

Tymon Słoczyński

Wokół międzynarodowego zróżnicowania międzypłciowej luki płacowej

International Journal of Management and Economics 34, 169-185

2012

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.

Tymon Słoczyński¹
Katedra Ekonomii I SGH

Wokół międzynarodowego zróżnicowania międzypłciowej luki płacowej

Wprowadzenie

Celem niniejszego artykułu jest opis oraz częściowe wyjaśnienie zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce oraz w wybranych europejskich i pozaeuropejskich krajach. Do wyjaśnienia tzw. międzypłciowej luki płacowej w poszczególnych krajach wykorzystano dekompozycję Oaxaki–Blindera [Blinder 1973; Oaxaca 1973], tj. standardową metodę ekonometryczną, stworzoną z myślą o badaniach nad dyskryminacją płacową. Źródłem wykorzystywanych danych jest międzynarodowe badanie sondażowe ISSP (International Social Survey Programme), którego zaletą jest daleko idąca porównywalność danych w wymiarze zarówno międzynarodowym, jak i międzyokresowym, co wynika z wykorzystywania tego samego kwestionariusza we wszystkich krajach uczestniczących w programie. Dane ISSP były już wykorzystywane w analizach zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn [zob. m.in. Blau i Kahn 1992, 1996, 2003; Zweimüller, Winter-Ebmer i Weichselbaumer 2008].

Próby wyjaśnienia zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce były ostatnio podejmowane coraz częściej zarówno w krajowej, jak i w zagranicznej literaturze naukowej. Wśród ważnych prac należy wymienić artykuły Brainerd (2000), Pailhé (2000), Newella i Reilly'ego (2001), Adamchik i Bediego (2003), Grajka (2003), Łatuszyńskiego i Woźnego (2008), Magdy i Szydłowskiego (2008), Matysiak, Słoczyńskiego i Baranowskiej (2010) oraz Rokickiej i Ruzik (2010). Ważny nurt badań w literaturze zagranicznej stanowią także analizy porównawcze. Blau i Kahn (1992, 1996) przeanalizowali paradoks polegający na tym, że międzypłciowa luka płacowa w USA jest relatywnie wysoka, mimo wielu dekad ustawodawstwa równościowego i długoletniej walki z dyskryminacją kobiet na rynku pracy. Autorzy wykazali, że znaczne rozmiary międzypłciowej luki płacowej w USA wynikają z wyjątkowo dużej nierówności rozkładu dochodów w tym kraju. W większości krajów kobiety znajdują się, przeciętnie, na niższych pozycjach w rozkładzie dochodów aniżeli mężczyźni. Jeżeli nierówność rozkładu dochodów jest duża, to „koszt” zajmowania niższej pozycji w rozkładzie dochodów jest większy, a więc międzypłciowa luka płacowa wzrasta. Zgodnie z obliczeniami Blau i Kahna (1992, 1996), gdyby nierówność rozkładu dochodów w USA była równie niska jak np. w Skandynawii, to również międzypłciowa luka płacowa w tym kraju spadłaby

do niskiego poziomu, charakterystycznego dla krajów skandynawskich. W innej analizie Blau i Kahn (2003) zbadali związek między wielkością międzypłciowej luki płacowej a wybranymi zmiennymi makroekonomicznymi, wskazując na istotną zależność międzypłciowej luki płacowej od podaży pracy kobiet i objęcia pracowników umowami zbiorowymi. Im większa jest podaż pracy kobiet, tym bardziej są zróżnicowane – według Blau i Kahna (2003) – przeciętne wynagrodzenia kobiet i mężczyzn. Podobnie, im więcej pracowników zostaje objętych umowami zbiorowymi, tym mniejsza jest międzypłciowa luka płacowa. W innej analizie porównawczej Zweimüller, Winter-Ebmer i Weichselbaumer (2008) wykazali ponadto ujemny związek między wolnością gospodarczą (na podstawie pomiarów Fraser Institute) a międzypłciową luką płacową, co jest zgodne z przewidywaniami teorii dyskryminacji Beckera (1971).

Dotychczas analizy porównawcze tego typu były niespotykane w krajowej literaturze naukowej, a w literaturze zagranicznej nie pojawiały się takie, które dotyczyłyby przede wszystkim polskiego rynku pracy. Głównym celem niniejszego artykułu będzie zatem uzupełnienie tej luki. W dalszej części tekstu przedstawiam najpierw dekompozycję Oaxaki–Blindera, tj. metodę analiz (wykorzystywaną na potrzeby tego artykułu), a następnie dane ISSP, aby ostatecznie dokonać dekompozycji międzypłciowej luki płacowej w Polsce i siedemnastu wybranych krajach – Australii, Austrii, Belgii, Chile, Cyprze, Czechach, Filipinach, Finlandii, Francji, Irlandii, Niemczech, Norwegii, Nowej Zelandii, Rosji, Szwajcarii, Szwecji i Urugwaju – oraz syntezy uzyskanych wyników.

Metoda analiz

Załóżmy, że celem pewnej analizy jest określenie przyczyn zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn na danym rynku pracy. Szczególnie łatwą do obliczenia statystyką jest wówczas tzw. międzypłciowa luka płacowa (ang. *gender wage gap*), którą standardowo definiuje się jako procentową różnicę między przeciętnymi wynagrodzeniami obu płci, czyli – w przybliżeniu – różnicę między przeciętnymi wartościami logarytmu naturalnego wynagrodzenia w populacji mężczyzn i kobiet. Jeżeli logarytm wynagrodzenia osoby i oznaczymy jako Y_i oraz zmienną binarną określającą płeć osoby i oznaczymy jako M_i ($M_i = 1$, gdy i jest mężczyzną; $M_i = 0$, gdy i jest kobietą), to międzypłciową lukę płacową będziemy mogli zapisać jako $E[Y_i|M_i = 1] - E[Y_i|M_i = 0]$. Bardzo często można spotkać się z opiniami, np. w wysokonakładowych mediach, że dodatnia wartość tak rozumianej międzypłciowej luki płacowej oznacza dyskryminację płacową kobiet, czyli niespełnienie postulatu równej płacy za tę samą pracę. Są to jednak opinie błędne, ponieważ międzypłciowa luka płacowa może wynikać zarówno z dyskryminacji płacowej kobiet (lub – teoretycznie – mężczyzn), jak i z faktu, że kobiety i mężczyźni są „różni” i wykonują „różną” pracę. Aby oddzielić od siebie te dwa czynniki, trzeba zastosować odpowiednie procedury statystyczne. Teoretycznie dopuszczalne byłoby zastosowanie

zwykłej regresji liniowej, w której wśród zmiennych objaśniających logarytm wynagrodzenia znalazłaby się zarówno płeć, jak i wszystkie zmienne skorelowane jednocześnie z płcią i wynagrodzeniem; w praktyce stosuje się jednak zazwyczaj tzw. dekompozycję Oaxaki–Blindera, tj. metodę ekonometryczną, którą można rozumieć jako uogólnienie zwykłej regresji liniowej, pozwalające na uniknięcie pewnych wad tej pierwszej metody.

Dekompozycja Oaxaki–Blindera wymaga oszacowania odrębnych regresji liniowych logarytmu wynagrodzenia dla kobiet i mężczyzn ze względu na wektor zmiennych objaśniających, co można zapisać w następujący sposób:

$$Y_i = X_i\beta_1 + v_{1i} \quad \text{dla } M_i = 1,$$

$$Y_i = X_i\beta_0 + v_{0i} \quad \text{dla } M_i = 0,$$

przy czym $E[v_{1i}|X_i] = E[v_{0i}|X_i] = 0$. Następnie proste przekształcenia algebraiczne pozwalają na przedstawienie międzypłciowej luki płacowej jako sumy dwóch składników:

$$\begin{aligned} E[Y_i | M_i = 1] - E[Y_i | M_i = 0] &= E[X_i | M_i = 1]\beta_1 - E[X_i | M_i = 0]\beta_0 = \\ E[X_i | M_i = 1]\beta_1 - E[X_i | M_i = 0]\beta_0 + E[X_i | M_i = 0]\beta_1 - E[X_i | M_i = 0]\beta_1 &= \\ E[X_i | M_i = 0](\beta_1 - \beta_0) + (E[X_i | M_i = 1] - E[X_i | M_i = 0])\beta_1 \end{aligned}$$

Pierwsze przedstawione wyrażenie, $E[X_i | M_i = 1](\beta_1 - \beta_0)$, jest zazwyczaj nazywane składnikiem niewyjaśnionym (z ang. *unexplained component*) i bywa utożsamiane z dyskryminacją płacową kobiet, co często jest krytykowane w literaturze przedmiotu [zob. m.in. Weichselbaumer i Winter-Ebmer 2006]. Warto zauważyć, że wyrażenie to jest równe odległości między regresjami liniowymi logarytmu wynagrodzenia dla obu płci, przy czym ta odległość jest mierzona w punkcie wyznaczonym przez przeciętne wartości determinant wynagrodzenia w populacji kobiet. Wobec tego, składnik niewyjaśniony pozwala zmierzyć, o ile więcej zarabiałby mężczyzna o cechach odpowiadających hipotetycznej, „przeciętnej” kobiecie od kobiety o takich właśnie cechach. O ile może się (dość słusznie) wydawać, że jest to właściwy sposób pomiaru przeciętnego natężenia dyskryminacji płacowej kobiet na danym rynku pracy, o tyle należy pamiętać, że każdy taki pomiar jest zrelatywizowany do wykorzystywanego w danej analizie wektora determinant wynagrodzenia. Przykładowo, jeżeli pewna analiza uzależnia wynagrodzenia wyłącznie od wieku i poziomu wykształcenia osób, to składnik niewyjaśniony dekompozycji Oaxaki–Blindera jest sensowną miarą dyskryminacji płacowej kobiet wtedy i tylko wtedy, gdy wiek i poziom wykształcenia są jedynymi zmiennymi skorelowanymi jednocześnie z płcią i wynagrodzeniem osób. Niewielu badaczy dysponuje zbiorami danych, które zawierałyby informacje o wszystkich zmiennych, o których wiadomo, że bywają skorelowane zarówno z płcią, jak i z wynagrodzeniem (takich, jak np. kierunek studiów w analizach Machina i Puhaniego (2003) oraz Frölicha (2007); niektóre postawy i cechy osobowości w analizie Fortin (2008); awersja do ryzyka w analizie Le, Millera, Slutske i Martina (2011)). Wobec tego, jednoznaczna interpretacja składnika niewyjaśnionego dekompozycji Oaxaki–Blindera jako efektu dyskryminacji płacowej kobiet jest zdecydowanie przedwczesna.

Drugie wyrażenie, $(E[X_i|M_i=1] - E[X_i|M_i=0])\beta_0$, jest nazywane składnikiem wyjaśnionym (ang. *explained component*) i odpowiada tej części zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń obu płci, która wynika z faktu, iż kobiety i mężczyźni są „różni” i wykonują „różną” pracę (ale wyłącznie w wymiarach uwzględnionych w wektorze determinant wynagrodzenia). Co więcej, możliwe i często stosowane jest dalsze zdekomponowanie składnika wyjaśnionego międzypłciowej luki płacowej na szereg mniejszych wyrażen, z których każde odpowiada pewnej determinancie lub grupie determinant wysokości wynagrodzenia. Innymi słowy, możliwe staje się wskazanie, przykładowo, w jakim stopniu zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń obu płci wynika z faktu, iż mężczyźni posiadają, przeciętnie, większe doświadczenie zawodowe niż kobiety (jeżeli jest to prawda) lub tygodniowy czas pracy kobiet jest, przeciętnie, krótszy niż tygodniowy czas pracy mężczyzn (jeżeli jest to prawda).

Należy podkreślić, że przedstawiona wersja dekompozycji Oaxaki–Blindera nie jest jedyną możliwą wersją tej metody. W szczególności, nic nie stoi na przeszkodzie, aby składnik niewyjaśniony zastąpić innym, $E[X_i|M_i=1](\beta_1 - \beta_0)$, a zatem również składnik wyjaśniony zapisać jako $(E[X_i|M_i=1] - E[X_i|M_i=0])\beta_0$. Wówczas natężenie „dyskryminacji płacowej” będzie mierzone dla hipotetycznej jednostki odpowiadającej „przeciętnemu” mężczyźnie, co pozwoli stwierdzić, o ile płaca „typowego” mężczyzny jest wyższa od płacy możliwie najbardziej podobnej do niego (pod względem wymiarów wziętych pod uwagę w analizie) kobiety. W literaturze przedmiotu występują ponadto inne, bardziej skomplikowane wersje dekompozycji Oaxaki–Blindera [zob. m.in. Reimers 1983; Cotton 1988; Neumark 1988; Oaxaca i Ransom 1994; Fortin 2008]. W niniejszym artykule konsekwentnie będę jednak stosował podstawową wersję dekompozycji Oaxaki–Blindera, ponieważ jestem przekonany, że najciekawsze pytanie badawcze związane z dekompozycją międzypłciowej luki płacowej dotyczy tego, o ile wynagrodzenia kobiet są niższe od wynagrodzeń podobnych do nich mężczyzn.

Dane

Analizy empiryczne zostały oparte na danych z międzynarodowego badania sondażowego ISSP, przeprowadzonego w 2007 r. Badanie takie (ISSP) przeprowadza się corocznie równoległe w ponad 30 krajach przy wykorzystaniu tego samego kwestionariusza, co zapewnia szczególnie daleko idącą porównywalność danych w wymiarze zarówno międzynarodowym, jak i międzyokresowym. Głównym kryterium wyboru źródła danych wykorzystywanych w analizie było zapewnienie porównywalności uzyskanych wyników z wcześniejszymi analizami porównawczymi zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn [Blau i Kahn 1992, 1996, 2003; Zweimüller, Winter-Ebmer i Weichselbaumer 2008], które zostały oparte na wcześniejszych edycjach badania ISSP.

TABELA 1. Przeciętne wartości podstawowych zmiennych w wybranych krajach w 2007 r.

Kraj	Liczba obserwacji	Wynagrodzenie miesięczne	D9/D1	Kobieta	Czas pracy	Wykształcenie	Wiek	Przynależność związkowa
Australia	1315	55 624,58 (31771,35)	6,86	0,50 (0,50)	40,85 (13,88)	14,28 (3,56)	44,26 (11,52)	0,26 (0,44)
Austria	460	1 430,76 (729,20)	3,07	0,52 (0,50)	37,91 (10,57)	11,62 (2,44)	39,48 (10,88)	0,35 (0,48)
Belgia	591	1 758,67 (798,80)	2,52	0,45 (0,50)	39,12 (12,62)	13,78 (2,80)	41,20 (10,62)	0,50 (0,50)
Chile	598	259 260,03 (291 059,09)	8,09	0,46 (0,50)	44,69 (15,42)	11,19 (4,01)	40,36 (11,64)	0,11 (0,32)
Cypr	692	336,94 (146,96)	3,00	0,47 (0,50)	39,33 (6,04)	12,43 (3,38)	39,77 (11,27)	0,40 (0,49)
Czechy	343	14 960,64 (6 420,62)	2,56	0,50 (0,50)	42,92 (8,46)	12,59 (2,10)	41,46 (11,43)	0,16 (0,37)
Filipiny	514	5 335,05 (5 963,82)	10,00	0,35 (0,48)	47,02 (19,51)	9,48 (3,33)	38,11 (10,78)	0,02 (0,13)
Finlandia	566	3 039,28 (4 054,04)	3,33	0,54 (0,50)	37,68 (9,99)	13,46 (3,94)	43,33 (11,09)	0,75 (0,43)
Francja	942	1 849,97 (1 519,90)	5,62	0,56 (0,50)	37,81 (10,22)	15,00 (3,73)	41,34 (10,02)	0,15 (0,36)
Irlandia	690	29 880,80 (21 300,18)	4,47	0,54 (0,50)	37,27 (12,80)	13,82 (3,20)	40,51 (12,05)	0,31 (0,46)
Niemcy	678	1 587,50 (1 029,87)	5,75	0,45 (0,50)	38,97 (13,46)	11,77 (3,35)	42,45 (11,54)	0,14 (0,35)
Norwegia	808	387 405,94 (1 065 905,00)	4,62	0,54 (0,50)	37,82 (12,75)	14,24 (3,14)	42,97 (12,06)	0,56 (0,50)

cd. tabeli 1

Kraj	Liczba obserwacji	Wynagrodzenie miesięczne	D9/D1	Kobieta	Czas pracy	Wykształcenie	Wiek	Przynależność związkowa
Nowa Zelandia	508	42 750,98 (31 128,49)	6,80	0,49 (0,50)	39,75 (12,70)	14,25 (2,83)	44,19 (12,05)	0,20 (0,40)
Polska	467	1 685,37 (1 250,96)	4,29	0,47 (0,50)	44,21 (12,14)	12,32 (2,86)	41,57 (10,44)	0,15 (0,36)
Rosja	816	10 360,94 (9 499,66)	6,67	0,60 (0,49)	41,03 (12,84)	13,00 (2,41)	39,66 (11,73)	0,31 (0,46)
Szwajcaria	480	4 884,33 (2 817,14)	5,33	0,53 (0,50)	37,23 (15,03)	11,96 (3,73)	42,24 (11,25)	0,17 (0,37)
Szwecja	764	24 534,03 (13 978,08)	2,57	0,51 (0,50)	38,52 (8,76)	13,04 (3,34)	42,62 (12,34)	0,72 (0,45)
Urugwaj	701	9 636,38 (11 308,25)	9,50	0,54 (0,50)	44,65 (18,35)	10,42 (4,25)	40,57 (11,85)	0,14 (0,35)

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ISSP. Uwagi: Odchylenia standardowe przedstawiono w nawiasach. Belgijska edycja badania została przeprowadzona wyłącznie we Flandrii. Zmienna „Wynagrodzenie miesięczne” jest mierzona w walucie danego kraju. D9/D1 oznacza współczynnik zróżnicowania decyzyjnego wynagrodzeń miesięcznych. Zmienna „Kobieta” przyjmuje wartość 1, gdy jednostka jest kobietą; wartość 0, gdy jest mężczyzną. Zmienna „Czas pracy” jest standardowym tygodniowym czasem pracy jednostki (w godzinach). Zmienna „Wykształcenie” jest liczbą lat nauki osoby. Zmienna „Wiek” jest mierzona w latach. Zmienna „Przynależność związkowa” przyjmuje wartość 1, gdy osoba należy do związku zawodowego; wartość 0 – gdy nie należy.

Na potrzeby niniejszego artykułu wybrałem osiemnaście krajów spośród dostępnych w badaniu (w tym Polskę), dla których przedstawię opis oraz częściowe wyjaśnienie zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn. Głównym kryterium wyboru krajów była dostępność wystarczającej liczby danych do analizy, tj. przede wszystkim wystarczającej liczby obserwacji, dla których w żadnym z interesujących wymiarów (zmiennych) nie stwierdziłem braku danych. Jakość danych o wynagrodzeniach dla krajów wybranych do analizy można uznać za umiarkowanie wysoką. Dostępność danych o wynagrodzeniu miesięcznym wynosi przeciętnie 74 % całkowitej liczby respondentów w danym kraju. W przypadku niektórych krajów dostępna jest jedynie informacja o przedziale dochodu, w którym mieści się wynagrodzenie miesięczne danego respondenta; w takiej sytuacji dane zostały przekodowane i każdemu respondentowi przypisałem środek przedziału, w którym znalazło się jego wynagrodzenie. Respondentom o dochodach znajdujących się w najwyższym przedziale przypisałem 1,2-krotność dolnej granicy tego przedziału.

W tabeli 1 podano podstawowe statystyki opisowe (średnią i odchylenie standardowe) dla wszystkich krajów i wybranych zmiennych wykorzystywanych w analizie. Prezentacja ogranicza się do osób w wieku 15–64 lata, dla których nie stwierdziłem braku danych w żadnym z następujących wymiarów (zmiennych): wynagrodzenie, płeć, czas pracy, wykształcenie, wiek, przynależność do związku zawodowego, sektor zatrudnienia (publiczny lub prywatny), samozatrudnienie oraz wykonywany zawód. Z analizy wykluczyłem osoby zatrudnione w siłach zbrojnych (bardzo mała liczba obserwacji).

W tabeli 1 zawarto informacje, co szczególnie ważne, o liczbie obserwacji wykorzystywanych w analizie. Można uznać, że liczba obserwacji jest umiarkowanie duża; wynosi ona średnio ok. 660, przy czym nie więcej niż 1315 (w Australii) i nie mniej niż 343 (w Czechach). Zróżnicowanie wynagrodzeń miesięcznych – mierzone współczynnikiem zróżnicowania decylogowego – jest szczególnie duże na Filipinach (10,00), w Urugwaju (9,50) i w Chile (8,09) oraz szczególnie małe w Belgii (2,52), w Czechach (2,56) i w Szwecji (2,57). Co więcej, odsetek kobiet w próbie oscyluje wokół 50 %, przy czym kobiety stanowią szczególnie małą część próby na Filipinach (35 %) i szczególnie dużą część próby w Rosji (60 %) oraz we Francji (56 %).

Przeciętny tygodniowy czas pracy wynosi w większości krajów ok. 40 godzin, przy czym znacznie przekracza tę wartość na Filipinach (47,02 godz.). W sześciu krajach o najniższym przeciętnym tygodniowym czasie pracy (Austrii, Finlandii, Francji, Irlandii, Norwegii i Szwajcarii) wielkość ta zawiera się w przedziale 37–38 godzin. Filipiny wyróżniają się także szczególnie niską przeciętną liczbą lat nauki (9,48); jest to jedyny z analizowanych krajów, w którym wielkość ta przyjmuje wartość mniejszą niż 10 lat. Szczególnie długo kształcą się natomiast Francuzi (średnio 15,00 lat), Australijczycy (14,28), Nowozelandczycy (14,25) i Norwegowie (14,24). Przeciętny wiek osób uwzględnionych w analizie nieznacznie przekracza 40 lat, przy czym jest szczególnie wysoki w przypadku Australii i Nowej Zelandii (ponad 44 lata) i szczególnie niski

w przypadku Filipin (38,11). Wyjątkowo duży jest rozrzut danych dotyczących przynależności związkowej w poszczególnych krajach. Do związku zawodowego należy aż 75 % analizowanych Finów i 72 % analizowanych Szwedów, lecz jednocześnie zaledwie 2 % Filipińczyków.

Wyniki analiz

W tabeli 2 podano wyniki dekompozycji międzypłciowej luki płacowej w osiemnastu krajach europejskich i pozaeuropejskich, w tym w Polsce, w 2007 roku. Obliczenia wykonałem przy wykorzystaniu opisanych wcześniej danych z badania ISSP, podstawowej wersji dekompozycji Oaxaki-Blindera, a także programu statystycznego Stata i specjalnej „nakładki” na ten program, przygotowanej przez Janna (2008) i umożliwiającej sprawne zastosowanie różnych metod dekompozycyjnych.

Szczególnie ważne wydają się wyniki dekompozycji międzypłciowej luki płacowej uzyskane dla Polski. Według tabeli 2 w Polsce w 2007 r. mężczyźni otrzymywali miesięczne wynagrodzenia wyższe przeciętnie o ok. 28,46 % niż kobiety. Gdyby przyjąć bardzo restrykcyjne założenie, iż wynagrodzenia miesięczne w Polsce zależały wówczas wyłącznie od czasu pracy, wykształcenia, wieku, przynależności związkowej, sektora zatrudnienia, samozatrudnienia oraz wykonywanego zawodu, to należałoby uznać, że dyskryminacja płacowa kobiet odpowiada za ok. 24,48 p.p. tej różnicy. Pozostała część tego zróżnicowania, tj. ok. 3,98 p.p., można przypisać temu, iż kobiety i mężczyźni są „różni” (warto jednak podkreślić, że ta wielkość nie jest statystycznie istotnie różna od zera); to mężczyźni byli wówczas w Polsce, przeciętnie, bardziej „atrakcyjnymi” pracownikami niż kobiety. Przede wszystkim, przeciętny tygodniowy czas pracy mężczyzn (46,80 godz.) był znacznie dłuższy od przeciętnego tygodniowego czasu pracy kobiet (41,26 godz.); oczywiście dłuższy czas pracy jednoznacznie przekłada się na wyższe wynagrodzenia miesięczne – zróżnicowanie przeciętnego tygodniowego czasu pracy obu płci pozwala wyjaśnić aż ok. 9,02 p.p. międzypłciowej luki płacowej w Polsce w 2007 r.

Innymi słowy, gdyby kobiety pracowały równie długo jak mężczyźni, to międzypłciowa luka płacowa spadłaby, *ceteris paribus*, o ok. 9,02 p.p. Poza tym jedynym statystycznie istotnym elementem składnika wyjaśnionego międzypłciowej luki płacowej w Polsce jest element związany ze zróżnicowaniem przeciętnego poziomu wykształcenia obu płci; kobiety w Polsce są, przeciętnie, lepiej wykształcone od mężczyzn (średnia liczba lat nauki wyniosła 12,99 dla kobiet i 11,73 dla mężczyzn), a większa liczba lat nauki przekłada się na wyższe oczekiwane wynagrodzenie. Dzięki lepszemu wykształceniu kobiet międzypłciowa luka płacowa w Polsce jest niższa, *ceteris paribus*, o ok. 4,78 p.p. w porównaniu do hipotetycznej sytuacji, w której przeciętne wykształcenie kobiet i mężczyzn by się zrównało.

TABELA 2. Determinanty zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych kobiet i mężczyzn w wybranych krajach w 2007 r.

Wyszczególnienie	Australia	Austria	Belgia	Chile	Cypr	Czechy
Międzypłciowa luka płacowa	0,3854*** (0,0344)	0,4259*** (0,0489)	0,3431*** (0,0359)	0,3315*** (0,0664)	0,3166*** (0,0312)	0,3610*** (0,0432)
Składnik niewyjaśniony	0,3307*** (0,0327)	0,2296*** (0,0505)	0,2338*** (0,0404)	0,4101*** (0,0609)	0,2290*** (0,0300)	0,3039*** (0,0481)
Składnik wyjaśniony, w tym:						
czas pracy	0,1020*** (0,0181)	0,1963*** (0,0452)	0,1094*** (0,0305)	-0,0786 (0,0576)	0,0877*** (0,0216)	0,0572* (0,0334)
wykształcenie	-0,0094* (0,0056)	0,0107 (0,0096)	-0,0091 (0,0072)	-0,0966*** (0,0268)	-0,0068 (0,0047)	0,0026 (0,0058)
wiek	0,0077 (0,0064)	-0,0029 (0,0089)	0,0263*** (0,0088)	0,0146 (0,0112)	0,0183** (0,0074)	-0,0027 (0,0044)
przynależność związkowa	-0,0012 (0,0027)	0,0066 (0,0055)	-0,0017 (0,0030)	0,0042 (0,0067)	0,0021 (0,0023)	0,0008 (0,0037)
sektor zatrudnienia	-0,0106 (0,0090)	0,0009 (0,0023)	0,0047 (0,0074)	-0,0114* (0,0066)	-0,0069 (0,0046)	-0,0075 (0,0109)
samozatrudnienie	-0,0056 (0,0058)	0,0041 (0,0055)	0,0050 (0,0051)	-0,0013 (0,0061)	0,0315*** (0,0080)	0,0391*** (0,0142)
zawód	-0,0282 (0,0202)	0,0380 (0,0234)	-0,0025 (0,0179)	-0,0663 (0,0416)	0,0236 (0,0160)	0,0024 (0,0239)

cd. tabeli 2

	Filipiny	Finlandia	Francja	Irlandia	Niemcy	Norwegia
Wyszczególnienie						
Międzypłciowa luka płacowa	0,3218*** (0,0937)	0,3716*** (0,0539)	0,3933*** (0,0396)	0,3431*** (0,0543)	0,3907*** (0,0535)	0,4718*** (0,0462)
Składnik niewyjaśniony	0,4612*** (0,0927)	0,2059*** (0,0595)	0,1783*** (0,0377)	0,2767*** (0,0636)	0,2910*** (0,0582)	0,2462*** (0,0586)
Składnik wyjaśniony, w tym:						
czas pracy	-0,1394** (0,0596)	0,1657*** (0,0524)	0,2149*** (0,0383)	0,0664 (0,0554)	0,0997* (0,0524)	0,2256*** (0,0505)
wyszktałcenie	0,0081 (0,0197)	0,0490*** (0,0180)	0,1296*** (0,0294)	0,1455*** (0,0399)	0,1324*** (0,0393)	0,1173*** (0,0345)
wiek	-0,0450* (0,0254)	0,0020 (0,0042)	0,0030 (0,0050)	-0,0484*** (0,0165)	0,0001 (0,0015)	-0,0061 (0,0062)
przynależność związkowa	-0,0021 (0,0042)	0,0011 (0,0041)	0,0321** (0,0131)	0,0080 (0,0067)	-0,0008 (0,0144)	0,0125 (0,0082)
sektor zatrudnienia	0,0076 (0,0065)	-0,1111 (0,0085)	0,0036 (0,0033)	-0,0113 (0,0111)	0,0071 (0,0053)	-0,0055 (0,0047)
samozatrudnienie	0,0031 (0,0059)	-0,0044 (0,0185)	0,0049 (0,0059)	0,0179 (0,0134)	-0,0207** (0,0099)	0,0570** (0,0240)
zawód	0,0015 (0,0038)	-0,0010 (0,0049)	-0,0017 (0,0034)	0,0394** (0,0185)	-0,0094 (0,0094)	0,0073 (0,0102)
	-0,1126** (0,0461)	0,1301*** (0,0468)	0,0435** (0,0222)	-0,0847** (0,0405)	-0,0091 (0,0371)	0,0430 (0,0382)

Wyszczególnienie	Nowa Zelandia	Polska	Rosja	Szwajcaria	Szwecja	Urugwaj
Międzypłciowa luka płacowa	0,1581** (0,0760)	0,2846*** (0,0563)	0,4485*** (0,0527)	0,5786*** (0,0592)	0,2152*** (0,0319)	0,4157*** (0,0674)
Składnik niewyjaśniony	0,0542 (0,1096)	0,2448*** (0,0554)	0,4196*** (0,0621)	0,3971*** (0,0975)	0,1299*** (0,0314)	0,4356*** (0,0591)
Składnik wyjaśniony, w tym:						
czas pracy	0,0501 (0,0506)	0,0398 (0,0529)	0,0290 (0,0449)	0,1815** (0,0826)	0,0853*** (0,0283)	-0,0198 (0,0568)
wyszktałcenie	-0,0176 (0,0135)	0,0902*** (0,0266)	-0,0085 (0,0120)	0,1529* (0,0784)	0,0596*** (0,0152)	0,0455** (0,0181)
wiek	-0,0176 (0,0135)	-0,0478* (0,0260)	-0,0270** (0,0133)	0,0011 (0,0027)	-0,0120 (0,0077)	-0,1129*** (0,0304)
przynależność związkowa	0,0015 (0,0051)	0,0015 (0,0037)	0,0014 (0,0041)	0,0045 (0,0075)	0,0032 (0,0085)	-0,0091 (0,0112)
sektor zatrudnienia	-0,0008 (0,0078)	-0,0125 (0,0088)	0,0161 (0,0106)	0,0036 (0,0054)	0,0020 (0,0036)	0,0030 (0,0082)
samozatrudnienie	0,0118 (0,0138)	0,0025 (0,0060)	-0,0080 (0,0069)	-0,0100 (0,0172)	0,0145 (0,0092)	-0,0082 (0,0084)
zawód	0,0585 (0,0545)	0,0102 (0,0446)	0,0100 (0,0375)	0,0385 (0,0370)	0,0329* (0,0177)	0,0559 (0,0428)

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych ISSP. Uwagi: ***, ** i * oznaczają, odpowiednio, poziom istotności 0,01; 0,05 i 0,10. Odporne błędy standardowe przedstawiono w nawiasach. Belgijska edycja badania została przeprowadzona wyłącznie we Flandrii. Zmienną objaśnianą w modelach stanowiących podstawę wszystkich przedstawionych dekompozycji jest logarytm miesięcznego wynagrodzenia; w przypadku Australii, Irlandii, Norwegii oraz Nowej Zelandii – logarytm rocznego wynagrodzenia. Opis zmiennych objaśniających jest taki sam, jak w tabeli 1. Element „zawód” grupuje łączny wpływ zestawu zmiennych zerojedynkowych określających wykonywany zawód. Obliczenia wykonano przy wykorzystaniu dekompozycji Oaxaki-Blindera.

Porównując międzypłciową lukę płacową w analizowanych krajach, łatwo zauważyć, że wielkość ta jest w Polsce relatywnie niska. Relatywnie wyższe wynagrodzenia kobiety otrzymywały wyłącznie w Nowej Zelandii (międzypłciowa luka płacowa wyniosła tam ok. 15,81 %) i w Szwecji (ok. 21,52 %). W pozostałych piętnastu krajach zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych kobiet i mężczyzn było większe niż w Polsce, przy czym szczególnie duże wartości osiągnęło w Szwajcarii (ok. 57,86 %), Norwegii (ok. 47,18 %), Rosji (ok. 44,85 %), Austrii (ok. 42,59 %) i Urugwaju (ok. 41,57 %). O ile zatem zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn było w Polsce relatywnie niskie, o tyle składnik niewyjaśniony międzypłciowej luki płacowej – interpretowany niekiedy jako efekt dyskryminacji płacowej kobiet – osiągnął w Polsce przeciętne rozmiary. Tak rozumiana dyskryminacja płacowa była w Polsce nie tylko większa niż w Nowej Zelandii i w Szwecji, lecz także większa niż w Austrii, Belgii, na Cyprze, w Finlandii oraz we Francji. Warto zauważyć, że Nowa Zelandia jest jedynym z analizowanych krajów, gdzie wartość składnika niewyjaśnionego międzypłciowej luki płacowej nie jest statystycznie istotnie różna od zera; oznacza to, że gdyby przyjąć założenie, iż wynagrodzenia miesięczne w 2007 r. zależały wyłącznie od zmiennych uwzględnionych w tej analizie, to nie można byłoby odrzucić hipotezy zerowej o braku dyskryminacji płacowej kobiet w Nowej Zelandii. Wartość składnika niewyjaśnionego międzypłciowej luki płacowej była szczególnie duża na Filipinach (ok. 46,12 p.p.), w Urugwaju (ok. 43,56 p.p.), w Rosji (ok. 41,96 p.p.) oraz w Chile (ok. 41,01 p.p.). Filipiny były jedynym krajem, w którym wartość składnika wyjaśnionego międzypłciowej luki płacowej była statystycznie istotnie mniejsza od zera; oznacza to, że gdyby wynagrodzenia miesięczne na Filipinach zależały wyłącznie od zmiennych uwzględnionych w analizie, to w warunkach braku dyskryminacji płacowej kobiet przeciętne wynagrodzenie kobiet powinno być w tym kraju wyższe niż przeciętne wynagrodzenie mężczyzn.

Wśród uwzględnionych w analizie czynników wpływających na zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń obu płci szczególne miejsce zajmuje tygodniowy czas pracy. Jak już wspomniano, dłuższy przeciętny czas pracy mężczyzn pozwala wyjaśnić ok. 9,02 p.p. zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce. Okazuje się, że podobny (statystycznie istotny) efekt występuje w piętnastu z osiemnastu analizowanych krajów, przy czym efekt ten jest szczególnie duży w Szwajcarii (ok. 15,29 p.p.), w Irlandii (ok. 14,55 p.p.), w Austrii (ok. 13,90 p.p.) oraz w Niemczech (ok. 13,24 p.p.). Nie jest jednak jasne, czy siła tego efektu wynika z tego, iż w krajach tych kobiety pracują przeciętnie szczególnie krótko w porównaniu do mężczyzn, czy raczej z faktu, że dłuższy czas pracy tamże ma szczególnie silny wpływ na wynagrodzenia. Warto nadmienić, że jedynymi krajami, w których zróżnicowanie przeciętnego tygodniowego czasu pracy obu płci nie wpływało statystycznie istotnie na zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn, były Filipiny, Nowa Zelandia i Rosja. Może to wynikać zarówno ze szczególnie niewielkiego zróżnicowania przeciętnego ty-

godniowego czasu pracy obu płci (co wydaje się prawdziwe wyłącznie w odniesieniu do Filipin), jak i ze szczególnie słabego wpływu tygodniowego czasu pracy na oczekiwaną wysokość miesięcznego wynagrodzenia. Tak czy inaczej, przeprowadzone analizy pozwalają stwierdzić, że jednym z najważniejszych czynników wyjaśniających zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w skali międzynarodowej – obok bardzo prawdopodobnej, choć niemożliwej do udowodnienia, dyskryminacji płacowej kobiet – jest dłuższy przeciętny czas pracy mężczyzn.

Pozostałe uwzględnione w analizie czynniki wpływają statystycznie istotnie na zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w mniej niż połowie analizowanych krajów. Lepsze, przeciętnie, wykształcenie kobiet zmniejsza międzypłciową lukę płacową w siedmiu krajach: Australii, Chile, na Filipinach, w Irlandii, Polsce, Rosji i Urugwaju. Szczególnie silny efekt tego typu można zaobserwować w Urugwaju (zmniejszenie międzypłciowej luki płacowej, *ceteris paribus*, o 11,29 p.p.) oraz w Chile (9,66 p.p.). W żadnym kraju wykształcenie mężczyzn nie jest na tyle lepsze, przeciętnie, od wykształcenia kobiet, aby wyjaśnić statystycznie istotną część międzypłciowej luki płacowej.

Co więcej, w trzech krajach (Belgii, na Cyprze i we Francji) mężczyźni i kobiety uwzględnieni w analizie różnią się na tyle istotnie swoim średnim wiekiem, aby to zróżnicowanie mogło wyjaśnić część międzypłciowej luki płacowej; w każdym z tych krajów mężczyźni są, przeciętnie, starsi od kobiet, podczas gdy osoby starsze mogą generalnie spodziewać się wyższych wynagrodzeń od osób młodszych. Takie zróżnicowanie wyjaśnia w tych krajach tylko 1,83–3,21 p.p. międzypłciowej luki płacowej, a więc nie jest to efekt szczególnie znaczący.

W żadnym z analizowanych krajów zróżnicowanie przynależności związkowej kobiet i mężczyzn nie jest na tyle duże lub wpływ członkostwa w związkach zawodowych na wynagrodzenia nie jest na tyle silny, aby różnice w przynależności związkowej obu płci mogły wyjaśnić statystycznie istotną część międzypłciowej luki płacowej. Przeciwnie, zróżnicowanie rozkładu obu płci między sektory publiczny i prywatny wpływa na wielkość międzypłciowej luki płacowej w czterech krajach: Chile, Niemczech, Norwegii i Rosji. Kierunek tego efektu jest jednak zróżnicowany. O ile we wszystkich czterech krajach w sektorze publicznym zatrudnienie znajduje większy odsetek kobiet niż mężczyzn, o tyle odmienny jest wpływ zatrudnienia w sektorze publicznym na wynagrodzenia osób. W Chile i w Niemczech zatrudnienie w sektorze publicznym wpływa, *ceteris paribus*, na wzrost oczekiwanego wynagrodzenia, a więc zróżnicowanie rozkładu obu płci między sektory publiczny i prywatny wpływa na zmniejszenie międzypłciowej luki płacowej (o ok. 1,14 p.p. w Chile i o ok. 2,07 p.p. w Niemczech). Natomiast w Norwegii i w Rosji wpływ zatrudnienia w sektorze publicznym na oczekiwane wynagrodzenie jest ujemny; wobec tego, zróżnicowanie rozkładu obu płci pomiędzy sektory publiczny i prywatny przyczynia się do wzrostu zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń obu płci (o ok. 5,70 p.p. w Norwegii i o ok. 4,51 p.p. w Rosji).

Podobnie w czterech krajach (na Cyprze, w Czechach, Irlandii i w Szwecji) można stwierdzić istotny statystycznie wpływ zróżnicowania samozatrudnienia obu płci na zróżnicowanie wynagrodzeń miesięcznych. We wszystkich czterech krajach odsetek samozatrudnionych mężczyzn jest większy od odsetka samozatrudnionych kobiet. O ile jednak na Cyprze, w Czechach i w Irlandii samozatrudnienie pozwala na uzyskanie, *ceteris paribus*, wyższego wynagrodzenia, o tyle w Szwecji występuje efekt odwrotny. Gdyby odsetki samozatrudnionych kobiet i mężczyzn w tych krajach wyrównały się, to należałoby oczekiwać spadku międzypłciowej luki płacowej o ok. 3,15 p.p. na Cyprze, o ok. 3,91 p.p. w Czechach oraz o ok. 3,94 p.p. w Irlandii, a także wzrostu międzypłciowej luki płacowej w Szwecji o ok. 1,50 p.p.

Ostatnim z czynników uwzględnionych w niniejszej analizie jest wykonywany zawód. Wbrew intuicji nie zawsze jest prawdą, iż kobiety wykonują zawody, które determinują otrzymywanie niższych wynagrodzeń w porównaniu z mężczyznami. Stwierdzono to wyłącznie w Finlandii, we Francji i w Szwecji. Gdyby rozkład kobiet i mężczyzn między poszczególne zawody wyrównał się w tych krajach, to międzypłciowa luka płacowa spadłaby aż o ok. 13,01 p.p. w Finlandii, o ok. 4,35 p.p. we Francji oraz o ok. 3,29 p.p. w Szwecji. Natomiast w dwóch innych krajach, na Filipinach i w Irlandii, sytuacja jest przeciwna; gdyby rozkład obu płci między poszczególne zawody zrównał się, to międzypłciowa luka płacowa wzrosłaby (o ok. 11,26 p.p. na Filipinach oraz o ok. 8,47 p.p. w Irlandii), ponieważ obecnie rozkład obu płci między poszczególne zawody jest – paradoksalnie – korzystny dla kobiet i ich relatywnych wynagrodzeń.

Podsumowanie

W niniejszym artykule opisałem oraz częściowo wyjaśniłem zróżnicowanie wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w osiemnastu krajach europejskich i pozaeuropejskich, w tym w Polsce. Źródłem danych było międzynarodowe badanie sondażowe ISSP z 2007 r., natomiast metodą analiz była podstawowa wersja dekompozycji Oaxaki–Blindera, tj. standardowa metoda ekonometryczna stosowana w badaniach nad dyskryminacją płacową.

Przeprowadzone analizy umożliwiły sformułowanie wielu ważnych wniosków. Po pierwsze, o ile międzypłciowa luka płacowa jest w Polsce relatywnie niewielka, o tyle jej niewyjaśniona część – pod pewnymi warunkami utożsamiana z efektem dyskryminacji płacowej kobiet – przyjmuje wartość bliską przeciętnej. Po drugie, „dyskryminacja płacowa” kobiet jest najważniejszym czynnikiem wyjaśniającym zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w większości analizowanych krajów. Po trzecie, szczególnie ważnym czynnikiem jest również zróżnicowanie przeciętnego tygodniowego czasu pracy obu płci; mężczyźni pracują, przeciętnie, więcej, co skutkuje uzyskiwaniem przez nich wyższych wynagrodzeń. Po czwarte, w nieomal połowie analizowanych krajów kobiety są, przeciętnie, lepiej wykształcone od mężczyzn, co wpływa na zmniejszenie różni-

cowania przeciętnych wynagrodzeń obu płci. Po piąte, pozostałe czynniki – zróżnicowanie wieku, przynależności związkowej, rozkładu między sektory publiczny i prywatny, odsetka samozatrudnionych pracowników oraz rozkładu między wykonywane zawody – mają silnie zróżnicowany międzynarodowo wpływ na międzypłciową lukę płacową, co nie pozwala na wyciągnięcie jednoznacznych wniosków odnośnie do charakteru tego wpływu.

Analizy zawarte w tym artykule są ponadto zgodne z większością omówionych we wprowadzeniu wcześniejszych analiz porównawczych [Blau i Kahn 1992, 1996, 2003; Zweimüller, Winter-Ebmer i Weichselbaumer 2008]. Korelacja przekrojowa między współczynnikiem zróżnicowania decylogowego wynagrodzeń miesięcznych a międzypłciową luką płacową i składnikiem niewyjaśnionym tej luki ma wartość dodatnią, przy czym jest szczególnie silna dla składnika niewyjaśnionego. Podobnie, korelacja przekrojowa między stopą członkostwa w związkach zawodowych a międzypłciową luką płacową i jej składnikiem niewyjaśnionym ma wartość ujemną. Jedyny niezgodny z dotychczasowymi analizami wynik dotyczy korelacji przekrojowej między wskaźnikiem zatrudnienia kobiet a zróżnicowaniem wynagrodzeń kobiet i mężczyzn: zatrudnienie kobiet jest silnie ujemnie skorelowane ze składnikiem niewyjaśnionym międzypłciowej luki płacowej i zaledwie słabo dodatnio skorelowane z luką płacową. Tego typu wyniki należy jednak traktować z dużą ostrożnością, ponieważ analizy porównawcze powinny być wykonywane z uwzględnieniem potencjalnie silnego nieobserwowalnego zróżnicowania analizowanych krajów, co wymaga – na przykład – zastosowania narzędzi ekonometrii panelowej. Taka analiza wykracza jednak poza ramy tego artykułu i zostanie przeprowadzona w przyszłości.

Przypisy

¹Autor jest stypendystą projektu „Weź stypendium – dla rozwoju” realizowanego przez SGH na rzecz doktorantek i doktorantów oraz współfinansowanego ze środków Unii Europejskiej w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego.

Bibliografia

- Adamchik V.A., Bedi A.S., 2003, Gender pay differentials during the transition in Poland, „Economics of Transition”, 11, s. 697–726
- Becker G.S., 1971, The Economics of Discrimination. Second Edition, Chicago–London, The University of Chicago Press.

- Blau F.D., Kahn L.M., 1992, The gender earnings gap: Learning from international comparisons, „American Economic Review: Papers and Proceedings”, 82, s. 533–538
- Blau F.D., Kahn L.M., 1996, Wage structure and gender earnings differentials: An international comparison, „Economica”, 63, s. 29–62
- Blau F.D., Kahn L.M., 2003, Understanding international differences in the gender pay gap, „Journal of Labor Economics”, 21, s. 106–144
- Blinder A.S., 1973, Wage discrimination: Reduced form and structural estimates, „Journal of Human Resources”, 8, s. 436–455
- Brainerd E., 2000, Women in transition: Changes in gender wage differentials in Eastern Europe and the former Soviet Union, „Industrial and Labor Relations Review”, 54, s. 138–162
- Cotton J., 1988, On the decomposition of wage differentials, „Review of Economics and Statistics”, 70, s. 236–243
- Fortin N.M., 2008, The gender wage gap among young adults in the United States: The importance of money versus people, „Journal of Human Resources”, 43, s. 884–918
- Frölich M., 2007, Propensity score matching without conditional independence assumption – with an application to the gender wage gap in the United Kingdom, „Econometrics Journal”, 10, s. 359–407
- Grajek M., 2003, Gender pay gap in Poland, „Economics of Planning”, 36, s. 23–44
- Jann B., 2008, The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models, „Stata Journal”, 8, s. 453–479
- Le A.T., Miller P.W., Slutske W.S., Martin N.G., 2011, Attitudes towards economic risk and the gender pay gap, „Labour Economics”, 18, s. 555–561
- Łatuszyński K., Woźny Ł.P., 2008, Zróżnicowanie wynagrodzeń kobiet i mężczyzn na polskim rynku pracy w 2004 roku, [w:] Wzrost gospodarczy a bezrobocie i nierówności w podziale dochodu, red. W. Pachó, M. Garbicz, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa
- Machin S., Puhani P.A., 2003, Subject of degree and the gender wage differential: Evidence from the UK and Germany, „Economics Letters”, 79, s. 393–400
- Magda I., Szydłowski A., 2008, Płace w makro i mikroperspektywie, [w:] Zatrudnienie w Polsce 2007 – Bezpieczeństwo na elastycznym rynku pracy, red. M. Bukowski, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa
- Matysiak A., Słoczyński T., Baranowska A., 2010, Kobiety i mężczyźni na rynku pracy, [w:] Zatrudnienie w Polsce 2008 – Praca w cyklu życia, red. M. Bukowski, Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich, Warszawa
- Neumark D., 1988, Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination, „Journal of Human Resources”, 23, s. 279–295
- Newell A., Reilly B., 2001, The gender pay gap in the transition from communism: Some empirical evidence, „Economic Systems”, 25, s. 287–304
- Oaxaca R., 1973, Male-female wage differentials in urban labor markets, „International Economic Review”, 14, s. 693–709
- Oaxaca R.L., Ransom M.R., 1994, On discrimination and the decomposition of wage differentials, „Journal of Econometrics”, 61: 5–21
- Pailhé A., 2000, Gender discrimination in Central Europe during the systemic transition, „Economics of Transition”, 8, s. 505–535.
- Reimers C.W., 1983, Labor market discrimination against Hispanic and black men, „Review of Economics and Statistics”, 65, s. 570–579
- Rokicka M., Ruzik A., 2010, The gender pay gap in informal employment in Poland, „CASE Network Studies & Analyses”, nr 406

Weichselbaumer D., Winter-Ebmer R., 2006, Rhetoric in economic research: The case of gender wage differentials, „Industrial Relations”, 45, s. 416–436

Zweimüller M., Winter-Ebmer R., Weichselbaumer D., 2008, Market orientation and gender wage gaps: An international study, „Kyklos”, 61, s. 615–635

On the international differences in the gender wage gap

Summary

The author presents and explains the differences in the gap between the average male and female earnings in Poland and seventeen European and non-European countries. The author concludes that in most countries a significant part of the gender wage gap remains unexplained which suggests that gender wage discrimination might play an important role. Moreover, weekly hours worked are typically much longer for men than for women which leads to an increase in the relative male earnings. On the other hand, in many countries women are much better educated on average than men which decreases the gender wage gap.

Key words: gender wage gap, gender wage discrimination, determinants of the gender wage gap

Słowa kluczowe: międzypłciowa luka płacowa, dyskryminacja płacowa kobiet, determinanty międzypłciowej luki płacowej