
Leszek MORAWSKI*
Aneta SEMENIUK**

Zakres ubóstwa a reformy podatkowo-świadczeniowe w latach 2006-2010***

Streszczenie: Celem artykułu jest identyfikacja wpływu zmian w regulacjach podatkowo-świadczeniowych wprowadzonych w Polsce w latach 2006-2010 na zróżnicowanie dochodów gospodarstw domowych. Motywacją do podjęcia tego tematu był szeroki zakres zmian prawnych we wspomnianym obszarze prawa przy równoczesnej wysokiej dynamice wzrostu płac. Zastosowana metoda badawcza polegała na dekompozycji zmian wartości indeksów zróżnicowania dochodów (indeks Giniego, indeks Sena oraz indeksy z rodziny FGT) na części wynikające ze zmian w rozkładzie przychodu oraz regulacji podatkowo-świadczeniowych. W tym celu posłużono się wartościami hipotetycznych dochodów do dyspozycji, wygenerowanych za pomocą podatkowo-świadczeniowego modelu SIMPL, które wykorzystano do wyliczenia wartości Shapleya. Przeprowadzone badanie potwierdziło wyrażane wcześniej w literaturze przedmiotu przekonanie o większym wpływie zmian w rozkładzie przychodów niż zmian regulacyjnych na zmiany w skali zagrożenia ubóstwem. Wyniki analiz wskazują, że w okresie względnie dobrej koniunktury, w latach 2006-2010, bardziej dbano o stworzenie warunków umożliwiających poprawę finansowej opłacalności pracy, niż o zmniejszenie zróżnicowania dochodów. Równocześnie, pomimo silnie pro-efektywnościowego nastawienia, zmiany regulacyjne w analizowanym okresie skutecznie osłaniały dochody najbiedniejszych gospodarstw, o czym świadczy ich wpływ na głębokość i dotkliwość ubóstwa.

Słowa kluczowe: reformy podatkowo-zasiłkowe, rozkład dochodu, dekompozycja Shapleya, model mikrosymulacyjny

Kody JEL: H31, I32, J38

Artykuł wpłynął do druku 18 lutego 2013 r.

* Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego i Research Associate w Centrum Analiz Ekonomicznych CenEA w Szczecinie, e-mail: lmorawsk@wne.uw.edu.pl

** Absolwentka Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego.

*** Wykorzystany w pracy Model SIMPL został udostępniony przez CenEA. Dane pochodzące z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych udostępnione zostały przez Główny Urząd Statystyczny.

Wstęp

W latach 2006-2010 wprowadzono w Polsce wiele zmian prawnych, bezpośrednio wpływających na wartość i rozkład dochodu pozostającego do dyspozycji gospodarstw domowych. Zmiany te dotyczyły zarówno wartości obciążeń wynagrodzeń z pracy, z tytułu składek na ubezpieczenia społeczne i podatku dochodowego, jak i skali hojności świadczeń socjalnych. Zrozumienie ich konsekwencji dystrybucyjnych, czyli wpływu na rozkład dochodu gospodarstw domowych, jest niezbędnym warunkiem prowadzenia efektywnej polityki finansów publicznych i skutecznego przeciwdziałania zagrożeniu ubóstwem [Aksman, 2010], [Brzeziński, 2011], [Domitrz i in., 2012].

Istnieją dwie główne przyczyny utrudniające identyfikację efektów dystrybucyjnych zmian regulacyjnych. Po pierwsze, ze względu na sekwencyjne ułożenie instrumentów dochodowych w ramach systemu podatkowo-zasiłkowego, ocena wpływu decyzji, odnoszącej się do konkretnego instrumentu, na rozkład dochodu wymaga uwzględnienia skutków jej oddziaływania na pozostałe elementy systemu. Wyznaczenie wartości dochodu do dyspozycji rozpoczyna się od obliczenia przychodu podatkowego (np. wynagrodzenia brutto z pracy, świadczenia emerytalne, renty z tytułu niezdolności do pracy), a następnie odjęcia od uzyskanej wartości kwoty składek wpłacanych na ubezpieczenia społeczne oraz obciążeń z tytułu podatku dochodowego i powszechnego ubezpieczenia zdrowotnego. Dopiero tak obliczony dochód netto, w połączeniu z charakterystyką poszczególnych typów rodzin i gospodarstw domowych, pozwala ustalić wartość należnych transferów socjalnych, na które składają się świadczenia rodzinne, dodatek mieszkaniowy i środki pieniężne pozyskiwane z pomocy społecznej. W tak skonstruowanym systemie zależności, modyfikacja jednego elementu może powodować dostosowanie innych, a efekt dystrybucyjny będzie od sumy tych zmian. Na przykład obniżenie stopy składki rentowej, co miało miejsce w lipcu 2007 r. oraz w styczniu 2008 r., oprócz bezpośredniego oddziaływania na dochody gospodarstw pociągało za sobą również skutki pośrednie w postaci zmiany wartości podatku dochodowego oraz składek na powszechne ubezpieczenie zdrowotne. W konsekwencji wpłynęło to na wartość należnych świadczeń socjalnych, zależnych od dochodu (np. świadczeń rodzinnych). Oceniając zatem konsekwencje zmiany regulacyjnej, odnoszącej się do jednego instrumentu, konieczne jest uwzględnienie całkowitego efektu, obejmującego dostosowania wartości pozostałych elementów systemu podatkowo-zasiłkowego.

Drugą przyczyną utrudniającą identyfikację efektów regulacyjnych jest równoczesne zachodzenie w gospodarce innych procesów kształtujących rozkład dochodu do dyspozycji gospodarstw domowych. Główny problem polega w tym wypadku na wyodrębnieniu znaczenia wzrostu gospodarczego, a w szczególności efektu zmian w rozkładzie płac brutto, w tej części, na którą polityka dochodowa nie ma bezpośredniego wpływu. Ważnym czynnikiem, dodatkowo komplikującym analizę skutków decyzji regulacyjnych, są zmiany demograficzne, uwidaczniające się na przykład w dynamice struktury wiekowej.

Dwie wymienione przyczyny – sekwencyjność systemu oraz równoczesne zachodzenie zmian – powodują, że porównywanie empirycznych rozkładów dochodów do dyspozycji z kolejnych lat nie wystarcza do ustalenia rzeczywistego znaczenia zmian prawnych. Taka metoda umożliwia jedynie opis zmian w rozkładzie dochodów, nie pozwalając na wyodrębnienie znaczenia poszczególnych czynników.

Przykładem analizy przyczyn zmian w rozkładzie zamożności gospodarstw domowych jest ich dekompozycja na efekty wynikające ze wzrostu gospodarczego oraz redystrybucji dochodu zamieszczona w [Brzeziński, 2011]. Korzystając z badania Budżetów Gospodarstw Domowych (dalej: BBGD), autor wykazał, że w latach 2005-2008 wzrost gospodarczy odpowiadał w 90% za spadek wartości wskaźnika zagrożenia ubóstwem z poziomu 28,9% do 14,4%. Zmiany redystrybucyjne miały zatem w tym czasie znaczenie marginalne. Metoda identyfikacji, wykorzystana w omawianej pracy oparta była na przypisaniu każdemu gospodarstwu takiego samego, „średniego” efektu wzrostu gospodarczego, co nie pozwala na utożsamianie efektu redystrybucyjnego z efektem zmian regulacyjnych [Bourginion, 2004].

Metodą pozwalającą na ocenę wpływu decyzji prawnych jest ta zastosowana w badaniach dotyczących Francji i Irlandii [Shorrocks, 1999], [Bargain, 2010, 2012], [Bargain, Callan, 2010], Stanów Zjednoczonych [Bargain i in., 2011] oraz Australii [Creedy, Herault, 2011]. W tych pracach posłużono się mikrosymulacyjnymi modelami podatkowo-zasiłkowymi, modyfikując dochody gospodarstw domowych zgodnie z ich hipotetycznymi wartościami wynikającymi ze zmian regulacyjnych. Takie podejście wykorzystano w niniejszej pracy do analizy efektów dystrybucyjnych zmian ubezpieczeniowych, podatkowych i świadczeniowych, wprowadzonych w latach 2006-2010 w Polsce.

Praca składa się z czterech części. W pierwszej z nich przedstawiamy najważniejsze decyzje regulacyjne wprowadzone w latach 2006-2010 oraz towarzyszące im zmiany w wartościach wskaźników ubóstwa i zróżnicowania dochodu. W drugiej części prezentujemy zastosowaną metodologię. W kolejnej omawiamy uzyskane wyniki. Pracę zamyka podsumowanie.

Zmiany w regulacjach i w zróżnicowaniu dochodów w latach 2005-2010

Najważniejsze zmiany wprowadzone w latach 2006-2010 dotyczyły ubezpieczeń społecznych i podatku dochodowego od osób fizycznych¹. W 2007 r. weszła w życie ulga podatkowa z tytułu wychowywania dzieci. W 2009 r. system podatkowy, w ramach którego obowiązywały trzy stopy podatkowe (19%, 30%, 40%), zastąpiono systemem dwuprogowym (18% i 32%), a obniżki stopy składki rentowej ubezpieczenia społecznego w 2007 r. i w 2008 r. ostatecznie zmniejszyły jej wartość z 6,5% do 1,5% – w części opłacanej przez pracownika i z 6,5% do 4,5% – w części pracodawcy. Najważniejszą zmianą w przepisach świadczeniowych było uzależnienie, we wrześniu 2006 r., kwoty

¹ Lista reform uwzględnionych w analizie znajduje się w załączniku 3.

zasiłku rodzinnego od wieku dzieci, a nie, jak było do tej pory, od ich ilości. W tym samym roku wprowadzono też powszechną zapomogę z tytułu urodzenia dziecka, wynoszącą 1000 zł. W 2009 r. zwiększono natomiast kwoty zasiłku rodzinnego o 42-44%, w zależności od wieku dziecka. Wzrostowi tych wartości towarzyszyło utrzymywanie kryteriów dochodowych świadczeń rodzinnych na poziomie z 2004 r., a pomocy społecznej na poziomie z 2006 r.

Domitrz i in. (2012)² szacują, że zmiany regulacyjne wprowadzone w latach 2006-2010 zwiększyły dochód sektora gospodarstw domowych o około 30 mld zł, biorąc pod uwagę ceny z 2011 r. Wpływ na ocenę skali zmian ma sposób, w jaki uwzględnia się w analizie efekty ustawowo przypisane pracodawcom. Na przykład korzyść wynikającą z obniżenia wartości stopy składki rentowej w części płaconej przez pracodawców możemy potraktować jako ich zysk, argumentując to brakiem wpływu zmiany regulacyjnej na wartość wynagrodzenia brutto. Możemy jednak odejść od takiej, ustawowej alokacji, powołując się na wyniki badań pokazujące, że obniżka ubezpieczeniowych kosztów pracy prowadzi w ostateczności do wzrostu dochodu pracowników [Fullerton, Metcalf 2002].

Założenie ustawowej alokacji korzyści prowadzi do wniosku o bezpośrednim wzroście dochodu gospodarstw domowych z tytułu zmian prawnych w latach 2006-2010, w kwocie 27,83 mld zł, czyli 1,83% PKB z 2011 r. Przypisanie wszystkich korzyści pracownikom zwiększa natomiast bezpośredni zysk sektora gospodarstw domowych do 34,74 mld zł, czyli 2,33% PKB³.

Tak dynamicznemu wzrostowi dochodów gospodarstw, na niespotykaną dotąd skalę, towarzyszył w latach 2005-2008 spadek udziału wydatków socjalnych w PKB z 19,71% do 18,56%, następnie zaś, w 2009 r., ich ponowny wzrost aż do początkowego poziomu – 19,71%. Jednak powrót do tego samego udziału w PKB nie oznaczał zachowania pierwotnej struktury tych wydatków. Gdy porównujemy wyniki z roku 2009 i 2005, widzimy wzrost znaczenia wydatków na świadczenia emerytalne (z 48,27% do 50,71%) i na te związane ze zdrowiem (z 19,80% do 24,50%), a z drugiej strony spadek środków przeznaczanych na świadczenia rodzinne (4,38% w 2005 r. i 3,88% w 2009 r.), dodatki mieszkaniowe i pomoc społeczną (odpowiednio: 2,50% i 1,09%).

W ostatnich latach uwidoczniły się zatem dwa kierunki zmian w polityce dochodowej. Pierwszy związany był ze znacznym obniżeniem podatkowych i ubezpieczeniowych kosztów pracy, a drugi ze zmniejszeniem roli transferów socjalnych i zawężeniem liczby ich odbiorców. Wskazuje to na dość mocną profektywnościową orientację polityki dochodowej, co każe zadać pytanie o jej równoczesny wpływ na rozkład dochodów. Jest to tym bardziej interesujące, że w latach 2005-2010 udział osób mieszkających w gospodarstwach zagrożonych ubóstwem zmniejszył się z 20,5% do 17,6%, a wartość współczynnika Giniego zmalała z 35,6% do 31,1%. Takie wyniki sugerują, że zasilenie gospodarstw

² Wartości przytoczone w tym akapicie pochodzą z badań przedstawionych w [Domitrz i in., 2012].

³ Wyniki w dalszej części pracy odnoszą się do ustawowej alokacji korzyści.

domowych niebagatelną kwotą około 2% PKB, wynikającą głównie z obniżenia kosztów pracy, mogło przyczynić się do poprawy sytuacji dochodowej gospodarstw domowych, mimo malejącego udziału nakładów na świadczenia rodzinne i pomoc społeczną. Z drugiej strony, utrzymywanie wartości kryteriów dochodowych na stałym poziomie musiało mieć negatywny wpływ na niektóre wskaźniki ubóstwa. Gdyby bowiem w latach 2005-2010 kryteria uprawniające do otrzymywania świadczeń z pomocy społecznej utrzymywano na stałych realnych poziomach, to stopa ubóstwa ustawowego w 2010 r. wynosiłaby 10,8%, a nie 7,3% [Wójcik-Żołądek, 2012]⁴. Obniżka realnej wartości kryteriów była więc jednym z powodów spadku wskaźników ubóstwa ustawowego, co jednak nie kolidowało ze znaczącą poprawą sytuacji dochodowej sektora gospodarstw domowych w analizowanym okresie. Zmiany wartości tego wskaźnika odzwierciedlają bowiem przede wszystkim zmianę w nastawieniu do polityki dochodowej, w mniejszym zaś stopniu rzeczywistą sytuację gospodarstw. W tym kontekście bardziej miarodajne są zmiany w zakresie ubóstwa skrajnego i różnicowania dochodów.

Tablica 1
Zakres ubóstwa skrajnego i ustawowego w Polsce w latach 2005-2010

	Ubóstwo skrajne ^a		Ubóstwo ustawowe ^b	
	2005	2010	2005	2010
	%			
Razem	12,3	5,7	18,1	7,3
Pracowników	11,2	5,1	17,3	6,9
Rolników	18,1	8,9	28,2	12,1
Pracujących na własny rachunek	6,3	2,2	10,6	3,3
Emerytów	6,3	3,9	8,5	4,1
Rencistów	17,5	9,6	23,1	10,1
Utrzymujących się z niezarobkowych źródeł	29,9	22,4	40,1	27

Komentarz:

^a granicą zasięgu ubóstwa skrajnego jest wartość poziomu minimum egzystencji oszacowanego przez IPiSS,

^b granicą zasięgu ubóstwa ustawowego jest kwota, która zgodnie z ustawą uprawnia do ubiegania się o przyznanie świadczenia pieniężnego z pomocy społecznej.

Źródło: opracowanie własne na podstawie *Zasięg ubóstwa materialnego w 2005 r. i Ubóstwo w Polsce w 2010 r.*

Wartości przedstawione w tablicy 1 wskazują na zależność poprawy sytuacji dochodowej w opisywanym czasie od rodzaju głównego źródła utrzymania. Największy spadek ubóstwa dotyczył bowiem gospodarstw utrzymujących się

⁴ W 2005 r. wartości tych progów wynosiły – 461 zł dla osoby samotnie gospodarującej i 316 zł dla członka rodziny. W 2006 r. zostały one zwiększone odpowiednio do 477 zł oraz 351 zł i pozostały niezmiennic do 2010 r.

z pracy, a najmniejszy tych, w których poziom życia zależał od transferów społecznych. Przekonanie, że zmiany wartości wskaźników zróżnicowania dochodów i ubóstwa mogły wynikać w znaczącym stopniu ze zmian prawnych znajduje więc uzasadnienie. Weryfikacja tego przypuszczenia wymaga jednak, o czym pisaliśmy powyżej, uwzględnienia w analizie równocześnie zachodzących zmian w rozkładzie przychodu oraz w strukturze demograficznej. Szczególnie pierwszy z wymienionych czynników mógł w tym czasie odegrać znaczącą rolę, skoro w latach 2006-2010 wartość średniego wynagrodzenia brutto wzrosła aż o 38,67%, a wskaźnik zatrudnienia zwiększył się z 52,8% do 59,3%. Krótki okres analizy – 5 lat – powoduje, że zmiany w strukturze demograficznej odegrały w tym czasie przypuszczalnie dużo mniejszą rolę.

W następnej części pracy przedstawiamy metodę identyfikacji wpływu zmian prawnych na wartości wskaźników zróżnicowania dochodu (wykorzystującą wartości Shapleya), która została zaproponowana w Shorrocks [1999].

Zastosowanie dekompozycji Shapleya do identyfikacji wpływu zmian regulacji na wskaźniki zróżnicowania dochodu

Przypuśćmy, że wartość indeksu I jest całkowicie określona przez m czynników X oraz że istnieje funkcja F , taka że $F: \{S | S \subseteq K\} \rightarrow \mathfrak{R}$, gdzie $X_1, \dots, X_m \in K$, $F(\emptyset) = 0$, $F(K) = I$ oraz $F(S) \leq I$ dla $S \subseteq K$. Celem dekompozycji jest obliczenie wartości $C_i(K, F)$, interpretowanych jako wkład zmiennej X_i do wartości indeksu I , takich że $\sum_{i \in K} C_i(K, F) = F(K) = I$. Shapley w 1953 r. zaproponował, aby $C_i(K, F)$ obliczać jako różnicę między wartością funkcji F dla zbiorów S , zawierających zmienną X_i i wartości tych zbiorów po jej wyeliminowaniu. Mając na uwadze większą od 1 liczbę zbiorów S , zawierających dany czynnik, otrzymane wartości proponuje się przeważać prawdopodobieństwem losowego wybrania danego podzbioru S , przyjmując, że zależy ono tylko od jego wielkości. Całkowity wkład X_i jest równy sumie, przeważonych w ten sposób, krańcowych wkładów i wynosi:

$$C_i(K, F) = \frac{1}{m!} \sum_{\delta \in \Omega} C_i^\delta = \frac{1}{m!} \sum_{\delta \in \Omega} [F(S(i, \delta) \cup \{k\}) - F(S(i, \delta))] \quad (1)$$

gdzie δ jest indeksem zbioru zawierającego X_i , a Ω jest zbiorem wszystkich takich zbiorów.

Shorrocks [1999] uzasadniał wykorzystanie wartości Shapleya do dekompozycji zmian dystrybucyjnych wskazując, że pozwala ona uniknąć trzech problemów, typowych dla innych metod. Po pierwsze, zdefiniowanie wpływu czynnika jako wartości zmiany krańcowej eliminuje problem nieintuicyjnej interpretacji wyników. Po drugie, metoda ta dobrze sobie radzi z dekomponowaniem zmian, w przypadku analizy obserwacji charakteryzowanych przez więcej niż 1 cechę (np. młode matki lub pracujący mężczyźni). Po trzecie,

proponowane podejście jest znacznie ogólniejsze i może być stosowane do wszystkich indeksów. Główną jej wadą jest natomiast założenie o całkowitym wyjaśnieniu analizowanej zmienności przez czynniki uwzględnione w analizie. Niespełnienie tego założenia prowadzi do problemu analogicznego do efektu pominięcia istotnej zmiennej objaśniającej i może być przyczyną niepoprawności szacunków [Sastre, Trannoy, 2002].

W przedstawionej analizie zakładamy, że wartość indeksu I (np. współczynnik Giniego) jest całkowicie tłumaczona działaniem systemu podatkowo-zasiłkowego s_t o parametrach p_t na rozkład przychodu dla ustalonej struktury demograficznej $y_t(d_t)$. Zmiana wartości I wyjaśniana jest poniżej przez dwa czynniki – regulację podatkowo-zasiłkową i dane. Na regulację składają się: struktura systemu (s_t) oraz jego parametry (p_t). Rozróżnienie na takie składowe sugeruje dwa różne sposoby rozumienia „zmiany regulacyjnej” – może nią być wprowadzenie albo likwidacja instrumentu dochodowego (np. wprowadzenie ulgi podatkowej w 2007 r.), lub też zmiana wartości istniejącego instrumentu (np. zmiana wartości zasiłków rodzinnych w 2009 r.). Elementy znajdujące się w s_t nie są wartościami liczbowymi, ale definicjami i relacjami opisującymi reguły określające obciążenia przychodów oraz warunki uprawniające do świadczeń. Zawarte są tam m.in. definicje podstawy oskładkowania z tytułu ubezpieczeń społecznych, podstawy opodatkowania dochodów osób fizycznych i kryteriów dochodowych, jak również relacje określające wybór stopy podatkowej. W zbiorze parametrów – p_t – znajdują się wartości odpowiadające elementom zawartym w s_t . Są to na przykład wartości stóp ubezpieczeniowych i podatkowych, czy też wartości kryteriów świadczeniowych. Obydwa te elementy – s_t i p_t – tworzone są na podstawie przepisów prawnych.

Źródłem informacji o $y_t(d_t)$ jest reprezentatywna baza danych o gospodarstwach domowych. W przypadku tej analizy są to dane BBGD z 2005 r. i 2010 r. Pierwsze z nich zawierały informacje o 34 767 gospodarstwach domowych i ponad 107 tys. osób, natomiast zbiór z 2010 r. składał się z 37 412 gospodarstw domowych, w których zamieszkiwało około 108 tys. osób. W badaniu BBGD zbierane są szczegółowe informacje dotyczące struktury gospodarstwa domowego, cech demograficznych poszczególnych osób wraz z wykazem posiadanych źródeł dochodów i ich wartości. Szczegółowość tych danych umożliwia połączenie ich z informacjami o regulacji, dzięki czemu możliwe jest przeprowadzanie podatkowo-zasiłkowych eksperymentów mikrosymulacyjnych, generujących rozkłady hipotetycznych dochodów do dyspozycji.

Identyfikacja wpływu zmian w danych i w regulacji na wartości indeksów różnicowania zamożności wymaga uwzględnienia w analizie zmian wartości nominalnych w d_t i p_t [Bargain, 2012]. Przy indeksacji wartości przychodów w danych, problem ten dotyczy głównie wynagrodzeń brutto z pracy oraz świadczeń emerytalnych i rentowych. W odniesieniu do parametrów systemowych, zindeksować należy przede wszystkim wartości kryteriów dochodowych wyznaczających uprawnienia do świadczeń, ich kwoty oraz wszelkie progi podatkowe i ubezpieczeniowe. Mając na uwadze konieczność dostosowania wartości nomi-

nalnych, dekompozycja zmiany $\Delta I (= I(s_{10}, p_{10} | d_{10}) - I(s_{05}, p_{05} | d_{05}))^5$ wymaga rozważenia trzech czynników:

1. zmian w regulacji podatkowo-zasiłkowej: $R = \{\Delta s, \Delta p\}$,
2. zmian w rozkładzie przychodu i strukturze demograficznej: $D = \{\Delta y, \Delta d\}$,
3. zmian wartości nominalnych przychodu i parametrów systemowych: $W = \{\Delta \alpha, \Delta \beta\}$, gdzie α jest indeksem dostosowującym parametry regulacyjne, a β analogicznym indeksem dla przychodów.

Bargain i Callan [2010] zauważają, że systemy podatkowo-zasiłkowe konstruowane są zazwyczaj w ten sposób, że proporcjonalny wzrost przychodów i parametrów systemowych nie zmienia wartości indeksów zróżnicowania dochodu, co oznacza, że: $I(s_t, \lambda p_t | \lambda d_t) = I(s_t, p_t | d_t)$. Dla takich liniowo-homogenicznych systemów wystarczy więc rozważenie dekompozycji na dwa składniki – regulację i dane. W przypadku naszej analizy odnoszącej się do lat 2005-2010 wpływ zmian prawnych jest wówczas obliczany jako:

$$C_{R,10} = \frac{\frac{1}{2}\{I(s_{10}, p_{10} | \alpha d_{05}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} | \alpha d_{05})\}}{\frac{1}{2}\{I(s_{10}, p_{10} | d_{10}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} | d_{10})\}}, \quad (2)$$

a wpływ zmian w danych to:

$$C_{D,10} = \frac{\frac{1}{2}\{I(s_{10}, p_{10} | d_{10}) - I(s_{10}, p_{10} | \alpha d_{05})\}}{\frac{1}{2}\{I(s_{05}, \alpha p_{05} | d_{10}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} | \alpha d_{05})\}}. \quad (3)$$

Wartości $C_{R,10}$ i $C_{D,10}$ określają wpływ regulacji i danych, przyjmując 2010 r. za punkt odniesienia. Alternatywnie jako rok bazowy można przyjąć początek analizy i wyrazić wartości z 2010 r. w cenach z 2005 r. Uwzględniając obie możliwości, ostateczna forma dekompozycji będzie miała postać:

$$\Delta I = \frac{1}{2}(C_{R,10} + C_{D,10}) + \frac{1}{2}(C_{R,05} + C_{D,05}). \quad (4)$$

Przeprowadzenie dekompozycji (4) wymaga znajomości rozkładów dochodów hipotetycznych. Na przykład wartość $I(s_{10}, p_{10} | \alpha d_{05})$ obliczana jest na podstawie rozkładu wartości dochodów do dyspozycji, wynikających z regulacji dla 2010 r. i danych z 2005 r., wyrażonych w cenach z 2010 r. Takie wartości nie mogą być oczywiście zaobserwowane w danych i muszą być wygenerowane za pomocą podatkowo-zasiłkowego modelu mikrosymulacyjnego. Do tego celu w tej pracy skorzystaliśmy z modelu SIMPL [Bargain i in., 2007].

⁵ W celu podkreślenia egzogeniczności danych o przychodach i strukturze demograficznej, w dalszej części pracy przez $I(s_t, p_t | d_t)$ rozumiemy wartość indeksu I wynikającą z rozkładu przychodu $y_t(d_t)$ oraz regulacji z roku t .

Wyniki

Przedstawione wyniki otrzymano indeksując parametry systemowe i wartości przychodów zmianą wartości średniego wynagrodzenia brutto w gospodarce narodowej pomiędzy drugimi kwartałami 2005 r. i 2010 r. Wartość tak skonstruowanego indeksu wyniosła 1,379⁶. Procedura indeksacji zachowała liniową homogeniczność systemu (tablica Z2 w załączniku). Dekompozycję przeprowadzono dla trzech wskaźników ubóstwa z rodziny FGT – FGT(0), FGT(1), FGT(2), współczynnika Giniego i indeksu ubóstwa Sena⁷.

Analizowaną zmienną jest średnioroczny, ekwiwalentny dochód do dyspozycji gospodarstwa domowego, symulowany za pomocą modelu SIMPL, na który składają się: dochody z pracy (praca stała, dorywcza, własna działalność gospodarcza, odprawy pracownicze, zasiłek macierzyński) oraz dochody z ubezpieczeń społecznych (renty z tytułu niezdolności do pracy, emerytury, wcześniejsze emerytury, renta rodzinna, renta socjalna), pieniężny i niepieniężny dochód gospodarstwa rolnego (w tym dochód ze sprzedaży produktów i usług rolniczych, dochód ze sprzedaży środków trwałych, użytkowanych w gospodarstwie rolnym, dary na rzecz gospodarstwa rolnego, wartość spożytych produktów żywnościowych), dochód ze źródeł pozapłacowych i transferowych (w tym dochody kapitałowe, dochody z wynajmu, dochody z nieruchomości) oraz pozostałe dochody gospodarstw domowych⁸. Wartości tych przychodów przyjęte zostały na podstawie deklaracji respondentów, a następnie uzupełniono je o symulowane wartości świadczeń rodzinnych (zasiłek rodzinny wraz z dodatkami, świadczenia pielęgnacyjne, zasiłek pielęgnacyjny, dodatek pielęgnacyjny), dodatek mieszkaniowy (pieniężny) oraz pomoc społeczną (zasiłek

⁶ Oprócz dochodów pierwotnych, zindeksowane zostały także wartości zaliczek alimentacyjnych oraz deklarowanych wydatków na mieszkanie i Internet.

⁷ Foster i in. [1984] zdefiniowali rodzinę indeksów FGT jako: $FGT(\alpha) = \int_{-\infty}^z \left(\frac{z-x}{z}\right)^\alpha dF(x)$, $\alpha \geq 0$.

FGT(0) to indeks zagrożenia ubóstwem. $FGT(0) = H = \frac{n_u}{n} \cdot FGT(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^u \left(\frac{y_i^* - y_1^e}{y_i^*}\right)$ jest indeksem luki dochodowej, mierzącym głębokość ubóstwa jako nieważoną średnią z indywidualnych indeksów głębokości ubóstwa. $FGT(2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^u \left(\frac{y_i^* - y_1^e}{y_i^*}\right)^2$ jest indeksem dotkliwości

ubóstwa uwzględniającym lukę dochodową, a także nierówność dochodową, występującą wśród ubogich gospodarstw domowych – (wraz z dystansem dzielącym gospodarstwo ubogie od granicy ubóstwa rośnie waga obserwacji w indeksie). Indeks Sena ma postać $S = H\{(I + (1 - I)G)\}$, gdzie H jest wartością stopy zagrożenia ubóstwem, I jest wartością luki ubóstwa, czyli wartością indeksu $FGT(1)$, a G wartością indeksu Giniego [Sen, 1976], [Atkinson, 1999].

⁸ „Pozostałe dochody gospodarstw domowych”, pochodzą z bardzo zróżnicowanych źródeł. Składają się na nie m.in.: dotacje, stypendia, dary pieniężne przekazywane gospodarstwu domowemu, wygrane na loterii, a także zasiłki chorobowe. Wartości tej zmiennej obliczone są jako różnica między dochodem rozporządzalnym, podawanym przez GUS w zbiorach BBGD, a wszystkimi dochodami symulowanymi przez SIMPL.

stały, zasiłek okresowy). Dochód gospodarstwa domowego obliczony został jako różnica między sumą przychodów a symulowanymi obciążeniami ubezpieczeniowo-podatkowymi, na które składały się składki na pozarolnicze i rolnicze ubezpieczenia społeczne, podatek dochodowy od osób fizycznych, podatek rolny oraz powszechne ubezpieczenie zdrowotne⁹.

Wartość dochodu wynikająca z modelu SIMPL jest inna niż wartość obliczona na podstawie deklaracji w BBGD. Wynika to z założenia w modelu pełnego pobierania świadczeń warunkowanych dochodem, czyli nie uwzględnienia sytuacji, gdy należne świadczenia nie są pobierane. Efektem tego mogą być nieco wyższe wartości dochodów symulowanych w SIMPL niż deklarowanych w BBGD¹⁰. Drugim źródłem różnic jest korekta dochodów z działalności rolniczej, ze względu na ich sezonowość, co przy jednomiesięcznym raportowaniu może prowadzić do istotnego zniekształcenia rozkładu dochodów. W analizie posłużono się oczekiwaną wartością dochodów z rolnictwa, uwzględniającą miesiąc, w którym przeprowadzono badanie, wielkość gospodarstwa oraz województwo, na terenie którego ono się znajduje (patrz [Bargain i in., 2007]). W pracy wykorzystano oryginalną skalę ekwiwalentną OECD, przypisującą głowie gospodarstwa wartość 1, zaś każdej następnej osobie powyżej 13 roku życia wagę 0,7, natomiast dzieciom wagę 0,5. Wybór tej skali podyktowany był wynikami pracy: Szulc [2006], które wskazały tę skalę jako najlepszą w przypadku badań zróżnicowania zamożności w Polsce¹¹.

Tablica 2

Wskaźniki zróżnicowania dochodu według BBGD i SIMPL w 2005 r. i 2010 r.

Indeks	BBGD			SIMPL		
	2005	2010	zmiana	2005	2010	zmiana
Gini	32,02	32,16	0,14	31,83	32,00	0,17
FGT0	16,97	16,09	-0,89	15,97	15,37	-0,60
FGT1	4,67	4,13	-0,54	4,40	3,90	-0,50
FGT2	2,07	1,76	-0,31	1,99	1,68	-0,31
Sen	6,66	5,94	-0,72	6,29	5,63	-0,67

Komentarz: linią ubóstwa jest wartość 60% mediany dochodu ekwiwalentnego. Dla BBGD wartości liczone dla dodatnich dochodów.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD2005 i BBGD2010, z wykorzystaniem modelu SIMPL

Symulowane i deklarowane dane pokazują podobną skalę zmian w zróżnicowaniu zamożności oraz dotkliwości ubóstwa w latach 2006-2010. Wartości wskaźników obliczonych na podstawie symulacji są niższe od wskaźników wy-

⁹ Szczegółowe informacje dotyczące definicji poszczególnych dochodów i obciążeń składających się na dochód rozporządzalny, generowany przez model SIMPL, można znaleźć w [Bargain i in., 2007].

¹⁰ Dwoma najważniejszymi powodami nie pobierania świadczeń dyskutowanymi w literaturze są: stygmatyzacja (Moffitt 1983) oraz wysokie koszty dostępu [Blundell i in., 1988].

¹¹ Skala ta została wykorzystana także w Brzeziński [2011].

kających z danych deklarowanych, na co wpływ mają wcześniej przedstawione różnice. Obydwa zbiory wskazują na spadek, w latach 2006-2010, skali zagrożenia ubóstwem (FGT0) oraz zmniejszenie jego dotkliwości (FGT1) i głębokości (FGT2). Wzrost zróżnicowania dochodów (współczynnik Giniego) nie był w tym okresie na tyle duży, aby zniwelować pozytywny efekt w postaci spadku wskaźników ubóstwa, z punktu widzenia zmian w wartości indeksu Sena (patrz tablica 2).

Wyniki dekompozycji z zastosowaniem wartości Shapleya przedstawiono w tablicy 3. Na tej podstawie stwierdzamy, że zmiany w skali i dotkliwości ubóstwa w latach 2006-2010 były w większym stopniu determinowane przez zmiany w rozkładzie przychodów, natomiast regulacja silniej wpłynęła na stopień zróżnicowania dochodów. Zmiany w danych zmniejszyły stopę zagrożenia ubóstwem o 4,33% ($= 0,10/15,97$), podczas gdy zmiany regulacyjne zwiększyły ją o 0,6% ($= -0,69/15,97$). Wartość współczynnika Giniego wzrosła o 1,34% z tytułu zmian prawnych, a drugi czynnik zmniejszył ją o 0,8%.

Wprowadzone regulacje zwiększyły zatem zróżnicowanie dochodów (zmiana wskaźnika Giniego o 0,43 p.p.) i skalę ubóstwa (wzrost indeksu FGT(0) o 0,1 p.p.). Miały one za to pozytywny wpływ na spadek jego dotkliwości (spadek wartości indeksu FGT(1) o 0,15 p.p.) i głębokości (spadek FGT(2) o 0,12 p.p.). Łącznym efektem tych zmian było zmniejszenie wartości indeksu ubóstwa Sena o 0,19 p.p., co pozwala ocenić je pozytywnie, pomimo niekorzystnych zmian dwóch podstawowych indeksów – mierzących zakres ubóstwa i zróżnicowania dochodów.

Zidentyfikowany efekt zmian regulacyjnych wydaje się wynikać ze wzrostu wartości świadczeń rodzinnych i zasiłków z pomocy społecznej, zwiększających dochody gospodarstw o najniższym poziomie zamożności. Spowodowało to zmniejszenie wartości, jaką należałoby przeciętnie przetransferować do każdego ubogiego gospodarstwa, aby dochody tej grupy były nie mniejsze niż granica ubóstwa, co jest interpretowane jako względna poprawa zamożności najbiedniejszych gospodarstw. Równoczesne zmiany w instrumentach ubezpieczeniowych i podatkowych oraz ograniczenie dostępności świadczeń, poprzez zamrożenie kryteriów dochodowych, spowodowały negatywne efekty co do zakresu zagrożenia ubóstwem i skali zróżnicowania dochodów.

Opisane efekty zmian prawnych nie dają jednak podstawy do ich negatywnej oceny. Przeprowadzona dekompozycja wskazuje na interesującą, być może niezamierzoną, koordynację efektów zmian regulacyjnych i zmian w rozkładzie przychodów. O ile bowiem zmiany prawne zwiększały zróżnicowanie dochodów i skalę zagrożenia ubóstwem, to zmiany w rozkładzie przychodów działały w przeciwnych kierunkach, zmniejszając skalę ubóstwa o 0,69 p.p., a zróżnicowanie dochodów o 0,26 p.p. Można zatem odnieść wrażenie, iż polityka dochodowa w latach 2006-2010 nakierowana była w większym stopniu na podtrzymanie korzystnych tendencji wzrostowych niż na zmniejszanie nierówności dochodowych. Równocześnie jednak udało się wprowadzić takie zmiany prawne, które zabezpieczyły dochodowo gospodarstwa najuboższe, a ograniczyły wsparcie przeznaczone dla gospodarstw niezamożnych, nie zaliczających się jednak do grupy najbiedniejszych.

Tablica 3
Wyniki dekompozycji Shapleya

Rok danych	05		10		05		10		Zmiana indeksu	Dekompozycja I		Dekompozycja II		Dekompozycja Shapleya		
	05	10	05	10	05	10	05	10		efekt polityki	efekt rozkładu dochodów	efekt polityki	efekt rozkładu dochodów	efekt polityki	efekt rozkładu dochodów	
Indeks	10		10													
Rok polityki	05	05	05	05	10	10	10	10								
Indeks	10	10	10	10												
Scenariusz																
	(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)				
Gini	31,83	31,83	31,57	32,25	32,00	0,170	0,43	-0,26	0,42	-0,25	0,43	-0,26	0,43	-0,26	0,43	-0,26
Sen	6,29	6,29	5,75	6,04	5,63	-0,670	-0,12	-0,54	-0,25	-0,4	-0,19	-0,54	-0,19	-0,4	-0,19	-0,54
FGT0	15,97	15,97	15,25	16,04	15,37	-0,596	0,13	-0,72	0,07	-0,66	0,10	-0,66	0,10	-0,66	0,10	-0,66
FGT1	4,40	4,40	3,99	4,20	3,90	-0,501	-0,10	-0,40	-0,19	-0,31	-0,15	-0,31	-0,15	-0,31	-0,15	-0,31
FGT2	1,99	1,99	1,76	1,83	1,68	-0,309	-0,08	-0,23	-0,16	-0,15	-0,12	-0,15	-0,12	-0,15	-0,12	-0,15

Komentarz: wartości indeksów FGT i współczynnika Giniego są przedstawione w procentach. Scenariusz (0) odpowiada rozkładowi $(s_{05}, p_{05} | d_{05})$, scenariusz (1) to $(s_{05}, ap_{05} | ad_{05})$, scenariusz (2) to $(s_{05}, ap_{05} | d_{10})$, scenariusz (3) to $(s_{10}, p_{10} | ad_{05})$, scenariusz (4) to $(s_{10}, p_{10} | d_{10})$.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu modelu SIMPL

Zakończenie

Zmiany w regulacjach ubezpieczeniowych, podatkowych i świadczeniowych, wprowadzone w latach 2006-2010, zwiększyły dochód sektora gospodarstw domowych o blisko 2% PKB. Oszacowanie wpływu tych decyzji prawnych na zmiany w rozkładzie zamożności jest jednym z istotnych warunków zrozumienia mechanizmów polityki dochodowej oraz jej efektywnego prowadzenia w przyszłości.

Zastosowana w pracy metoda identyfikacji efektu zmian regulacyjnych, wykorzystująca wartość Shapleya, umożliwiła ocenę skutków zmian prawnych wprowadzonych w latach 2006-2010. Analiza uzyskanych wyników pozwala na sformułowanie trzech wniosków. Po pierwsze, badanie potwierdziło wyrażane już wcześniej w literaturze przedmiotu przekonanie o większym wpływie zmian w rozkładzie przychodów niż zmian regulacyjnych na zmiany w skali zagrożenia ubóstwem. Po drugie, regulacje prawne w latach 2006-2010 dostosowane były do prorozwojowego charakteru polityki dochodowej, która koncentrowała się przede wszystkim na zapewnieniu efektywności. Uzyskane wyniki wskazują na to, że w okresie względnie dobrej koniunktury, w latach 2006-2010, bardziej dbano o stworzenie warunków umożliwiających poprawę finansowej opłacalności pracy, niż o zmniejszenie zróżnicowania dochodów. Po trzecie, pomimo takiego nastawienia, zmiany regulacyjne w analizowanym okresie skutecznie osłaniały dochody najbardziej ubogich gospodarstw, o czym świadczy wpływ decyzji prawnych na głębokość i dotkliwość ubóstwa. Nasze wyniki wskazują na to, że rola regulacji w tym zakresie była większa niż wynikałoby to z wcześniej publikowanych danych [Brzeziński, 2011]. Różnice w wynikach mogą częściowo mieć swoje źródło w odmiennych ramach czasowych przeprowadzonych analiz, jednak bardziej prawdopodobną przyczyną wydaje się być zastosowanie odmiennych metodologii.

Omawiane wyniki powinny być opatrzone kilkoma zastrzeżeniami, stanowiącymi jednocześnie wskazówki przydatne w kontynuacji tego rodzaju badań. Po pierwsze, w pracy analizowano wyłącznie bezpośrednie efekty zmian regulacyjnych, zakładając brak wpływu decyzji prawnych na wyniki rynku pracy. Skala obniżki kosztów pracy wynikająca ze zmian w ubezpieczeniach społecznych i podatkach dochodowych, wprowadzonych w latach 2006-2010, sugeruje potrzebę uwzględnienia w przyszłości efektów behawioralnych reform [Morawski, Myck, 2010].

Po drugie, zastosowana metoda indeksacji parametrów systemowych i przychodów opierała się na metodologii powszechnie stosowanej w tego typu badaniach [Bargain, 2010, 2012], oraz [Bargain, Callan, 2010]. Zaletą tej metody było utrzymanie założenia o liniowej homogeniczności systemu, co pozwoliło zredukować problem do dekompozycji ze względu na dwa czynniki. Wadą jest natomiast traktowanie decyzji dotyczących indeksacji parametrów systemowych tak, jakby nie były one decyzjami regulacyjnymi. Uchylenie tej restrykcji umożliwiłoby analizę wpływu zmian realnej wartości parametrów systemowych na zmiany wskaźników.

Bibliografia

- Aksman E., [2010], *Redystrybucja dochodów i jej wpływ na dobrobyt społeczny w Polsce w latach 1995-2007*, Uniwersytet Warszawski, Warszawa.
- Atkinson B.A., [1999], *The Contributions of Amartya Sen to Welfare Economics*, „Scandinavian Journal of Economics”, Vol. 101(2), s. 173-190.
- Bargain O., [2010], *Back to the Future: Decomposition Analysis of Distributive Policies Using Behavioural Simulations*, IZA Discussion Papers No. 5226, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Bargain O., [2012], *The Distributional Effects of Tax-benefit Policies under New Labour: A Decomposition Approach*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, doi: 10.1111/j.1468-0084.2011.00684.x.
- Bargain O., Callan T., [2010], *Analysing the effects of tax-benefit reforms on income distribution: a decomposition approach*, „Journal of Economic Inequality”, Vol. 8(1), s. 1-21.
- Bargain O., Dolls M., Immervoll H., Neumann D., Peichl A., Pestel N., Sieglloch S., [2011], *Tax policy and income inequality in the U.S. 1978-2009: A decomposition approach*, IZA Discussion Paper No. 5910, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Bargain O., Morawski L., Myck M., Socha M., [2007], *As SIMPL As That: Introducing a Tax-Benefit Microsimulation Model for Poland*, IZA Discussion Papers No. 2988, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Blundell R., Fry V., Walker I., [1988], *Modelling the Take-Up of Means-Tested Benefits: The Case of Housing Benefits in the United Kingdom*, „Economic Journal”, 98 (390, Supplement), s. 58-74.
- Bourginon F., [2004], *The Poverty-Growth-Inequality Triangle*, praca prezentowana na “the Indian Council for Research on International Economic Relations”, New Delhi.
- Brzeziński M., [2011], *Accounting for recent trends in absolute poverty in Poland: A decomposition analysis*, Working Paper No. 19/2011 (59), Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw.
- Creedy J., Haurault N., [2011], *Decomposing Inequality and Social Welfare Changes: the use of alternative welfare metrics*, Working Paper No. 8/11, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, The University of Melbourne.
- Domitrz A., Morawski L., Myck M., Semeniuk A., [2012], *Dystrybucyjny wpływ reform podatkowo-świadczeniowych wprowadzonych w latach 2006-2011*, Raport Mikrosymulacyjny 01/12, Centrum Analiz Ekonomicznych CenEA, Szczecin.
- Foster J., Greer J., Thorbecke E., [1984], *A class of decomposable poverty measures*, „Econometrica”, Vol. 52(3), s. 761-66.
- Fullerton D., Metcalf G.E., [2002], *Tax Incidence*, [w:] A.J. Auerbach, M. Feldstein (red.), *Handbook of Public Economics*, Elsevier, Vol. 4, s. 1787-1872.
- GUS, [2005], *Zasięg ubóstwa materialnego w 2005 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- GUS, [2011], *Ubóstwo w Polsce w 2010 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Moffitt R., [1983], *An economic model of welfare stigma*, „American Economic Review”, No. 73(5), s. 1023-1035.
- Morawski L., Myck M., [2010], *‘Klin’-ing up: Effects of Polish Tax Reforms on Those In and on Those Out*, „Labour Economics”, No. 17(3), s. 556-566.
- Sastre M., Trannoy A., [2002], *Shapley Inequality decomposition by factor components: some methodological Issues*, „Journal of Economics”, Suppl. 9, s. 51-89.
- Sen A.K., [1976], *Poverty: An ordinal approach to measurement*, „Econometrica”, Vol. 44(2), s. 219-31.
- Shorrocks A., [1999], *Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on Shapley Value*, mimeo, University of Essex.
- Szulc A., [2006], *Poverty in Poland during the 1990s: are the results robust?*, „Review of Income and Wealth”, 52(3), s. 423-448.
- Wójcik-Żołądek M., [2012], *Ubóstwo i wykluczenie społeczne w Polsce*, Infos, Nr 4(118), Biuro Analiz Sejmowych, Warszawa.

Załączniki

Załącznik 1. Tablice dodatkowe

Tablica Z1

Zmiany wartości mierników zróżnicowania dochodów i struktury wydatków socjalnych

	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Stopa zagrożenia ubóstwem (%)						
skrajne	12,3	7,8	6,6	5,6	5,7	5,7
ustawowe	18,1	15,1	14,6	10,6	8,3	7,3
Stopa zagrożenia ubóstwem względnym dla dochodów (%)						
ogółem (Eurostat, EU-SILC)	20,5	19,1	17,3	16,9	17,1	17,6
wśród pracujących (Eurostat, EU-SILC)**	13,8	12,8	11,7	11,5	11	11,4
Brzeziński (2011, BBGD)	17,5	17,0	15,9	15,9	–	–
Współczynnik Giniego						
Eurostat	35,6	33,3	32,2	32	31,4	31,1
Bank Światowy	34,9	34,1	34	34,2	34,1	
Brzeziński (2011)	32,2	31,8	32	31,5	–	–
Wskaźnik zróżnicowania kwintalowego (S80/S20)***	6,6	5,6	5,3	5,1	5,0	5,0
Udział wydatków socjalnych w PKB	19,71	19,38	18,15	18,56	19,71	–
Udziały w wydatkach socjalnych:						
emerytury	48,27	49,48	49,04	48,73	50,71	–
renty związane z niepełnosprawnością	10,66	9,91	9,56	8,80	7,37	–
świadczenia rodzinne	4,38	4,33	4,47	4,02	3,88	–
dotatki mieszkaniowe wykluczenie społeczne	2,50	1,76	1,44	1,21	1,09	–
zdrowie	19,80	20,26	22,11	24,45	24,50	–
renty rodzinne	11,11	11,26	11,15	10,85	10,40	–
bezrobocie	3,29	3,01	2,23	1,94	2,04	–

Komentarze:

* Udział osób w gospodarstwach domowych o dochodzie do dyspozycji (z uwzględnieniem transferów socjalnych) poniżej 60% mediany dochodu ekwiwalentnego.

** Udział pracujących w wieku 18 lat i starszych w gospodarstwach zagrożonych ubóstwem dla dochodu do dyspozycji i linii ubóstwa zdefiniowanych jak w (*).

*** Stosunek wartości dochodu ekwiwalentnego 20% osób najzamożniejszych do wartości dochodu ekwiwalentnego 20% osób o najmniejszej zamożności.

Źródło: Eurostat (http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database), Bank Światowy (<http://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI?page=1>)

Tablica Z2
Badanie homogeniczności systemu

Dochód	(s_{05}, p_{05}, d_{05})	$(s_{05}, ap_{05}, ad_{05})$	α
p10	471.06	649.72	1.379
Przeciętny	1113.53	1535.88	1.379
Mediana	934.66	1289.17	1.379
p90	1866.44	2574.37	1.379
Linia ubóstwa (60% mediany)	560.80	773.50	1.379

Źródło: obliczenia własne

Załącznik 2. Dekompozycja Shapleya dla dwóch czynników

Tablica Z3

Definicje systemów i danych dla dekompozycji w cenach z 2010 r.

	ΔI	Czynnik	System 1	Dane 1	System 2	Dane 2
$\delta = (D, R)$	$= \{I(s_{10}, p_{10} d_{10}) - I(s_{10}, p_{10} \alpha d_{05})\}$	rozkład przychodów	2010	2010	2010	2005 w cenach 2010
	$+ \{I(s_{10}, p_{10} \alpha d_{05}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} \alpha d_{05})\}$	regulacja	2010	2005 w cenach 2010	2005 w cenach 2010	2005 w cenach 2010
$\delta = (R, D)$	$= \{I(s_{10}, p_{10} d_{10}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} d_{10})\}$	regulacja	2010	2010	2005 w cenach 2010	2010
	$+ \{I(s_{05}, \alpha p_{05} d_{10}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} \alpha d_{05})\}$	rozkład przychodów	2005 w cenach 2010	2010	2005 w cenach 2010	2005 w cenach 2010

Źródło: opracowanie własne

I. Dekompozycja w cenach z 2010 r.:

Efekt regulacji:

$$C_{R,10}^{\Omega} = \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{10}, p_{10} | \alpha d_{05}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} | \alpha d_{05})\} + \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{10}, p_{10} | d_{10}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} | d_{10})\}$$

Efekt danych:

$$C_{D,10}^{\Omega} = \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{10}, p_{10} | d_{10}) - I(s_{10}, p_{10} | \alpha d_{05})\} + \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{05}, \alpha p_{05} | d_{10}) - I(s_{05}, \alpha p_{05} | \alpha d_{05})\}$$

II. Dekompozycja w cenach z 2005 r.:

Efekt regulacji:

$$C_{R,05}^{\Omega} = \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{10}, \alpha p_{10} | d_{05}) - I(s_{05}, p_{05} | d_{05})\} + \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{10}, \alpha p_{10} | \alpha d_{10}) - I(s_{05}, p_{05} | \alpha d_{10})\}$$

Efekt danych:

$$C_{D,05}^{\Omega} = \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{10}, \alpha p_{10} | \alpha d_{05}) - I(s_{10}, \alpha p_{10} | d_{05})\} + \frac{1! * 0!}{2!} \{I(s_{05}, p_{05} | \alpha d_{10}) - I(s_{05}, p_{05} | d_{05})\}$$

Zmiana wartości indeksu I:

$$\Delta I = \frac{1}{2}(C_{R,05}^{\Omega} + C_{R,10}^{\Omega}) + \frac{1}{2}(C_{D,05}^{\Omega} + C_{D,10}^{\Omega})$$

Załącznik 3. Reformy uwzględnione w symulacji

- I. Reformy regulacji ubezpieczeń społecznych:
- obniżenie składki wypadkowej oraz składki na FGŚP (2006),
 - obniżenie składki rentowej (lipiec 2007 r. i styczeń 2008 r.),
 - zmniejszenie składki wypadkowej (2009 r.),
 - reforma rolniczego systemu ubezpieczeń społecznych – wzrost składek, uzależnienie ich wysokości od wartości gospodarstwa rolnego, zwiększenie składki dla rolników prowadzących dodatkowo działalność pozarolniczą (2010 r.).
- II. Reformy regulacji podatku dochodowego od osób fizycznych:
- zamrożenie kwoty kosztów uzyskania przychodu (2006 r.), pierwszego i drugiego progu podatkowego, kwoty zmniejszającej opodatkowanie i maksymalnej kwoty ulgi internetowej,
 - zwiększenie wartości kosztów uzyskania przychodu (2007 r.),
 - wprowadzenie ulgi podatkowej na dzieci (2007 r.),
 - podniesienie składki zdrowotnej NFZ (2006 r., 2007 r.),
 - obowiązujące od 2009 r. podwyższenie progu podatkowego, redukcja liczby stóp opodatkowania z 3 (19%, 30%, 40%) do 2 (18%, 32%);
 - zamrożenie kwoty zmniejszającej opodatkowanie, progów podatkowych, kosztów uzyskania przychodu i maksymalnej kwoty ulgi internetowej (2009-2010).
- III. Reformy regulacji świadczeń rodzinnych:
- zamrożenie progów przyznawania świadczeń rodzinnych, kwot dodatku wychowawczego, dodatku dla samotnego rodzica i świadczenia pielęgnacyjnego (2006 r.),
 - zmiana systemu naliczania zasiłku rodzinnego z liczby na wiek dzieci, zmiana kwot zasiłku rodzinnego (2006 r.),
 - zwiększenie kwot wybranych dodatków do zasiłku rodzinnego (2006 r.),
 - wprowadzenie powszechnej zapomogi z tytułu urodzenia dziecka – becikowego (2006 r.),
 - zamrożenie kwot zasiłku rodzinnego, wszystkich dodatków do zasiłku rodzinnego, zasiłku i świadczenia pielęgnacyjnego, becikowego (2007 r.),
 - wzrost wartości zasiłku rodzinnego, przyznawanego we wszystkich kategoriach wieku dziecka (2008) i zamrożenie jego wysokości w latach kolejnych,
 - zamrożenie wartości dodatków i kryteriów dochodowych w systemie świadczeń rodzinnych,
 - wzrost wartości świadczenia pielęgnacyjnego (2009 r.).
- IV. Reformy regulacji pomocy społecznej:
- wzrost kryterium dochodowego zasiłku stałego i okresowego z pomocy społecznej (2006 r.),
 - zamrożenie minimalnej kwoty zasiłku stałego i okresowego z pomocy społecznej (2006 r. i 2007 r.), maksymalnej kwoty zasiłku stałego i okresowego z pomocy społecznej, wraz z kwotą gwarantowaną przez pań-

stwo (2007 r.), kryterium dochodowego w odniesieniu do zasiłku stałego i okresowego z pomocy społecznej (2007 r.),

- zwiększenie maksymalnej kwoty zasiłku stałego z pomocy społecznej (2006 r.), udziału gwarantowanej przez państwo kwoty zasiłku okresowego z pomocy społecznej (2006 r.),
- wprowadzenie weryfikacji kryteriów i wartości dochodów z ha przeliczeniowego co trzy lata (2006 r.),
- zamrożenie minimalnej kwoty zasiłku stałego i okresowego z pomocy społecznej, maksymalnej kwoty zasiłku stałego i okresowego z pomocy społecznej wraz z kwotą gwarantowaną przez państwo, kryterium dochodowego w przypadku przyznawania zasiłku stałego i okresowego z pomocy społecznej (2009 r.),
- zamrożenie wartości dochodu z ha przeliczeniowego do kryterium dochodowego (2009 r.).

THE EXTENT OF POVERTY AND TAX AND BENEFIT POLICY REFORMS IN 2006-2010

Summary

The article aims to identify the impact of changes in tax and benefit regulations—introduced in Poland from 2006 to 2010—on household income distribution. A wide range of legal adjustments in income policy motivated this research agenda. The research method used is based on the decomposition of changes in income distribution and poverty indexes onto those that may be attributed to changes in the distribution of income and those caused by the tax and benefit adjustments. The so-called Shapley values for hypothetical disposable incomes generated by the different regulation systems were calculated in the article. The hypothetical incomes were simulated using the SIMPL tax and benefit microsimulation model.

The study confirmed that changes in income distribution have a greater impact on the threat of poverty than those caused by regulatory adjustments. The results of the analysis indicate that in the 2006-2010 period, which was a time of relatively fast economic growth, more care was taken to enhance financial motivation to work than to reduce income inequalities. Despite a strong pro-efficiency policy, regulatory changes effectively protected the poorest households, as shown by changes in the poverty indexes.

Keywords: tax and benefit policy reforms, income distribution, Shapley decomposition, tax and benefit microsimulation

JEL classification codes: H31, I32, J38
