tudzież awersja do nierówności) była niska lub umiarkowana (parametr CRRA równy 1,19 lub 1,26), to zmienność ofiar rosła zarówno w latach 1999–2004 (z okresu na okres), jak i w latach 2004–2006. Jeżeli natomiast przeciętna awersja do ryzyka (awersja do nierówności) była relatywnie wysoka (parametr CRRA równy 1,34), to w latach 1999–2004 zmienność ofiar spadała, aby wzrosnąć w latach 2004–2006 i znów spaść w latach 2006–2008. Tak czy inaczej, i na gruncie metody Fishera [1927], i na gruncie metody Younga [1990] można bezpiecznie stwierdzić, że taryfa opodatkowania w 2008 roku była nieco bardziej „sprawiedliwa” niż w 2006 roku i znacznie mniej „sprawiedliwa” niż w 1999 roku.

### Podsumowanie

W niniejszej pracy przeprowadziłem pierwszą analizę empiryczną zgodności taryfy podatku dochodowego od osób fizycznych w Polsce z zasadą równych ofiar absolutnych. Moja analiza pozwala stwierdzić, że taryfa opodatkowania w Polsce w latach 1999–2008 była dość dobrze dopasowana do wymogów zasady równych ofiar absolutnych a ofiary większości podatników były zrównywane względem sensownych empirycznie funkcji użyteczności.

Niemniej, można wyróżnić trzy grupy podatników, których obciążenia podatkowe – w wymiarze ubytków użyteczności wynikających z opodatkowania – były relatywnie niskie. Po pierwsze, względnie niskie były ofiary ponoszone przez podatników, których dochód brutto nieznacznie przekraczał kwotę wolną od opodatkowania. Po drugie, dość niskie były także ubytki użyteczności podatników ulokowanych w bliskim otoczeniu granicy pomiędzy I i II przedziałem skali. Po trzecie, niższe od postulatów zasady równych ofiar były ponadto ofiary ponoszone przez podatników o szczególnie wysokich dochodach, przekraczających kilkaset tysięcy złotych rocznie.

Ponadto, przeprowadzona analiza empiryczna pozwala stwierdzić, że w latach 1999–2006 zgodność taryfy opodatkowania w Polsce z zasadą równych ofiar wykazywała tendencję spadkową; dyspersja ofiar ponoszonych przez podatników była coraz większa. Niewielką poprawę zaobserwowano dopiero w latach 2006–2008. Podobna była dynamika zmian ujawnionej przez rząd awersji do nierówności, która najpierw (w latach 1999–2006) wzrastała, tj. taryfa opodatkowania stawała się generalnie bardziej progresywna, aby następnie spaść w latach 2006–2008, co oznacza również spadek pewnej syntetycznej miary progresywności taryfy opodatkowania. Tak więc progresywność taryfy podatku dochodowego w Polsce była największa w 2006 roku.

## Bibliografia

- Aksman E., [2005], *Redystrybucyjny efekt zasiłków społecznych i podatku dochodowego*, „*Ekonomista*”, nr 6, s. 769-783.
- Aristei D., Perugini C., [2010], *Preferences for Redistribution and Inequality in Well-Being Across Europe*, „*Journal of Policy Modeling*”, Vol. 32, s. 176-195.
- Atkinson A.B., [1970], *On the Measurement of Inequality*, „*Journal of Economic Theory*”, Vol. 2, s. 244-263.
- Buchholz W., Peters W., [2007], *Justifying the Lindahl Solution as an Outcome of Fair Cooperation*, „*Public Choice*”, Vol. 133, s. 157-169.
- Buchholz W., Richter W.F., Schwaiger J., [1988], *Distributional Implications of Equal Sacrifice Rules*, „*Social Choice and Welfare*”, Vol. 5, s. 223-226.
- Chetty R., [2006], *A New Method of Estimating Risk Aversion*, „*American Economic Review*”, Vol. 96, s. 1821-1834.
- Cohen A., Einav L., [2007], *Estimating Risk Preferences from Deductible Choice*, „*American Economic Review*”, Vol. 97, s. 745-788.
- Conesa J.C., Krueger D., [2006], *On the Optimal Progressivity of the Income Tax Code*, „*Journal of Monetary Economics*”, Vol. 53, s. 1425-1450.
- D'Antoni M., [1999], *Piecewise Linear Tax Functions, Progressivity, and the Principle of Equal Sacrifice*, „*Economics Letters*”, Vol. 65, s. 191-197.
- De Roos N., Sarafidis Y., [2010], *Decision Making Under Risk in Deal or No Deal*, „*Journal of Applied Econometrics*”, Vol. 25, s. 987-1027.
- Eichhorn W., Funke H., Richter W.F., [1984], *Tax Progression and Inequality of Income Distribution*, „*Journal of Mathematical Economics*”, Vol. 13, s. 127-131.
- Evans D.J., [2005], *The Elasticity of Marginal Utility of Consumption: Estimates for 20 OECD Countries*, „*Fiscal Studies*”, Vol. 26, s. 197-224.
- Fellman J., [1976], *The Effect of Transformations of Lorenz Curves*, „*Econometrica*”, Vol. 44, s. 823-824.
- Fisher I., [1927], *A Statistical Method for Measuring “Marginal Utility” and Testing the Justice of a Progressive Income Tax*, [w:] J.H. Hollander (red.), 1967, *Economic Essays Contributed in Honor of John Bates Clark*, Books for Libraries Press, Freeport, NY.
- Friend I., Blume M.E., [1975], *The Demand for Risky Assets*, „*American Economic Review*”, Vol. 65, s. 900-922.
- Fullenkamp C., Tenorio R., Battalio R., [2003], *Assessing Individual Risk Attitudes Using Field Data from Lottery Games*, „*Review of Economics and Statistics*”, Vol. 85, s. 218-226.
- Gertner R., [1993], *Game Shows and Economic Behavior: Risk-Taking on “Card Sharks”*, „*Quarterly Journal of Economics*”, Vol. 108, s. 507-521.
- Gomułowicz A., [2001], *Zasada sprawiedliwości podatkowej*, Polskie Wydawnictwa Profesjonalne, Warszawa.
- Gouveia M., Strauss R.P., [1994], *Effective Federal Individual Income Tax Functions: An Exploratory Empirical Analysis*, „*National Tax Journal*”, Vol. 47, s. 317-339.
- Grądzalski F., [2004], *Wstęp do teorii opodatkowania*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.
- Groves T., Ledyard J., [1977], *Optimal Allocation of Public Goods: A Solution to the “Free Rider” Problem*, „*Econometrica*”, Vol. 45, s. 783-809.
- Gwiazdowski R., [2007], *Podatek progresywny i proporcjonalny. Doktrynalne przesłanki, praktyczne konsekwencje*, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Harsanyi J.C., [1953], *Cardinal Utility in Welfare Economics and in the Theory of Risk-Taking*, „*Journal of Political Economy*”, Vol. 61, s. 434-435.
- Hurwicz L., [1979], *Outcome Functions Yielding Walrasian and Lindahl Allocations at Nash Equilibrium Points*, „*Review of Economic Studies*”, Vol. 46, s. 217-225.



- Imedio L.J., Parrado E.M., Sarrión M.D., [1999], *La tarifa del IRPF y el principio de igual sacrificio*, „Investigaciones Económicas”, Vol. 23, s. 281-299.
- Jacobs B., [2005], *Optimal Income Taxation with Endogenous Human Capital*, „Journal of Public Economic Theory”, Vol. 7, s. 295-315.
- Jakobsson U., [1976], *On the Measurement of the Degree of Progression*, „Journal of Public Economics”, Vol. 5, s. 161-168.
- Ju B.-G., Moreno-Tertero J.D., [2008], *On the Equivalence Between Progressive Taxation and Inequality Reduction*, „Social Choice and Welfare”, Vol. 30, s. 561-569.
- Kakwani N.C., [1977], *Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis*, „Econometrica”, Vol. 45, s. 719-728.
- Kapicka M., [2006], *Optimal Income Taxation with Human Capital Accumulation and Limited Record Keeping*, „Review of Economic Dynamics”, Vol. 9, s. 612-639.
- Kleven H.J., Kreiner C.T., Saez E., [2009], *The Optimal Income Taxation of Couples*, „Econometrica”, Vol. 77, s. 537-560.
- Kocherlakota N.R., [1996], *The Equity Premium: It's Still a Puzzle*, „Journal of Economic Literature”, Vol. 34, s. 42-71.
- Layard R., Mayraz G., Nickell S., [2008], *The Marginal Utility of Income*, „Journal of Public Economics”, Vol. 92, s. 1846-1857.
- Li Q., Nakamura S., Tian G., [1995], *Nash-Implementation of the Lindahl Correspondence with Decreasing Returns to Scale Technologies*, „International Economic Review”, Vol. 36, s. 37-52.
- Lissowski G., [2008], *Zasady sprawiedliwego podziału dóbr*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Mirrlees J.A., [1971], *An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation*, „Review of Economic Studies”, Vol. 38, s. 175-208.
- Mitra T., Ok E.A., [1996], *Personal Income Taxation and the Principle of Equal Sacrifice Revisited*, „International Economic Review”, Vol. 37, s. 925-948.
- Neill J.R., [2000], *The Benefit and Sacrifice Principles of Taxation: A Synthesis*, „Social Choice and Welfare”, Vol. 17, s. 117-124.
- Nojszewska E., [1997], *Modele równowagi ogólnej a normatywna teoria podatków*, „Ekonomista”, nr 2, s. 221-250.
- Ok E.A., [1995], *On the Principle of Equal Sacrifice in Income Taxation*, „Journal of Public Economics”, Vol. 58, s. 453-467.
- Pålsson A.-M., [1996], *Does the Degree of Relative Risk Aversion Vary with Household Characteristics?* „Journal of Economic Psychology”, Vol. 17, s. 771-787.
- Richter W.F., [1983], *From Ability to Pay to Concepts of Equal Sacrifice*, „Journal of Public Economics”, Vol. 20, s. 211-229.
- Robbins L., [1938], *Interpersonal Comparisons of Utility: A Comment*, „Economic Journal”, Vol. 48, s. 635-641.
- Sadka E., [1976], *On Income Distribution, Incentive Effects and Optimal Income Taxation*, „Review of Economic Studies”, Vol. 43, s. 261-267.
- Seade J.K., [1977], *On the Shape of Optimal Tax Schedules*, „Journal of Public Economics”, Vol. 7, s. 203-235.
- Sheshinski E., [1989], *Note on the Shape of the Optimum Income Tax Schedule*, „Journal of Public Economics”, Vol. 40, s. 201-215.
- Simula L., Trannoy A., [2010], *Optimal Income Tax Under the Threat of Migration by Top-Income Earners*, „Journal of Public Economics”, Vol. 94, s. 163-173.
- Sztyber W.B., [2005], *Zmiany i zróżnicowanie funkcji redystrybucyjnych finansów publicznych*, „Ekonomista”, nr 6, s. 749-768.
- Tian G., [1989], *Implementation of the Lindahl Correspondence by a Single-Valued, Feasible, and Continuous Mechanism*, „Review of Economic Studies”, Vol. 56, s. 613-621.

- Walker M., [1981], *A Simple Incentive Compatible Scheme for Attaining Lindahl Allocations*, „Econometrica”, Vol. 49, s. 65-71.
- Young H.P., [1987], *Progressive Taxation and the Equal Sacrifice Principle*, „Journal of Public Economics”, Vol. 32, s. 203-214.
- Young H.P., [1988], *Distributive Justice in Taxation*, „Journal of Economic Theory”, Vol. 44, s. 321-335.
- Young H.P., [1990], *Progressive Taxation and Equal Sacrifice*, „American Economic Review”, Vol. 80, s. 253-266.
- Young H.P., [2003], *Sprawiedliwy podział*, tłum. J. Haman, M. Jasiński (aneks), Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.

---

## USING THE EQUAL SACRIFICE PRINCIPLE TO TEST THE FAIRNESS OF POLAND'S PERSONAL INCOME TAX SYSTEM

### Summary

The aim of the paper is to perform an empirical analysis of the compatibility of the Polish personal income tax (PIT) function with the equal absolute sacrifice principle, which is a major principle of a fair division of tax burden. Throughout the empirical analysis, the author uses analytical methods proposed by Fisher (1927) and Young (1990). The Fisher method is based on calculating the variation in individual sacrifice according to an assumed utility function of income. The Young method is based on selecting the isoelastic utility function of income, which makes all taxpayers sacrifice most equally. Subsequently, a new tax function is determined, which guarantees equal absolute sacrifice according to the selected utility function of income, and compared with the actual tax function. The empirical analysis carried out by the author shows that the Polish personal income tax (PIT) function in 1999-2008 provided a good fit with the equal absolute sacrifice principle, while the sacrifice of most taxpayers was equalized according to reasonable utility functions. However, the author identified three groups of taxpayers whose sacrifice was significantly lower than required by the equal absolute sacrifice principle as well as described the time variation in the compatibility of the Polish tax function with the equal absolute sacrifice principle and in the progressivity of this function.

**Keywords:** distributive justice, fair division, equal sacrifice principle, inequality aversion, personal income tax (PIT)

**JEL classification codes:** D63, H23, H24

---