

DEKOMPOZYCJA RÓŻNIC POMIĘDZY KOBIECIAMI I MĘŻCZYZNAМИ W PROCESIE OPUSZCZANIA STANU BEZROBOCIA

Joanna Małgorzata Landmesser

Katedra Ekonometrii i Statystyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: joanna_landmesser@sggw.pl

Streszczenie: W pracy przeprowadzono analizę stóp wyjścia ze stanu bezrobocia, uwzględniającą zróżnicowanie płciowe. Proces opuszczania stanu bezrobocia badano dla obu płci osobno wykorzystując narzędzia z zakresu analizy czasu trwania – parametryczne modele hazardu. Głównym celem było dokonanie rozkładu nierówności między kobietami i mężczyznami podczas opuszczania bezrobocia. Zastosowana zmodyfikowana mikroekonometryczna technika dekompozycji Oaxaca-Blindera pozwoliła na wyodrębnienie czynników wyjaśniających zaobserwowane nierówności.

Słowa kluczowe: czas trwania w bezrobociu, nierówności płciowe, parametryczne modele hazardu, dekompozycja Oaxaca-Blindera

WSTĘP

Zachowanie kobiet i mężczyzn na rynku pracy jest zróżnicowane. Tradycyjnie mężczyźni są silniej związani z tym rynkiem, kobiety zaś – z uwagi na częstsze poświęcanie się karierze rodzinnej – w słabszym stopniu. Postawy te znajdują odzwierciedlenie w szansach na podejmowanie zatrudnienia.

Literatura zawierająca wyniki badań nad zróżnicowanym poziomem aktywności ekonomicznej kobiet i mężczyzn jest obszerna (jej przeglądu dostarcza np. [Altonji, Blank 1999]). Badania skoncentrowane na różnicach w stopach wyjścia ze stanu bezrobocia między kobietami i mężczyznami są znacznie rzadsze. Płeć jest ważnym czynnikiem wpływającym na przepływy między stanami na rynku pracy. Studia pokazują, że kobiety częściej niż mężczyźni narażone są na

okresy bez pracy (np. [Steiner 1989]), natomiast w [Katz, Meyer 1990] stwierdzono, że cechuje je niższe prawdopodobieństwo znalezienia zatrudnienia.

Analizy skupione na opisie wyjść ze stanu bezrobocia, które dokonano w Polsce do tej pory, traktują kwestię płci w sposób niezbyt szczegółowy. Większość z nich pomija to, że wpływ determinant na szansę podjęcia pracy może się różnić w zależności od płci. W budowanych modelach ekonometrycznych (np.: [Małarska 2007]) najczęściej uwzględniana jest dychotomiczna zmienna „płeć” (co skutkuje odpowiednim przesunięciem wartości zmiennej objaśnianej), natomiast nie praktykuje się estymacji osobnych równań dla kobiet i mężczyzn. Odmienne podejście proponują za granicą [Gonzalo, Saarela 2000] czy [Tansel, Taşçı 2010], a w Polsce [Landmesser 2008], którzy szacują oddzielne modele hazardu dla obu płci.

Przeprowadzone badanie stanowi wnikliwszą analizę stóp wyjścia ze stanu bezrobocia, uwzględniającą zróżnicowanie płciowe. W artykule proces opuszczania stanu bezrobocia zostanie zbadany dla kobiet i mężczyzn osobno, wykorzystując narzędzia z zakresu analizy czasu trwania - parametryczne modele hazardu. Głównym celem badania jest dokonanie rozkładu obserwowanych nierówności między kobietami i mężczyznami w trakcie opuszczania stanu bezrobocia. Zmodyfikowana technika dekompozycji Oaxaca-Blindera pozwoli na wyodrębnienie czynników wyjaśniających nierówności.

METODA ANALIZY

Badaniom poddano czas trwania przez osobę w stanie bezrobocia (T). Modelowanie tej zmiennej wymaga zastosowania narzędzi z zakresu analizy przeżycia. Konstruowane modele hazardu pozwalają uwzględnić obserwacje cenzurowane oraz wpływ cech indywidualnych jednostek na szanse opuszczenia wyjściowego stanu bezrobocia (por. [Lancaster 1979]).

Podstawową funkcją opisującą rozkład czasów trwania jest funkcja przeżycia $S(t) = \Pr[T > t] = 1 - F(t)$, wyrażająca prawdopodobieństwo przeżycia chwili czasu t (por. [Kalbfleisch, Prentice 2002]). Iloraz funkcji gęstości oraz funkcji przeżycia definiuje funkcję hazardu (ryzyka, intensywności). Określa ona bezpośrednie ryzyko tego, że pewne zdarzenie nastąpi w przedziale czasowym pomiędzy t i $t+dt$, pod warunkiem, że do momentu t zajście jego nie nastąpiło, co wyraża następujący wzór:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr[t \leq T < t + dt \mid T \geq t]}{dt} \quad (1)$$

Za pomocą parametrycznych modeli proporcjonalnych hazardów możliwe jest wyspecyfikowanie hazardu jako funkcji czasu oraz zmiennych objaśniających:

$$h(t \mid \mathbf{x}_j) = h_0(t) \exp(\mathbf{x}'_j \boldsymbol{\beta}) \quad (2)$$

Do opisu monotonicznego hazardu często wykorzystywany jest dwuparametryczny rozkład Weibulla $W(\lambda, p)$. Weibull opisał nim dyspersję trwałości zmęczeniowej materiałów oraz dyspersję czasów pracy maszyn i urządzeń [Weibull 1939], ale jest on również stosowany przez badaczy modelujących czas trwania w bezrobociu (ze względu na malejącą w czasie intensywność opuszczania tego stanu). Dla zmiennej $T \sim W(\lambda, p)$ funkcje przeżycia i hazardu zdefiniowane są jako $S(t) = \exp(-\lambda t^p)$ oraz $h(t) = p t^{p-1} \lambda$, dla $\lambda > 0, p > 0$ oraz $t \geq 0$. Estymowany na podstawie danych empirycznych parametr p jest tzw. parametrem kształtu. Jeśli $p = 1$, to funkcja hazardu jest stała; jeśli $p > 1$, to jest monotonicznie rosnąca; natomiast dla $p < 1$ hazard monotonicznie maleje. Postać modelu hazardu Weibulla po podjęciu parametryzacji $\lambda = \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ jest następująca:

$$h(t|\mathbf{x}_j) = p t^{p-1} \exp(\mathbf{x}'_j \boldsymbol{\beta}) \quad (3)$$

Celem opisu procesu opuszczania stanu bezrobocia przez kobiety i mężczyzn w pracy szacowano parametryczne modele proporcjonalnych hazardów Weibulla dla obu płci osobno. Następnie dokonano rozkładu zaobserwowanych nierówności stosując modyfikację techniki rozkładu różnic Oaxaca-Blindera.

Przyjmując oznaczenia:

$\mathbf{x}^K, \mathbf{x}^M$ - wektory charakterystyk kobiet i mężczyzn,

$\boldsymbol{\beta}^K, \boldsymbol{\beta}^M$ - parametry powiązane z charakterystykami osób,

$\bar{\Phi}$ - przeciętny poziom zmiennej objaśnianej w modelu ekonometrycznym (np. średni poziom hazardu),

popularna dekompozycja Oaxaca-Blindera ([Oaxaca 1973], [Blinder 1973]) przedstawia się następująco:

$$\bar{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^K) - \bar{\Phi}(\mathbf{x}^M \boldsymbol{\beta}^M) = [\bar{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^M) - \bar{\Phi}(\mathbf{x}^M \boldsymbol{\beta}^M)] + [\bar{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^K) - \bar{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^M)] \quad (4)$$

Pierwszy wyraz po prawej stronie równania (4) wyraża różnicę tzw. potencjałów dwóch grup osób (kobiet i mężczyzn). Ten składnik odpowiada części zróżnicowania cechy zależnej, która wynika z faktu, iż kobiety i mężczyźni są „różni” i mogą wykonywać „różną” pracę. Gdyby charakterystyki \mathbf{x} użyte do estymacji modelu ekonometrycznego wyczerpywały wszystkie czynniki wpływające na szanse opuszczenia stanu bezrobocia, to można by przyjąć, że drugi wyraz prawej strony powyższego równania reprezentuje wielkość dyskryminacji. Wyraz ten to efekt różnic w wyestymowanych parametrach równań, a więc „cenach” poszczególnych cech mężczyzn i kobiet. Blinder twierdził, że „występuje [on] tylko wtedy, gdy rynek różnie wynagradza identyczne zestawy cech, jeśli należą do członków innych [...] grup” [Blinder 1973].

Modyfikacja metody Oaxaca-Blindera dokonana przez Yuna pozwoliła na wykorzystanie powyższej koncepcji do określenia wkładu poszczególnych zmiennych objaśniających z modelu regresji Weibulla w wyjaśnianiu nierówności

międzyplciowych [Yun 2004]. Wzór podany przez Yuna ma następującą postać (za [Ortega Masagué 2008]):

$$\begin{aligned} \overline{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^K) - \overline{\Phi}(\mathbf{x}^M \boldsymbol{\beta}^M) &= \\ &= \sum_{i=1}^k W_{\Delta x_i} [\overline{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^M) - \overline{\Phi}(\mathbf{x}^M \boldsymbol{\beta}^M)] + \sum_{i=1}^k W_{\Delta \beta_i} [\overline{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^K) - \overline{\Phi}(\mathbf{x}^K \boldsymbol{\beta}^M)], \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} W_{\Delta x_i} &= \frac{(\bar{x}_i^K - \bar{x}_i^M) \beta_i^M}{(\bar{\mathbf{x}}^K - \bar{\mathbf{x}}^M)' \boldsymbol{\beta}^M}, & \sum_{i=1}^k W_{\Delta x_i} &= 1, \\ W_{\Delta \beta_i} &= \frac{\bar{x}_i^K (\beta_i^K - \beta_i^M)}{\bar{\mathbf{x}}^K' (\boldsymbol{\beta}^K - \boldsymbol{\beta}^M)}, & \sum_{i=1}^k W_{\Delta \beta_i} &= 1, \end{aligned} \quad (6)$$

natomiast k oznacza liczbę zmiennych objaśniających w modelu, a $\bar{\mathbf{x}}^K, \bar{\mathbf{x}}^M$ - średnie poziomy charakterystyk dla kobiet i mężczyzn odpowiednio.

OPIS DANYCH EMPIRYCZNYCH

Badanie przeprowadzono wykorzystując dane indywidualne osób zarejestrowanych jako bezrobotne w Powiatowym Urzędzie Pracy w Słupsku. Wylosowana próba obejmowała 4372 osoby, zarejestrowane w PUP od stycznia 1990 do sierpnia 2007. Wylosowano 2203 kobiety oraz 2169 mężczyzn (kobiety stanowiły 50,4%, a mężczyźni 49,6% wylosowanej próby). Dane o każdej osobie miały postać wieloepizodową i zawierały szczegółowe zapisy historii klientów urzędu. Na ich podstawie ustalono, jak długo trwały (w dniach) poszczególne epizody bycia bezrobotnym lub jak długo wciąż jeszcze one trwają (w wypadku epizodów cenzurowanych). Każda osoba w swojej historii mogła wykazywać wielokrotne rejestracje w PUP, stąd dla 4372 analizowanych osób zanotowano w sumie 10118 epizodów bycia bezrobotnym, z czego 10 % stanowiły epizody cenzurowane (Tabela 1).

Tabela 1. Liczebność epizodów bezrobocia

Liczba epizodów	Razem		Kobiety		Mężczyźni	
ogółem	10118	100%	4786	100%	5332	100%
cenzurowanych	1007	10%	664	13,9%	343	6,4%
niecenzurowanych	9111	90%	4122	86,1%	4989	93,6%

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z PUP w Słupsku

W przypadku kobiet epizody cenzurowane stanowiły większy udział wśród wszystkich epizodów niż miało to miejsce dla mężczyzn. Wiązało się to zapewne z faktem, że kobiety doznawały przeciętnie dłuższych epizodów bezrobocia niż mężczyźni (przykładowo epizody niecenzurowane u kobiet trwały średnio 413,1 dni, natomiast u mężczyzn 271,2 dni). Informacje na temat średniego czasu trwania w stanie bezrobocia w trakcie pojedynczego epizodu przedstawia Tabela 2.

Tabela 2. Średni czas trwania w stanie bezrobocia

Średnia długość (w dniach)	Razem	Kobiety	Mężczyźni
epizodu bezrobocia	406,5	523,2	301,7
w tym: cenzurowanego	1049	1207	745,5
niecenzurowanego	335,4	413,1	271,2

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z PUP w Słupsku

Przeciętnie pojedyncza kobieta rejestrowała się w urzędzie pracy 2,55 razy, natomiast mężczyzna 3,02 razy (częściej, ale za to na krócej). Średni wiek kobiety w chwili rozpoczęcia epizodu bezrobocia wyniósł 31,99 lat, z kolei dla mężczyzny było to 33,66 lat. Szczegółowe informacje na temat wieku rejestrujących się osób, poziomu ich wykształcenia oraz miejsca zamieszkania przedstawia Tabela 3.

Tabela 3. Struktura epizodów bezrobocia według wybranych cech

Cecha		Razem		Kobiety		Mężczyźni	
wiek	od 17 do 24 lat	3068	30,3%	1512	31,6%	1556	29,2%
	od 25 do 34 lat	2755	27,2%	1353	28,3%	1402	26,3%
	od 35 do 44 lat	2408	23,8%	1200	25,1%	1208	22,7%
	od 45 do 54 lat	1742	17,2%	699	14,6%	1043	19,6%
	powyżej 55 lat	145	1,4%	22	0,5%	123	2,3%
wykształcenie	wyższe	767	7,6%	517	10,8%	250	4,7%
	średnie zaw.	1957	19,3%	1170	24,4%	787	14,8%
	średnie ogóln.	710	7%	516	10,8%	194	3,6%
	zawodowe	3100	30,6%	1240	25,9%	1860	34,9%
	gimnazjalne	3584	35,4%	1343	28,1%	2241	42%
miejsce zam.	miasto	5079	50,2%	2551	53,3%	2528	47,4%
	wieś	5039	49,8%	2235	46,7%	2804	52,6%

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z PUP w Słupsku

Rejestrujące się w urzędzie pracy kobiety były zazwyczaj młodsze od mężczyzn. Częściej niż mężczyźni posiadały wyższe wykształcenie lub średnie, rzadziej zawodowe i niższe. Charakteryzuje je także wyższy odsetek zamieszkania w mieście. Epizody bezrobocia zbadano także pod kątem wypłaty w trakcie ich trwania zasiłku, dodatku szkoleniowego oraz świadczenia z ZUS. Okazało się, że mężczyźni częściej niż kobiety byli beneficjentami zasiłków dla bezrobotnych, kobietom zaś częściej przydzielano dodatki szkoleniowe oraz świadczenia ZUS.

Informacje uzyskane z bazy danych z PUP pozwoliły na wyłonienie zestawu potencjalnych zmiennych objaśniających w modelach opisujących intensywność opuszczania stanu bezrobocia. Większość z nich to zmienne dychotomiczne, np.: „płeć” (cyfrą 1 zakodowano płeć męską), zestaw zmiennych dla pięciu kategorii wiekowych, zestaw zmiennych dotyczących poziomu wykształcenia osoby, „związek” (1, jeśli osoba nie jest wolnego stanu cywilnego), „miasto” (1, jeśli

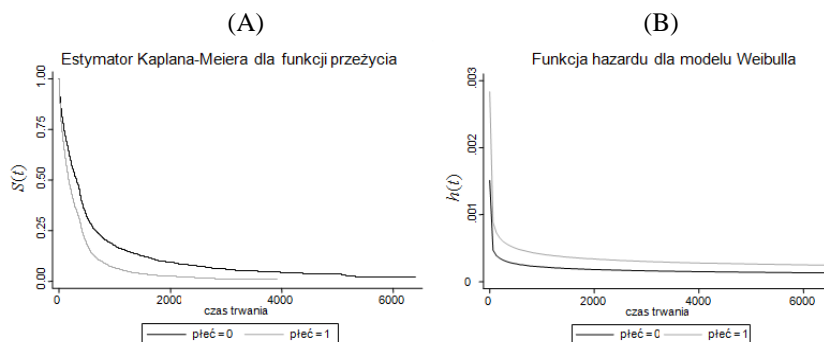
osoba mieszka w mieście), „niesprawność” (1, jeśli osoba jest niepełnosprawna), „zasiłek” (1 dla beneficjentów zasiłku dla bezrobotnych), „dodatek szkol” (1, dla otrzymujących dodatek szkoleniowy), „zus” (1 dla świadczeniobiorców ZUS). Ponadto w estymowanych modelach wykorzystano informację o numerze kolejnego epizodu bezrobocia dla osoby (zmienna „nrepiz”) oraz o poziomie stopy bezrobocia w miesiącu rejestracji („stopabezrob”).

Zależne od czasu zmienne objaśniające („zasiłek”, „dodatek szkol”, czy „zus”) zostały uwzględnione w modelach poprzez zastosowanie metody rozszczepienia epizodów. Zgodnie z ideą tej metody dokonano podziału oryginalnych epizodów na subepizody w tych punktach czasu, w których miała miejsce zmiana wartości zmiennej zależnej od czasu.

PREZENTACJA UZYSKANYCH WYNIKÓW

Przystępując do analizy rozkładu czasów trwania w bezrobociu, w pierwszej kolejności sporządzono wykres nieparametrycznego estymatora Kaplana-Meiera dla funkcji przeżycia $S(t)$, osobno dla kobiet i mężczyzn (Rysunek 1 (A)).

Rysunek 1. Wykresy funkcji przeżycia $S(t)$ oraz funkcji hazardu $h(t)$ względem płci



Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Stata

Niższe położenie krzywej dla mężczyzn wskazuje na mniejsze prawdopodobieństwo dalszego trwania w stanie bezrobocia dla tej płci. Zaobserwowano statystyczną istotność różnic dla rozważanych funkcji przeżycia.

Następnie na podstawie całej próby oszacowano parametryczny model proporcjonalnych hazardów Weibulla dla szansy opuszczenia stanu bezrobocia (oceny parametrów tego modelu zawiera Tabela 4, część (A)). W modelu tym przykładowa interpretacja dla oceny parametru stojącego przy zmiennej „płeć” jest następująca: szansa na opuszczenie stanu bezrobocia przez mężczyznę jest o 87,5% większa niż przez kobietę ($\exp(0,629) = 1,875$). Dodatnia wartość parametru β_k oznacza, że zmiana wartości k -tej zmiennej objaśniającej o jednostkę wywoła dodatni względny przyrost stopy hazardu (odpowiednio ujemna ocena wiąże się ze

względny spadkiem hazardu). Wnioskujemy, że szanse na opuszczenie stanu bezrobocia wzrastają w przypadku płci męskiej, młodszego wieku, lepszego wykształcenia, trwania w związku, mieszkania w mieście, kolejnego epizodu bezrobocia w karierze, natomiast szanse te umniejsza niepełnosprawność, wyższa stopa bezrobocia w chwili rejestracji w urzędzie pracy oraz fakt otrzymywania zasiłku dla bezrobotnych, dodatku szkoleniowego oraz świadczenia z ZUS. Rysunek 1 (B) przedstawia dwa wykresy funkcji hazardu Weibulla otrzymane na podstawie oszacowanego modelu, przy założeniach „płeć” = 0 oraz „płeć” = 1. Funkcje te są malejące (ponieważ $p < 0$); jedna stanowi przesunięcie drugiej; w każdej chwili niższa intensywność opuszczania bezrobocia charakteryzuje kobiety.

Tabela 4. Wyniki estymacji modeli Weibulla dla całej próby (A), osobno dla kobiet (B) oraz osobno dla mężczyzn (C)

Zmienna	Razem (A)		Kobiety (B)	Mężczyźni (C)
	β_i^R	$\exp(\beta_i^R)$	β_i^K	β_i^M
płeć	0,629 ***	1,875	–	–
wiek17-24	0,570 ***	1,769	0,943 ***	0,774 ***
wiek25-34	0,584 ***	1,793	1,137 ***	0,632 ***
wiek35-44	0,442 ***	1,556	1,125 ***	0,348 ***
wiek45-54	0,365 ***	1,441	1,102 ***	0,258 **
wyższe	0,682 ***	1,977	0,979 ***	0,368 ***
średnie	0,482 ***	1,619	0,601 ***	0,388 ***
średnie	0,500 ***	1,648	0,570 ***	0,483 ***
nizsze	0,264 ***	1,301	0,384 ***	0,210 ***
wzrost	0,239 ***	1,270	-0,055	0,491 ***
miasto	0,058 ***	1,060	0,064 **	0,056 *
niepełnosprawność	-0,385 ***	0,680	-0,236 ***	-0,431 ***
stopa bezrobocia	-0,046 ***	0,955	-0,040 ***	-0,051 ***
epizod	0,063 ***	1,065	0,099 ***	0,043 ***
zasiłek	-7,490 ***	0,001	-19,599	-7,085 ***
dodatek szkolny	-3,539 ***	0,029	-3,726 ***	-3,324 ***
zUS	-3,600 ***	0,027	-3,474 ***	-4,104 ***
cons	-4,381 ***	0,013	-4,857 ***	-3,923 ***
p	0,721 ***	–	0,697 ***	0,755 ***
liczba epizodów	10118		4786	5332
liczba subepizodów	22373		10890	11483
lnL	-13188,137		-6436,8563	-6579,658

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Stata;
 ***, **, * - istotność statystyczna na poziomie 1%, 5%, 10%

W kolejnym kroku oszacowano dwa modele hazardu Weibulla dla czasu spędzonego w stanie bezrobocia, dla kobiet i mężczyzn osobno (wyniki estymacji zawiera Tabela 4, części (B) i (C)). Modele te różnią się ocenami parametrów stojących przy odpowiednich zmiennych. Najwyższą skłonność do opuszczania

stanu bezrobocia posiadają kobiety w wieku od 25 do 34 lat, natomiast w przypadku mężczyzn największe szanse mają ci w wieku od 17 do 24 lat. U kobiet najsilniejszy jest pozytywny efekt wyższego wykształcenia, u mężczyzn zaś efekt wykształcenia średniego ogólnokształcącego. Trwanie w związku małżeńskim intensyfikuje wyjścia z bezrobocia u mężczyzn. Poziom odpowiedniego parametru dla kobiet wskazywałby na spadek szans na podjęcie pracy, parametr ten jest jednak statystycznie nieistotny. Spośród pozostałych parametrów na uwagę zasługują te przy zmiennych dotyczących świadczeń finansowych. O ile negatywny wpływ dodatków szkoleniowych oraz świadczeń z ZUS na szanse kobiet i mężczyzn na opuszczenie bezrobocia jest zbliżony, to nie można stwierdzić tego samego o skutkach zasiłków dla bezrobotnych. Odpowiedni parametr w równaniu modelu hazardu dla kobiet – pomimo, że jest ujemny – okazał się statystycznie nieistotny. Oszacowane wartości parametru p wskazują na gwałtowniejszy spadek szansy na zatrudnienie w miarę upływu czasu w przypadku kobiet.

Otrzymane oceny parametrów w modelach (B) i (C) są jednak ze względu na różny skład oraz różną liczebność obu podprób trudno ze sobą porównywalne. Stąd w dalszej kolejności dokonano rozkładu zaobserwowanych nierówności między kobietami i mężczyznami w trakcie opuszczania stanu bezrobocia stosując zmodyfikowaną technikę dekompozycji różnic Oaxaca-Blindera. Jej wyniki w sposób zagregowany przedstawia Tabela 5 (agregacja polegała na skumulowaniu efektów grup powiązanych zmiennych).

Tabela 5. Wyniki dekompozycji różnic zmodyfikowaną techniką Oaxaca-Blindera

Zaobserwowana różnica			Wartość		%
			-0,0027787		100
	Wartość	%		Wartość	%
<i>Charakterystyki</i>	-0,000085	3,05	<i>Parametry</i>	-0,002694	96,95
wiek	-0,000029	1,03	wiek	0,000708	-25,50
wykształcenie	-0,000087	3,14	wykształcenie	0,000228	-8,22
związek	-0,000051	1,83	związek	-0,000476	17,13
miasto	-0,000005	0,17	miasto	0,000006	-0,21
niesprawność	-0,000005	0,19	niesprawność	0,000010	-0,35
stopabezrob	-0,000007	0,25	stopabezrob	0,000225	-8,08
nrepiz	0,000024	-0,86	nrepiz	0,000178	-6,41
zasiłek	-0,000312	11,23	zasiłek	-0,003634	130,78
dodatekszkol	0,000077	-2,77	dodatekszkol	-0,000027	0,96
zus	0,000310	-11,17	zus	0,000087	-3,14

Źródło: obliczenia własne z wykorzystaniem programu Stata

Ma miejsce ujemna różnica pomiędzy średnimi wartościami funkcji hazardu dla kobiet i mężczyzn, co oznacza, że kobiety mają przeciętnie niższe szanse na opuszczenie stanu bezrobocia niż mężczyźni. W efekcie przeprowadzonej

dekompozycji wyodrębniono czynniki w różnym stopniu wyjaśniające zaobserwowaną nierówność. W tabeli wytłuszczono te czynniki, które w największym stopniu były „winne” zanotowanemu zróżnicowaniu szans.

Okazuje się, że różnice w stopach wyjścia z bezrobocia w znikomym stopniu – tylko w 3,05% – są wyjaśniane przez cechy indywidualne kobiet i mężczyzn (wektory \mathbf{x}^K oraz \mathbf{x}^M). Objaśniana w ten sposób część różnic w szansach na wyjście z bezrobocia bierze się stąd, że kobiety różnią się od mężczyzn pewnymi cechami istotnymi na rynku pracy. Zauważyć można przemawiający na niekorzyść kobiet efekt poziomu wykształcenia. Pomimo, że kobiety są przeciętnie lepiej wykształcone od mężczyzn, to zdobywają one najczęściej wykształcenie humanistyczne, co w rezultacie wpływa na mniejsze prawdopodobieństwo zatrudnienia niż w wypadku technicznie szkolonych mężczyzn. Ponadto, nierówności zwiększa efekt wsparcia zasiłkiem dla bezrobotnych. Zróżnicowanie w stopach wyjścia z bezrobocia jest zaś łagodzone przez częstsze dodatki szkoleniowe i świadczenia ZUS dla kobiet. Co ciekawe, wyższa liczba zasiłków szkoleniowych w wypadku kobiet nie wynika z dyskryminacji płci, lecz z konieczności podejmowania przez nie szkoleń pozwalających uzyskać kwalifikacje zgodne z oczekiwaniami pracodawców.

Analizowane różnice międzypłciowe w znakomitej jednak większości – w 96,95% – powinny zostać przypisane współczynnikom β^K i β^M szacowanych modeli hazardu, a nie zróżnicowaniu charakterystyk jednostek. Okazuje się, że osoby o takich samych cechach, o ile są różnej płci, mają odmienne szanse na wychodzenie ze stanu bezrobocia. To właśnie różna „wycena” cech kobiet i mężczyzn jest główną przyczyną nierówności. Można przypuszczać, że pracodawcy faworyzują mężczyzn, a kobiety są dyskryminowane na rynku pracy. Zróżnicowanie szans wynika głównie z uprzedzeń powiązanych ze stanem cywilnym kobiety oraz ze względu na silniejszy w jej wypadku efekt zasiłkowy.

PODSUMOWANIE

W artykule proces opuszczania stanu bezrobocia badano dla obu płci osobno wykorzystując parametryczne modele hazardu. Uzyskane wyniki potwierdziły, że wpływ zmiennych objaśniających na szansę podjęcia zatrudnienia zależy od płci jednostki. Ponadto w pracy opisano szczegółowo, jakie są składowe zaobserwowanego zróżnicowania międzypłciowego.

Z przeprowadzonej dekompozycji wynika, że różnice w intensywności opuszczania stanu bezrobocia w małym stopniu są wyjaśniane przez charakterystyki indywidualne kobiet i mężczyzn. Mimo to, zauważono działający na niekorzyść kobiet efekt wyższego poziomu wykształcenia. Można przypuszczać, że struktura rozkładu obu płci pomiędzy poszczególne zawody w gospodarce również będzie niekorzystna dla kobiet, ponieważ sfeminizowane zawody nie są zazwyczaj kojarzone z dużą rotacją w zatrudnieniu. Nierówności zmniejsza efekt częstszych dla kobiet dodatków szkoleniowych i świadczeń ZUS.

W o wiele większym jednak zakresie zaobserwowane różnice mogą zostać przypisane „wycenom” cech kobiet i mężczyzn dokonywanym przez rynek. Ta właśnie część różnic, tzw. część niewyjaśniona, utożsamiana może być z efektem dyskryminacji kobiet na rynku pracy i jest najważniejszym czynnikiem wyjaśniającym zróżnicowanie szans na zatrudnienie wśród kobiet i mężczyzn. Wskazuje ona na fakt, iż zaobserwowane nierówności wystąpiłyby zapewne nawet wówczas, gdyby charakterystyki obu płci były identyczne.

Ze względu na słabsze dopasowanie modelu hazardu dla kobiet (nieistotne dwa parametry) wyniki przeprowadzonej dekompozycji mogą budzić jednak pewne wątpliwości. Większość zaobserwowanego zróżnicowania wynika z wartości parametrów, ale nie wszystkie parametry mają oczekiwane własności statystyczne. Dlatego też wydaje się, że dla poprawnego wnioskowania dokonywanego za pomocą przedstawionej w artykule metody kluczowy jest staranny dobór zmiennych objaśniających do modeli hazardu.

BIBLIOGRAFIA

- Altonji J.G., Blank R.M. (1999) Race and Gender in the Labor Market. [w:] O. Ashenfelter, D. Card (red.) Handbook of Labor Economics, Volume III. North-Holland, Amsterdam.
- Blinder A.S. (1973) Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, Vol. 8(4), str. 436 – 455.
- Gonzalo M.T., Saarela J. (2000) Gender Differences in Exit Rates from Unemployment: Evidence from a Local Finnish Labour Market. *Finnish Economic Papers*, 13(2), str. 129 – 139.
- Kalbfleisch J., Prentice R. (2002) *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. Second Edition. John Wiley and Sons, New York.
- Katz L.F., Meyer B.D. (1990) Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes. *Quarterly Journal of Economics*, 105(4), str. 973 – 1002.
- Lancaster T. (1979) Econometric Methods for the Duration of Unemployment. *Econometrica*, 47, str. 939 – 956.
- Landmesser J. (2008) Analiza aktywności ekonomicznej kobiet wiejskich z wykorzystaniem ekonometrycznych modeli hazardu. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, Zeszyt 1, Tom X, str. 233–239.
- Malarska A. (2007) Diagnostowanie determinantów bezrobocia w Polsce nieklasycznymi metodami statystycznymi. Analiza empiryczna na podstawie danych Bael. Wydawnictwo Biblioteka, Łódź.
- Oaxaca R.L. (1973) Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, Vol. 14, str. 693 – 709.
- Ortega Masagué A. C. (2008) Gender Gaps in Unemployment Rates in Argentina. *Económica*, La Plata, Vol. LIV, nr 1-2, str. 161 – 202.
- Steiner V. (1989) Causes of Recurrent Unemployment - An Empirical Analysis. *Empirica*, 16, str. 53 – 65.

- Tansel A., Taşçi H.M. (2010) Hazard Analysis of Unemployment Duration by Gender in a Developing Country: The Case of Turkey. IZA Discussion Paper, 4844, Bonn.
- Weibull W. (1939) A Statistical Theory of the Strength of Materials. Ingeniörsvetenskapsakademiens Handlingar, Nr 151, Stockholm.
- Yun M. (2004) Decomposing Differences in the First Moment. Economic Letters, Vol. 82, str. 275 – 280.

**DECOMPOSITION OF DIFFERENCES
BETWEEN WOMEN AND MEN
IN THE PROCESS OF LEAVING THE UNEMPLOYMENT**

Abstract: In the paper, we analyse the exit rates from unemployment, taking into account gender differences. The process of leaving the unemployment state was examined for each sex separately using the tools of duration analysis – the parametric hazard models. The main objective was to perform a decomposition of inequalities between men and women when leaving unemployment. Applied the modified Oaxaca-Blinder microeconomic decomposition technique allowed us to isolate the factors explaining the observed inequalities.

Keywords: duration of unemployment, gender inequalities, parametric hazard models, Oaxaca-Blinder decomposition