WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

PL ISSN 0043-518X
e-ISSN 2543-8476

Rok LXIII
3 (682) 2018, 5—23

STUDIA METODOLOGICZNE

Joanna M. LANDMESSER
Dominika M. URBAŃCZYK

Dekompozycja nierówności wynagrodzeń kobiet i mężczyzn z konstrukcją rozkładu kontrfaktycznego za pomocą funkcji hazardu[1]

Streszczenie. *Celem opracowania jest przeprowadzenie dekompozycji nierówności wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce wzdłuż całego ich rozkładu, na podstawie „Europejskiego badania dochodów i warunków życia" (EU-SILC) w roku 2014. W badaniu wykorzystano możliwość oszacowania warunkowej funkcji rozkładu za pomocą elastycznych modeli hazardu ze zmiennymi objaśniającymi. Zastosowane podejście pozwoliło na wyjaśnienie struktury nierówności dochodowych pomiędzy dwiema badanymi grupami osób oraz na wyprowadzenie wniosków dotyczących wpływu indywidualnych cech osób na obserwowane różnice.*

Zaobserwowano, że wraz ze wzrostem płac zwiększały się nierówności w zarobkach kobiet i mężczyzn. Rozmiar oraz udział części niewyjaśnionej przez model rosła dla coraz wyższych grup dochodowych, natomiast część wyjaśnioną charakteryzowały wartości ujemne. Świadczy to o tym, że kobiety mają cechy bardziej poszukiwane przez pracodawców.

Słowa kluczowe: luka płacowa, dekompozycja nierówności dochodowych, funkcja hazardu.

JEL: J31, D31

Zróżnicowanie wynagrodzeń ze względu na płeć pracowników jest nie tylko jednym z głównych problemów polityki zatrudnienia, lecz także ważnym zagadnieniem w kontekście nowoczesnego zarządzania przedsiębiorstwem. Różnice

[1] Artykuł opracowany na podstawie referatu wygłoszonego na konferencji pt. *Statystyczny pomiar jakości życia w układach regionalnych i krajowych. Dylematy i wyzwania*, która odbyła się 2 i 3 października 2017 r. w Chęcinach.

pomiędzy zarobkami kobiet i mężczyzn na równorzędnych stanowiskach nabierają również szczególnego znaczenia w świetle polityki równych szans promowanej przez Unię Europejską (UE) (Kalinowska-Nawrotek, 2004; Śliwicki, 2015; Zwiech, 2010).

W literaturze przedmiotu, zarówno światowej, jak i polskiej, można znaleźć wiele opracowań dotyczących badań dysproporcji w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn (Ciesielska, 2007; Grajek, 2001; Kalinowska-Nawrotek, 2004; Landmesser, 2013; Łopatka, 2015; Rokicka i Ruzik, 2010; Zwiech, 2010). Wynika to z faktu, że wskaźnikami przejrzyście obrazującymi nierówność płci na rynku pracy są głównie te związane z poziomem płac. Różnicę wynagrodzeń kobiet i mężczyzn najczęściej przedstawia się w postaci względnej w stosunku do wynagrodzeń mężczyzn z wykorzystaniem średnich stawek godzinowych (*gender pay gap*) (Śliwicki, 2015).

W kontekście rozkładów różnic wynagrodzeń pomiędzy płciami wyróżniane są zjawiska określane takimi terminami, jak *szklany sufit* (*glass ceiling*) i *lepka podłoga* (*sticky floor*) (Ciesielska, 2007; Kalinowska-Nawrotek, 2004). W pierwszym przypadku chodzi o znacząco wyższe zarobki mężczyzn na wysokich stanowiskach, natomiast w drugim — o występowanie niezależnej od stanowiska niekorzystnej dla kobiet różnicy w stawkach płac.

Zjawisko nierówności płci na rynku pracy było obserwowane w naszym kraju zarówno przed transformacją ustrojową, jak i później. Warto zaznaczyć, że różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn przed rokiem 1989 były raczej stabilne, natomiast po wprowadzeniu gospodarki rynkowej sytuacja zaczęła się dynamicznie zmieniać. Początkowo obserwowano wzrost rozpiętości wynagrodzeń, a pod koniec lat 90. XX wieku pojawił się trend zniżkowy (Ciesielska, 2007). Niemniej jednak, pomimo zapisów w Kodeksie pracy gwarantujących równość wynagrodzeń (k.p. art. 18^{3c} § 1: *Pracownicy mają prawo do jednakowego wynagrodzenia za jednakową pracę lub za pracę o jednakowej wartości*), problem ten jest na polskim rynku pracy wciąż aktualny. W ostatnich latach notowano nawet wzrost zróżnicowania przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto (Łopatka, 2015).

Badania prowadzone przez GUS pokazują, że przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (dla mężczyzn — 4481,75 zł, dla kobiet — 3717,57 zł) oraz mediana wynagrodzeń miesięcznych brutto (dla mężczyzn — 3486,00 zł, dla kobiet — 3100,00 zł) są znacząco niższe w przypadku kobiet (GUS, 2016a). Dotyczy to wszystkich grup zawodowych, choć obserwuje się różne rozkłady różnic. Największą dysproporcją charakteryzowała się grupa „robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy", a najmniejszą „pracownicy biurowi". Warto również zwrócić uwagę na sytuację w grupie „przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy", w której ze względu na wysokie stawki wynagrodzeń bezwzględna różnica w zarobkach kobiet i mężczyzn jest znacząca (GUS, 2016b).

W Polsce badania mające na celu wyjaśnienie zróżnicowania wysokości zarobków kobiet i mężczyzn prowadzono głównie z wykorzystaniem metody dekompozycji dla średnich (metoda Oaxaca-Blindera) (Kot, Podolec i Ulman, 1999; Słoczyński, 2012). Pozwalają one na poznanie charakteru dysproporcji płciowej dotyczącej średniego poziomu płac. W większości przypadków wyniki potwierdzają hipotezę o dyskryminacji płacowej kobiet, aczkolwiek można znaleźć opracowania kwestionujące zasadność tej tezy (Kot i in., 1999). Interesujące

wyniki otrzymał Śliwicki (2015), który badał rozkład geograficzny zróżnicowania wynagrodzeń w Polsce. Należy jednak mieć świadomość niedoskonałości takich analiz, wynikającej z uwzględniania wyłącznie średniego poziomu płac, a także dużego znaczenia niewyjaśnionego składnika zróżnicowania wysokości zarobków.

Podczas dekomponowania różnic między dwiema dystrybuantami zachodzi potrzeba skonstruowania rozkładu kontrfaktycznego, stanowiącego mieszankę warunkowego rozkładu zmiennej zależnej oraz rozkładu zmiennych objaśniających. Najpopularniejsze sposoby konstrukcji rozkładów kontrfaktycznych pochodzą z następujących prac: Juhn, Murphy i Pierce (1993) (poprzez imputacje reszt), DiNardo, Fortin i Lemieux (1996) (poprzez współczynnik ważący), Machado i Mata (2005) (na podstawie szacowania regresji kwantylowych), Firpo, Fortin i Lemieux (2009) (z zastosowaniem metody RIF-regresji, czyli zdecentrowanej funkcji wpływu)[2].

Wśród polskich opracowań tylko nieliczne wykraczają poza dekompozycję różnic dotyczących średniego poziomu wynagrodzeń. Grajek (2003) wykorzystał dekompozycję Juhna, Murphy'ego i Pierce'a (1993) i wykazał gwałtowny wzrost dysproporcji pomiędzy zarobkami kobiet i mężczyzn bezpośrednio po transformacji ustrojowej w 1989 r. Na uwagę zasługuje też praca Rokickiej i Ruzik (2010), które zauważyły, że w przypadku legalnej formy zatrudnienia różnice wysokości wynagrodzeń są większe w górnej części rozkładu, natomiast odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku pracowników niezarejestrowanych. Landmesser, Karpio i Łukasiewicz (2015) oraz Landmesser (2016) zaproponowali podejście polegające na wykorzystaniu techniki Machado-Mata do konstrukcji rozkładu kontrfaktycznego.

Celem niniejszego artykułu jest przeprowadzenie dekompozycji nierówności wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce wzdłuż całego ich rozkładu, na podstawie danych z *Europejskiego badania dochodów i warunków życia* (EU-SILC — European Union Statistics on Income and Living Conditions) za rok 2014[3]. Zastosowanie w analizie podejścia pozwalającego na wyjaśnienie nierówności pomiędzy badanymi grupami wzdłuż rozkładu dochodów pozwoliło na dokładniejsze poznanie struktury dysproporcji w wysokości zarobków oraz sformułowanie interesujących wniosków. Punkt wyjścia dla przyjętej metody badawczej stanowiły prace Donalda, Greena i Paarscha (1995, 2000).

METODA ANALIZY

Sposoby dekompozycji nierówności płacowych

Zastosowanie popularnej metody dekompozycji Oaxaca-Blindera, polegającej na rozkładzie zróżnicowania wartości zmiennej objaśnianej Y (np. dochodu) pomiędzy dwiema grupami (np. grupą mężczyzn M i grupą kobiet K) na podstawie danego zbioru predyktorów X, pozwala wyjaśnić występowanie różnic wartości oczekiwanej Y dla porównywanych grup (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973).

[2] Obszerny przegląd stosowanych metod można znaleźć w pracy Fortin, Lemieux i Firpo (2010).
[3] W Polsce badanie jest prowadzone przez GUS.

Zakładamy, że zmienną Y w każdej z grup można modelować jako liniową funkcję zmiennych objaśniających X, co może być przedstawione jako $y_g = X_g\beta_g + v_g, g = M,K$. Różnicę wartości oczekiwanych Y pomiędzy grupami M i K można wtedy zapisać następująco:

$$\begin{aligned}\Delta^{\mu} &= E(y_M) - E(y_K) = E\left(X_M\hat{\beta}_M\right) - E\left(X_K\hat{\beta}_K\right) = \bar{X}_M\hat{\beta}_M - \bar{X}_K\hat{\beta}_K = \\ &= \bar{X}_M\hat{\beta}_M - \bar{X}_M\hat{\beta}_K + \bar{X}_M\hat{\beta}_K - \bar{X}_K\hat{\beta}_K = \bar{X}_M(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_K) + (\bar{X}_M - \bar{X}_K)\hat{\beta}_K\end{aligned} \tag{1}$$

Wyrażenie $X_M(\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_K)$ jest efektem różnic w wartościach oszacowanych parametrów (tzw. efekt niewyjaśniony, efekt dyskryminacji — *unexplained, wage structure effect*). Natomiast składnik $(\bar{X}_M - \bar{X}_K)\hat{\beta}_K$ to różnica potencjałów w obu grupach, wynikająca z różnych cech osób tworzących te grupy (tzw. efekt wyjaśniony — *explained, composition effect*).

Powyższa metoda dekompozycji odnosi się do średnich wartości zmiennej objaśnianej (jest to jej wada), jednak może zostać uogólniona na przypadek różnic wzdłuż rozkładów tej zmiennej w obu grupach. W szczególności, jeśli wpływ zmiennych objaśniających X byłby różny wzdłuż całego rozkładu zmiennej Y, to uogólnienie metody umożliwiłoby wyjaśnienie sytuacji, w których np. zmiana płacy minimalnej wpływa tylko na dolny kraniec rozkładu, zmiany sposobu wynagrodzeń menedżerów wpływają na górny kraniec rozkładu, a nierówności płacowe pomiędzy kobietami i mężczyznami są różne na krańcach rozkładów.

Niech $F_{Y_g}(y)$ będzie dystrybuantą zmiennej Y w grupie g. Można ją wyrazić za pomocą warunkowej funkcji rozkładu $F_{Y_g|X_g}(y|X)$ oraz łącznej funkcji rozkładu $F_{X_g}(X)$ dla elementów zbioru X w grupie g:

$$F_{Y_g}(y) = \int F_{Y_g|X_g}(y|X) \cdot dF_{X_g}(X) \quad g = M,K \tag{2}$$

Aby uogólnić podejście polegające na dekompozycji nierówności na podstawie średnich, należy skonstruować tzw. rozkład kontrfaktyczny, czyli rozkład dochodów, który obowiązywałby dla osób z grupy K, jeśli miałyby one charakterystykę zgodną z rozkładem cech w grupie M. Wtedy definiując $F_{Y_K^C}(y) = \int F_{Y_K|X_K}(y|X) \cdot dF_{X_M}(X)$, otrzymujemy:

$$F_{Y_M}(y) - F_{Y_K}(y) = \underbrace{[F_{Y_M}(y) - F_{Y_K^C}(y)]}_{\text{efekt niewyjaśniony}} + \underbrace{[F_{Y_K^C}(y) - F_{Y_K}(y)]}_{\text{efekt wyjaśniony}} \tag{3}$$

Jak wspomniano, w literaturze przedmiotu można znaleźć liczne sposoby konstrukcji rozkładów kontrfaktycznych (DiNardo i in., 1996; Firpo i in., 2009; Juhn i in., 1993; Machado i Mata, 2005). W niniejszej pracy wykorzystano podejście podobne do przedstawionego w artykułach Donalda i in. (1995, 2000) oraz Brochu, Greena, Lemieux i Townsenda (2015). Polega ono na konstrukcji rozkładu kontrfaktycznego poprzez estymację parametrycznego modelu wykładniczego hazardu stałego przedziałami.

Konstrukcja rozkładu kontrfaktycznego za pomocą funkcji hazardu

Rozkład wynagrodzeń można oszacować za pomocą modeli hazardu, ponieważ służą one do opisu rozkładu nieujemnych zmiennych losowych — czasu trwania. W tym wypadku jednak rolę takiej zmiennej przyjmuje nieujemna zmienna dotycząca wysokości wynagrodzenia. W takiej sytuacji funkcja przeżycia $S(y) = \Pr[Y \geq y]$ wyraża prawdopodobieństwo tego, że zarobki danej osoby będą wyższe lub przynajmniej równe poziomowi y.

Zaletą wyboru metody pośredniej estymacji rozkładu poprzez funkcję hazardu jest wyeliminowanie efektu obcięcia, dzięki czemu uzyskuje się możliwość lepszej identyfikacji czynników warunkujących postać badanego rozkładu zróżnicowania (Meyer, Wise, 1983). Na uwagę zasługuje także łatwość wprowadzania zmiennych objaśniających do modelu hazardu. Dodatkowo korzystną cechą estymacji z wykorzystaniem funkcji hazardu jest elastyczny wpływ zmiennych objaśniających na kształt rozkładu badanej cechy, tzn. podejście to pozwala zminimalizować ograniczenia narzucane na kształt funkcji dla dowolnych X. Istnieje również możliwość uwzględnienia różnego wpływu zmiennych niezależnych wzdłuż rozkładu. Warto zauważyć, że oszacowana tą metodą dystrybuanta rozkładu z założenia jest zgodna i logiczna w sensie przyjmowania wartości z przedziału (0, 1) (czego wymaga definicja dystrybuanty). Stanowi to przewagę tej metody nad tradycyjnymi metodami estymacji kwantylowej (Brochu i in., 2015; Donald i in., 2000).

Niech zatem $F(y|X)$ będzie estymowaną dystrybuantą rozkładu Y oraz niech $f(y|X)$ będzie funkcją gęstości tego rozkładu. Wówczas zachodzą związki:

$$f(y|X) = h(y|X)S(y|X) \qquad F(y|X) = 1 - S(y|X) \tag{4}$$

gdzie: $h(y|X)$ — funkcja hazardu,
$S(y|X)$ — funkcja przeżycia.

Ponadto $S(y|X)$ jest dobrze określona jako $S(y|X) = \exp\left(-\int_{y_0}^{y} h\,(u|X)du\right)$, gdzie y_0 to minimalna wartość Y (Donald i in., 2000). Równania te określają związek pomiędzy dystrybuantą i funkcją hazardu, uzasadnione jest więc wykorzystanie estymacji funkcji $h(y|X)$ jako pośredniego etapu konstrukcji dystrybuanty.

Często przyjmuje się parametryczny model hazardu wykładniczego, w którym funkcja $h(y|X)$ obiera postać:

$$h(y|X) = h_0(y)\exp(X\beta) \tag{5}$$

gdzie: $h_0(y)$ — hazard bazowy,
β — współczynniki przy zmiennych objaśniających.

Wadą takiego podejścia jest stała postać hazardu bazowego wzdłuż całego rozkładu Y. W celu wyeliminowania tego ograniczenia można podzielić rozkład na skończoną liczbę rozłącznych przedziałów P oraz określić różne wartości parametrów β i hazardy bazowe w przedziałach (Brochu i in., 2015; Donald i in., 2000). Określając punkty podziału rozkładu wartości $y\,0 = c_0 < c_1 < \ldots < c_P = \infty$ oraz przyjmując za Meyerem (1990), że wpływ zmiennych objaśniających na fun-

kcję hazardu w każdym przedziale $(c_{k-1}, c_k), k = 1, \ldots, P$ jest stały, można funkcję $h(y|X)$ wyrazić następująco:

$$h(y|X) = h_{0k}(y)\exp(X\beta_k) \quad \text{dla } y \in (c_{k-1}, c_k) \tag{6}$$

Z powyższych zależności wynika postać estymowanej funkcji przeżycia $\hat{S}(y|X)$ oraz estymowanej dystrybuanty $\hat{F}(y|X)$:

$$\hat{S}(y|X) = \exp\left[-\sum_{j=1}^{k-1}(c_j - c_{j-1})h_{0j}(y)\exp(X\beta_j) - (y - c_{k-1})h_{0k}(y)\exp(X\beta_k)\right] \quad \text{dla } y \in (c_{k-1}, c_k) \tag{7}$$

$$\hat{F}(y|X) = 1 - \hat{S}(y|X) \tag{8}$$

Dzięki wprowadzeniu odpowiednio dużej liczby przedziałów możliwe jest elastyczne określenie wpływu zmiennych objaśniających na postać dystrybuanty i funkcji gęstości wzdłuż rozkładu, co stanowi główną zaletę zastosowanego podejścia. Wariantem modelu hazardu wykładniczego stałego przedziałami jest model, w którym możliwe są różne hazardy bazowe w przedziałach oraz stałe wartości parametrów β wzdłuż osi Y:

$$h(y|X) = h_{0k}(y)\exp(X\beta) \quad \text{dla } y \in (c_{k-1}, c_k) \tag{9}$$

Opisane w artykule modelowanie rozkładu wynagrodzeń najpierw za pomocą funkcji (9), a następnie funkcji (6) oraz inny sposób definiowania punktów podziału rozkładu wartości Y stanowią o odmienności tego opracowania w porównaniu z pracami Donalda i współpracowników (1995, 2000).

W podobny sposób konstruuje się funkcję dystrybuanty rozkładu kontrfaktycznego uwzględnianej w równaniu (3). Pozwala to wyjaśnić zróżnicowania wartości Y pomiędzy dwiema grupami zgodnie z założeniami metody dekompozycji.

OPIS DANYCH WYKORZYSTANYCH W BADANIU

Omawiana analiza empiryczna opiera się na danych dla Polski pochodzących z *Europejskiego badania dochodów i warunków życia* (EU-SILC)[4] przeprowadzonego w 2014 roku. Badanie to ma na celu dostarczenie aktualnych i porównywalnych dla krajów UE (według zharmonizowanej metodologii) danych dotyczących dochodów, ubóstwa, wykluczenia społecznego i warunków życia. Próba badawcza składała się z 5177 obserwacji dla mężczyzn (52,27%) oraz 4727 dla kobiet (47,73%).

Każda osoba została scharakteryzowana za pomocą cech:

- *wiek* — wiek w latach;
- *wykszt* — zmienna porządkowa o wartościach od 1 do 5 (1 — wykształcenie podstawowe, 2 — zasadnicze zawodowe, 3 — średnie ogólnokształcące, 4 — policealne i średnie zawodowe, 5 — wyższe);

[4] Dane uzyskano z Eurostatu w ramach wniosku projektowego nr 234/2016-EU-SILC.

- *malzonek* — zmienna 0-1 (1 — jest współmałżonek, 0 — nie ma współmałżonka);
- *latapracy* — staż pracy w latach;
- *niepelny* — zmienna 0-1 (1 dla pracowników zatrudnionych w niepełnym wymiarze czasu pracy);
- *kierownik* — zmienna 0-1 (1 dla pracowników zatrudnionych na stanowiskach kierowniczych).

Ograniczenie zbioru zmiennych objaśniających wynika z dostępnego zasobu informacji w bazie EU-SILC oraz możliwości estymacyjnych modeli (np. podjęto decyzję o nieuwzględnianiu szczegółowych grup zawodowych ze względu na dużą liczbę kategorii). Podstawową charakterystykę zawiera tabl. 1.

TABL. 1. STATYSTYKA OPISOWA DLA ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

Zmienne		Mężczyźni	Kobiety
Średnia w latach			
wiek		42,07	42,36
latapracy		20,09	18,46
Udział w %			
wykszt:	1	4,91	3,89
	2	1,45	0,55
	3	68,57	47,32
	4	2,55	7,91
	5	22,52	40,32
malzonek:	0	28,47	30,40
	1	71,53	69,60
niepelny:	0	95,69	89,91
	1	4,31	10,09
kierownik:	0	81,32	84,26
	1	18,68	15,74

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC za 2014 r.

Wynagrodzenia porównywano tylko w grupie osób mających status pracownika, czyli takich, których głównym źródłem utrzymania jest dochód z pracy najemnej. Zestawiono roczne dochody netto kobiet i mężczyzn wyrażone w tys. euro (*annual net employee incomes*; utworzyły one zmienną Y o symbolu *dochod*). Rozumie się je jako całkowite wynagrodzenie wypłacane przez pracodawcę pracownikowi w zamian za pracę wykonywaną przez tego drugiego w ciągu jednego roku (wynagrodzenia wypłacane za czas przepracowany w pracy głównej i dowolnej innej pracy, wynagrodzenie za czas nieprzepracowany, stawki za nadgodziny, płatności na utrzymanie dzieci, płatności uzupełniające, np. „trzynastka"), pomniejszone o podatki oraz składki na ubezpieczenia społeczne i zdrowotne. Statystykę opisową dla rocznych dochodów netto przedstawia tabl. 2.

TABL. 2. STATYSTYKA OPISOWA DLA ROCZNYCH DOCHODÓW NETTO

Wyszczególnienie	Mężczyźni	Kobiety
Średnia w tys. euro	7165,94	5900,21
Odchylenie standardowe	5421,17	3933,75
Minimum	59,80	114,35
Maximum	85765,34	47647,41

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

WYNIKI ANALIZY

Dekompozycja nierówności metodą Oaxaca-Blindera

Przystępując do analizy nierówności dochodowych w pierwszej kolejności przeprowadzono dekompozycję Oaxaca-Blindera dla średniej różnicy wynagrodzeń. Jej wyniki zawiera tabl. 3.

TABL. 3. WYNIKI DEKOMPOZYCJI OAXACA-BLINDERA DLA ŚREDNIEJ RÓŻNICY WYNAGRODZEŃ

Wyszczególnienie	Wartości wyników dekompozycji
Podstawowa statystyka opisowa w tys. euro	
Średnia dla *dochod* w grupie mężczyzn	7165,94
Średnia dla *dochod* w grupie kobiet	5900,21
Surowa luka	1265,73
Dekompozycja — część niewyjaśniona	
Zagregowana: w liczbach bezwzględnych	1548,33
w %	122,33
Szczegółowa: *wiek*	–1064,14
wykszt	705,66
malzonek	725,03
latapracy	–280,40
niepelny	–85,53
kierownik	206,41
cons	1341,30
Dekompozycja — część wyjaśniona	
Zagregowana: w liczbach bezwzględnych	–282,60
w %	–22,33
Szczegółowa: *wiek*	2,44
wykszt	–678,85
malzonek	22,73
latapracy	86,76
niepelny	183,89
kierownik	100,43
cons	0,00

Ź r ó d ł o: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Stata.

Zauważalne jest występowanie dodatniej różnicy pomiędzy średnimi wartościami dochodów mężczyzn i kobiet. Analizowane różnice dochodowe w 122,33% można przypisać współczynnikom szacowanych modeli dla dochodów (część niewyjaśniona luki, negatywny efekt dyskryminacji ze strony rynku). Główną przyczyną obserwowanych nierówności jest różna „wycena" takich cech osób, jak wiek, wykształcenie i stan cywilny. Ponadto okazuje się, że różnice w dochodach tylko w –22,33% są wyjaśniane przez odmienne cechy osób. Ujemna wartość świadczy o tym, że cechy kobiet pozytywnie wpływają na ograniczenie nierówności płacowych. Zauważa się silny efekt wyższego poziomu wykształcenia kobiet (działa on redukująco na zidentyfikowaną nierówność) oraz powiększające powstałą lukę skutki zatrudniania w niepełnym wymiarze czasu pracy oraz na gorzej opłacanych stanowiskach kierowniczych.

Dekompozycja z wykorzystaniem modelu hazardu wykładniczego o różnym hazardzie bazowym w przedziałach i stałych parametrach β

W kolejnym kroku przeprowadzono dekompozycję różnic wynagrodzeń kobiet i mężczyzn wzdłuż ich całego rozkładu. Najpierw oszacowano dwie funkcje dystrybuanty dla wynagrodzeń w obu grupach osób. Wykorzystano w tym celu koncepcję modelowania hazardu z uwzględnieniem zmiennych objaśniających. Jako pierwszy zastosowano model hazardu wykładniczego, w którym założono różne hazardy bazowe w przedziałach oraz stałe wartości parametrów β wzdłuż osi Y (model opisany za pomocą równania (9). Za punkty podziału rozkładu wartości y przyjęto 19 kolejnych kwantyli rzędu 0,05 dla wynagrodzeń w połączonej próbie (były to: 1698, 2590, 3262, 3487, 3717, 4074, 4335, 4677, 5046, 5432, 5718, 6274, 6778, 7170, 7923, 8692, 10006, 11598 i 14563). Oceny parametrów w oszacowanych modelach przedstawiono w tabl. 4.

Występujące w tabl. 4 symbole *tp1—tp20* dotyczą zmiennych zero-jedynkowych i oznaczają numery przedziałów, dla których oszacowano indywidualny hazard bazowy. Jego wartości, podane w kolumnach $\exp(\beta_{Mi})$ i $\exp(\beta_{Ki})$, są mniejsze od jedności i rosną wraz ze wzrostem dochodów, co oznacza coraz mniejsze narażenie na obniżanie się poziomu zarobków (ale w coraz słabszym tempie) przy rosnącej płacy, przy czym mężczyźni wystawieni są na mniejsze ryzyko w tym zakresie niż kobiety. W oszacowanym modelu hazardu $\hat{h}(y|X)$ dodatnie oceny parametrów zmiennych cech osób oznaczają, że wraz ze wzrostem wartości tych zmiennych dochodzi do wzrostu ryzyka, że wysokość zarobków spadnie poniżej poziomu y (odpowiednio, ujemne oceny dotyczą spadku ryzyka niezarobienia kwoty y wraz ze wzrostem wartości X). Przykładowo, im wyższe wykształcenie, tym mniejsze ryzyko utraty wynagrodzenia w dotychczasowej wysokości, przy czym dla kobiet efekt ten jest silniejszy, ponieważ $\exp(\beta_{M,wykszt}) > \exp(\beta_{K,wykszt})$. W przypadku mężczyzny fakt bycia żonatym w większym stopniu chroni przed spadkiem wysokości pensji niż w wypadku kobiety fakt bycia mężatką $\exp(\beta_{M,malzonek}) < \exp(\beta_{K,malzonek})$. Może to być jedna z przyczyn średnio niższych płac kobiet. Dłuższy staż pracy również zmniejsza ryzyko utraty wynagrodzenia w dotychczasowej wysokości. Z kolei osoby zatrudnione w niepełnym wymiarze czasu pracy są bardziej narażone na spadek wysokości zarobków, ale

tym razem silniejszy efekt występuje u mężczyzn. Poza parametrem zmiennej *wiek* w modelu dla kobiet wszystkie pozostałe parametry są statystycznie istotne.

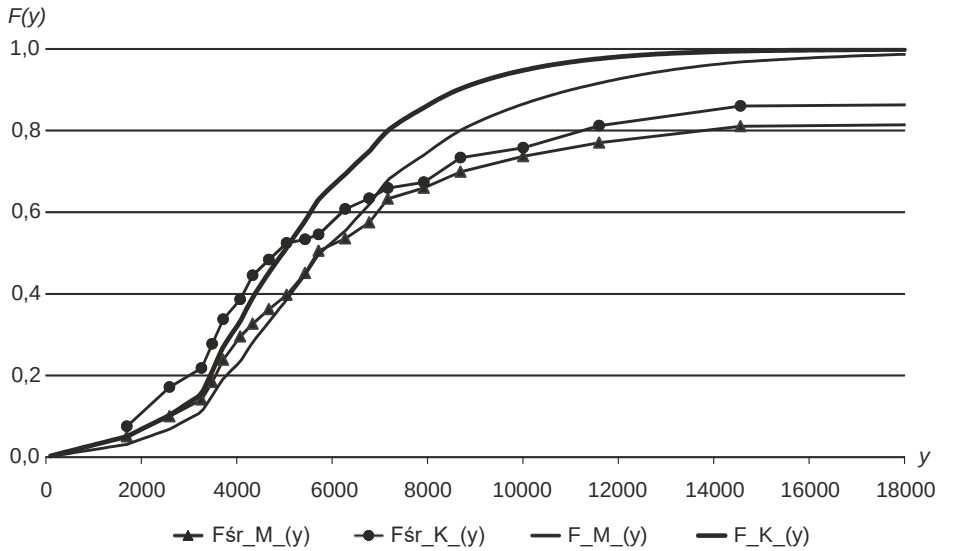
TABL. 4. WYNIKI OSZACOWAŃ MODELI HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANYCH ZA POMOCĄ RÓWNANIA (9)

Zmienne Statystyka opisowa	Mężczyźni		Kobiety	
	β_{Mi}	$\exp(\beta_{Mi})$	β_{Ki}	$\exp(\beta_{Ki})$
tp1	–9,528	0,0001***	–8,119	0,0003***
tp2	–8,681	0,0002***	–7,388	0,0006***
tp3	–8,230	0,0003***	–7,071	0,0008***
tp4	–7,134	0,0008***	–5,805	0,0030***
tp5	–7,055	0,0009***	–5,680	0,0034***
tp6	–7,477	0,0006***	–6,037	0,0024***
tp7	–6,950	0,0010***	–5,665	0,0035***
tp8	–7,115	0,0008***	–5,798	0,0030***
tp9	–7,018	0,0009***	–5,787	0,0031***
tp10	–6,866	0,0010***	–5,604	0,0037***
tp11	–6,647	0,0013***	–5,368	0,0047***
tp12	–7,076	0,0008***	–5,754	0,0032***
tp13	–6,731	0,0012***	–5,546	0,0039***
tp14	–6,350	0,0017***	–5,153	0,0058***
tp15	–6,836	0,0011***	–5,470	0,0042***
tp16	–6,604	0,0014***	–5,299	0,0050***
tp17	–6,770	0,0011***	–5,380	0,0046***
tp18	–6,761	0,0012***	–5,335	0,0048***
tp19	–6,671	0,0013***	–5,268	0,0052***
tp20	–6,912	0,0010***	–5,572	0,0038***
wiek	0,015	1,0152***	–0,001	0,9994
wykszt	–0,345	0,7083***	–0,457	0,6329***
malzonek	–0,349	0,7053***	–0,072	0,9303**
latapracy	–0,026	0,9742***	–0,026	0,9744***
niepelny	1,147	3,1496***	0,947	2,5781***
kierownik	–0,565	0,5681***	–0,513	0,5986***
Liczba jednostek	5177		4727	
Liczba obserwacji	58143		45736	
lnL	–4074,36		–3448,63	

U w a g a. **, *** — istotność odpowiednio 5% i 1%.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

W kolejnym kroku wyznaczono dwie dystrybuanty, korzystając ze wzorów (7) i (8): $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X)$. Każda z nich wyraża prawdopodobieństwo, że zmienna losowa opisująca wysokość wynagrodzenia przyjmie wartości mniejsze od określonego poziomu y (dla ustalonych wartości X i parametrów β). Na wykr. 1 przedstawiono ich przebiegi (są to krzywe: F_M_(y) — przedstawiająca wartości $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ dla przeciętnego reprezentanta z grupy M, oraz F_K_(y) — przedstawiająca wartości $\hat{F}_{Y_K|Y_M}(y|X)$ dla przeciętnej reprezentantki z grupy K). Relacja $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X) > \hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ dla każdego poziomu y świadczy o tym, że w przypadku przeciętnej kobiety zachodzi większe prawdopodobieństwo nieprzekroczenia poziomu płac y niż w przypadku przeciętnego mężczyzny, co oznacza, że przeciętne kobiety zarabiają mniej od przeciętnych mężczyzn.

WYKR. 1. DYSTRYBUANTY ROZKŁADU WYNAGRODZEŃ KOBIET I MĘŻCZYZN WYNIKAJĄCE Z MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNANIA (9)



U w a g a. F — dystrybuanta dla jednostek przeciętnych, Fśr — dystrybuanta uzyskana poprzez uśrednianie (zob. wykr. 2).

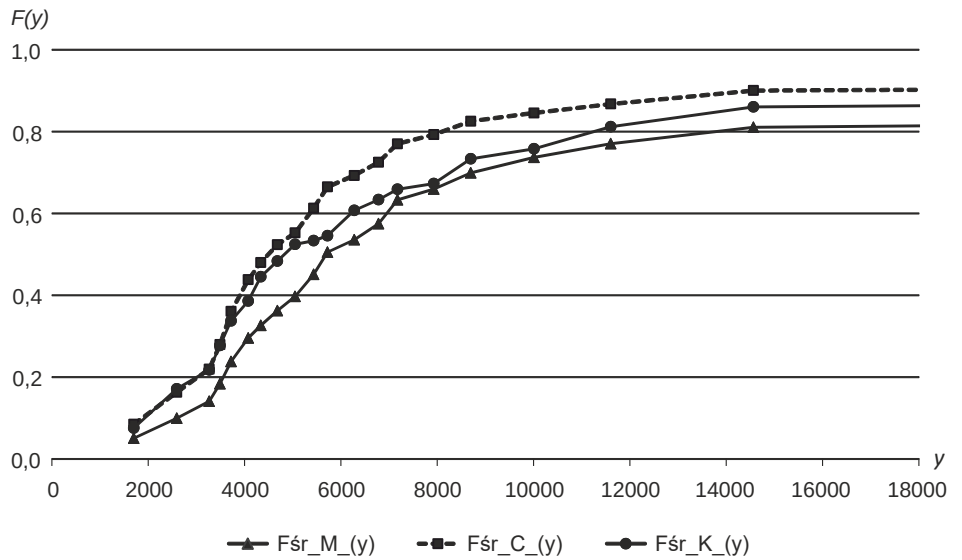
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W celu przeprowadzenia dekompozycji różnic wynagrodzeń wzdłuż rozkładu zgodnie ze wzorem (3) należało skonstruować rozkład kontrfaktyczny $F_{Y_K^C}(y) = \int F_{Y_K|X_K}(y|X) \cdot dF_{X_M}(X)$. Dystrybuantę kontrfaktyczną $\hat{F}_{Y_K^C}(y)$ wyznaczono, ustalając najpierw rozkład dochodów, który obowiązywałby dla kobiet, gdyby miały one charakterystykę zgodną z rozkładem cech w grupie mężczyzn (we wzorze (7) przyjęto zatem oceny parametrów β_K z modelu hazardu dla kobiet i wartości zmiennych objaśniających X_M mężczyzn). Następnie tak uzyskane wyniki uśredniano w przedziałach (c_{k-1}, c_k), $k = 1, \ldots, 20$, co miało zobrazować zmienność zarówno poziomu wynagrodzeń, jak i charakterystyki X osób wzdłuż rozkładu cechy Y[5].

Podobne postępowanie, polegające na uśrednianiu w przedziałach, przeprowadzono wobec dystrybuant $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X)$. Uzyskane wyniki mają postać punktów; po połączeniu ich odcinkami przedstawiono je na wykr. 2 (łamane: Fśr_C_(y) — uzyskana na drodze uśredniania dystrybuanta kontrfaktyczna $\hat{F}_{Y_K^C}(y)$, Fśr_M_(y) — uśredniona w przedziałach funkcja $F_{Y_M|X_M}(y|X)$, Fśr_K$_{(y)}$— uśredniona w przedziałach funkcja $F_{Y_K|X_K}(y|X)$. Należy zauważyć, że wynagrodzenia mężczyzn są wyższe od wynagrodzeń kobiet wzdłuż całego rozkładu dochodów.

[5] Gdyby wyznaczono wartości dystrybuanty kontrfaktycznej dla przeciętnej osoby w podpróbie mężczyzn, to podczas dekompozycji udałoby się uchwycić tylko efekt różnych wartości parametrów w estymowanych modelach.

WYKR. 2. DYSTRYBUANTY DLA WYNAGRODZEŃ UZYSKANE PRZEZ UŚREDNIANIE



U w a g a. Fśr_C_(y) — dystrybuanta kontrfaktyczna, Fśr_M_(y) — dystrybuanta dla mężczyzn, Fśr_K_(y) — dystrybuanta dla kobiet.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Uśrednione dystrybuanty $F_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $F_{Y_K|X_K}(y|X)$ umieszczono dodatkowo na wykr. 1 tak, aby można było porównać ich przebieg z dystrybuantami uzyskanymi dla jednostek przeciętnych. Położenie tych pierwszych krzywych odzwierciedla wpływ cech X na płace osób, wyrównany w przedziałach, aczkolwiek zróżnicowany w skali całej osi Y.

Następnie dokonano dekompozycji różnic w skonstruowanych rozkładach wynagrodzeń kobiet i mężczyzn. Dla 19 wartości wynagrodzeń (w punktach podziału rozkładu wartości y) można w prosty sposób najpierw wyznaczyć, a potem rozdzielić na część wyjaśnioną i niewyjaśnioną — posługując się rozkładem kontrfaktycznym — różnice $F_{Y_M|X_M}(y|X) - F_{Y_K|X_K}(y|X)$. Czynności tej odpowiadałoby mierzenie i dekomponowanie pionowych odległości pomiędzy łamanymi z wykr. 2. Trudniejszym zadaniem jest zdekomponowanie różnic wysokości wynagrodzeń dla poszczególnych kwantyli rozkładu (odległości poziome między funkcjami rozkładu płac kobiet i mężczyzn). Teoretycznie kwantyle rzędu τ można wyznaczyć z zależności $\hat{Q}_{g,\tau} = \hat{F}^{-1}_{Y_g}(\tau)$, a kwantyl kontrfaktyczny — ze wzoru $\hat{Q}^{C}_{K,\tau} = \hat{F}^{-1}_{Y^{C}_{K}}(\tau)$. W praktyce wyznaczanie wartości kwantyli przeprowadza się poprzez dokonanie liniowych interpolacji punktowych uśrednionych dystrybuant (stąd odcinki łączące punkty na wykresach). W tabl. 5 przedstawiono wybrane wyniki takiej dekompozycji (tylko dla decyli).

TABL. 5. WYNIKI DEKOMPOZYCJI RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH KOBIET I MĘŻCZYZN Z WYKORZYSTANIEM MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNANIA (9)

τ	$\hat{Q}_{M,\tau}$	$\hat{Q}_{K,\tau}$	$\hat{Q}^{C}_{K,\tau}$	Całkowita różnica $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}$	Część			
					niewyjaśniona $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}^{C}_{K,\tau}$		wyjaśniona $\hat{Q}^{C}_{K,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}$	
						w %		w %
0,1	2588,67	1922,59	1866,79	666,08	721,88	108,4	–55,80	–8,4
0,2	3553,51	2999,38	3026,52	554,13	526,99	95,1	27,14	4,9
0,3	4109,81	3571,89	3544,49	537,92	565,32	105,1	–27,40	–5,1
0,4	5062,84	4133,68	3897,80	929,16	1165,04	125,4	–235,88	–25,4
0,5	5688,47	4823,51	4488,98	864,96	1199,48	138,7	–334,52	–38,7
0,6	6944,98	6204,25	5348,28	740,73	1596,70	215,6	–855,97	—
0,7	8714,88	8262,12	6385,50	452,76	2329,39	514,5	–1876,62	—
0,8	13776,28	11243,09	8089,19	2533,19	5687,09	224,5	–3153,90	—
0,9	85765,00	63218,94	14509,47	22546,06	71255,53	316,0	–48709,48	—

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Również w tym przypadku wyniki wskazują na istnienie dodatnich różnic pomiędzy wynagrodzeniami uzyskiwanymi przez mężczyzn a wynagrodzeniami kobiet. Kształtują się one w sposób niemonotoniczny: początkowo minimalnie maleją (wśród najuboższych), dla kwantyli rzędu 04—06 są wyższe, po czym znów niższe, a na prawym krańcu rozkładu dochodów (czyli u najbogatszych) wzmagają się szczególnie silnie. Zaobserwowano również pogłębiający się — w miarę rozpatrywania coraz wyższych grup dochodowych — wzrost niewyjaśnionej części luki dochodowej (związanej z „wyceną" charakterystyki pracowników przez rynek). Jej udział kształtuje się na wysokim poziomie od 95 do 514% całej luki. Dekompozycja nierówności wskazuje na niski udział części wyjaśnionej przez indywidualne cechy osób. Niemniej uzyskane w tym zakresie ujemne wartości świadczą o redukcji nierówności płacowych, zapewne dzięki cechom kobiet bardziej poszukiwanym przez pracodawców niż w przypadku mężczyzn. Ta korzystna dla kobiet redukcja luki postępuje w miarę rozpatrywania coraz wyższych grup dochodowych.

Dekompozycja z wykorzystaniem modelu wykładniczego o różnych hazardach bazowych w przedziałach oraz zmiennych parametrach β

W celu zbadania zróżnicowanego wpływu charakterystyki osób na nierówności między ich wynagrodzeniami wzdłuż rozkładu dochodów wykorzystano także modele hazardu wykładniczego o różnych hazardach bazowych w przedziałach oraz różnych wartościach parametrów β (model opisany za pomocą równania (6). Za punkty podziału rozkładu wartości y przyjęto tym razem kolejne kwantyle rzędu 0,1 dla wynagrodzeń w połączonej próbie[6]. Oceny parametrów oszacowanych modeli przedstawiono w tabl. 6.

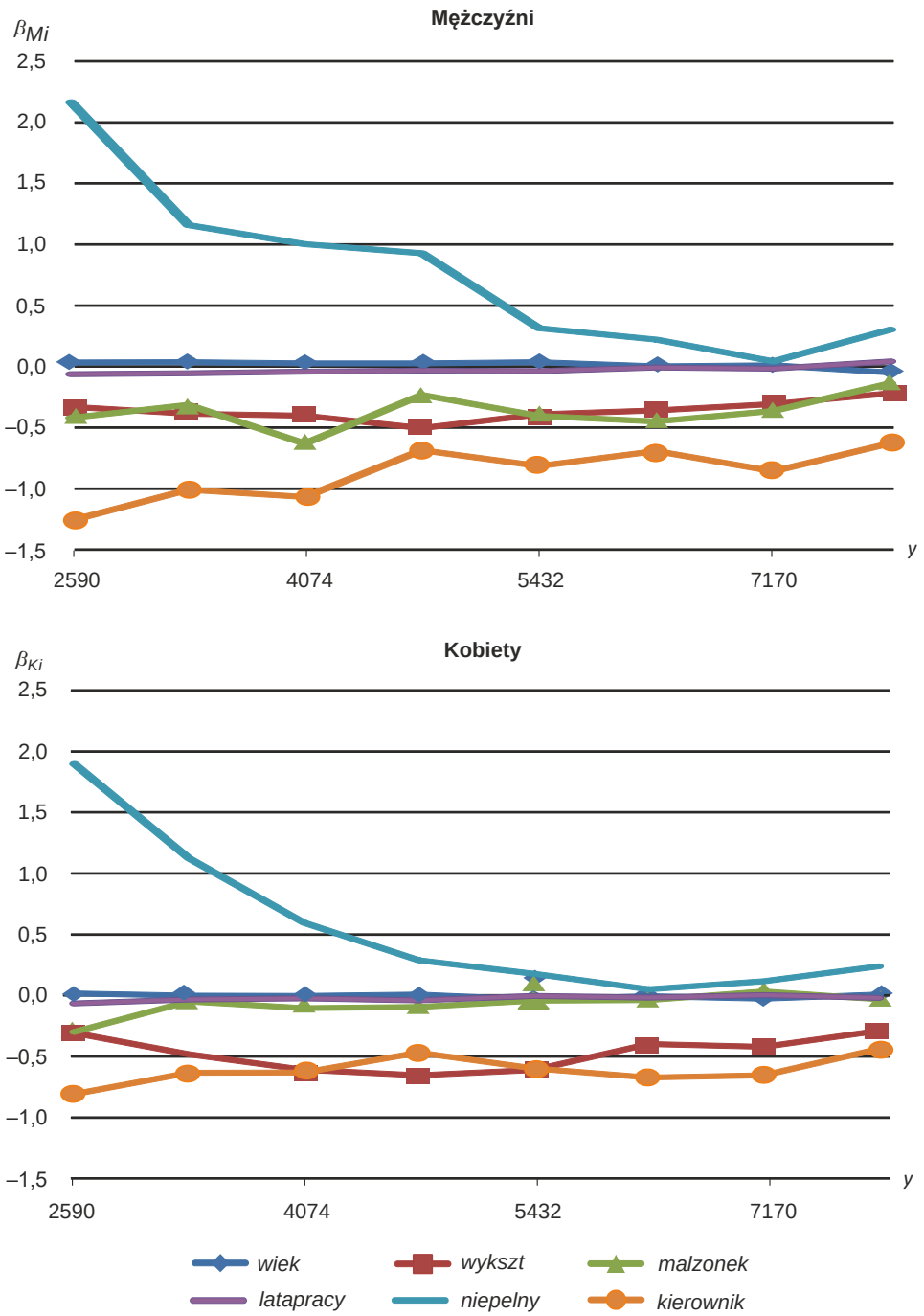
[6] Przyjęto osiem kolejnych kwantyli o wartościach: 2590, 3487, 4074, 4677, 5432, 6274, 7170 i 8692. Nie uwzględniono 9. kwantyla z powodu trudności, jakie wystąpiły podczas estymacji modelu ze znacznie zwiększoną liczbą parametrów (dla każdego przedziału przybyło do oszacowania sześć kolejnych parametrów).

TABL. 6. WYNIKI OSZACOWAŃ MODELU HAZARDU OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNANIA (6)

Zmienne Statystyka opisowa *m* — mężczyźni *k* — kobiety		Numer przedziału								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
tp	*m*	–9,37***	–8,01***	–7,00***	–6,87***	–7,26***	–6,44***	–6,54***	–6,03***	–7,08***
	k	–8,64***	–6,44***	–5,23***	–5,12***	–4,10***	–5,68***	–5,02***	–6,58***	–6,78***
wiek	*m*	0,03***	0,04***	0,03**	0,03**	0,04***	0,00	0,01	–0,05***	–0,02*
	k	0,02***	0,00	0,00	0,01	–0,03***	–0,01	–0,03*	0,01	–0,02**
wykszt	*m*	–0,33***	–0,39***	–0,40***	–0,50***	–0,39***	–0,36***	–0,31***	–0,22***	–0,20***
	k	–0,31***	–0,48***	–0,61***	–0,66***	–0,61***	–0,40***	–0,42***	–0,29***	–0,16***
malzonek	*m*	–0,42***	–0,31***	–0,63***	–0,23**	–0,41***	–0,45***	–0,36***	–0,14	–0,14*
	k	–0,30***	–0,05	–0,10	–0,09	–0,04	–0,04	0,03	–0,03	0,10
latapracy	*m*	–0,06***	–0,06***	–0,04***	–0,03***	–0,04***	–0,01	–0,02	0,04***	0,02
	k	–0,07***	–0,03***	–0,02***	–0,04***	0,00	–0,02*	0,00	–0,02*	0,02
niepelny	*m*	2,17***	1,16***	1,00***	0,93***	0,31	0,22	0,04	0,30	0,28
	k	1,90***	1,13***	0,60***	0,29	0,18	0,05	0,12	0,24	–0,14
kierownik	*m*	–1,26***	–1,01***	–1,07***	–0,69***	–0,82***	–0,69***	–0,86***	–0,63***	–0,33***
	k	–0,81***	–0,63***	–0,63***	–0,47***	–0,60***	–0,67***	–0,65***	–0,44***	–0,41***
Liczba jednostek	*m*					5177				
	k					4727				
Liczba obserwacji	*m*					29697				
	k					23741				
lnL	*m*					–4035,90				
	k					–3366,54				

U w a g a. *, **, *** — istotność na poziomie odpowiednio 10%, 5% i 1%.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 3.

WYKR. 3. OCENY PARAMETRÓW MODELI HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANYCH ZA POMOCĄ RÓWNANIA (6)



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Niestety nie wszystkie oszacowania były istotne statystycznie. Dotyczyło to zwłaszcza ocen dla górnych przedziałów rozkładu wynagrodzeń (w szczególności ocen parametrów zmiennych: *wiek*, *latapracy* i *niepelny*). Dodatkowo w modelu dla kobiet stwierdzono brak istotności większości parametrów zmiennych *wiek* oraz *malzonek*. Uzyskane oceny parametrów ilustruje wykr. 3.

Zaobserwować można, że praca w niepełnym wymiarze czasu w przypadku obu płci zwiększa ryzyko spadku wysokości zarobków, ale efekt ten traci na sile wraz ze wzrostem otrzymywanej pensji (w dodatku dla wyższych wynagrodzeń jest statystycznie nieistotny). Piastowanie stanowiska kierowniczego w większym stopniu redukuje narażenie na spadek wysokości zarobków w przypadku mężczyzn niż kobiet. Wyższy poziom wykształcenia, szczególnie wśród przeciętnie zarabiających, chroni przed spadkiem wysokości wynagrodzenia; zaznacza się to silniej w odniesieniu do kobiet. Ponadto w przypadku mężczyzn, niezależnie od wysokości zarobków, występuje silny „efekt małżonki" (nie ma jednak statystycznie istotnego „efektu małżonka" dla kobiet).

Następnie wyznaczono dystrybuanty $\hat{F}_{Y_M|X_M}(y|X)$ oraz $\hat{F}_{Y_K|X_K}(y|X)$ — określono ich wartości dla poszczególnych jednostek w grupie, a następnie uśredniono je przedziałami. W podobny sposób jak poprzednio oszacowano dystrybuantę kontrfaktyczną $\hat{F}_{Y_K^C}(y)$. Przebieg tych funkcji przedstawia wykr. 4. Dodatkowo naniesiono przebiegi dystrybuant dla jednostek przeciętnych w grupie kobiet i mężczyzn. Daje się na nich zauważyć wypłaszczenie w okolicy dochodów z przedziału od 4000 do 4600. Można przypuszczać, że w ten sposób uchwycono efekt płacy minimalnej, co skutkuje dużą liczbą podobnych wynagrodzeń nieco powyżej stawki minimalnej lub jej równych.

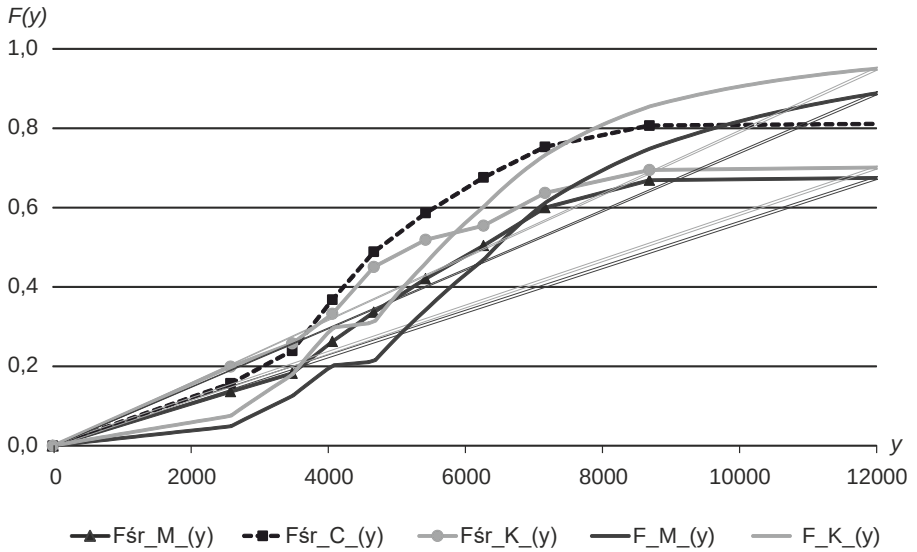
W ostatnim kroku badania przeprowadzono dekompozycję różnic w skonstruowanych rozkładach wynagrodzeń kobiet i mężczyzn dla poszczególnych kwantyli (ponownie posłużono się liniową interpolacją w celu określenia wartości kwantyli). Tablica 7 zawiera wyniki tej dekompozycji.

TABL. 7. WYNIKI DEKOMPOZYCJI RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH KOBIET I MĘŻCZYZN Z WYKORZYSTANIEM MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNANIA (6)

τ	$\hat{Q}_{M,\tau}$	$\hat{Q}_{K,\tau}$	$\hat{Q}^C_{K,\tau}$	Całkowita różnica $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}$	Część			
					niewyjaśniona $\hat{Q}_{M,\tau} - \hat{Q}^C_{K,\tau}$		wyjaśniona $\hat{Q}^C_{K,\tau} - \hat{Q}_{K,\tau}$	
						w %		w %
0,1	1901,41	1298,21	1648,98	603,20	252,43	41,8	350,78	58,2
0,2	3614,79	2597,57	3057,89	1017,23	556,90	54,7	460,33	45,3
0,3	4376,52	3816,30	3762,98	560,22	613,55	109,5	–53,32	–9,5
0,4	5244,97	4417,12	4232,46	827,84	1012,50	122,3	–184,66	–22,3
0,5	6227,14	5220,21	4763,04	1006,93	1464,11	145,4	–457,18	–45,4
0,6	7169,96	6765,36	5557,77	404,59	1612,19	398,5	–1207,60	–298,5%
0,7	26119,26	11345,41	6548,98	14773,85	19570,29	132,5	–4796,43	–32,5
0,8	82623,14	63550,83	8489,72	19072,31	74133,42	388,7	–55061,11	–288,7%

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

WYKR. 4. DYSTRYBUANTY ROZKŁADU WYNAGRODZEŃ KOBIET I MĘŻCZYZN WYNIKAJĄCE Z MODELU HAZARDU WYKŁADNICZEGO OPISANEGO ZA POMOCĄ RÓWNANIA (6)



U w a g a. F — dystrybuanta dla jednostek przeciętnych, Fśr — dystrybuanta uzyskana poprzez uśrednianie, Fśr_C_(y) — dystrybuanta kontrfaktyczna.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

I tym razem dodatnie różnice między wynagrodzeniami mężczyzn i kobiet kształtują się w sposób niemonotoniczny, a na prawym krańcu rozkładu dochodów są szczególnie duże. Niewyjaśniona część luki dochodowej systematycznie rośnie w miarę zwiększania się poziomu płac (rośnie również jej udział). Ponadto zauważalny jest wpływ charakterystyki osób, początkowo zwiększający nierówności (w przypadku najniższych wynagrodzeń), a potem coraz silniej je redukujący (wśród zarabiających coraz więcej). Uzyskane wyniki należy jednak traktować ostrożnie ze względu na nieistotność statystyczną niektórych parametrów dla górnego krańca rozkładu dochodów.

Podsumowanie

W literaturze mikroekonometrycznej coraz więcej uwagi poświęca się nowym technikom dekompozycji. Opierając się na pracach Oaxaca i Blindera, zaproponowano liczne procedury, które wykraczają poza dekompozycję średniej. Jedna z nich znalazła zastosowanie w niniejszym opracowaniu w odniesieniu do różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce w 2014 r.

Dekompozycja przeprowadzona dla różnic między rozkładami dochodów osób ujawniła wzrost nierówności wraz ze wzrostem płac. Rozmiar oraz udział części niewyjaśnionej obserwowanej nierówności rośnie w grupach o coraz wyższych dochodach. Cześć wyjaśnioną natomiast charakteryzują ujemne wartości, co dobitnie świadczy o posiadaniu przez kobiety cech bardziej poszukiwa-

nych przez pracodawców, co mogłoby w znacznym stopniu redukować różnice w wynagrodzeniach, gdyby nie dyskryminacyjne działanie rynku. Jedynie wśród najmniej zarabiających zarówno efekt różnic w wartościach szacowanych parametrów, jak i różnicy potencjałów obu płci działają na niekorzyść kobiet.

Zastosowana metoda analizy pozwoliła na poznanie różnic w wynagrodzeniach według płci wzdłuż rozkładu badanej cechy. Zaznaczyć jednak należy, że (jak w większości technik dekompozycyjnych) uzyskiwane wyniki są wrażliwe na wybór grupy odniesienia. Wpływa na to sposób konstrukcji rozkładu kontrfaktycznego (zamiast rozpatrywać kobiety o cechach mężczyzn, można alternatywnie wziąć pod uwagę mężczyzn o cechach kobiet).

Planowane prace badawcze będą zmierzać w kierunku przeprowadzenia dekompozycji niezagregowanej (czyli umożliwiającej wyodrębnienie odizolowanego wpływu poszczególnych cech osób) wzdłuż rozkładu płac, co pozwoli na lepsze zrozumienie mechanizmów rządzących kontraktami na rynku pracy.

dr hab. Joanna M. Landmesser, mgr inż. Dominika M. Urbańczyk — *Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego*

LITERATURA

Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, *8*(4), 436—455. DOI: 10.2307/144855.

Brochu, P., Green, D. A., Lemieux, T., Townsend, J. (2015). The Minimum Wage, Turnover, and the Shape of the Wage Distribution. *Working Paper, March 19, 2015*.

Ciesielska, M. (2007). Wynagrodzenia kobiet i mężczyzn. W: E. Lisowska (red.), *Gender Index. Monitorowanie równości kobiet i mężczyzn w miejscu pracy* (s. 55—66). Warszawa: EQUAL, UNDP.

DiNardo, J., Fortin, N. M., Lemieux, T. (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, *64*(5), 1001—1044. DOI: 10.2307/2171954.

Donald, S. G., Green, D. A., Paarsch, H. J. (1995). Differences in earnings and wage distributions between Canada and the United States: An Application of a semi-parametric estimator of distribution functions with Covariates. Vancouver: The University of British Columbia.

Donald, S. G., Green, D. A., Paarsch, H. J. (2000). Differences in Wage Distributions between Canada and the United States: An Application of a Flexible Estimator of Distribution Functions in the Presence of Covariates. *Review of Economic Studies*, *67*(4), 609—633. DOI: 10.1111/1467--937X.00147.

Firpo, S., Fortin, N. M., Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. E*conometrica*, *77*(3), 953—973. DOI: 10.3982/ECTA6822.

Fortin, N., Lemieux, T., Firpo, S. (2010). Decomposition Methods in Economics. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, (16045). DOI: 10.3386/w16045.

Grajek, M. (2001). Gender pay gap in Poland. *WZB Discussion Paper.* FS IV 01-13.

Grajek, M. (2003). Gender Pay Gap in Poland. *Economic Change and Restructuring*, *36*(1), 23—44. DOI: 10.1023/b:ecop.0000005729.71467.38.

GUS (2016a). *Różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce (stan w 2014 roku)*. Pobrane z: http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rynek-pracy/pracujacy-zatrudnieni-wynagrodzenia-koszty-pracy/roznice-w-wynagrodzeniach-kobiet-i-mezczyzn-w-polsce-stan-w-2014-roku,12,1.html.

GUS (2016b). *Kobiety i mężczyźni na rynku pracy 2016*. Pobrane z: http://stat.gov.pl/obszary--tematyczne/rynek-pracy/opracowania/kobiety-i-mezczyzni-na-rynku-pracy-2016,1,6.html.

Juhn, Ch., Murphy, K. M., Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy*, (101), 410—442. DOI: 10.1086/261881.

Kalinowska-Nawrotek, B. (2004). Nierówności płci na rynku pracy. W: M. G. Woźniak (red.), *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy* (s. 343—357). Rzeszów: Uniwersytet Rzeszowski.

Kot, S. M., Podolec, B., Ulman, P. (1999). Problem dyskryminacji płacowej ze względu na płeć. W: S. M. Kot (red.), *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji* (s. 225—264), Warszawa, Kraków: Wydawnictwo Naukowe PWN.

Landmesser, J. M. (2013). Dekompozycja różnic pomiędzy kobietami i mężczyznami w procesie opuszczania stanu bezrobocia. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, *14*(3), 51—61.

Landmesser, J. M., Karpio, K., Łukasiewicz, P. (2015). Decomposition of Differences Between Personal Incomes Distributions in Poland. *Quantitative Methods in Economics*, *16*(2), 43—52.

Landmesser, J. M. (2016). Decomposition of Differences in Income Distributions Using Quantile Regression. *Statistics in Transition — new series*, *17*(2), 331—348.

Łopatka, A. (2015). Poziom i przyczyny różnicowania wynagrodzeń w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, *401*, 243—252. DOI: 10.15611/pn.2015.401.22.

Machado, J. F., Mata, J. (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, *20*, 445—465. DOI: 10.1002/jae.788.

Meyer, B. (1990). Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*, *58*(4), 757—782. DOI: 10.2307/2938349.

Meyer, R. H., Wise D. A. (1983). The effects of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Youth. *Journal of Labour Economics*, *1*(1), 66—100. DOI: 10.1086/298005.

Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, *14*(3), 693—709. DOI: 10.2307/2525981.

Rokicka, M., Ruzik, A. (2010). The Gender Pay Gap in Informal Employment in Poland. *CASE Network Studies and Analyses, 406*. DOI: 10.2139/ssrn.1674939.

Słoczyński, T. (2012). Wokół międzynarodowego zróżnicowania międzypłciowej luki płacowej. *International Journal of Management and Economics*, *34*, 169—185.

Śliwicki, D. (2015). Różnice w wynagrodzeniach mężczyzn i kobiet w województwach. *Wiadomości Statystyczne*, *10*, 17—28.

Zwiech, P. (2010). Dyskryminacja kobiet na rynku pracy w Polsce. *Zeszyty Naukowe Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, *20*, 281—287.

Summary. *The aim of this research is to decompose the gender pay gap in Poland along its distribution, based on the European Survey of Income and Living Conditions (EU-SILC) in 2014. The possibility of estimating conditional cumulative distribution function using a flexible hazards models with independent variables was applied in the analysis. The used method allowed to explain the structure of income inequalities between men and women and to infer the influence of individual person's characteristics on the observed differences.*

It was recognised that the increase in gender inequalities was accompanied by the income growth. The size and share of the unexplained by the model part grew with the amount of income, while the elucidated one was characterised by negative values. It proves that women share characteristics that are more preferred by employers.

Keywords: gender pay gap, decomposition of income inequalities, hazard function.