

Dominik ŚLIWICKI

Różnice w wynagrodzeniach mężczyzn i kobiet w województwach

Różnice w wynagrodzeniach mężczyzn i kobiet są problemem złożonym, budzącym zainteresowanie decydentów zajmujących się polityką społeczną i gospodarczą w kraju i za granicą. Podejmowane działania mają na celu niwelowanie różnic w wynagrodzeniach według płci. Jednakże aby podejmować skuteczne decyzje, należy mieć informacje o rzeczywistej ich skali.

Celem artykułu jest analiza różnic w wynagrodzeniach pomiędzy mężczyznami i kobietami. W analizie wykorzystano dekompozycję Oaxaca-Blindera. Różnice w wynagrodzeniach wyznaczono dla województw oraz kraju. Źródłem danych były wyniki badania struktury wynagrodzeń.

BADANIE RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH MĘŻCZYŹN I KOBIEC W UNII EUROPEJSKIEJ

Różnicę w wynagrodzeniach mężczyzn i kobiet opisuje się najczęściej jako procentową część zarobków mężczyzn. W stosowanej w Unii Europejskiej (UE) metodologii wyrażana jest ona za pomocą wskaźnika *Gender Pay Gap* — *GPG*. Wskaźnik ten oblicza się według formuły (*The gender...*, 2010):

$$GPG = \frac{\bar{w}_m - \bar{w}_k}{\bar{w}_m} 100\% \quad (1)$$

gdzie:

\bar{w}_m — średnia stawka godzinowa dla mężczyzn,

\bar{w}_k — średnia stawka godzinowa dla kobiet.

GPG odzwierciedla nieskorygowaną różnicę w wynagrodzeniach mężczyzn i kobiet, ponieważ nie uwzględnia wszystkich czynników, jak np.: wykształcenie, staż pracy, rodzaj wykonywanej pracy, złożoność stanowiska pracy, zawód, skłonność do podejmowania ryzyka i inne, które mogą mieć charakter zarówno ilościowy, jak i jakościowy. Skorygowane szacunki różnic w wynagrodzeniach

mężczyzn i kobiet można uzyskać metodą zaproponowaną przez Oaxaca i Blindera.

DEKOMPOZYCJA OAXACA-BLINDERA

Pierwotnie metoda ta była wykorzystywana do badania dyskryminacji na rynku pracy (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), w szczególności w zakresie różnic płacowych ze względu na płeć (Stanley, Jarrel, 1998; Weichselbaumer, Winter-Ebmer, 2005; Śliwicki, Ryczkowski, 2014) czy rasę (Darity i in., 1996; Kim, 2010). Generalnie dekompozycja Oaxaca-Blindera może służyć do szacowania różnic pomiędzy dwiema dowolnymi grupami.

Procentowa różnica w przeciętnych stawkach godzinowych mężczyzn i kobiet jest wyrażana za pomocą rozszerzonej formuły Oaxaca-Blindera:

$$\ln(\bar{w}_m) - \ln(\bar{w}_k) = (\bar{x}_m - \bar{x}_k)\hat{\beta}^* + (\hat{\beta}^m - \hat{\beta}^*)\bar{x}_m + (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}^k)\bar{x}_k \quad (2)$$

gdzie:

$\ln(\cdot)$ — logarytm ze średniej stawki godzinowej,

\bar{x}_m — wektor wartości przeciętnych opisujących cechy mężczyzn¹,

\bar{x}_k — wektor wartości przeciętnych opisujących cechy kobiet,

$\hat{\beta}^m$ — wektor ocen parametrów funkcji płac dla mężczyzn,

$\hat{\beta}^k$ — wektor ocen parametrów funkcji płac dla kobiet,

$\hat{\beta}^*$ — wektor ocen parametrów funkcji płac równowagi (niedyskryminującej).

Funkcja logarytmów stawek godzinowych dla mężczyzn:

$$\ln(w_m) = x\hat{\beta}^m + u_m \quad (3)$$

gdzie:

w_m — wektor stawek godzinowych wynagrodzenia dla mężczyzn,

u_m — wektor reszt modelu.

Funkcja logarytmów stawek godzinowych dla kobiet:

$$\ln(w_k) = x\hat{\beta}^k + u_k \quad (4)$$

¹ W przypadku opisywania cech zmiennymi binarnymi wykorzystuje się odsetek osób o określonym wariancie cechy.

gdzie w_k — wektor stawek godzinowych wynagrodzenia dla kobiet.

Oceny parametrów modeli logarytmów stawek godzinowych dla mężczyzn i kobiet szacowane są za pomocą estymatora według klasycznej metody najmniejszych kwadratów:

$$\widehat{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \ln(\mathbf{w}) \quad (5)$$

gdzie \mathbf{X} — macierz obserwacji na zmiennych objaśniających opisujących cechy pracowników.

Zasadniczy problem polega na ustaleniu ocen parametrów modelu płac równowagi. Reimers (1983) przyjął tu wektor średnich arytmetycznych ocen parametrów funkcji płac dla mężczyzn i kobiet:

$$\widehat{\beta}_R^* = \frac{\widehat{\beta}^m + \widehat{\beta}^k}{2} \quad (6)$$

Cotton (1988) jako parametry funkcji płac równowagi stosował wektor średnich ważonych parametrów funkcji płac dla mężczyzn i kobiet. Wagami są tutaj udziały mężczyzn i kobiet w próbie badanych osób:

$$\widehat{\beta}_C^* = \frac{n_m \widehat{\beta}^m + n_k \widehat{\beta}^k}{n_m + n_k} \quad (7)$$

gdzie:

n_m — liczba mężczyzn w próbie,

n_k — liczba kobiet w próbie.

Neumark (1988) z kolei szacował parametry modelu płacy równowagi na podstawie połączonych prób dla kobiet i mężczyzn:

$$\ln(\mathbf{w}) = \mathbf{x} \widehat{\beta}^* + \mathbf{u} \quad (8)$$

Przedstawione trzy podejścia nie wyczerpują wszystkich możliwości obliczeń. Za wektor ocen parametrów funkcji równowagi można np. przyjąć wektor ocen parametrów modelu dla mężczyzn $\widehat{\beta}^m$ (Blinder, 1973; Oaxaca 1973) albo dla kobiet $\widehat{\beta}^k$ (Oaxaca, 1973).

Wyrażenie $(\bar{x}_m - \bar{x}_k)\hat{\beta}^*$ ze wzoru (2) wyjaśnia różnymi cechami mężczyzn i kobiet część różnicy w ich wynagrodzeniach. Składowa ta stanowi różnicę pomiędzy potencjałami mężczyzn i kobiet na rynku pracy (*equipment effect*).

Wyrażenie $(\hat{\beta}^m - \hat{\beta}^*)\bar{x}_m + (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}^k)\bar{x}_k$ stanowi z kolei niewyjaśnioną część różnicy w wynagrodzeniach. Pierwsza część wyrażenia oznacza część niewyjaśnioną dla mężczyzn i pokazuje dyskryminację kobiet poprzez faworyzowanie mężczyzn, natomiast druga część oznacza czystą dyskryminację kobiet. Suma tych części to efekt dyskryminacji (*discrimination effect*).

DANE WYKORZYSTANE DO ESTYMACJI RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH MĘŻCZYZN I KOBIECI

Do oszacowania różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn wykorzystano dane zebrane w badaniu dotyczącym struktury wynagrodzeń, prowadzonym przez statystykę publiczną z częstotliwością dwuletnią na formularzu statystycznym Z-12 — *Sprawozdanie o strukturze wynagrodzeń według zawodów*. Na potrzeby analizy wykorzystano dane z lat 2010 i 2012. W szacowanych modelach ekonometrycznych w roli zmiennych objaśnianych wystąpiły logarytmy stawek godzinowych wynagrodzenia zasadniczego za październik danego roku. Zmiennymi objaśniającymi są zmienne binarne opisujące cechy pracujących. Wprowadzenie do modelu wszystkich zmiennych opisujących daną cechę jest niemożliwe z uwagi na ich binarny charakter. Skutkuje to ścisłą współliniowością z wyrazem wolnym w modelach. Aby wyeliminować współliniowość, należy pominąć jedną ze zmiennych w ramach danej cechy. Zmienne nieuwzględnione w modelach określane są mianem zmiennych bazowych².

Do estymacji modeli wykorzystano:

— *ZAW1, ZAW2, ZAW3, ZAW4, ZAW5, ZAW6, ZAW7, ZAW8, ZAW9* — grupa dziewięciu zmiennych opisujących wielkie grupy zawodów według KZiS³; zmienną bazową była *ZAW1*⁴;

² Zmienne bazowe wskazano w sposób celowy.

³ KZiS — Klasyfikacja Zawodów i Specjalności wprowadzona na podstawie Rozporządzenia Ministra Pracy i Polityki Społecznej z 27 kwietnia 2010 r. w sprawie klasyfikacji zawodów i specjalności dla potrzeb rynku pracy oraz zakresu jej stosowania (Dz. U. Nr 82, poz. 537). Klasyfikacja jest pięciopoziomowym, hierarchicznie usystematyzowanym zbiorem zawodów i specjalności występujących na rynku pracy. Grupuje poszczególne zawody (specjalności) w coraz bardziej zagregowane grupy oraz ustala ich symbole i nazwy.

⁴ *ZAW1* — parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy, *ZAW2* — specjaliści, *ZAW3* — technicy i inny średni personel, *ZAW4* — pracownicy biurowi, *ZAW5* — pracownicy usług osobistych i sprzedawcy, *ZAW6* — rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy, *ZAW7* — robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy, *ZAW8* — operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń, *ZAW9* — pracownicy przy pracach prostych.

- *WYKSZ_WY*, *WYKSZ_PO_SZ*, *WYKSZ_SO*, *WYKSZ_ZZ*, *WYKSZ_GM_PP* — grupa pięciu zmiennych opisujących wykształcenie; zmienną bazową była *WYKSZ_SO*⁵;
- *SCP_PODST*, *SCP_ROWNI*, *SCP_PRZER*, *SCP_ZAD*, *SCP_INNY* — grupa pięciu zmiennych opisujących system czasu pracy; zmienną bazową była *SCP_PODST*⁶;
- *RUOP_NOKR*, *RUOP_OKR*, *RUOP_OKR_PR*, *RUOP_PROBA* — grupa czterech zmiennych opisujących rodzaj umowy o pracę; zmienną bazową była *RUOP_NOKR*⁷;
- *SUW1*, *SUW2*, *SUW3* — grupa trzech zmiennych opisujących sposób ustalania wynagrodzenia za pracę; zmienną bazową była *SUW1*⁸;
- *SEKTOR_PRYW*, *SEKTOR_PUBL* — grupa dwóch zmiennych opisujących sektor własności; zmienną bazową była *SEKTOR_PRYW*⁹;
- *SEK_A*, *SEK_BCDEF*, *SEK_GHIJ*, *SEK_KL*, *SEK_MNOPQRSTU* — grupa pięciu zmiennych opisujących sekcję rodzaju działalności zakładu pracy według PKD¹⁰; zmienną bazową była *SEK_MNOPQRSTU*¹¹;
- *SIEDZIBA*, *SIEDZIBA_POZA* — grupa dwóch zmiennych opisujących pracę w siedzibie zakładu pracy; zmienną bazową była *SIEDZIBA_POZA*¹²;
- *STAZ5*, *STAZ5DO9*, *STAZ10DO19*, *STAZ20DO29*, *STAZ30* — grupa pięciu zmiennych opisujących staż pracy; zmienną bazową była *STAZ30*¹³;
- *WIEK24*, *WIEK25DO34*, *WIEK35DO44*, *WIEK45DO54*, *WIEK55* — grupa pięciu zmiennych opisujących wiek; zmienną bazową była *WIEK55*¹⁴;

⁵ *WYKSZ_WY* — wyższe, *WYKSZ_PO_SZ* — policealne i średnie zawodowe, *WYKSZ_SO* — średnie ogólne, *WYKSZ_ZZ* — zasadnicze zawodowe, *WYKSZ_GM_PP* — gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe.

⁶ *SCP_PODST* — podstawowy, *SCP_ROWNI* — równoważny, *SCP_PRZER* — przerywany, *SCP_ZAD* — zadaniowy, *SCP_INNY* — inny.

⁷ *RUOP_NOKR* — na czas nieokreślony, *RUOP_OKR* — na czas określony, *RUOP_OKR_PR* — na czas wykonywania określonej pracy, *RUOP_PROBA* — na okres próbnny.

⁸ *SUW1* — w ponadzakładowym układzie pracy, *SUW2* — w zakładowym układzie pracy, *SUW3* — na podstawie innych przepisów wynagradzania.

⁹ *SEKTOR_PRYW* — prywatny, *SEKTOR_PUBL* — publiczny.

¹⁰ PKD — Polska Klasyfikacja Działalności wprowadzona Rozporządzeniem Rady Ministrów z 24 grudnia 2007 r. Jest ona umownie przyjętym, hierarchicznie usystematyzowanym podziałem zbioru rodzajów działalności społeczno-gospodarczej, jakie realizują jednostki (podmioty gospodarcze).

¹¹ *SEK_A* — rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo, *SEK_BCDEF* — przemysł i budownictwo, *SEK_GHIJ* — handel; naprawa pojazdów samochodowych; transport i gospodarka magazynowa; zakwaterowanie i gastronomia; informacja i komunikacja, *SEK_KL* — działalność finansowa i ubezpieczeniowa; obsługa rynku nieruchomości, *SEK_MNOPQRSTU* — pozostałe usługi.

¹² *SIEDZIBA* — praca w siedzibie jednostki, *SIEDZIBA_POZA* — praca poza siedzibą jednostki.

¹³ *STAZ5* — do 5 lat, *STAZ5DO9* — od 5 do 9 lat, *STAZ10DO19* — od 10 do 19 lat, *STAZ20DO29* — od 20 do 29 lat, *STAZ30* — 30 lat i więcej.

¹⁴ *WIEK24* — do 24 lat, *WIEK25DO34* — od 25 do 34 lat, *WIEK35DO44* — od 35 do 44 lat, *WIEK45DO54* — od 45 do 54 lat, *WIEK55* — 55 lat i więcej.

- *ETAT_PELNY*, *ETAT_NPELNY* — grupa dwóch zmiennych opisujących wymiar etatu; zmienną bazową była *ETAT_NPELNY*¹⁵;
- *DUZE*, *SREDNIE*, *MALE* — grupa trzech zmiennych opisujących klasę wielkości zakładu pracy; zmienną bazową była *MALE*¹⁶.

Ponadto w modelach służących oszacowaniu różnic w wynagrodzeniach w całym kraju wykorzystano zmienne: *WOJ02*, *WOJ04*, *WOJ06*, *WOJ08*, *WOJ10*, *WOJ12*, *WOJ14*, *WOJ16*, *WOJ18*, *WOJ20*, *WOJ22*, *WOJ24*, *WOJ26*, *WOJ28*, *WOJ30*, *WOJ32* — grupa szesnastu zmiennych opisujących województwo; zmienną bazową była *WOJ14*¹⁷.

WYNIKI ANALIZY

Różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn wyznaczono dla poziomu kraju oraz województw z wykorzystaniem trzech metod szacowania wektora ocen parametrów modelu płac równowagi (Reimers, 1983; Cotton, 1988; Neumark, 1988). Część wyjaśniona wyraża różnicę tzw. potencjałów dwóch grup — mężczyzn i kobiet. Składowa ta odpowiada również za tę część zróżnicowania cechy zależnej, która wynika z faktu, że mężczyźni i kobiety różnią się między sobą i mogą wykonywać odmienną pracę (Landmesser, 2013). Część niewyjaśniona z kolei oznacza wielkość dyskryminacji i występuje tylko wtedy, gdy rynek różnie wynagradza identyczne zestawy cech należące do członków innych grup (Blinder, 1973; Landmesser, 2013). Wartości cech mężczyzn i kobiet przejawiają się w oszacowaniach ocen parametrów w modelach płac.

WYNIKI ESTYMACJI RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH

Województwa Wagi: <i>a</i> — Reimers <i>b</i> — Cotton <i>c</i> — Neumark	Część wyjaśniona (efekt „potencjału”)		Część niewyjaśniona (efekt „dyskryminacji”)		Różnica w wynagrodzeniach w %	
	2010	2012	2010	2012	2010	2012
P o l s k a	<i>a</i> -0,1313	-0,0970	0,1497	0,1716	0,0185	0,0746
	<i>b</i> -0,1305	-0,0966	0,1490	0,1712	0,0185	0,0746
	<i>c</i> -0,0907	-0,0513	0,1092	0,1259	0,0185	0,0746
Dolnośląskie	<i>a</i> -0,0789	-0,0365	0,1780	0,1860	0,0991	0,1495
	<i>b</i> -0,0771	-0,0349	0,1762	0,1844	0,0991	0,1495
	<i>c</i> -0,0203	0,0143	0,1194	0,1352	0,0991	0,1495
Kujawsko-pomorskie	<i>a</i> -0,1606	-0,1713	0,1291	0,1750	-0,0315	0,0037
	<i>b</i> -0,1600	-0,1718	0,1285	0,1756	-0,0315	0,0037
	<i>c</i> -0,1242	-0,1243	0,0927	0,1281	-0,0315	0,0037

¹⁵ *ETAT_PELNY* — etat pełny, *ETAT_NPELNY* — etat niepełny.

¹⁶ *DUZE* — 50 i więcej pracujących, *SREDNIE* — od 10 do 49 pracujących, *MALE* — do 9 pracujących.

¹⁷ *WOJ02* — dolnośląskie, *WOJ04* — kujawsko-pomorskie, *WOJ06* — lubelskie, *WOJ08* — lubuskie, *WOJ10* — łódzkie, *WOJ12* — małopolskie, *WOJ14* — mazowieckie, *WOJ16* — opolskie, *WOJ18* — podkarpackie, *WOJ20* — podlaskie, *WOJ22* — pomorskie, *WOJ24* — śląskie, *WOJ26* — świętokrzyskie, *WOJ28* — warmińsko-mazurskie, *WOJ30* — wielkopolskie, *WOJ32* — zachodniopomorskie.

WYNIKI ESTYMACJI RÓŻNIC W WYNAGRODZENIACH (dok.)

Województwa Wagi: a — Reimers b — Cotton c — Neumark	Część wyjaśniona (efekt „potencjału”)		Część niewyjaśniona (efekt „dyskryminacji”)		Różnica w wynagrodzeniach w %		
	2010	2012	2010	2012	2010	2012	
Lubelskie	a	-0,1733	-0,1390	0,1101	0,1449	-0,0632	0,0059
	b	-0,1695	-0,1371	0,1063	0,1430	-0,0632	0,0059
	c	-0,1396	-0,0939	0,0764	0,0998	-0,0632	0,0059
Lubuskie	a	-0,1263	-0,0887	0,1274	0,1458	0,0012	0,0572
	b	-0,1251	-0,0884	0,1262	0,1456	0,0012	0,0572
	c	-0,0925	-0,0532	0,0936	0,1104	0,0012	0,0572
Łódzkie	a	-0,1641	-0,1324	0,1257	0,1376	-0,0384	0,0052
	b	-0,1612	-0,1309	0,1228	0,1361	-0,0384	0,0052
	c	-0,1294	-0,0924	0,0910	0,0975	-0,0384	0,0052
Małopolskie	a	-0,1318	-0,0802	0,1338	0,1583	0,0020	0,0781
	b	-0,1281	-0,0787	0,1301	0,1568	0,0020	0,0781
	c	-0,0906	-0,0314	0,0926	0,1095	0,0020	0,0781
Mazowieckie	a	-0,0978	-0,0642	0,1455	0,1675	0,0477	0,1034
	b	-0,0975	-0,0634	0,1452	0,1667	0,0477	0,1034
	c	-0,0668	-0,0308	0,1145	0,1341	0,0477	0,1034
Opolskie	a	-0,1687	-0,1351	0,1244	0,1707	-0,0442	0,0356
	b	-0,1675	-0,1347	0,1232	0,1703	-0,0442	0,0356
	c	-0,1325	-0,0790	0,0882	0,1145	-0,0442	0,0356
Podkarpackie	a	-0,1835	-0,1487	0,1150	0,1447	-0,0685	-0,0040
	b	-0,1839	-0,1502	0,1153	0,1462	-0,0685	-0,0040
	c	-0,1489	-0,1181	0,0803	0,1141	-0,0685	-0,0040
Podlaskie	a	-0,1960	-0,1584	0,1242	0,1172	-0,0717	-0,0412
	b	-0,1931	-0,1563	0,1214	0,1151	-0,0717	-0,0412
	c	-0,1578	-0,1267	0,0861	0,0854	-0,0717	-0,0412
Pomorskie	a	-0,1362	-0,1253	0,1530	0,2018	0,0167	0,0765
	b	-0,1358	-0,1259	0,1525	0,2024	0,0167	0,0765
	c	-0,0930	-0,0688	0,1097	0,1454	0,0167	0,0765
Śląskie	a	-0,0922	-0,0449	0,2052	0,2181	0,1129	0,1732
	b	-0,0992	-0,0496	0,2122	0,2229	0,1129	0,1732
	c	-0,0181	0,0430	0,1311	0,1303	0,1129	0,1732
Świętokrzyskie	a	-0,2272	-0,1558	0,1360	0,1414	-0,0913	-0,0145
	b	-0,2280	-0,1556	0,1368	0,1412	-0,0913	-0,0145
	c	-0,1800	-0,1096	0,0887	0,0951	-0,0913	-0,0145
Warmińsko-mazurskie	a	-0,1811	-0,1510	0,1398	0,1456	-0,0413	-0,0055
	b	-0,1780	-0,1492	0,1367	0,1438	-0,0413	-0,0055
	c	-0,1512	-0,1147	0,1099	0,1093	-0,0413	-0,0055
Wielkopolskie	a	-0,1381	-0,0848	0,1473	0,1535	0,0092	0,0687
	b	-0,1382	-0,0852	0,1474	0,1539	0,0092	0,0687
	c	-0,1018	-0,0509	0,1110	0,1196	0,0092	0,0687
Zachodniopomorskie	a	-0,1729	-0,1048	0,1444	0,1303	-0,0285	0,0256
	b	-0,1695	-0,1031	0,1410	0,1287	-0,0285	0,0256
	c	-0,1388	-0,0742	0,1102	0,0998	-0,0285	0,0256

Źródło: obliczenia własne w środowisku R z wykorzystaniem pakietu Oaxaca; Hlavac (2014).

Obliczenia przeprowadzone według opisaney metody wskazują, że w kraju w 2010 r. średnie godzinowe wynagrodzenie mężczyzn było o 1,85% wyższe w stosunku do wynagrodzenia kobiet. W 2012 r. różnica ta była znacznie wyższa i wynosiła 7,46%.

Część wyjaśniona była ujemna niezależnie od przyjętej metody, co oznacza, że potencjał kobiet wyrażony za pomocą zmiennych opisujących cechy pracujących jest wyższy w porównaniu z potencjałem mężczyzn. Stwierdzenie takie pozwala wysnuć wniosek, że w sytuacji braku dyskryminacji kobiety powinny otrzymywać wynagrodzenie wyższe niż mężczyźni. Porównując potencjały można zauważyć, że różnica pomiędzy nimi uległa zmniejszeniu.

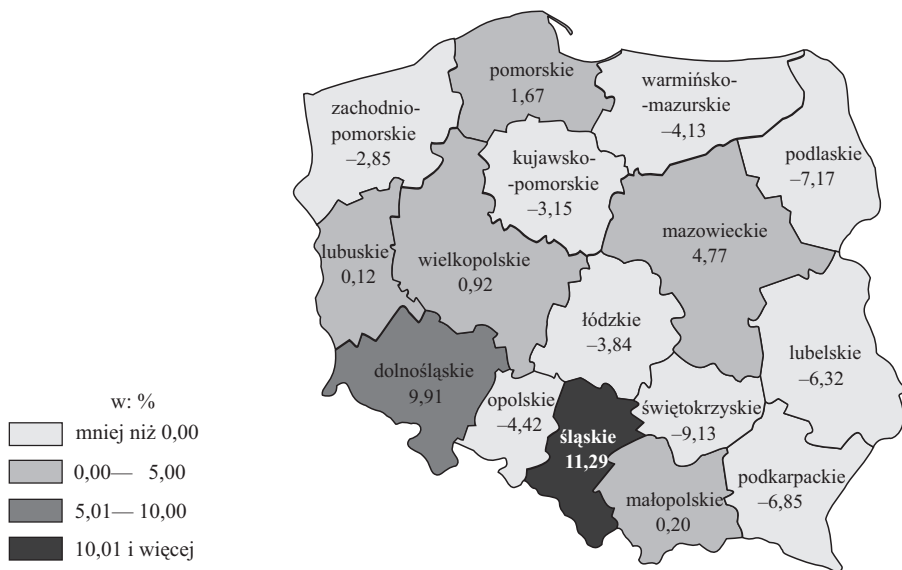
Część niewyjaśniona z kolei przyjęła wartości dodatnie niezależnie od przyjętej metody, co oznacza, że potencjał kobiet jest słabiej opłacany na rynku pracy w porównaniu z potencjałem mężczyzn. Porównując wartości części nieobserwowalnej różnicy w wynagrodzeniach w badanych latach można stwierdzić, że zjawisko dyskryminacji kobiet uległo pogłębieniu. Część niewyjaśniona nie jest kompensowana częścią wyjaśnioną, w wyniku czego otrzymano dodatnie szanki różnicy w wynagrodzeniach.

W 2010 r. największe różnice w wynagrodzeniach wystąpiły w woj. śląskim, w którym wynagrodzenie mężczyzn było o ok. 11,29% wyższe od wynagrodzenia kobiet. Kolejnym regionem ze znacznym przekroczeniem wynagrodzeń mężczyzn w stosunku do wynagrodzeń kobiet okazało się woj. dolnośląskie — względna różnica osiągnęła tam 9,91%.

Wysokie wartości względnych różnic wynikają przede wszystkim z bardzo silnych efektów dyskryminacji (część niewyjaśniona), które nie są kompensowane przez wycenę potencjałów obu grup na rynku pracy (część wyjaśniona). W czterech województwach mężczyźni uzyskiwali nieznacznie wyższe wynagrodzenie niż kobiety, tj. w: lubuskim — o 0,12%, małopolskim — o 0,2%, wielkopolskim — o 0,92% i pomorskim — o 1,67%. W woj. mazowieckim wynagrodzenie godzinowe mężczyzn było o 4,77% wyższe aniżeli stawka godzinowa kobiet. W pozostałych województwach w 2010 r. różnice w wynagrodzeniach były ujemne, co oznacza, że to kobiety uzyskiwały wyższe wynagrodzenie godzinowe, a nie mężczyźni. Największa wartość względnej różnicy wystąpiła w woj. świętokrzyskim, w którym mężczyźni zarabiali w ciągu godziny średnio o 9,13% mniej w porównaniu z kobietami. Na kolejnym miejscu uplasowało się woj. podlaskie z wartością różnicy 7,17%. Wszystkie ujemne wartości względnej różnicy w wynagrodzeniach mężczyzn i kobiet wynikają z przewagi efektu „potencjałów” (część wyjaśniona) nad efektem „dyskryminacji” (część niewyjaśniona).

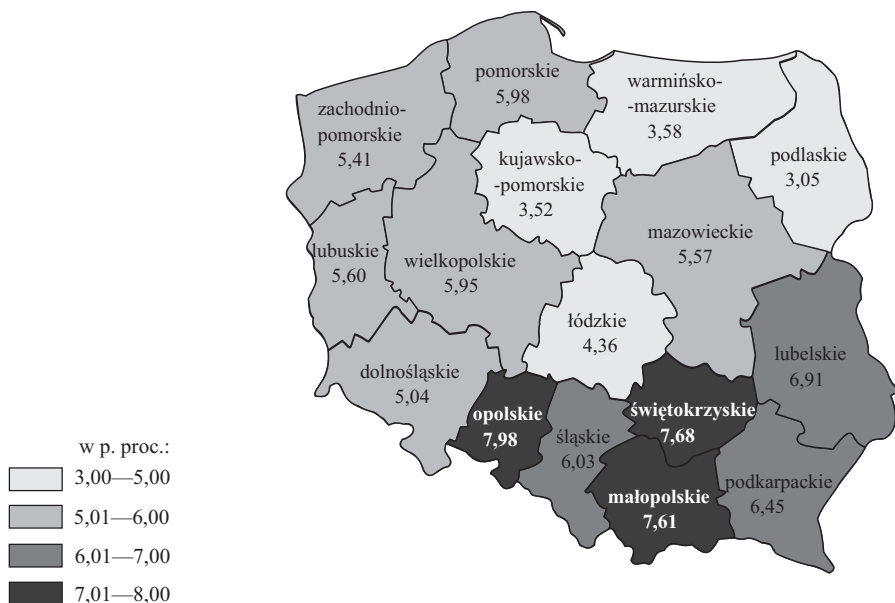
W 2012 r. we wszystkich województwach wzrosły różnice w wynagrodzeniach pomiędzy mężczyznami i kobietami. Największy wzrost wystąpił w województwach: opolskim — o 7,98 p.proc., świętokrzyskim — o 7,68 p.proc. i małopolskim — o 7,61 p.proc. Najmniejsze natomiast wzrosty wystąpiły w województwach: podlaskim — o 3,05 p.proc., kujawsko-pomorskim — o 3,52 p.proc. oraz warmińsko-mazurskim — o 3,58 p.proc. W województwach: pomorskim, wielkopolskim, zachodniopomorskim, lubuskim, dolnośląskim oraz mazowieckim wzrosty różnicy w wynagrodzeniach wahały się w granicach od 5,01 do 6,00 p.proc. Z kolei w trzech województwach: lubelskim, podkarpackim i śląskim wzrosty te wynosiły od 6,03 p.proc. do 6,91 p.proc.

**Wykr. 1. RÓŻNICE W WYNAGRODZENIACH GODZINOWYCH
MĘŻCZYŹN I KOBIET W PAŹDZIERNIKU 2010 R.**



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

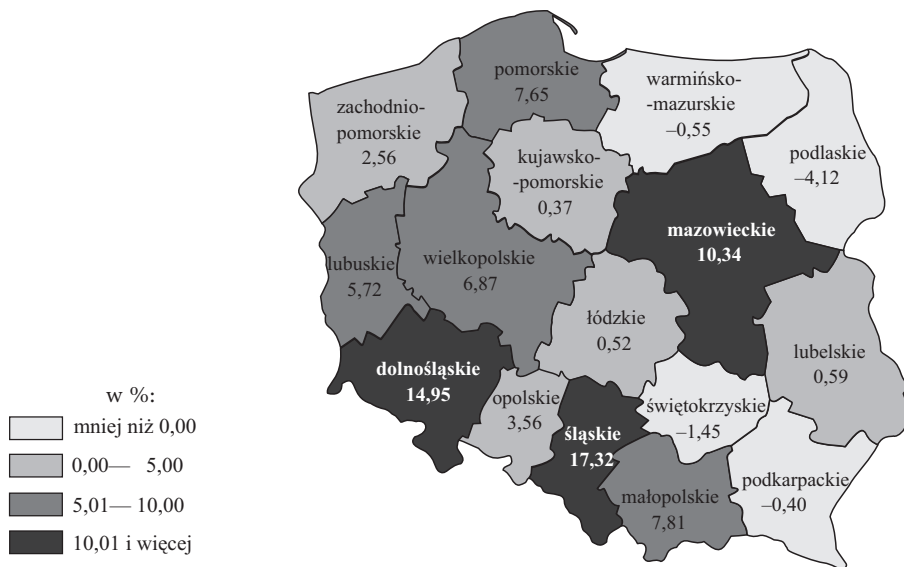
**Wykr. 2. ZMIANY W RÓŻNICACH WYNAGRODZEŃ GODZINOWYCH
MĘŻCZYŹN I KOBIET W LATACH 2010—2012**



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Zmiany w różnicach wynagrodzeń godzinowych wynikają na ogół ze wzrostu efektu „potencjałów” oraz wzrostu efektu „dyskryminacji”. Wzrost efektu „potencjałów” oznacza, że kobiety są coraz lepiej doceniane na rynku pracy. Wyjątek pod tym względem stanowiło woj. kujawsko-pomorskie, w którym efekt ten nieznacznie zmalał, co oznacza, że cechy zatrudnionych kobiet są tam jeszcze słabiej opłacane na rynku pracy. Największy wzrost efektu „potencjału” wystąpił w woj. świętokrzyskim, najmniejszy natomiast w woj. pomorskim. W województwach podlaskim oraz zachodniopomorskim zmalał efekt „dyskryminacji”¹⁸, ale w pozostałych województwach zwiększył się. Największy wzrost efektu „dyskryminacji” wystąpił w województwach pomorskim oraz opolskim, a najmniejszy w województwach: świętokrzyskim, warmińsko-mazurskim¹⁹ i wielkopolskim.

**Wykr. 3. RÓŻNICE W WYNAGRODZENIACH GODZINOWYCH
MĘŻCZYŹN I KOBIEŃ W PAŹDZIERNIKU 2012 R.**



Źródło: jak przy wykr. 1.

¹⁸ Nieznaczne zmniejszenie efektu „dyskryminacji” wystąpiło również w województwach śląskim i warmińsko-mazurskim, ale tylko w przypadku, gdy wektor ocen parametrów modelu płac równowagi wyznaczany był za pomocą formuły, którą zaproponował Neumark (1988).

¹⁹ Nieznaczne zwiększenie efektu „dyskryminacji” w woj. warmińsko-mazurskim wystąpiło w przypadku szacowania różnicy w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn z wykorzystaniem wektora ocen parametrów modelu płac równowagi, wyznaczanym za pomocą formuły, którą zaproponowali Reimers (1983) oraz Cotton (1988).

W 2012 r. mężczyźni uzyskiwali wynagrodzenia godzinowe znacznie przewyższające wynagrodzenia kobiet w tych samych województwach co w 2010 r. — w śląskim o 17,32%, a w dolnośląskim o 14,95%. Do województw o bardzo dużej dysproporcji pomiędzy wynagrodzeniami mężczyzn i kobiet dołączyło woj. mazowieckie, gdzie przeciętna różnica wyniosła 10,34%. Z dziewięciu województw, w których w 2010 r. różnica okazała się ujemna pozostały tylko cztery, tj.: podlaskie, gdzie mężczyźni osiągnęli wynagrodzenie niższe od kobiet o 4,12%, świętokrzyskie, w którym mężczyźni zarabiali mniej średnio o 1,45% oraz warmińsko-mazurskie i podkarpackie z nieznacznymi różnicami wynoszącymi odpowiednio 0,55% oraz 0,40%. W pozostałych województwach przeciętna różnica w wynagrodzeniach osiągnęła w 2012 r. wartości dodatnie — od 0,37% w woj. kujawsko-pomorskim do 3,56% w woj. opolskim. Spośród wszystkich województw, w których w okresie 2010—2012 wystąpiła zmiana znaku różnicy z „minus” na „plus”, największy wzrost dotyczył województw opolskiego i świętokrzyskiego — odpowiednio o 7,98 p.proc. i o 7,68 p.proc.

Zakończenie

Celem artykułu jest analiza różnicy wynagrodzeń godzinowych pomiędzy mężczyznami a kobietami w kraju oraz w województwach. Wykazała ona, że kobiety mimo wyższego „potencjału” na rynku pracy (ujemne wartości części obserwowalnej różnicy) są na ogół słabiej opłacane w porównaniu z mężczyznami. Zmiany w wartościach względnej różnicy pomiędzy wynagrodzeniami godzinowymi mężczyzn i kobiet wyraźnie wskazują, że dysproporcja w zarobkach tych grup osób zwiększyła się.

dr Dominik Śliwicki — *Urząd Statystyczny w Bydgoszczy, Wyższa Szkoła Gospodarki w Bydgoszczy*

LITERATURA

- Blinder A. (1973), *Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates*, „The Journal of Human Resources”, Vol. 8(4)
- Cotton J. (1988), *On the Decomposition of Wage Differentials*, „The Review of Economic and Statistics”, Vol. 70(4)
- Darity W., Guilkey D. K., Winfrey W. (1996), *Explaining Differences in Economic Performance Among Racial and Ethnic Groups in the USA*, „The American Journal of Economics and Sociology”, Vol. 55(4)
- Hlavec M. (2014), *Oaxaca: Blinder-Oaxaca Decomposition in R. R package version 0.1*, <http://CRAN.R-project.org/package=oaxaca>
- Kim C. (2010), *Decomposing the Change in the Wage Gap Between White and Black Men Over Time, 1980—2005: An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Method*, „Sociological Methods Research”, Vol. 38(4)
- Landmesser J. M. (2013), *Dekompozycja różnic pomiędzy kobietami i mężczyznami w procesie opuszczania stanu bezrobocia*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, Tom XIV/3

- Neumark D. (1988), *Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination*, „The Journal of Human Resources”, Vol. 14(3)
- Oaxaca R. L. (1973), *Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets*, „International Economic Review”, Vol. 14(3)
- Reimers C. (1983), *Labour Market Discrimination Against Hispanics and Black Men*, „The Review of Economic and Statistics”, Vol. 65(4)
- Stanley T., Jarrel S. B. (1998), *Gender Wage Discrimination Bias? A Meta-Regression Analysis*, „The Journal of Human Resources”, Vol. 33(4)
- Śliwicki D., Ryczkowski M. (2014), *Gender Pay Gap in the micro level — case of Poland*, „Quantitative Methods in Economics”, Vol. XV, No. 1
- The gender pay gap in the Member States of European Union: quantitative and qualitative indicators. Belgian Presidency report* (2010), <http://register.consilium.europa.eu/doc/srv?l=EN&f=ST%2016516%202010%20ADD%202> (09.03.2015 r.)
- Weichselbaumer D., Winter-Ebmer R. (2005), *A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap*, „The Journal of Economic Surveys”, Vol. 19(3)

SUMMARY

The differences in salaries between men and women are a matter discussed in social and economic policy, both at the international as well as national and regional levels. In order to make effective decisions in favor of eliminating these inequalities we should have information on their actual size.

This article aims to determine the differences in salaries between men and women and attempt to identify the factors most affecting their size. As a method of analysis, the Oaxaca-Blinder decomposition based on econometric models was used. The study of the structure of wages conducted by public statistics was data source.

РЕЗЮМЕ

Различия в оплате труда между мужчинами и женщинами являются обсуждаемым вопросом в области социальной и экономической политики как в международном, так и в национальном и региональном масштабе. Для того, чтобы принимать эффективные решения в пользу устранения этих неравенств следует обладать информацией о фактическом их размере.

Целью статьи является определение различий в оплате труда между мужчинами и женщинами, а также попытка определения факторов наиболее влияющих на их размер. В качестве метода анализа было использовано разложение Оахака-Блиндера основанное на эконометрических моделях, в свою очередь источником данных было обследование структуры заработной платы проведенное государственной статистикой.