

**Marek Kośny, Edyta Mazurek**

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

---

## OCENA NIESPRAWIEDLIWOŚCI POZIOMEJ W PODATKU DOCHODOWYM OD OSÓB FIZYCZNYCH

---

**Streszczenie:** Sprawiedliwe opodatkowanie jest i będzie zawsze problemem aktualnym. Jest to problem złożony i wieloaspektowy i trudno jest wyczerpująco zakończyć dyskusję na ten temat. Pomimo powszechnego zainteresowania tym tematem nie ma ściśle sformułowanych rozwiązań, które spełniałyby oczekiwania zarówno władzy stanowiącej podatki, jak i podatników. W doktrynie podatkowej bezspornie jednak przyjmuje się zasadę sprawiedliwości poziomej obejmującej zarówno powszechność, jak i równomierność opodatkowania. W artykule poruszony zostanie problem oceny sprawiedliwości opodatkowania w aspekcie wspomnianej sprawiedliwości poziomej i sprawiedliwości pionowej. Wykorzystane w tym celu zostaną dekompozycje wskaźnika redystrybucji dochodów ( $RE$ ) oraz wskaźnika rerankingu Atkinsona–Plotnicka–Kakwaniego ( $R^{APK}$ ). Analiza zostanie przeprowadzona na podatknie rzeczywistych danych dotyczących osiągniętych dochodów brutto i netto.

**Słowa kluczowe:** redystrybucja, sprawiedliwość pozioma, współczynnik Atkinsona–Plotnicka–Kakwaniego ( $R^{APK}$ ), dekompozycja  $R^{APK}$ .

### 1. Wstęp

Sprawiedliwość rozkładu obciążeń, stanowiąca jeden z kluczowych aspektów oceny rozwiązań podatkowych, na gruncie finansów publicznych definiowana jest zazwyczaj w formie dwóch postulatów: sprawiedliwości pionowej oraz sprawiedliwości poziomej (por. np. [2]). O ile pierwszy z nich, zakładający wyższe obciążanie podatkami osób w lepszej sytuacji materialnej, powoduje wątpliwości, o tyle drugi – wymagający równego traktowania równych – wydaje się pozornie oczywisty. W praktyce jednak ocena sprawiedliwości poziomej systemu podatkowego wymusza zdefiniowanie sposobu rozumienia pojęcia „równych” podatników. W licznych analizach za „równych” uważa się podatników charakteryzujących się takim samym poziomem dobrobytu przed opodatkowaniem. W przypadku porównań interpersonalnych w kontekście podatku dochodowego od osób fizycznych w naturalny sposób można ograniczyć się do porównywania osiąganego przez podatnika dochodu. Sprawiedliwość pozioma może być również postrzegana jako zachowanie zasady kolejności podatników względem określonej kategorii dochodu lub przychodu. Spełnienie tego postulatu wymagałoby wtedy zachowania identycznej kolejności (rankingu)

podatników przed opodatkowaniem i po nim. Takie rozumienie zasady sprawiedliwości poziomej stanowi w istocie nieco mniej rygorystyczną jej interpretację i mimo pewnej niekonsekwencji, pozwala jednak na podjęcie próby oceny, na ile analizowany system podatkowy odbiega od systemu sprawiedliwego (tj. niepowodującego zmiany kolejności). Miary umożliwiające dokonanie tego typu oceny systemu podatkowego wywodzą się zazwyczaj z analizy redystrybucji i progresywności systemu podatkowego [4]. Możliwość skonstruowania szeregu alternatywnych miar tego typu skłania jednak do sformułowania pytania na ile trafnie ocenią one rzeczywistą zmianę kolejności podatników ze względu na dochód przed opodatkowaniem i po nim – jak należy interpretować ich wyniki oraz w jakich okolicznościach należy je stosować.

W tym kontekście celem artykułu jest przedstawienie metody proponowanej do oceny sprawiedliwości poziomej i pionowej opodatkowania oraz zweryfikowanie jej na podstawie analizy rozkładu odpowiedniej zmiennej – funkcji dochodów.

## 2. Pomiar rerankingu

Jak już wspomniano, sprawiedliwość pozioma może być postrzegana jako zachowanie zasady kolejności podatników względem określonej kategorii dochodu lub przychodu. Teoretycznie żaden z funkcjonujących systemów podatkowych nie narusza tej zasady. Jednak w praktyce, na skutek występowania różnego rodzaju ulg i zwolnień zarówno od dochodu, jak i od podatku, często zasada ta jest naruszana, a zatem pojawia się potrzeba mierzenia, monitorowania tego zjawiska. Atkinson, Plotnick oraz Kakwani identyfikują niesprawiedliwość poziomą z rerankingiem.

Założmy, że wektor  $X$  jest wektorem niemalejących dochodów przed opodatkowaniem dla  $n$  podatników:

$$X = (x_1, x_2, \dots, x_n), \quad x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n.$$

Analogicznie wektor  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  będzie oznaczał wektor dochodów dla  $n$  jednostek (podatników) po opodatkowaniu. Wystąpienie przerangowania będziemy rozumieli poprzez pojawienie się sytuacji, w której znajdzie się chociaż jedna para podatników  $(i, j)$  taka, że  $x_i \leq x_j$ , natomiast  $y_i > y_j$ . Wówczas korzystając z podstawowych własności krzywej Lorenza, Atkinson, Plotnick i Kakwani miarę rerankingu definiują w następujący sposób (por. [1; [3; 5]; nieco inne definicje, podane niezależnie przez każdego z autorów, sprowadzają się w istocie do tej samej miary):

$$R^{APK} = G_Y - C_{Y|X}, \quad (1)$$

gdzie:  $G_Y$  – współczynnik Giniego dla dochodu przed opodatkowaniem,  
 $C_{Y|X}$  – współczynnik koncentracji dla dochodu po opodatkowaniu, obliczanym analogicznie do współczynnika Giniego, jednak dla danych uporządkowanych według wielkości dochodu przed opodatkowaniem.

Niejednorodną populację podatników można podzielić na  $k$  grup ze względu na identyczne charakterystyki podatników, takie jak np. płeć, liczba dzieci czy rodzaj wykonywanej pracy. Wówczas indeks  $R^{APK}$  może być dekomponowany i dopiero analiza poszczególnych składników dekompozycji pozwoli na wyodrębnienie różnych form rerankingu. Następnie porównanie wyodrębnionych składników rerankingu z osiąganym poziomem redystrybucji pozwoli na ocenę naruszenia zasad sprawiedliwości.

Współczynnik Atkinsona, Plotnickiego i Kakwaniego może być dekomponowany w następujący sposób:

$$R^{APK} = R^W + R^{AG}, \quad (2)$$

gdzie:  $R^W$  – miara rerankingu wewnątrzgrupowego wyrażona wzorem:

$$R^W = G_Y^W - C_Y^W. \quad (3)$$

$G_Y^W$  – wewnątrzgrupowy współczynnik Giniego – wyraża się natomiast wzorem:

$$G_Y^W = \sum_k \frac{n_k}{n} \cdot \frac{n_k \bar{Y}_k}{n \bar{Y}} \cdot G_{k,Y}, \quad (4)$$

gdzie:  $G_{k,Y}$  – współczynnik Giniego dla  $k$ -tej grupy,

$\bar{Y}_k$  – średnie dochody w  $k$ -tej grupie,

$C_Y^W$  – analogiczny do  $G_Y^W$  międzygrupowy współczynnik koncentracji:

$$C_Y^W = \sum_k \frac{n_k}{n} \cdot \frac{n_k \bar{Y}_k}{n \bar{Y}} \cdot C_{k,Y}. \quad (5)$$

$R^{AG}$  jest miarą rerankingu pomiędzy wszystkimi grupami definiowaną w następujący sposób:

$$R^{AG} = G_Y^{AG} - C_Y^{AG}. \quad (6)$$

$G_Y^{AG} = G_Y - G_Y^W$  oraz analogicznie  $C_Y^{AG} = C_Y - C_Y^W$ .

$R^W$  jest zatem miarą naruszenia sprawiedliwości pionowej wewnątrz grup jednorodnych. W pracy [7] zostało pokazane, że  $R^{AG}$  jest miarą naruszenia zasady sprawiedliwości zarówno pionowej, jak i poziomej i dopiero porównanie  $R^{AG}$  z  $R^W$  pozwoli na ocenę, czy system podatkowy narusza zasadę sprawiedliwości poziomej na skutek nieuwzględnienia odpowiednich charakterystyk podatników należących do jednorodnej grupy. Autorzy sugerują również, aby w celu efektywniejszego porównania tych dwóch wielkości przeskalać je odpowiednim współczynnikiem redystrybucji, czyli porównywać współczynniki:  $\frac{R_Y^W}{RE^W}$  oraz  $\frac{R_Y^{AG}}{RE^{AG}}$ , gdzie  $RE^W = G_X^W - G_Y^W$ , natomiast  $RE^{AG} = G_X^{AG} - G_Y^{AG}$ .

Z własności współczynnika Giniego wynika, że  $0 \leq R^{APK} \leq 2G_y$ , natomiast  $0 \leq R^W \leq 2G_y^W$  oraz  $0 \leq R^{AG} \leq 2G_y^{AG}$  a zatem można określić teoretyczny rozmiar problemu.

W przypadku kiedy w dekompozycji (2) składnik  $R^{AG}$  jest różny od zera, można dokonać dalszej dekompozycji pozwalającej bardziej szczegółowo zidentyfikować powód rerankingu między grupami.

Dodatkowo prezentowana analiza oparta na dekompozycji współczynnika  $R^{APK}$  może zostać rozszerzona i porównana z wynikami klasycznej alternatywnej metody oceny zjawiska zmiany kolejności dochodów wskutek opodatkowania – opartej na ocenie rozkładu zmiany rang.

W tym celu jednostki należy porangować ze względu zarówno na osiągany dochód brutto (ranga  $x_i$ ), jak i na dochód netto (ranga  $y_i$ ). Najniższą rangę równą 1 otrzymuje podatnik z najniższym dochodem. Następnie dla każdego  $i$ -tego podatnika można wyznaczyć różnicę tych rang:

$$z_i = x_i - y_i.$$

Wartości ujemne wektora  $Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$  oznaczają, że na skutek opodatkowania jednostka stała się „bogatsza” w grupie. Analogicznie wartości ujemne dla różnicy rang oznaczają, że podatnik stał się biedniejszy w grupie na skutek opodatkowania. Wartość równa zero oznacza niezmienną pozycję podatnika w rankingu ze względu na dochód na skutek opodatkowania.

Naruszenie zasady sprawiedliwości następuje w przypadku zarówno bogacenia się, jak i ubożenia na skutek opodatkowania, dlatego dodatkowo należy przeprowadzić analizę wektora  $|Z| = (|z_1|, |z_2|, \dots, |z_n|)$ . Wartość bezwzględna tej zmiennej oznacza liczbę pozycji w rankingu, o jaką został przesunięty podatnik na skutek opodatkowania.

W przypadku idealnej sytuacji, zachowania sprawiedliwości podatkowej w sensie opisanym powyżej, podatnicy nie zmieniają rankingu na skutek opodatkowania, a zatem dla każdego podatnika zachodzi równość  $y_i = x_i$ . Przeprowadzając analizę rzeczywistych danych, zweryfikowano taką sytuację poprzez zastosowanie odpowiedniej regresji liniowej.

### 3. Opis danych

Porównanie dekompozycji analizowanych współczynników w zakresie możliwości ich zastosowania do oceny sprawiedliwości opodatkowania zostanie przeprowadzone na podstawie danych z zeznań podatkowych. Analizowane zeznania pochodzą z jednego z wrocławskich urzędów skarbowych i dotyczą roku podatkowego 2007.

Zeznania podatkowe, ze względu na cel ich składania, zawierają jedynie informacje niezbędne do prawidłowego oszacowania wysokości podatku należnego. W przeciwieństwie więc np. do badań budżetów gospodarstw domowych, pozwalają

jedynie w bardzo ograniczonym zakresie wnioskować o sytuacji i strukturze poszczególnych podatników (ich gospodarstw domowych). Ich zaletą w stosunku do badań ankietowych jest wiarygodność danych – mimo że trudno kwestionować fakt istnienia zjawiska ucieczki przed opodatkowaniem, to jednak podanie w zeznaniu podatkowym wartości niezgodnych z prawdą zagrożone jest surowymi karami. Ponadto, dla już zadeklarowanego dochodu (bez względu na to, czy jest on zgodny ze stanem faktycznym, czy nie), zeznania zawierają poprawnie (w sensie formalnym) wyliczone wartości podatku należnego. To właśnie ten drugi czynnik najbardziej odróżnia dane podatkowe od ankietowych – w wypadku ankiet niezgodności ze stanem faktycznym mogą bowiem dotyczyć zarówno dochodu, jak i wysokości zapłaconego podatku.

Ze względu to, że prowadzona analiza wymaga wyodrębnienia w ramach populacji jednorodnych podgrup, za czynnik różnicujący zdecydowano się przyjąć strukturę gospodarstwa domowego podatnika. W wypadku części zeznań określenie tej struktury jest możliwe dzięki możliwości wspólnego rozliczania małżonków oraz (wprowadzonej w zeznaniach za rok 2007) możliwości odliczania od podatku tzw. ulgi na dzieci. Jako że celem niniejszego opracowania jest przede wszystkim porównanie dwóch sposobów oceny sprawiedliwości podatkowej, zdecydowano ograniczyć zbiór wykorzystanych w analizie danych. Spośród wszystkich złożonych deklaracji podatkowych, do badania zostały włączone te, w wypadku których struktura demograficzna gospodarstwa domowego jest określona względnie jednoznacznie<sup>1</sup>. Tego typu zeznaniami były zeznania wspólnie opodatkowujących się małżonków<sup>2</sup>. Liczba dzieci została określona na podstawie informacji zadeklarowanej przez składających zeznanie podatników w załączniku PIT-O.

Możliwość wspólnego rozliczania oraz odliczania tzw. ulgi na dzieci dotyczyła wyłącznie podatników rozliczających się na formularzach PIT-36 oraz PIT-37, dlatego do analizy przyjęte zostały dane tylko z tych zeznań. W wypadku obydwu zeznań jako dochód brutto (przed opodatkowaniem) przyjęto przychód pomniejszony o koszty uzyskania przychodu. Dochód netto (po opodatkowaniu) uzyskano natomiast poprzez pomniejszenie dochodu brutto o wysokość podatku należnego.

**Tabela 1.** Struktura próby

Rodzaj zeznania podatkowego	Liczba dzieci pozostających na utrzymaniu					Ogółem
	0	1	2	3	4 i więcej	
PIT-36	2 126	1 217	843	134	16	4 336
PIT-37	10 899	5 455	2 931	401	67	19 753

Źródło: opracowanie własne.

<sup>1</sup> W zakresie dotyczącym podatników i ich dzieci, pozostających na utrzymaniu.

<sup>2</sup> Uwzględnione zostały również zeznania wspólne, składane w sytuacji, gdy jeden ze współmałżonków zmarł przed złożeniem zeznania podatkowego.

Tak zdefiniowany zbiór danych objął 4336 zeznań podatkowych PIT-36 oraz 19 753 zeznań PIT-37 (z tej grupy usunięto 18 zeznań z błędnie zadeklarowaną liczbą dzieci). Liczebności poszczególnych podgrup, wyodrębnionych pod względem liczby dzieci na utrzymaniu podatnika, przedstawiona została w tab. 1.

#### 4. Wyniki analizy

Pojęcie sprawiedliwości rozwiązań podatkowych jest bardzo ściśle związane z podstawowymi założeniami konstrukcyjnymi systemu podatkowego. W kontekście sprawiedliwości podatkowej szczególne znaczenie ma problem stosowania progresji podatkowej (oraz jej zakres) – stanowi on bowiem punkt odniesienia dla oceny zmian w rozkładzie dochodu, będących skutkiem opodatkowania. Najbardziej intuicyjną miarą zmian w tym rozkładzie jest wskaźnik redystrybucji, oznaczający odsetek dochodu, transferowanego od osób zamożniejszych do uboższych (transfer ten dotyczy zmian we względnej zamożności i w rzeczywistości nie następuje). Wartości współczynnika redystrybucji definiowanego jako różnica współczynników Giniego dla dochodu brutto i netto ( $RE = G_x - G_y$ ) dla analizowanych danych zostały przedstawione w tab. 2.

**Tabela 2.** Wartości wskaźnika redystrybucji *RE*

Liczba dzieci pozostających na utrzymaniu małżonków					Ogółem
0	1	2	3	4 i więcej	
1,82%	2,33%	3,08%	3,81%	2,32%	2,28%

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane różnice w wartościach współczynników redystrybucji mogą wskazywać na potencjalne niesprawiedliwości systemu – w niektórych analizowanych grupach poziom efektywnej redystrybucji jest znacznie wyższy niż w innych (dla rodzin z dwojgiem i trojgiem dzieci). Takie różnice mogą sugerować występowanie różnic w obciążeniach dochodu, mogących mieć wpływ na względną sytuację osób należących do różnych podgrup (w wypadku analizy całej próby jednocześnie).

Jak wskazują uzyskane wyniki, analizowany system ma zdecydowanie redystrybucyjny charakter. Dodatkowo, zakres realizowanej redystrybucji wydaje się zależeć od liczby dzieci na utrzymaniu w ten sposób, że większa liczba dzieci na utrzymaniu prowadzi do większej redystrybucji. Zasada ta nie jest jednak spełniona zawsze – dla rodzin z co najmniej czworgiem dzieci poziom redystrybucji wyraźnie maleje. Wynik ten może być konsekwencją braku możliwości skorzystania przez część rodzin z co najmniej czworgiem dzieci z ulgi rodzinnej w pełnej wysokości (zbyt niski dochód i podatek). Oznaczałoby to, że informacje z próby dotyczące tego typu rodzin mogą obejmować jedynie bardziej zamożną (a tym samym bardziej wy-

równaną) część tej grupy. To natomiast stanowić może istotną wskazówkę interpretacyjną w odniesieniu do dalszych wyników uzyskanych dla tej grupy rodzin.

Jedną z konsekwencji obserwowanego zjawiska redystrybucji dochodu poprzez system podatkowy może być zmiana kolejności (rang) podatników pod względem dochodu przed opodatkowaniem i po nim. Wartości miary  $R^{APK}$ , mierzącej poziom tego zjawiska oraz opisanej wcześniej dekompozycji tej miary, zamieszczono w tab. 3.

**Tabela 3.** Wyniki dekompozycji współczynnika  $R^{APK}$

$R^{APK}$	$R^W$	$R^{AG}$
0,024%	0,006%	0,018%

Źródło: opracowanie własne.

Przedstawione w tab. 3 wyniki oszacowane zostały dla wszystkich wyodrębnionych podgrup łącznie – takie podejście pozwala na wstępną ocenę skali zjawiska. Możliwy zakres zmian współczynnika  $R^{APK}$  (od 0 do podwojonej wartości współczynnika Giniego dla dochodu po opodatkowaniu równej  $2 \cdot 34,525\% = 69,05\%$ ) sugeruje, że otrzymany wynik oznacza właściwie brak niesprawiedliwości pionowej w analizowanej grupie podatników. W kontekście istnienia w polskim podatku dochodowym wielu ulg i zwolnień wynik ten wydał się na tyle zaskakujący, że autorzy postanowili przeprowadzić dalsze analizy, mające na celu weryfikację tej tezy.

Pierwsze możliwe zniekształcenie faktycznego obrazu sytuacji może wynikać z konstrukcji współczynnika  $R^W$ . Współczynniki mierzące niesprawiedliwość wewnątrz poszczególnych podgrup są w ramach tej miary syntetycznej ważone udziałem danej grupy w całkowitym dochodzie oraz całkowitej liczebności (por. wzory (4) i (5)). Taka konstrukcja może powodować marginalizację wpływu – nawet bardzo dużej – niesprawiedliwości, występującej jednak w grupach mało licznych lub ubogich (np. wśród rodzin z większą liczbą dzieci). Wyniki przedstawione w tab. 3, oznaczające, że podstawowym źródłem niesprawiedliwości związanej ze zmianą kolejności dochodów wskutek opodatkowania są zmiany kolejności pomiędzy podatnikami należącymi do różnych podgrup (mierzone wartością współczynnika  $R^{AG}$ ), wskazują na potencjalną możliwość wystąpienia tego efektu.

Weryfikacji tej hipotezy można dokonać na podstawie analizy wartości zmodyfikowanego współczynnika  $R^W$ , danego wzorem (3). Jego konstrukcja, oparta na koncepcji sprawiedliwości zaproponowanej przez Rawlsa (por. [6]), za miarę niesprawiedliwości wewnątrzgrupowej przyjmuje maksymalny poziom tej niesprawiedliwości, obserwowany w którejkolwiek z wyodrębnionych grup. W takiej sytuacji  $G_{Y,\max}^W = \max_k G_{k,Y}$  oraz  $C_{Y,\max}^W = \max_k C_{k,Y}$  (por. równania (4) oraz (5)). Wtedy:

$$R_{\max}^W = G_{Y,\max}^W - C_{Y,\max}^W = 0,3705674 - 0,3703687 = 0,0001887.$$

Wartości tego zmodyfikowanego indeksu wskazują, że konstrukcja oryginalnego współczynnika  $R^W$  spowodowała ograniczenie udziału niesprawiedliwości wewnątrzgrupowej w całkowitej niesprawiedliwości, niemniej jednak nie ma to wpływu na ogólny poziom zjawiska.

Obydwa przedstawione wyniki – zarówno dekompozycja  $R^{APK}$ , jak i zmodyfikowany współczynnik  $R_{\max}^W$  – oparte są na wartościach odpowiednich współczynników koncentracji. Analizy tego typu – stanowiące główny nurt w badaniach nad efektywnymi własnościami systemów podatkowych – mogą być jednak potencjalnie obciążone pewną wadą. Miary oparte na koncentracji mogą bowiem nie uwzględniać w wystarczającym stopniu sytuacji, gdy zmiany w rozkładzie dochodów są liczne, dotyczą jednak podatników o stosunkowo niskich dochodach. Z tego względu prezentowana analiza rozszerzona została o alternatywną ocenę zjawiska zmiany kolejności dochodów wskutek opodatkowania – opartą na ocenie rozkładu zmiany rang, parametrów tego rozkładu oraz korelacji pomiędzy rangami przed i po opodatkowaniu.

Parametry rozkładu różnicy rang przed i po opodatkowaniu ( $z_i$ ) przedstawione zostały w tab. 4.

**Tabela 4.** Parametry rozkładów różnicy rang

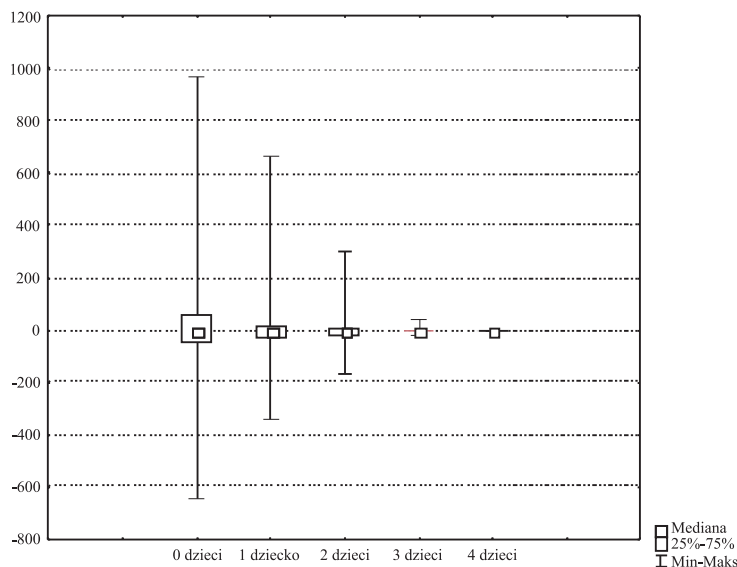
Parametr	Ogółem	Liczba dzieci na utrzymaniu				
		0	1	2	3	4
Średnia	0	0	0	0	0	0
Minimum	-1153	-647	-339	-171	-24	-1
Maksimum	2566	963	666	296	40	1
Kwartył dolny	-153	-51	-27	-18	-2	0
Kwartył górny	146	59	16	6	1	0

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na analizę zarówno dodatnich, jak i ujemnych zmian, średnia obserwowanych zmian wyniosła zero. Obserwowane rozkłady są jednak asymetryczne, co widać wyraźnie na rys. 1. Jednocześnie, wraz ze wzrostem liczby dzieci na utrzymaniu, wartości analizowanych parametrów są coraz mniejsze, co wynika przede wszystkim z malejącej liczebności poszczególnych grup (por. tab. 1).

Do wnioskowania o skali zjawiska zmiany kolejności podatników wskutek opodatkowania bardziej miarodajna będzie analiza wartości bezwzględnych różnic w rangach przed opodatkowaniem i po nim. Parametry tak zmodyfikowanego rozkładu przedstawione zostały w tab. 5. Wyniki te nie uwzględniają wprawdzie kierunku zmiany (który w rzeczywistości ma zasadnicze znaczenie), lepiej jednak obrazują skalę analizowanego zjawiska.





**Rys. 1.** Wykres pudełkowy dla rozkładów różnicy rang w poszczególnych grupach

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 5.** Parametry rozkładów wartości bezwzględnej różnicy rang

Parametr	Ogółem	Liczba dzieci na utrzymaniu				
		0	1	2	3	4
Średnia	198	80	41	25	3	0
Mediana	150	54	24	15	2	0
Moda	1	1	0	0	0	0
Liczność mody	316	315	229	316	163	75
Minimum	0	0	0	0	0	0
Maksimum	2566	963	666	296	40	1
Kwartył dolny	67	22	9	5	0	0
Kwartył górny	284	99	47	30	4	0

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane wyniki wskazują, że zjawisko zmiany pozycji podatników wskutek opodatkowania jest powszechne – wskazują na to licznosci mody w poszczególnych grupach. Dodatkowo, średnia zmiana pozycji wynosi w całej analizowanej próbie 198, a 25% wszystkich podatników zmieniło pozycję o przynajmniej 285. Potwierdza to wynik uzyskany na podstawie współczynnika  $R^{APK}$ , że zjawisko to w systemie występuje – nie rozstrzyga jednak w dalszym ciągu o jego skali – analizowana próba jest bowiem bardzo liczna. O skali zjawiska pozwala natomiast wnioskować wartość

współczynnika korelacji – w tym wypadku współczynnika korelacji rang. Wyniki analizy korelacji i regresji zostały zaprezentowane w tab. 6.

**Tabela 6.** Współczynnik korelacji dla rang przed opodatkowaniem i po nim

	Liczba dzieci				
	0	1	2	3	4
<b>Współczynnik korelacji</b>	<b>0,999</b>	<b>0,999</b>	<b>0,999</b>	<b>0,999</b>	<b>1,000</b>
<i>p</i> -value (istotność współczynnika korelacji)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Wyniki regresji liniowej					
<b>Wyraz wolny</b>	<b>3,528</b>	<b>2,044</b>	<b>1,270</b>	<b>0,186</b>	<b>0,004</b>
Błąd standardowy	2,169	1,167	1,302	0,499	0,076
Wartość statyki testowej (test <i>t</i> )	1,627	1,751	0,976	0,373	0,055
<i>p</i> -value (istotności parametru)	0,104	0,078	0,329	0,710	0,956
<b>Współczynnik kierunkowy</b>	<b>0,999</b>	<b>0,999</b>	<b>0,999</b>	<b>0,999</b>	<b>1,000</b>
Błąd standardowy	0,000	0,000	0,001	0,002	0,002
Wartość statyki testowej (test <i>t</i> )	3441	3318	1680	626	652
<i>p</i> -value (istotności parametru)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane wartości jednoznacznie potwierdzają wyniki uzyskane na podstawie analizy opartej na miarach koncentracji. Prawie idealnie liniowa zależność pomiędzy pozycjami w rozkładzie dochodów przed opodatkowaniem i po nim (zarówno w całej analizowanej grupie, jak i podgrupach) oznacza, że zjawisko zmiany kolejności podatników nie prowadzi do znaczącej niesprawiedliwości systemu jako całości.

## 5. Zakończenie

Podsumowując przeprowadzoną analizę, można sformułować następujące wnioski.

1. Wszystkie zastosowane metody prowadzą do tego samego wniosku: zjawisko występuje, ale jest marginalne.

2. System podatkowy w analizowanej próbie nie powoduje istotnej niesprawiedliwości – wręcz przeciwnie, z punktu widzenia rerankingu należałoby go uznać za sprawiedliwy.

3. Wynik jest dosyć zaskakujący w kontekście całej próby i może oznaczać, że ulgi na dzieci (ich wysokość) są prawidłowe. W przeciwnym razie, nawet gdyby w grupach nie było rerankingu, to pojawiłby się pomiędzy grupami.

4. Uzyskany wynik liczony był dla jednego urzędu i tylko dla wybranych podgrup z tej populacji. Jakkolwiek więc dane były rzeczywiste, trudno to uogólniać na cały system podatku dochodowego od osób fizycznych (choć można przypuszczać, że uzyskany wynik raczej będzie analogiczny dla całej populacji).

## Literatura

- [1] Atkinson A.B., *Horizontal equity and the distribution of the tax burden*, [w:] H.J. Aaron, M.J. Boskins (eds.), *The Economics of Taxation*, Brookings, Washington, D.C., 1980, s. 3-18.
- [2] Gomułowicz A., *Zasada sprawiedliwości podatkowej*, Wolters Kluwer, Warszawa 2001.
- [3] Kakwani N.C., *On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with applications to horizontal and vertical equity*, „Advances in Economics” 1984, vol. 3, s. 149-168.
- [4] Lambert P.J., *The Distribution and Redistribution of Income. A Mathematical Analysis*, Manchester University Press, Manchester and New York 1993.
- [5] Plotnick R., *A measure of horizontal inequity*, „Review of Economics and Statistics” 1981, vol. 63, s. 283-288.
- [6] Rawls J., *Teoria sprawiedliwości*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2009.
- [7] Vernizzi A., Monti M., Mussini M., *A Gini and concentration index decomposition with an application to the APK reranking measure*, Dipartimento di Scienze Economiche Aziendali e Statistiche-Working Papers, 2010, <http://www.economia.unimi.it/index.php?id=437&wp=395&mode=view&L=0>.

## THE ASSESSMENT OF HORIZONTAL TAX EQUITY

**Summary:** Quest for justice in the taxation seems to be the timeless problem. Complexity of issues related to the public finance – combined with the compulsory character of public duties – raise the natural question concerning fair distribution of burdens. One of the basic, undisputed rules within the theory of taxation is the principle of horizontal equity. This principle, postulating equal treatment of equals, embodies both universality and uniformity of taxation. In this sense, horizontal tax equity could be treated as a basic property of the tax system – however, there exists no widely accepted way of measuring this phenomenon. In this context, the aim of this paper is the comparison of measures of horizontal tax equity. The first one is based on the decomposition of the Atkinson–Plotnick–Kakwani index ( $R^{APK}$ ), while the second one – on the changes in the ranking of taxpayers in the income distribution. The analysis is performed for the data on income and taxes, originating from one of the Lower-Silesian tax offices.