

Transfery socjalne w Polsce w kontekście ubóstwa monetarnego i wielowymiarowego

Adam Szulc^a

Streszczenie. Artykuł przedstawia wyniki badania wpływu transferów socjalnych na rozkład zamożności w Polsce w latach 2010 i 2014. Jego celem jest ocena: związku między rozkładem świadczeń i rozkładem zamożności, wpływu świadczeń na wartości wskaźników społecznych (tu: indeksów zasięgu i głębokości ubóstwa monetarnego i wielowymiarowego) oraz wpływu świadczeń na zachowania beneficjentów. Jako miary zamożności przyjęto dochód ekwiwalentny oraz wskaźnik wielowymiarowy, uwzględniający również wydatki konsumpcyjne, warunki mieszkaniowe, wyposażenie w sprzęty oraz subiektywne oceny sytuacji materialnej. Wykorzystano informacje z badania budżetów gospodarstw domowych GUS z lat 2010 i 2014.

Zestawienie rozkładu dobrobytu z rozkładem świadczeń wskazuje, że premiuje one przede wszystkim osoby w najgorszej sytuacji materialnej, niezależnie od sposobu porównywania tych rozkładów i przyjętej miary zamożności. W 2014 r. stopień redukcji ubóstwa jako efektu świadczeń zwiększył się w porównaniu z 2010 r., pomimo zmniejszenia liczby odbiorców. Oszacowania średniego efektu netto świadczeń biorące pod uwagę reakcje odbiorców wskazują jednak na ich silny efekt demotywujący.

Słowa kluczowe: ubóstwo monetarne i wielowymiarowe, transfery socjalne, rozkłady zamożności

Social transfers in Poland in the context of monetary and multidimensional poverty

Summary. The article examines the impact of the social transfers on well-being distribution in Poland in 2010 and 2014. The main purpose is to assess the relationship between the distribution of benefits and of well-being, the impact of benefits on social indicators (i.e. the incidence and intensity of monetary and multidimensional poverty) as well as the influence of benefits on the behaviour of beneficiaries. The individual well-being is measured by means of equivalent income as well as by multidimensional indicator, including also consumption, dwelling quality, household appliances and subjective evaluations of the economic position. The study is based on data for 2010 and 2014 from the household budget survey of Statistics Poland. The comparison of the distribution of transfers and well-being indicates that the benefits are definitely pro-poor, irrespectively to the method of comparison and well-being measure. In 2014, as compared to 2010, higher reduction of poverty due to the transfers took place, in spite of the reduced number of recipients. However, the estimation of the net effect of the benefits including behavioural responses suggests strong demotivation effect.

Keywords: monetary and multidimensional poverty, social transfers, well-being distribution

JEL: D31, I38

^a Szkoła Główna Handlowa, Kolegium Analiz Ekonomicznych.

Polityka społeczna i ubóstwo są pojęciami na tyle złożonymi, że wszelkie empiryczne analizy tych zagadnień wymagają przyjęcia pewnych definicji w uproszczonej postaci. Z perspektywy statystyka można uznać, że polityka społeczna oznacza działania władz publicznych mające na celu zmianę rozkładu dobrobytu, przy czym ogólność tej definicji zależy przede wszystkim od zdefiniowania dobrobytu oraz przyjętego horyzontu czasowego. Na potrzeby niniejszego artykułu ograniczono pojęcie polityki społecznej do skierowanych do gospodarstw domowych bieżących transferów pochodzących ze środków publicznych, których głównym celem jest poprawa sytuacji materialnej odbiorców (nie obejmują one zatem większości wypłat z systemu ubezpieczeń społecznych). Otrzymanie tych świadczeń nie powinno być uwarunkowane wymogiem dostarczenia przez odbiorców żadnych zasobów czy dóbr ani świadczenia usług. Z kolei sytuacja materialna, którą można potraktować jako podstawowy składnik dobrobytu, jest w omawianym badaniu oceniana zarówno za pomocą wskaźników monetarnych, jak i wskaźników wielowymiarowych, obejmujących także warunki mieszkaniowe, wyposażenie mieszkań w sprzęty i urządzenia oraz oceny subiektywne. Wymienione wskaźniki pozwalają także zdefiniować ubóstwo, zarówno w wymiarze monetarnym, jak i rozszerzonym o inne czynniki. Jako granice ubóstwa przyjęto określone kwantyle rozkładu, choć w niektórych sytuacjach możliwe jest uzyskanie ogólniejszych wyników, niewymagających określenia konkretnej wartości granicy. Wielu autorów zwraca uwagę na rosnące znaczenie wielowymiarowego podejścia do ubóstwa w planowaniu i ocenie polityki społecznej. Alkire (2018) przedstawiła liczne przykłady ilustrujące tę tendencję również w biedniejszych krajach. Bogaty przegląd literatury poświęconej ocenie transferów socjalnych można znaleźć m.in. w pracach Devereux i współpracowników (2017) oraz White'a (2017).

Racjonalność polityki społecznej może być oceniana jedynie poprzez oszacowanie osiągniętego efektu przy danych z góry kosztach. Ograniczenie to wynika, po pierwsze, z faktu, że łączna wartość środków budżetowych przeznaczonych na świadczenia tylko w niewielkim stopniu jest zależna od ich bezpośrednich dysponentów, po drugie — z niemożności określenia celu polityki społecznej poprzez precyzyjne i realistyczne zdefiniowanie zamierzonego rozkładu dobrobytu (ten cel można sformułować np. jako zmniejszenie nierówności, ale nie jako osiągnięcie docelowej wartości konkretnego współczynnika nierówności). Przez zmiany rozkładu dobrobytu w pożądanym kierunku może być zatem rozumiane np. zmniejszenie wartości indeksów ubóstwa w efekcie otrzymywanych świadczeń społecznych. Nie istnieją jednak żadne obiektywne kryteria pozwalające stwierdzić, jak wielkie powinny być te zmiany, aby można było uznać, że polityka społeczna spełnia swoje zadanie. Zaprezentowane poniżej metody oceny pozwalają natomiast na porównanie w czasie i pomiędzy krajami lub regionami. W niniejszym artykule porównano efekty świadczeń społecznych w Polsce w latach 2010 i 2014¹.

Ocena polityki społecznej w kontekście ubóstwa najczęściej sprowadza się do dwóch problemów badawczych; oba zostały podjęte w omawianym badaniu.

¹ Porównanie międzynarodowe jest kolejnym planowanym etapem omawianego badania.

Pierwszym z nich jest związek pomiędzy rozkładem świadczeń i rozkładem możliwości. Z oczywistych względów powinien być on negatywny, co w pewnym uproszczeniu oznacza, że większość transferów powinna trafiać do osób lub gospodarstw najmniej zamożnych, niezależnie od tego, że część istniejących świadczeń (np. zasiłek dla bezrobotnych czy niektóre świadczenia rodzinne) nie jest przyznawana na podstawie oceny sytuacji materialnej odbiorców. Równie ważna jest ocena wpływu świadczeń na wartości różnego typu wskaźników społecznych. W omawianym przypadku są nimi indeksy zasięgu i głębokości ubóstwa monetarnego i wielowymiarowego. O ile badanie rozkładu świadczeń może być wykonywane niezależnie od sumy transferów, o tyle drugie podejście uwzględnia jednocześnie ich sumę i rozkład. Mniej typowym problemem badawczym podjętym w omawianym badaniu jest próba oceny, jak otrzymywanie świadczeń społecznych wpływa na zachowanie ich odbiorców. W literaturze ekonomicznej dość powszechne jest przekonanie, że działa ono demotywująco, zmniejszając końcowy efekt otrzymywanych transferów.

BAZA DANYCH I PODSTAWOWE KATEGORIE

Dane

Źródłem danych wykorzystanych w badaniu były indywidualne informacje zawarte w corocznych badaniach budżetów gospodarstw domowych (BBGD) prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Porównano dane z lat 2010 i 2014. O powyższym wyborze zdecydowały dostępny zakres informacji pozwalający rozbić łączną wartość świadczeń społecznych na poszczególne kategorie (w szczególności wyodrębnienie tych transferów, które z założenia powinny trafiać do osób w najtrudniejszej sytuacji materialnej) oraz dostępność danych na temat zarówno dochodów, jak i wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych. Ograniczenie BBGD, np. w porównaniu z Europejskim badaniem warunków życia ludności (EU-SILC), stanowi natomiast brak możliwości przypisania dochodów poszczególnym członkom gospodarstwa, co dotyczy również świadczeń społecznych. Tym samym nie jest możliwe obliczenie średniej wartości świadczeń przypadającej na odbiorcę, lecz jedynie na gospodarstwo.

Wskaźniki zamożności

Jako monetarny wskaźnik zamożności przyjęto dochód do dyspozycji podzielony przez skalę ekwiwalentności OECD 70/50². Uzyskane za jego pomocą wyniki są porównywalne z analogicznymi statystykami wykorzystującymi wielowymiarowe wskaźniki zamożności. Te ostatnie zdefiniowano w dwóch wariantach, różniących się obecnością sumy ekwiwalentnych wydatków konsumpcyjnych jako uzupełniającego składnika monetarnego. W tabl. 3 rozkłady świadczeń

² Dyskusję na temat odpowiednich dla danego kraju skal ekwiwalentności można znaleźć m.in. w: Szulc (1995) i Dudek (2015).

według grup decylnych zaamożności wyznaczono za pomocą obu wskaźników wielowymiarowych, jednak wyniki zaprezentowane w dalszych częściach artykułu wykorzystują jedynie wskaźnik zawierający zarówno dochód, jak i sumę wydatków konsumpcyjnych. Wybór ten był podyktowany większą stabilnością wydatków konsumpcyjnych, która pozwala częściowo ograniczyć skutki sezonowości miesięcznych dochodów, występującej stosunkowo często w przypadku gospodarstw osób pracujących na własny rachunek i rolników.

Wskaźnik wielowymiarowy obejmuje oprócz składników monetarnych także warunki mieszkaniowe (w szczególności wielkość lokalu, obecność instalacji oraz otoczenie), wyposażenie mieszkań w różnego rodzaju sprzęty użytku domowego oraz subiektywne oceny własnej sytuacji materialnej. Szczegółowe składniki tych kategorii przedstawiono w zestawieniu.

ZESTAWIENIE NIEPIENIĘŻNYCH SKŁADNIKÓW WIELOWYMIAROWEGO WSKAŹNIKA ZAMOŻNOŚCI

Kategoria	Składniki
Oceny subiektywne własnej sytuacji materialnej w postaci odpowiedzi na pytania	a) czy z aktualnym dochodem Pana/Pani gospodarstwo domowe wiąże koniec z końcem? (skala sześciostopniowa); b) jak Pan/Pani ocenia sytuację materialną gospodarstwa? (skala pięciostopniowa)
Warunki mieszkaniowe	a) ocena, czy użytkowane mieszkanie: <ul style="list-style-type: none"> — ma przeciekający dach, zawilgocone ściany, podłogi, fundamenty, butwiejące okna, podłogi, — jest zbyt ciasne, — jest położone w hałaśliwym otoczeniu, — jest położone w szczególnie uciążliwym otoczeniu ze względu na zanieczyszczenie środowiska, — jest położone w rejonie szczególnie zagrożonym przestępczością, przemocą, wandalizmem, w pobliżu melin, — jest położone w rejonie o złej infrastrukturze, — jest wystarczająco ciepłe w zimie; b) powierzchnia w metrach kwadratowych; c) obecność instalacji: <ul style="list-style-type: none"> — wodociąg, — łazienka z wanną i/lub prysznicem, — ustęp spłukiwany wodą, — ciepła woda bieżąca
Wyposażenie oceniane na podstawie braku jakiegokolwiek urządzenia w następujących grupach	a) odbiornik telewizyjny, urządzenie do odbioru telewizji satelitarnej lub kablowej; b) zestaw kina domowego, zestaw do odbioru, nagrywania i odtwarzania dźwięku (wieża), radio lub radiomagnetofon, radio z odtwarzaczem płyt kompaktowych lub radiomagnetofon z odtwarzaczem płyt kompaktowych, odtwarzacz MP3, odtwarzacz płyt kompaktowych, magnetowid, odtwarzacz DVD; c) komputer osobisty; d) telefon stacjonarny i/lub komórkowy (prywatny albo służbowy); e) pralka automatyczna; f) chłodziarka lub zamrażarka

Każdy składnik na najniższym poziomie agregacji został poddany transformacji, w wyniku której przyjmuje wartość z przedziału [0; 1]. Tym samym na każdym poziomie składowe wskaźnika wielowymiarowego są bezpośrednio porównywalne (szczegóły metody przedstawił Panek, 2014, s. 215—228). Ogólną ideę obliczania składowych wskaźnika f_i , przy surowej wartości badanej zmiennej wynoszącej y_i , przedstawia wzór (1), oparty na teorii zbiorów rozmytych (Panek, 2014):

$$f_i = f(y_i) = 1 - \frac{Y_{max} - y_i}{Y_{max} - Y_{min}} \quad (1)$$

Wartość odejmowanego od jedności ułamka można traktować jako wskaźnik przynależności do sfery ubóstwa. Dla jednostki osiągającej maksymalną wartość zmiennej Y jego wartość wynosi 0, zaś dla jednostki osiągającej wartość minimalną — 1. Z tego względu każda jednostka, z wyjątkiem najlepiej sytuowanej, ma niezerową wartość wskaźnika ubóstwa. W przypadku zmiennych ciągłych lub quasi-ciągłych (dochód i wydatki konsumpcyjne oraz wielkość lokalu mieszkaniowego przypadająca na osobę) zamiast wielkości minimalnych i maksymalnych zastosowano kwantyle rzędu, odpowiednio, 0,05 i 0,95. Zdefiniowany w powyższy sposób wskaźnik zamożności ma więc charakter relatywny. Aby umożliwić — tak jak w przypadku pozostałych składowych — ocenę zmian absolutnych dla wskaźnika dla 2014 r., zastosowano kwantyle z 2010 r. W przypadku wskaźnika zawierającego wydatki konsumpcyjne wszystkie składniki na każdym poziomie agregacji otrzymały jednakowe wagi, natomiast w przypadku drugiego wskaźnika waga składnika dochodowego wynosiła 0,4, a pozostałych trzech składników — 0,2³.

W tabl. 1 przedstawiono średnie wartości poszczególnych składowych wielowymiarowego wskaźnika zamożności w latach 2010 i 2014 oraz indeksy Giniego. Odnotowano wzrost średnich wartości wszystkich składowych z wyjątkiem wydatków konsumpcyjnych oraz spadki nierówności (bez wyjątków).

TABL. 1. MIESIĘCZNY DOCHÓD I MIESIĘCZNE WYDATKI EKWIWALENTNE (w cenach z 2014 r.) ORAZ WIELOWYMIAROWY WSKAŹNIK ZAMOŻNOŚCI

Wyszczególnienie	2010		2014	
	średnia	indeks Giniego	średnia	indeks Giniego
Dochód w zł	1661	0,328	1716	0,308
Wydatki w zł	1354	0,318	1341	0,305
Wskaźnik wielowymiarowy	0,572	0,142	0,582	0,133
w tym:				
dochód	0,343	0,419	0,365	0,415
wydatki	0,321	0,450	0,328	0,440
warunki mieszkaniowe	0,715	0,079	0,732	0,072
wyposażenie	0,941	0,049	0,950	0,039
oceny subiektywne	0,516	0,189	0,542	0,169

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie BBGD GUS.

³ Powyższe rozwiązania mają charakter arbitralny, przy założeniu dominującego wpływu wskaźników monetarnych na zamożność. Jednym z elementów przyszłego badania powinna być ocena wpływu wrażliwości ostatecznych wyników na ich zmiany.

Świadczenia społeczne

Średnie wartości poszczególnych składowych tworzących sumę świadczeń przedstawiono w tabl. 2. W 2014 r. w porównaniu z 2010 r. nastąpił spadek odsetka gospodarstw będących odbiorcami świadczeń z 41,4% do 35,2%. Przyczyny tego zjawiska miały charakter raczej ekonomiczny niż instytucjonalny. Przykładowo spadek liczby gospodarstw otrzymujących świadczenia rodzinne wynikał przede wszystkim ze wzrostu (o 16,8%) nominalnych dochodów gospodarstw, podczas gdy kryterium dochodowe przyznawania tego typu zasiłków zostało (nieznacznie) podwyższone dopiero 1 listopada 2014 r. Z kolei zmniejszenie się liczby otrzymujących zasiłek dla bezrobotnych było efektem niższej stopy bezrobocia w 2014 r. Wraz ze spadkiem liczby gospodarstw pobierających świadczenia nastąpił wzrost ich średniej wartości (o 8,2%) przypadającej na jednostkę ekwiwalentną z uwzględnieniem wszystkich osób w próbie. Konsekwencją tych zmian był znaczny (o 27,8%) wzrost średniej wartości świadczenia przypadającego na jednostkę ekwiwalentną. Łączna wartość świadczeń stanowiła w 2010 r. 86,2%, a w 2014 r. 83,6% luki ubóstwa dochodowego. Można też wykazać, że gdyby świadczenia zostały skierowane wyłącznie do osób o dochodach ekwiwalentnych poniżej kwantyla rzędu ok. 0,23, to w obu analizowanych latach ubóstwo mogłoby zostać zlikwidowane. Wniosek ten oczywiście ma charakter czysto teoretyczny, a ponadto nie uwzględnia efektu demotywacyjnego świadczeń.

**TABL. 2. ŚREDNIE MIESIĘCZNE ŚWIADCZENIA SPOŁECZNE
NA JEDNOSTKĘ EKWIWALENTNĄ WEDŁUG KATEGORII (w cenach z 2014 r.)**

Rodzaj świadczenia	2010			2014		
	ogółem	odbiorcy świadczeń	odsetek odbiorców świadczeń	ogółem	odbiorcy świadczeń	odsetek odbiorców świadczeń
	w zł			w zł		
O g ó ł e m	56,20	139,23	41,4	60,79	177,94	35,2
Zasiłki: rodzinne	23,29	130,02	19,8	25,87	160,28	17,9
dla bezrobotnych ...	7,84	233,06	3,5	5,88	263,36	2,3
Pomoc społeczna	9,58	146,72	7,0	11,71	166,57	7,5
Renta socjalna	3,74	213,31	1,8	4,19	227,12	1,9
Pozostałe	11,74	45,40	25,6	13,14	61,65	21,3
Jako % średniej luki ubóstwa, poniżej I kwantyla dochodu ekwiwalentnego	86,2			83,6		

U w a g a. Wartości świadczeń przeliczono na liczbę osób ekwiwalentnych w gospodarstwie, w którym przynajmniej jedna osoba otrzymuje świadczenie.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

ROZKŁAD ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH VERSUS ROZKŁAD ZAMOŻNOŚCI

Pytanie, czy świadczenia trafiają do właściwych odbiorców, ze statystycznego punktu widzenia sprowadza się do zbadania, czy szeroko rozumiana zależność między otrzymywanymi transferami i zamożnością jest negatywna. Standardowa

i występująca w większości tego typu analiz metoda polega na ocenie, jaką część świadczeń otrzymują najmniej zamożne grupy. W tabl. 3 przedstawiono udziały świadczeń trafiających do poszczególnych grup decylowych, wyznaczonych na podstawie trzech wskaźników zamożności: dochodowego, wielowymiarowego uwzględniającego wydatki konsumpcyjne oraz wielowymiarowego, w którym składnikiem monetarnym jest jedynie dochód. Podano również rozkład pomocy społecznej (w tym dodatków mieszkaniowych) w dochodowych grupach decylowych. Ze względu na to, że ten rodzaj świadczeń jest z definicji kierowany do osób w najtrudniejszej sytuacji materialnej, jego rozkład można potraktować jako punkt odniesienia dla pozostałych rozkładów.

TABL. 3. ROZKŁAD ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH WEDŁUG GRUP DECYLOWYCH ZAMOŻNOŚCI

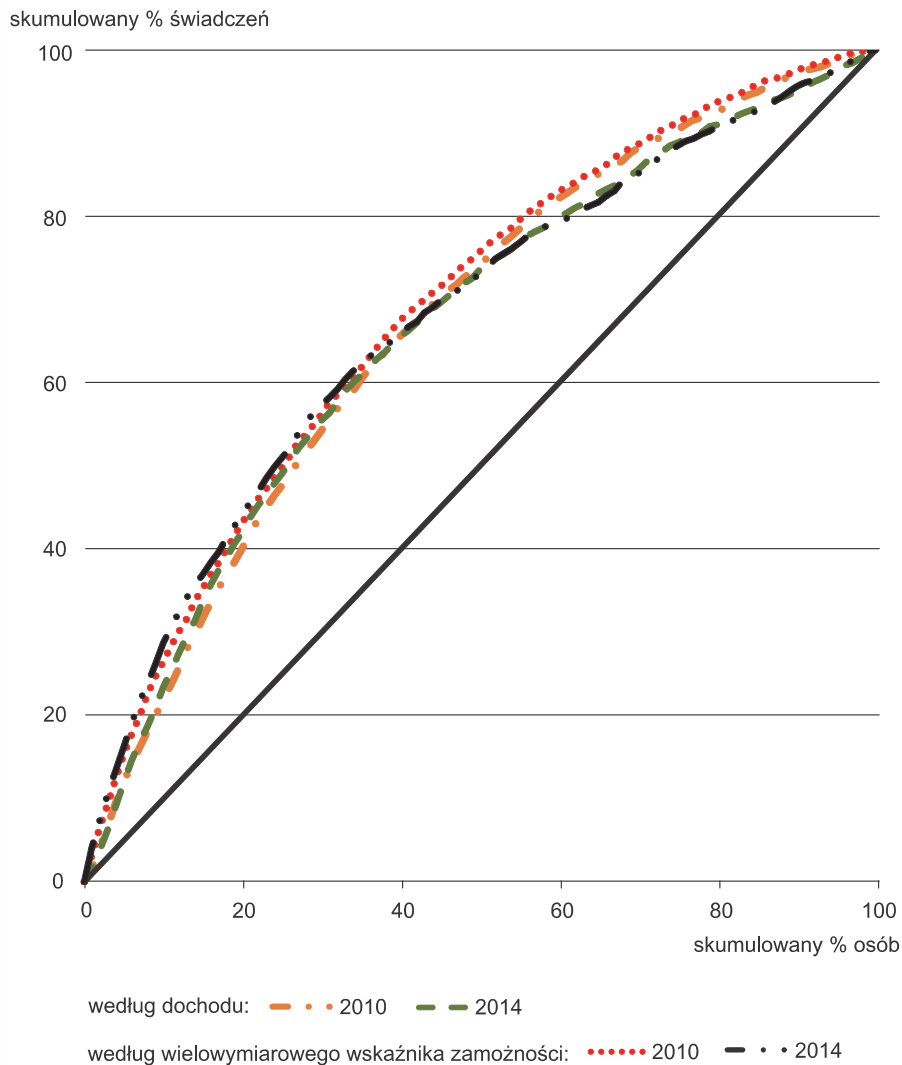
Grupa decylowa	Według dochodu ekwiwalentnego				Według wielowymiarowego wskaźnika zamożności			
	pomoc społeczna		świadczenia łącznie		bez wydatków		z wydatkami	
	2010	2014	2010	2014	2010	2014	2010	2014
1	26,6	29,5	20,8	21,9	25,9	27,4	26,3	28,5
2	20,6	22,4	17,8	18,9	15,9	16,8	16,4	15,2
3	14,3	13,2	14,2	13,6	13,0	12,4	12,9	13,0
4	12,4	9,6	11,7	10,1	11,4	9,3	11,3	8,7
5	6,4	5,9	8,7	8,0	8,3	8,1	8,3	7,3
6—10	19,7	19,5	26,7	27,6	25,5	26,0	24,8	27,4

Źródło: jak przy tabl. 1.

Zgodnie z oczekiwaniami największa część pomocy społecznej (26,6% w 2010 r. i 29,5% w 2014 r.) trafiła do pierwszej grupy decylowej. Najwyższe odchylenie od tych wartości w rozkładzie wszystkich świadczeń łącznie (analogiczne udziały wyniosły, odpowiednio, 20,8% i 21,9%) można zaobserwować w przypadku wyznaczenia decyli za pomocą dochodu ekwiwalentnego. Stosunkowo bliskie rozkładowi pomocy społecznej wartości wystąpiły natomiast wtedy, gdy wykorzystano decyle rozkładu obu wskaźników wielowymiarowych. Najniższe udziały świadczeń trafiających do 50% najzamożniejszych gospodarstw można zaobserwować w rozkładzie pomocy społecznej. W przypadku pozostałych trzech rozkładów, wystąpiły stosunkowo niewielkie różnice pomiędzy wartościami tego odsetka.

We wszystkich przypadkach można stwierdzić, że w 2014 r. w porównaniu z 2010 r. większa część świadczeń trafiała do dwóch najniższych grup decylowych, ale jednocześnie relatywnie więcej otrzymały gospodarstwa powyżej mediany. To drugie zjawisko jest przejawem tzw. błędu nieszczelności systemu (lub wyciekania świadczeń), gdyż osoby żyjące w takich gospodarstwach trudno uznać za ubogie. Występuje również zjawisko odwrotne (choć nie jest ono bezpośrednio obserwowalne na podstawie danych przedstawionych w tabl. 3) — osoby, które należałoby uznać za ubogie, nie otrzymują żadnych świadczeń. Jest to tzw. błąd wykluczenia.

WYKR. 1. KRZYWE KONCENTRACJI DLA ŚWIADCZEŃ WEDŁUG DOCHODU EKWIWALENTNEGO I WIELOWYMIAROWEGO WSKAŹNIKA ZAMOŻNOŚCI



Źródło: jak przy tabl. 1.

Analizy rozkładów decylowych świadczeń można uogólnić za pomocą metod graficznych, bez konieczności wyznaczania kwantyli rozkładu. Wykorzystane w tym celu krzywe koncentracji są funkcjami pozwalającymi przedstawić rozkład świadczeń zależnie od zamożności w sposób analogiczny do krzywej Lorenza. Ich argumentem jest skumulowany odsetek jednostek uporządkowanych niemalejąco według zamożności, a wartością — skumulowany odsetek określonego

świadczenia⁴. Przebieg krzywej w całości powyżej przekątnej oznacza negatywne skorelowanie świadczenia z zamożnością.

Na wyk. 1 zaprezentowano krzywe koncentracji dla transferów socjalnych, gospodarstwa zostały zaś uporządkowane według obydwu wskaźników zamożności. Opisane wcześniej prawidłowości rozkładów decylowych objawiają się początkową dominacją krzywych wielowymiarowych nad dochodowymi (dla tego samego roku) oraz dominacją krzywych z 2014 r. nad krzywymi z 2010 r. (dla tego samego typu krzywej). Późniejsze przecięcie się krzywych wielowymiarowych w okolicach mediany zamożności jest efektem wyższych błędów nieszczelności systemu w 2014 r. W przypadku przecinania się krzywych koncentracji trudno jednoznacznie stwierdzić, która z krzywych wskazuje na ogólnie lepsze rozdysponowanie świadczeń. Odpowiedź na powyższe pytanie można uzyskać poprzez obliczenie współczynnika koncentracji równego stosunkowi pola między krzywą koncentracji i przekątną (jeżeli przebiega ona ponad przekątną, to pole to uznaje się za ujemne) do pola trójkąta poniżej przekątnej. Współczynnik ten oblicza się zatem analogicznie do współczynnika Giniego, z tym że może on przyjmować ujemne wartości. Im niższa wartość współczynnika koncentracji, tym większa część świadczenia trafia do najmniej zamożnych. Jego wartość można policzyć następująco:

$$C(Y_k, Y) = -2\text{cov}\left(\frac{Y_k}{\bar{Y}_k}, [1 - F(Y)]\right) \quad (2)$$

gdzie:

Y_k — wartość określonego (k -tego) składnika dochodu (tu: łączna wartość transferów socjalnych),

\bar{Y}_k — średnia wartość k -tego składnika,

$F(Y)$ — dystrybuanta empiryczna wskaźnika zamożności gospodarstwa.

Współczynnik koncentracji dla świadczeń społecznych według dochodu ekwiwalentnego wyniósł $-0,349$ dla 2010 r. i $-0,331$ dla 2014 r., a według wielowymiarowego wskaźnika zamożności, odpowiednio, $-0,375$ i $-0,350$. Wskazuje to na ogólne pogorszenie racjonalności rozkładu świadczeń w 2014 r. w porównaniu z 2010 r., niezależnie od użytego wskaźnika zamożności. Wzrost udziałów świadczeń trafiających do dwóch najniższych grup decylowych okazał się więc mniej znaczący od wzrostu udziałów powyżej mediany. Wartości obliczane przy użyciu monetarnego wskaźnika zamożności są nieco wyższe od analogicznych wartości obliczonych z wykorzystaniem wskaźnika wielowymiarowego. Bardziej

⁴ W przypadku gdy wartości funkcji są wyznaczone za pomocą wskaźnika zamożności (np. dochodu ekwiwalentnego), krzywa koncentracji jest tożsama z krzywą Lorenza.

ogólnie można stwierdzić, że żadna z metod — rozkłady kwantylowe, krzywe koncentracji ani współczynniki koncentracji — samodzielnie nie pozwala jednoznacznie odpowiedzieć na pytanie, który z rozkładów wskazuje na bardziej racjonalne rozdysponowanie świadczeń. Można jednak założyć, że oceny wielowymiarowe lepiej identyfikują jednostki w najtrudniejszej sytuacji materialnej. Sugeruje to, że dysponenci świadczeń społecznych przy przyznawaniu ich konkretnym osobom nie kierują się wyłącznie ich sytuacją dochodową.

BŁĘDY W DYSTRYBUCJI ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH

Jak zaznaczono wcześniej, jedynie niektóre z analizowanych świadczeń (pomoc społeczna i dodatki mieszkaniowe) powinny z założenia trafiać do osób w trudnej sytuacji materialnej. Niemniej w dość powszechnym przekonaniu polityka społeczna, a świadczenia w szczególności, powinna obejmować przede wszystkim osoby, które radzą sobie najgorzej na szeroko rozumianym rynku. Naturalnym wnioskiem z tej konstatacji jest przekonanie, że racjonalność polityki społecznej wymaga z jednej strony ukierunkowania świadczeń społecznych na osoby najuboższe, z drugiej zaś — wykluczenia z tych transferów osób dobrze sytuowanych. Postulaty te w literaturze ekonomicznej zostały sformalizowane (Brown, Ravallion i van de Walle, 2018) poprzez zdefiniowanie dwóch rodzajów błędów w rozdysponowywaniu świadczeń — wykluczenia oraz nieszczelności.

Błąd wykluczenia polega na pominięciu osób lub gospodarstw uznanych za ubogie, które nie otrzymują żadnych świadczeń. Jego wartość można obliczyć następująco:

$$T1 = \frac{N(D = 0|Y < z)}{N(Y < z)} \quad (3)$$

gdzie:

- $D = 1/0$ — zapis wskazujący na otrzymywanie lub nieotrzymywanie świadczeń,
- $N(A)$ — liczba jednostek spełniających warunek A ,
- Y — miara zamożności,
- z — granica ubóstwa.

Błąd nieszczelności systemu polega zaś na przyznaniu świadczeń osobom, które nie spełniają kryterium ubóstwa. Stosowny wzór przedstawia się następująco:

$$T2 = \frac{N(D = 1|Y \geq z)}{N(Y \geq z)} \quad (4)$$

Ravallion zaproponował prosty wskaźnik uwzględniający oba rodzaje błędów (Brown i in., 2018). Ma on postać różnicy między odsetkiem ubogich otrzymujących świadczenia i odsetkiem nieubogich otrzymujących je:

$$TD = \frac{N(D = 1|Y < z)}{N(Y < z)} - \frac{N(D = 1|Y \geq z)}{N(Y \geq z)} \quad (5)$$

czyli $TD = 1 - T1 - T2$.

W tabl. 4 przedstawiono wartości obydwu błędów oraz wskaźnika Ravalliona, obliczone przy użyciu dochodu oraz wskaźnika wielowymiarowego. Ze względu na to, że ich wartości zależą od przyjętej definicji ubóstwa, wykorzystano dwie granice, które umownie tworzą grupę ubogich i skrajnie ubogich (granica, odpowiednio, na poziomie I kwartyła i I decyla). Spadek wartości błędu wykluczenia wraz ze wzrostem granicy ubóstwa można łatwo uzasadnić tym, że rozkłady świadczeń w badanej próbie preferują najuboższych. Zmniejszenie się liczby gospodarstw objętych świadczeniami w 2014 r. było jedną z przyczyn wzrostu wartości błędu pierwszego typu (większego w przypadku wyższej granicy ubóstwa). Nastąpił też spadek wartości błędu drugiego typu. Drugie ze zjawisk (korzystne) przyjęło większe rozmiary, w konsekwencji czego wartości wskaźników Ravalliona wzrosły w 2014 r. w porównaniu z 2010 r. Traktując jednakowo oba rodzaje błędów, można stwierdzić, że w 2014 r. nastąpiła poprawa w zakresie adresowania świadczeń. Opisane powyżej prawidłowości występują zarówno w przypadku dochodowego, jak i wielowymiarowego wskaźnika zamożności.

TABL. 4. BŁĘDY W DYSTRYBUCJI ŚWIADCZEŃ w %

Granica ubóstwa	2010			2014		
	<i>T1</i>	<i>T2</i>	<i>TD</i>	<i>T1</i>	<i>T2</i>	<i>TD</i>
Dochód ekwiwalentny						
I decyl	34,9	38,7	26,3	36,0	32,0	32,0
I kwartył	38,9	34,6	26,4	43,1	28,0	28,9
Wielowymiarowy wskaźnik zamożności						
I decyl	33,0	38,5	28,5	34,3	31,8	33,9
I kwartył	38,9	34,8	26,3	42,8	27,9	29,3

U w a g a. *T1* — błąd wykluczenia, *T2* — błąd nieszczelności, *TD* — wskaźnik Ravalliona.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Jedną z istotnych kwestii w kontekście analizy błędów w dystrybucji świadczeń społecznych jest pytanie, czy w odniesieniu do pewnych grup społeczno-ekonomicznych błąd wykluczenia ma charakter przypadkowy, czy też systematyczny. Badał to m.in. Milanovic (2000) na przykładzie rozkładu świadczeń społecznych na Łotwie. Grupy odznaczające się wyższym od przeciętnego prawdo-

podobieństwem błędu wykluczenia określił mianem dyskryminowanych. Zjawisko to było także przedmiotem badań w Polsce (Szulc, 2012a, 2014). W obydwu badaniach oszacowano modele probitowe, w których zmienna objaśniana przyjmowała wartość 1 w przypadku występowania błędu wykluczenia, a zmienne objaśniające opisywały charakterystyki gospodarstwa. Taką samą metodę zastosowano w niniejszym badaniu, przy czym błąd wykluczenia został zdefiniowany za pomocą dochodu ekwiwalentnego i wskaźnika wielowymiarowego. Na charakterystyki gospodarstw składały się: cechy demograficzne, wykształcenie i płeć głowy gospodarstwa, główne źródło utrzymania, lokalizacja oraz obecność w gospodarstwie osób bezrobotnych i niepełnosprawnych.

**TABL. 5. OSZACOWANIA MODELU PROBITOWEGO BŁĘDU WYKLUCZENIA
— DOCHÓD EKWIWALENTNY VERSUS WIELOWYMIAROWY WSKAŹNIK ZAMOŻNOŚCI**

Charakterystyki gospodarstw domowych	Oszacowania dochodu ekwiwalentnego	Oszacowania wielowymiarowego wskaźnika zamożności
Rozbieżne		
Liczba osób	dodatnie	ujemne
Odsetek dzieci	dodatnie	nieistotne
Głowa gospodarstwa — kobieta	nieistotne	dodatnie
Praca na własny rachunek	dodatnie	ujemne
Zbieżne i dodatnie (grupy dyskryminowane)		
Wykształcenie głowy gospodarstwa	podstawowe lub niższe	
Lokalizacja	wieś	
Główne źródło utrzymania	rolnictwo, renta inwalidzka	
Obecność osób bezrobotnych lub niepełnosprawnych	bezrobotni	

U w a g a. „Dodatnie” i „ujemne” oznacza oszacowanie istotne poniżej 0,05.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W tabl. 5 przedstawiono dwa typy statystyk: rozbieżności pomiędzy rezultatami osiągniętymi przy użyciu wskaźników dochodowego i wielowymiarowego oraz wykaz grup dyskryminowanych, czyli charakteryzujących się jednoznacznie dodatnimi i istotnymi oszacowaniami parametrów strukturalnych modelu. Podobnie jak w przypadku przedstawionych wcześniej metod, można zaobserwować pewne rozbieżności (dotyczą one obu badanych lat) pomiędzy wynikami uzyskanymi za pomocą wskaźnika dochodowego i wielowymiarowego wskaźnika zamożności. W pierwszym przypadku wzrost liczby dzieci powoduje statystycznie istotny wzrost prawdopodobieństwa błędu wykluczenia, w drugim — jego spadek. Analogiczna różnica występuje w przypadku gospodarstw pracujących na własny rachunek, jeżeli gospodarstwem odniesienia są gospodarstwa pracownicze. Wyniki te, a w szczególności pierwszy z nich, wzmacniają sformułowaną wcześniej hipotezę, że przyznawanie świadczeń uwzględnia również pozadochodowe oceny sytuacji świadczeniobiorców.

Przyczyna pojawienia się w grupie gospodarstw narażonych na wyższe prawdopodobieństwo wykluczenia, niezależnie od roku i zastosowanego wskaźnika zamożności, takich gospodarstw, w których głowa ma najwyżej podstawowe wykształcenie, oraz gospodarstw wiejskich (i, pośrednio, rolników) jest dość oczywista — mają one większe trudności z ubieganiem się o świadczenia społeczne. Gospodarstwa rencistów natomiast tracą część uprawnień do otrzymywania świadczeń. Obecność w grupie dyskryminowanych gospodarstw, których członkami są bezrobotni, można zaś częściowo wytłumaczyć niskim odsetkiem odbiorców zasiłku dla bezrobotnych (3,5% w 2010 r. i 2,3% w 2014 r.).

WPŁYW ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH NA OGRANICZENIE UBÓSTWA

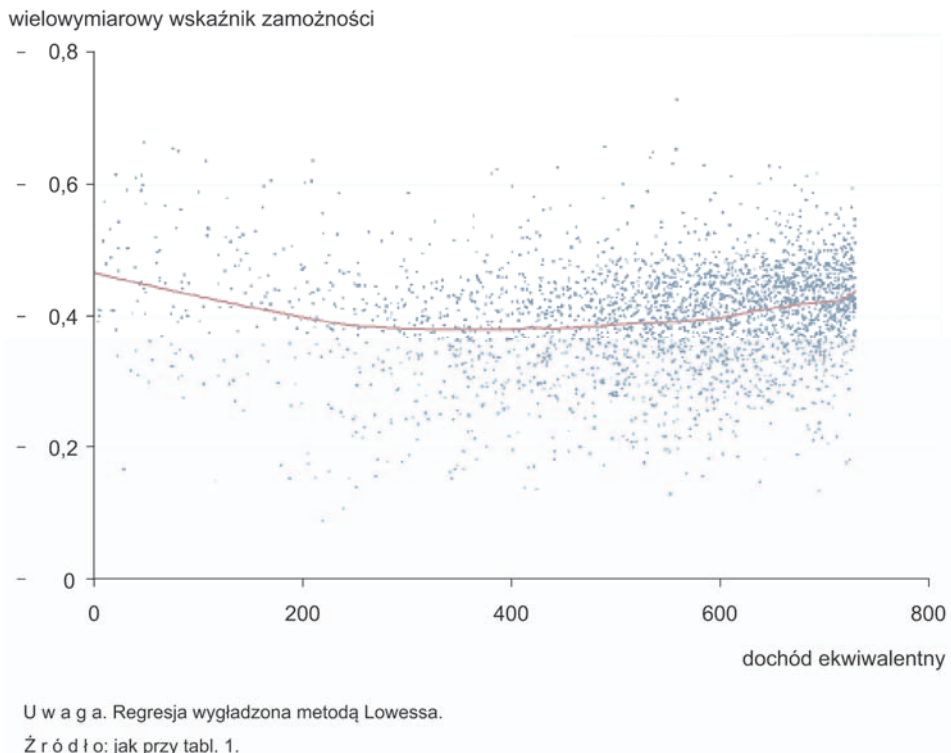
Omówione analizy obejmowały wyłącznie rozkłady świadczeń społecznych, ale ponieważ jednym z głównych celów polityki społecznej jest poprawienie sytuacji materialnej najgorzej sytuowanych osób, ocena jego realizacji powinna uwzględniać jednocześnie wielkość świadczeń. Stosunkowo prostą i skuteczną metodą, jaka może znaleźć tu zastosowanie, jest analiza porównawcza rzeczywistych wartości indeksów ubóstwa i wartości hipotetycznych, które wystąpiłyby w przypadku, gdyby świadczenia zostały zlikwidowane. O ile jednak w przypadku indeksów uwzględniających wyłącznie dochody wartości hipotetyczne oblicza się poprzez odjęcie od dochodów rzeczywistych wartości świadczeń, o tyle w przypadku wskaźników wielowymiarowych analogiczny zabieg jest niemożliwy.

Pewne rozwiązanie przynosi oszacowanie modelu regresji, w którym zmienną objaśnianą jest wartość wielowymiarowego wskaźnika zamożności, a objaśniającą — dochód ekwiwalentny, i zastąpienie rzeczywistych wartości zmiennej objaśnianej predykcjami obliczonymi za pomocą dochodu, od którego odjęto świadczenia. Jest ono jednak problematyczne ze względu na jakość danych dochodowych w ich najniższym zakresie, a więc będącym obiektem zainteresowania w analizie ubóstwa. Przyczyną ich niskiej jakości jest przede wszystkim sezonowość dochodów niektórych grup gospodarstw, powodująca ich zaniżenie w porównaniu z rzeczywistymi średnimi w ujęciu rocznym. W efekcie trudno zaobserwować jakąkolwiek zależność między najniższymi dochodami i wielowymiarowym wskaźnikiem zamożności. Na wyk. 2 przedstawiono oszacowanie tej zależności metodą wygładzania nieparametrycznego Lowessa⁵ dla

⁵ Wygładzanie nieparametryczne nie wymaga zakładania konkretnej postaci funkcyjnej w modelu regresji, dzięki czemu oddaje on bardzo dokładnie kształt zależności (por. Cleveland, 1979). Ograniczeniem tej metody jest niemożność dokonywania predykcji dla konkretnych wartości zmiennych objaśniających. Wprawdzie można uzyskać nieformalny zamiennik predykcji, podstawiając obniżone wartości poprzez odjęcie świadczeń od dochodu jako argument oszacowanej funkcji regresji, jednak z uwagi na jej malejący charakter dla najniższych wartości prawdopodobnie uzyskano by w ten sposób spadek indeksów ubóstwa, co nie jest poprawne. Parametryczny model regresji został oszacowany z pominięciem wartości poniżej zaobserwowanego na wykresie punktu wyznaczającego zmianę kierunku zależności.

dochodów ekwiwalentnych poniżej I decyla, który w 2014 r. wynosił 733 zł. W omawianym badaniu wartość ta jest traktowana jako umowna granica skrajnego ubóstwa.

WYKR. 2. ZALEŻNOŚĆ MIĘDZY WIELOWYMIAROWYM WSKAŹNIKIEM ZAMOŻNOŚCI I DOCHODEM EKWIWALENTNYM (poniżej I decyla)



Do oceny wpływu świadczeń społecznych na ubóstwo wykorzystano dwa indeksy. Pierwszy, określany mianem stopy ubóstwa (lub oceny jego zasięgu), podaje wartość odsetka osób, których zamożność jest niższa niż przyjęta granica ubóstwa. Drugi — indeks Daltona — pozwala ocenić głębokość ubóstwa (mówiąc nieformalnie, pozwala odpowiedzieć na pytanie, jak bardzo ubodzy są ubodzy). Indeks ten jest zdefiniowany jako relatywna odległość średniej zamożności ubogich od granicy ubóstwa, w postaci:

$$D = \frac{z - \bar{Y}_P}{z} \quad (6)$$

gdzie:

z — granica ubóstwa,

\bar{Y}_p — średnia zamożność jednostek uznanych za ubogie.

Wartość indeksu Daltona mówi, o jaką część granicy ubóstwa należałoby zwiększyć średnią zamożność ubogich, aby wyeliminować ubóstwo. Sygnalizowana wcześniej niemożność dokładnego oszacowania efektu odjęcia świadczeń w przypadku wielowymiarowego wskaźnika zamożności dotyczy indeksu głębokości ubóstwa w jeszcze większym stopniu, jako że uwzględnia on wszystkie, również najniższe wartości dochodu, które są najczęściej dotknięte błędami w danych. Z podobnych względów za bardziej wiarygodne należy uznać oszacowanie efektu odjęcia świadczeń, jeżeli jako granicę ubóstwa przyjmie się pierwszy kwartyl, a nie decyl.

W tabl. 6 porównano wartości rzeczywistych i hipotetycznych indeksów zasięgu i głębokości ubóstwa. Z uwagi na niską wiarygodność indeksów głębokości ubóstwa wykorzystujących predykcje oparte na parametrycznym modelu regresji nie przedstawiono wskaźników ubóstwa wielowymiarowego. Dla indeksów wykorzystujących jedynie dochody można zaobserwować silniejszy — zarówno relatywnie, jak i absolutnie — efekt świadczeń w przypadku przyjęcia niższej granicy ubóstwa. W większym stopniu dotyczy to indeksów zasięgu ubóstwa. Wzmocnienie efektu w 2014 r. dotyczyło jedynie indeksów głębokości ubóstwa. Jeżeli zamożność badanych osób jest zdefiniowana za pomocą wskaźnika wielowymiarowego, to silniejsze efekty świadczeń przy niższej granicy ubóstwa występują tylko w ujęciu relatywnym. Jednocześnie można zaobserwować dość znaczny wzrost efektu świadczeń w 2014 r.

**TABL. 6. INDEKSY UBÓSTWA PRZED OTRZYMANIEM
I PO OTRZYMANIU ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH**

Indeks i granica ubóstwa	Wartości indeksów ubóstwa w %					
	2010			2014		
	przed	po	różnica	przed	po	różnica
Dochód ekwiwalentny						
Zasięg: I decyl	15,3	10,0	5,3	15,3	10,0	5,3
I kwartyl	29,1	25,0	4,1	28,9	25,0	3,9
Głębokość: I decyl	38,5	24,8	13,7	42,0	26,1	15,9
I kwartyl	35,7	26,2	9,4	38,0	27,8	10,2
Wielowymiarowy wskaźnik zamożności						
Zasięg: I decyl	12,9	10,0	2,9	15,3	10,0	5,3
I kwartyl	30,8	25,0	5,8	33,2	25,0	6,2

Źródło: jak przy tabl. 1.

HIPOTEZA DEMOTYWACYJNEGO EFEKTU ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH

Tytułowa hipoteza ma źródło w doktrynach ekonomicznych formułowanych w pracach ekonomistów wolnorynkowych (Gilder, 1981; Murray, 1984), bywa też używana jako oręż w walce politycznej (np. opinie na temat zasiłku „Rodzina 500+”). Niemniej istnieją liczne badania empiryczne wykorzystujące zaawansowany aparat statystyczno-ekonometryczny, które wskazują, że przyznanie świadczeń społecznych niekoniecznie poprawia w długim okresie sytuację materialną odbiorców w stopniu adekwatnym do poniesionych nakładów, czyli sumy przyznanych świadczeń (pomijając nawet wzrost wydatków publicznych związanych z biurokracją). Mechanizm tego zjawiska został ogólnie opisany m.in. przez Ravalliona (2001). Badania przeprowadzone w różnych krajach (Ravallion, van de Walle i Gautam, 1995; van de Walle, 2002), w tym w Polsce (Szulc, 2012a), wskazują, że istotnie średni wzrost zamożności jest o co najmniej 30% niższy od średniej wartości otrzymanych transferów socjalnych.

Empiryczna weryfikacja hipotezy wymaga stworzenia modelu, w którym porównano by zamożność identycznych jednostek różniących się jedynie otrzymaniem lub nieotrzymaniem świadczenia. W omawianym badaniu wykorzystano dwa modele tego typu, a mianowicie: regresja oraz estymacja przez dopasowanie (*matching estimation*, Szulc, 2012b). Zaletą drugiego z nich jest brak konieczności zakładania konkretnej postaci funkcyjnej zależności między zmienną objaśnianą i objaśniającymi. W najogólniejszym zarysie metoda ta pozwala ocenić wpływ określonego oddziaływania (tu: przyznania świadczenia społecznego) na jednostki (tu: gospodarstwa domowe) rozumiany jako średnia zmiana badanej cechy (tu: wskaźnika zamożności). Nieobciążony estymator powyższego efektu można zapisać za pomocą różnicy wartości oczekiwanych:

$$\hat{\tau} = E[Y(1)|D = 1] - E[Y(0)|D = 1] \quad (7)$$

gdzie:

$D = 1$ — zapis wskazujący na otrzymanie świadczeń,

$Y(1/0)$ — miara zamożności w grupie świadczeniobiorców (1) i w grupie kontrolnej (0).

Pierwszy składnik powyższej różnicy można oszacować jako średnią wartość wskaźnika zamożności w grupie świadczeniobiorców, drugi jest zaś hipotetyczną wartością nieobserwowalną, którą można interpretować jako średnią zamożność świadczeniobiorców pozbawionych świadczeń. Oszacowanie tej wielkości jest istotą estymacji przez dopasowanie. Jeden z nieobciążonych estymatorów ma postać średniej różnicy zamożności świadczeniobiorców i wybranych jednostek z grupy kontrolnej, których charakterystyki wpływające na poziom zamoż-

ności są możliwie zgodne. Charakterystyki te są odpowiednikami zmiennych kontrolnych w modelu regresji.

W przypadku obydwu podanych metod estymacji główny obiekt zainteresowania stanowi zmienna wskazująca na otrzymywanie świadczeń społecznych. Jest ona zmienną objaśniającą w modelu zamożności, uzupełnioną zmiennymi kontrolnymi mającymi wpływ na zamożność (wykształcenie, wiek, płeć, główne źródło utrzymania itp.). Jeżeli zmienne kontrolne pozwalają dokładnie prognozować zamożność, to postulat identyczności porównywanych jednostek — świadczeniobiorców i pozostałych — jest spełniony. Oczywiście taka sytuacja nigdy nie zaistnieje, w efekcie czego założenia estymacji są naruszone. W przypadku modelu regresji może to doprowadzić do skorelowania zmiennych objaśniających ze składnikiem losowym, co przy braku dobrych zmiennych instrumentalnych skutkuje obciążeniem estymatorów. W przypadku estymacji przez dopasowanie niespełnione jest założenie warunkowej niezależności (Szulc, 2012b, s. 316—318), co również może skutkować obciążeniem estymatora efektu świadczenia.

TABL. 7. PORÓWNANIE DOCHODÓW EKWIWALENTNYCH I WIELOWYMIAROWEGO WSKAŹNIKA ZAMOŻNOŚCI ODBIORCÓW ŚWIADCZEŃ SPOŁECZNYCH I POZOSTAŁYCH OSÓB (ceny z 2014 r.)

Oszacowanie średniej wartości	2010			2014		
	odbiorcy świadczeń	pozostali	różnica	odbiorcy świadczeń	pozostali	różnica
Dochód ekwiwalentny						
Rzeczywisty	1364	1861	-497	1374	1884	-510
Adjustowany: regresja	1364	1532	-168	1374	1531	-157
matching	1364	1514	-102	1374	1517	-143
Wielowymiarowy wskaźnik zamożności						
Rzeczywisty	0,521	0,601	0,080	0,527	0,604	-0,077
Adjustowany: regresja	0,521	0,550	-0,029	0,527	0,555	-0,028
matching	0,521	0,545	-0,024	0,527	0,551	-0,024
Świadczenia: ekwiwalentne na gospodarstwo	139	—	—	178	—	—
	330	—	—	400	—	—

Źródło: jak przy tabl. 1.

W tabl. 7 przedstawiono wyniki oszacowań wpływu otrzymywania świadczeń społecznych na zmianę dochodów ekwiwalentnych i wskaźnika wielowymiarowego; na pierwszym miejscu — różnice między rzeczywistą średnią zamożnością gospodarstw świadczeniobiorców i pozostałych. Zgodnie z oczekiwaniami średnie charakteryzujące drugą z grup przyjmują znacznie wyższe wartości. W przypadku wskaźnika wielowymiarowego relatywna różnica jest ponaddwukrotnie niższa niż różnica dochodów ekwiwalentnych. Zaskakujące jest natomiast, że powyższa różnica ma ujemną wartość również przy porównywaniu

jednostek z założenia identycznych, różniących się jedynie faktem otrzymywania świadczeń (wartości oszacowań są niższe w przypadku modelu regresji). Oznacza to obniżenie (średnio) dochodów osób otrzymujących świadczenia. Jest to wynik odmienny od uzyskanego dla Polski przez Szulca (2012a), który oszacował podobne modele dla dochodów ekwiwalentnych i pomocy społecznej, wykorzystując dane z 2005 r. Średni efekt tego świadczenia był dodatni, choć mniejszy (o 38%) niż jego średnia wartość. Dla danych z 2010 i 2014 r. uzyskuje się efekt ujemny, również z uwzględnieniem jedynie pomocy społecznej. Zakładając poprawność oszacowań, otrzymane wyniki wskazują na radykalną zmianę postaw świadczeniobiorców. Można przypuszczać, że osoby otrzymujące świadczenia społeczne często rezygnowały z niektórych uciążliwych i niskopłatnych aktywności, zadowolając się niższym dochodem. W idealnych warunkach weryfikacja tej hipotezy wymagałaby znajomości sytuacji świadczeniobiorców również przed uzyskaniem świadczenia. Pośrednia weryfikacja mogłaby wykorzystać predykcje zarobków za pomocą dostępnych charakterystyk.

Innym wytłumaczeniem powyższych wyników może być obciążenie zastosowanych w obydwu przypadkach estymatorów, wynikające z pominięcia istotnych zmiennych mających wpływ na zamożność osiąganą przez badane gospodarstwa. Przykładowo w estymacjach nie uwzględniono cech nieobserwowalnych, takich jak zaradność ekonomiczna czy inne predyspozycje psychiczne. Jako że świadczenia częściej są przyznawane osobom mniej zaradnym, a więc najczęściej mniej zamożnym, ich nieuwzględnianie może spowodować zaniżanie efektu świadczeń przy zastosowaniu omówionych estymatorów.

Ze względu na to, że żadne z założeń estymacji nie może być formalnie testowane, zastosowano pośrednią weryfikację hipotezy o wpływie pominiętych zmiennych na ewentualne obciążenie estymatorów. W tym celu oszacowano podobne modele, wykorzystując próbkę obejmującą jedynie świadczeniobiorców. Zmienna opisująca świadczenia przyjmowała 1, jeżeli ich wartość przekraczała medianę (zastosowano też inne podziały, co nie zmieniło otrzymanych wyników), i 0 w przeciwnym wypadku. Przynależność do grupy powyżej mediany świadczeń skutkowałą negatywnym i statystycznie istotnym oszacowaniem parametru. Zakładając, że pominięte w poprzednich estymacjach zmienne określające szeroko rozumianą zaradność ekonomiczną rozkładają się podobnie wśród wszystkich świadczeniobiorców, można uznać, że hipoteza o negatywnym wpływie świadczeń na zamożność jest dość wiarygodna.

PODSUMOWANIE

Dystrybucja świadczeń w Polsce w latach 2010 i 2014 była negatywnie skorelowana z zamożnością gospodarstw domowych. W przypadku przyjęcia za kryterium zamożności dochodów ekwiwalentnych do pierwszej grupy decylowej trafiło co najmniej 20% świadczeń, a co najmniej 25% w przypadku zastosowania wielowymiarowego wskaźnika zamożności, obejmującego również wydat-

ki konsumpcyjne, warunki mieszkaniowe, wyposażenie mieszkań oraz subiektywne oceny sytuacji materialnej. Znaczna część świadczeń (co najmniej 25%, z jednym wyjątkiem) trafiała przy tym do gospodarstw usytuowanych powyżej mediany. W 2014 r. wzrósł zarówno odsetek świadczeń kierowanych do najuboższych, jak i do najlepiej sytuowanych, pomimo spadku liczby gospodarstw otrzymujących transfery. Wydaje się, że wskaźnik wielowymiarowy pozwala lepiej zidentyfikować jednostki będące w trudnej sytuacji materialnej niż dochody ekwiwalentne. Potwierdzają to również wskaźniki służące do oceny łącznej wartości błędów wykluczenia (ubodzy nie otrzymują świadczeń) i nieszczelności (nieubodzy je otrzymują). Należy jednak mieć na uwadze, że tylko w przypadku części z analizowanych świadczeń (np. pomoc społeczna, dodatki mieszkaniowe) jako główne kryterium przyjmuje się trudną sytuację materialną.

Znaczny wzrost średniego świadczenia społecznego przypadającego na gospodarstwo odbiorców w 2014 r. w porównaniu z 2010 r. (o 28%) był w większym stopniu efektem spadku liczby świadczeniobiorców niż wzrostu łącznej wartości świadczeń. O tym, czy były to zmiany per saldo sprzyjające ubogim, można się przekonać, porównując rzeczywiste indeksy ubóstwa (zasięgu i głębokości) z indeksami hipotetycznymi, obliczonymi za pomocą dochodów, od których odjęto świadczenia. Jeżeli za granicę ubóstwa przyjąć I decyl, to można stwierdzić, że różnice między wyżej wymienionymi indeksami w 2014 r. wzrosły, niezależnie od typu indeksu i wskaźnika zamożności. Wpływ na to zjawisko miał również fakt, że większa część świadczeń zaczęła w 2014 r. trafiać do 10% najuboższych. W przypadku usytuowania granicy ubóstwa na poziomie I kwartyła wnioski nie są jednoznaczne, ale w dalszym ciągu generalnie przemawiają na korzyść świadczeń w 2014 r. Powyższe analizy nie uwzględniają jednak efektu demotywacyjnego świadczeń, polegającego na zmniejszaniu przez niektóre osoby aktywności ekonomicznej po ich otrzymaniu. Oszacowanie efektu netto świadczeń społecznych wskazało, że ich otrzymywanie odnosi odwrotny skutek — odbiorcy w porównaniu z podobnymi osobami nieotrzymującymi świadczeń osiągają niższy poziom zamożności.

Uzyskane wyniki wskazują na generalnie racjonalne rozdysponowanie transferów socjalnych — większość trafia do osób najmniej zamożnych. Zjawisko to jest obserwowane zwłaszcza wtedy, gdy za kryterium zamożności przyjmuje się wskaźnik wielowymiarowy, a nie monetarny. Może to dowodzić, że dysponenci świadczeń społecznych generalnie kierują się dobrym rozpoznaniem potrzeb odbiorców, wychodząc poza proste kryterium dochodowe.

Przedstawione w artykule konkluzje nie mają oczywiście charakteru uniwersalnego, nie powinny być też bezpośrednio odnoszone do obecnych warunków, panujących po wprowadzeniu znacznych zmian w polityce społecznej w 2016 r. Sztandarowy program „Rodzina 500 plus” nie tylko wpłynął na rozmiary ubóstwa (badania jednoznacznie wskazują na zmniejszenie się wartości stosownych wskaźników, zwłaszcza wśród rodzin wielodzietnych), lecz najprawdopodobniej zmienił też relacje między rozkładami transferów i zamożności oraz,

być może, zachowania świadczeniobiorców. Uzasadnia to potrzebę prowadzenia dalszych analiz tych zjawisk z wykorzystaniem najnowszych danych.

BIBLIOGRAFIA

- Alkire, S. (2018). *Multidimensional poverty measures as relevant policy tools*. OPHI Working Paper 118. Pobrane z: <https://www.ophi.org.uk/wp-content/uploads/OPHIWP118.pdf>.
- Brown, C., Ravallion, M., van de Walle, D. (2018). A poor means test? Econometric targeting in Africa. *Journal of Development Economics*, (134), 109—124.
- Cleveland, W. S. (1979). Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *Journal of the American Statistical Association*, 74(368), 829—836.
- Devereux, S., Masset, E., Sabates-Wheeler, R., Samson, M., Rivas, A.-M., te Lintelo, D. (2017). The targeting effectiveness of social transfers. *Journal of Development Effectiveness*, 9(2), 162—211.
- Dudek, H. (2015). Problem stosowania jednolitych skal ekwiwalentności w analizie sytuacji dochodowej gospodarstw domowych w Unii Europejskiej. *Wiadomości Statystyczne*, (9), 77—94.
- Gilder, G. (1981). *Wealth and Poverty*. New York: Basic Books.
- Milanovic, B. (2000). *Social Transfers and Social Assistance: An Empirical Analysis Using Latvian Household Survey Data*. The World Bank Working Paper 2328. Pobrane z: <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/22191/WPS2328.pdf?sequence=2&isAllowed=y>.
- Murray, C. (1984). *Losing Ground: American Social Policy, 1950—1980*. New York: Basic Books.
- Panek, T. (2014). Ubóstwo i wykluczenie społeczne. W: T. Panek (red.), *Statystyka społeczna* (s. 195—239). Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Ravallion, M. (2001). The Mystery of the Vanishing Benefits. *World Bank Economic Review*, 15(1), 115—139.
- Ravallion, M., van de Walle, D., Gautam, M. (1995). Testing a Social Safety Net. *Journal of Public Economics*, 57(2), 175—199.
- Szulc, A. (1995). Skale ekwiwalentności w pomiarze dobrobytu gospodarstw domowych. *Polityka Społeczna*, 22(8), 37—42.
- Szulc, A. (2012a). Social Policy and Poverty. Checking the Efficiency of the Social Assistance System in Poland. *Eastern European Economics*, 50(5), 66—92.
- Szulc, A. (2012b). Estymacja przez dopasowanie. W: M. Gruszczyński (red.), *Mikroekonometria* (s. 309—336). Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Szulc, A. (2014). Polityka społeczna. W: T. Panek (red.), *Statystyka społeczna* (s. 401—433). Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Van de Walle, D. (2002). *The Static and Dynamic Incidence of Vietnam's Public Safety Net*. Policy Research Working Paper 2791. Pobrane z: <http://documents.worldbank.org/curated/en/612111468761347354/pdf/multi0page.pdf>.
- White, H. (2017). Effective targeting of social programmes: an overview of issues. *Journal of Development Effectiveness*, 9(2), 145—161.