

*Tymon Słoczyński**

PRÓBA WYJAŚNIENIA REGIONALNEGO ZRÓŻNICOWANIA MIĘDZYPLCIOWEJ LUKI PŁACOWEJ W POLSCE

W artykule opisano regionalne zróżnicowanie międzyplciowej luki płacowej w Polsce, która okazuje się szczególnie duża w województwie śląskim (ok. 25,44%). Zaproponowano kilka wyjaśnień tego zjawiska. Po pierwsze, dyskryminacja płacowa kobiet jest najprawdopodobniej szczególnie silna w tym regionie. Po drugie, w województwie śląskim mężczyźni są generalnie zatrudniani w większych miejscach pracy niż kobiety. Po trzecie, rozkład kobiet między poszczególne zawody i sekcje gospodarki narodowej jest tam szczególnie niekorzystny dla ich relatywnych wynagrodzeń. Po czwarte, również struktura premii za wykonywanie poszczególnych zawodów pozostaje w województwie śląskim niekorzystna dla kobiet, tj. sfeminizowane zawody oferują na Śląsku szczególnie niskie relatywne wynagrodzenia.

Słowa kluczowe: luka płacowa, dyskryminacja płacowa, metody dekompozycyjne.

W niniejszym artykule podjęto próbę opisu oraz wyjaśnienia nieanalizowanego dotychczas przez polskich badaczy zjawiska, jakim jest regionalne zróżnicowanie międzyplciowej luki płacowej w Polsce. Do tego celu wykorzystano standardowe metody ekonometryczne skonstruowane z myślą o badaniach nad dyskryminacją płacową oraz jej zróżnicowaniem w czasie lub przestrzeni, tj. dekompozycję Oaxaki-Blindera (zob. Blinder 1973; Oaxaca 1973) oraz dekompozycję Juhn-Murphy'ego-Pierce'a (JMP; zob. Juhn, Murphy, Pierce 1991), a niezbędnych oszacowań dokonano na podstawie danych indywidualnych z Badania Struktury Wynagrodzeń (BSW) GUS, przeprowadzonego w październiku 2008 roku.

Przyczyny zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce są problemem badawczym podejmowanym coraz częściej w ostatnich dwóch dekadach. O ile opublikowane w języku polskim prace o poważnym komponentie teoretycznym są jednak stosunkowo nieliczne (zob. m.in. Reszke 1991; Dijkstra, Plantenga 2003; Kalinowska-Nawrotek 2005), o tyle empiryczne analizy zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn na polskim rynku pracy były relatywnie częste w literaturze zagranicznej na przełomie wieków (zob. m.in. Brainerd 2000; Pailhé 2000; Newell, Reilly 2001; Adamchik, Bedi 2003; Grajek 2003), aby następnie zyskać na popularności również w literaturze krajowej (zob. m.in.

* Katedra Ekonomii I, Kolegium Analiz Ekonomicznych, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, ul. Madalińskiego 6/8, pok. 228, 02-513 Warszawa; e-mail: t.sloczynski@ci.edu.pl. Autor jest stypendystą projektu „Weź stypendium – dla rozwoju” realizowanego przez SGH na rzecz doktorantek i doktorantów i współfinansowanego ze środków Unii Europejskiej w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego.

Kot, Podolec, Ulman 1999; Kalinowska-Nawrotek 2005; Łatuszyński, Woźny 2008; Magda, Szydłowski 2008; Matysiak, Słoczyński, Baranowska 2010; Rokicka, Ruzik 2010). Niemniej spośród wymienionych wyżej prac opublikowanych w Polsce wyłącznie badania Magdy i Szydłowskiego (2008), Matysiak, Słoczyńskiego i Baranowskiej (2010) oraz Rokickiej i Ruzik (2010) wykorzystywały standardowe dla tej literatury metody dekompozycyjne oraz zostały oparte na danych indywidualnych z podstawowych badań społecznych w Polsce. W żadnej z cytowanych prac nie podjęto ponadto próby opisu lub wyjaśnienia regionalnego zróżnicowania międzypłciowej luki płacowej w Polsce.

W kolejnych częściach niniejszego artykułu wykorzystano najpierw dekompozycję Oaxaki-Blindera do zbadania przyczyn zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych kobiet i mężczyzn w 2008 r. (zarówno na szczeblu ogólnokrajowym, jak i w każdym z 16 województw). Stwierdziwszy, że największa międzypłciowa luka płacowa charakteryzowała w 2008 r. rynek pracy w województwie śląskim (ok. 25,44%), posłużono się następnie dekompozycją JMP do zbadania przyczyn zróżnicowania międzypłciowej luki płacowej w tym regionie oraz w każdym z pozostałych 15 województw.

Zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce w 2008 r.

Dekompozycja Oaxaki-Blindera

Gdy celem naszego badania jest stwierdzenie przyczyn zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń kobiet i mężczyzn, to dogodnym punktem wyjścia do takiej analizy może być zdefiniowanie międzypłciowej luki płacowej (*gender wage gap*) jako procentowej różnicy między przeciętnymi wynagrodzeniami obu płci. Jeśli Y_i oznacza logarytm naturalny wynagrodzenia otrzymywanego przez jednostkę i ($i = 1, \dots, N$) oraz M_i jest zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 1, gdy i jest mężczyzną, oraz wartość 0, gdy i jest kobietą, to ze wzoru Taylora oraz własności funkcji logarytmicznej wynika, że wyrażenie $E[Y_i | M_i = 1] - E[Y_i | M_i = 0]$ jest w przybliżeniu równe międzypłciowej luce płacowej¹. Dekompozycja Oaxaki-Blindera (zob. Blinder 1973; Oaxaca 1973) jest pionierską metodą ekonometryczną, która pozwala zapisać tak rozumianą międzypłciową lukę płacową jako sumę dwóch składników, tzw. składnika wyjaśnionego, określającego stopień, w jakim międzypłciowa luka płacowa wynika z faktu zróżnicowania przeciętnych wartości poszczególnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet i mężczyzn (tj. z faktu, że kobiety i mężczyźni są, przeciętnie rzecz biorąc, „różni”), oraz tzw. składnika niewyja-

¹ Takie przybliżenie będzie, oczywiście, tym gorsze, im większa jest międzypłciowa luka płacowa. Mając na celu jasność wyводу, w artykule opisano jednak uzyskane wyniki w taki sposób, jakby międzypłciowa luka płacowa faktycznie była mierzona w procentach, a jej składniki – w punktach procentowych. Wprawdzie stosowanie takiego uproszczenia nie powinno mieć większego wpływu na interpretację uzyskanych wyników, lecz należy je mieć na uwadze i traktować wyniki jako przybliżone.

śnionego, grupującego łączny wpływ ewentualnej dyskryminacji płacowej kobiet oraz zróżnicowania przeciętnych wartości nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet i mężczyzn.

Jeśli bowiem wyznaczymy odrębne dla kobiet i mężczyzn parametry regresji liniowej Y ze względu na wektor zmiennych objaśniających X , czyli

$$\begin{aligned} Y_i &= X_i\beta_1 + \varepsilon_{1i} \text{ dla } M_i = 1, \\ Y_i &= X_i\beta_0 + \varepsilon_{0i} \text{ dla } M_i = 0, \end{aligned}$$

gdzie ε_{1i} i ε_{0i} są składnikami losowymi oraz $E[\varepsilon_{1i} | X_i] = E[\varepsilon_{0i} | X_i] = 0$, to wówczas międzyplciową lukę płacową będziemy mogli zapisać w następujący sposób:

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

Zgodnie z powyższym równaniem międzyplciową lukę płacową można zapisać jako sumę dwóch składników². Pierwszy z nich, $E[X_i | M_i = 0](\beta_1 - \beta_0)$, to tzw. składnik niewyjaśniony. Mierzy on odległość między regresjami liniowymi Y w populacji kobiet i mężczyzn $(\beta_1 - \beta_0)$ w punkcie wyznaczonym przez przeciętne wartości poszczególnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet ($E[X_i | M_i = 0]$). Innymi słowy, składnik niewyjaśniony pozwala na zmierzenie różnicy między oczekiwanymi logarytmami wynagrodzenia kobiety i mężczyzny o cechach odpowiadających hipotetycznej, „przeciętnej” kobiecie. Dlatego składnik niewyjaśniony jest często utożsamiany z efektem dyskryminacji płacowej kobiet, chociaż taka jego interpretacja bywa nierzadko krytykowana, ponieważ składnik ten obejmuje również wpływ zróżnicowania przeciętnych wartości nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet i mężczyzn (zob. m.in. Weichselbaumer, Winter-Ebmer 2006). Drugi ze składników, $(E[X_i | M_i = 1] - E[X_i | M_i = 0])\beta_1$, to z kolei tzw. składnik wyjaśniony. Mierzy on wpływ zróżnicowania przeciętnych wartości obserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet i mężczyzn ($E[X_i | M_i = 1] - E[X_i | M_i = 0]$) na wysokość tego wynagrodzenia, przy czym wykorzystuje do tego celu regresję liniową Y w populacji mężczyzn (β_1). Możliwe jest ponadto rozbitcie tego składnika międzyplciowej luki płacowej na szereg mniejszych składników, z których każdy mierzy wpływ zróżnicowania

² Możliwe są również nieco inne sposoby zapisu obu składników dekompozycji Oaxaki-Blindera (zob. m.in. Blinder 1973; Oaxaca 1973; Reimers 1983; Cotton 1988; Neumark 1988; Oaxaca, Ransom 1994; Fortin 2008; Słoczyński 2011), które – mając na celu jasność wyводу – pominięto w niniejszym artykule. Warto ponadto podkreślić, że w ostatnich latach dokonano reinterpretacji dekompozycji Oaxaki-Blindera w duchu ekonometrii efektów oddziaływania (zob. m.in. Barsky, Bound, Charles, Lupton 2002; Kline 2011; Słoczyński 2011). Gdyby przyjąć taką interpretację tej metody, to stosowana w niniejszym artykule wersja dekompozycji Oaxaki-Blindera pozwala na oszacowanie przeciętnego wpływu płci na wynagrodzenia kobiet. Można również, oczywiście, oszacować przeciętny wpływ płci na wynagrodzenia mężczyzn lub wszystkich jednostek w populacji (zob. Słoczyński 2011).

przeciętnych wartości pojedynczej zmiennej (np. stażu pracy, wykształcenia itp.) na wielkość luki.

Interpretacja poszczególnych składników międzyplciowej luki płacowej, wyznaczonych poprzez dekompozycję Oaxaki-Blindera, nie jest szczególnie skomplikowana. Jeżeli składnik niewyjaśniony międzyplciowej luki płacowej jest dodatni (ujemny) w sposób statystycznie istotny, to brak podstaw do odrzucenia hipotezy o dyskryminacji płacowej kobiet (mężczyzn) lub zróżnicowaniu przeciętnych wartości nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet i mężczyzn w sposób faworyzujący mężczyzn (kobiety). Gdyby dyskryminacja płacowa ustała oraz przeciętne wartości nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet i mężczyzn się zrównały, to międzyplciowa luka płacowa zmniejszyłaby się o wartość składnika niewyjaśnionego. Jeżeli natomiast część składnika wyjaśnionego międzyplciowej luki płacowej odpowiadająca pewnej zmiennej jest dodatnia (ujemna) w sposób statystycznie istotny, to brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że albo dana zmienna wpływa dodatnio (ujemnie) na wynagrodzenia i mężczyźni mają przeciętnie większe zasoby tej zmiennej niż kobiety, albo dana zmienna wpływa ujemnie (dodatnio) na wynagrodzenia i mężczyźni mają przeciętnie mniejsze zasoby tej zmiennej niż kobiety. Gdyby przeciętne wartości danej zmiennej w populacji kobiet i mężczyzn się zrównały, to międzyplciowa luka płacowa zmniejszyłaby się o wartość odpowiedniej części składnika wyjaśnionego. Wobec tego dodatnia (ujemna) wartość danej części składnika wyjaśnionego odpowiada sytuacji, w której relatywne wynagrodzenie mężczyzn (kobiet) rośnie wskutek braku równości przeciętnych wartości odpowiedniej zmiennej.

Międzyplciowa luka płacowa na szczeblu ogólnokrajowym

Tabela 1 przedstawia wyniki dekompozycji międzyplciowej luki płacowej w Polsce w 2008 r. Wszystkie obliczenia zostały dokonane na podstawie danych indywidualnych z BSW GUS³, przy czym oszacowano dwa oddzielne modele (1) i (2), różniące się wyłącznie uwzględnieniem czasu pracy jako zmiennej objaśniającej w modelu (1) i nieuwzględnieniem tej zmiennej w modelu (2). O ile uwzględnienie tej zmiennej w modelu tego typu może wydawać się oczywiste, o tyle należy pamiętać, że respondentami w BSW GUS są przedsiębiorstwa (i inne miejsca pracy, np. szkoły), należy się zatem spodziewać, że raportowany czas pracy nie będzie uwzględniał czasu przepracowanego poza miejscem pracy, co może znacząco zaniżać raportowany czas pracy nauczycieli (zob. m.in. Magda, Szydłowski 2008). Dlatego zdecydowano się na oszacowanie dwóch oddzielnych modeli, co pozwala określić wrażliwość uzyskanych wyników na uwzględnienie tej zmiennej.

³ O ile odrębne dla kobiet i mężczyzn parametry regresji liniowej Y można wyznaczyć metodą najmniejszych kwadratów, o tyle dalsze obliczenia wykonano za pomocą specjalnego polecenia *oaxaca*, rozszerzającego możliwości programu Stata (Jann 2008).

Tab. 1. Determinanty zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych kobiet i mężczyzn w Polsce w 2008 r.

	(1)	(2)
Międzypleciowa luka płacowa	0,1490 *** (0,0062)	0,1490 *** (0,0062)
Składnik niewyjaśniony	0,1361 *** (0,0040)	0,1526 *** (0,0042)
Składnik wyjaśniony, w tym:	0,0130 ** (0,0053)	-0,0035 (0,0054)
– czas pracy	0,0709 *** (0,0027)	
– wielkość miejsca pracy	-0,0012 (0,0017)	-0,0014 (0,0019)
– staż pracy	0,0061 *** (0,0011)	0,0064 *** (0,0012)
– wiek	0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0003)
– sektor zatrudnienia	-0,0201 *** (0,0032)	-0,0176 *** (0,0033)
– poziom wykształcenia	-0,0648 *** (0,0022)	-0,0626 *** (0,0022)
– zawód	-0,0324 *** (0,0034)	-0,0201 *** (0,0033)
– sekcja zatrudnienia	0,0544 *** (0,0046)	0,0916 *** (0,0051)
– województwo zatrudnienia	0,0000 (0,0011)	-0,0001 (0,0011)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych BSW GUS.

Uwagi: ***, ** i * oznaczają, odpowiednio, poziom istotności 1%, 5% i 10%. W nawiasach przedstawiono błędy standardowe odporne na występowanie korelacji wewnątrzgrupowej (*cluster-robust standard errors*). Zmienną objaśnianą w modelach stanowiących podstawę obu prezentowanych dekompozycji jest logarytm miesięcznej płacy. Elementy „poziom wykształcenia”, „zawód”, „sekcja zatrudnienia” i „województwo zatrudnienia” grupują łączny wpływ zestawu zmiennych zero-jedynkowych określających poziom wykształcenia, wykonywany zawód, sekcję zatrudnienia (PKD 2004) oraz województwo zatrudnienia. Obliczenia wykonano przy wykorzystaniu dekompozycji Oaxaki-Blindera.

Pomijając czas pracy, oba oszacowane modele, (1) i (2), uzależniają logarytm miesięcznego wynagrodzenia od liczby osób pracujących w danej jednostce („wielkość miejsca pracy”) oraz sektora własności (publiczny lub prywatny), stażu pracy ogółem i wieku danego pracownika, poziomu wykształcenia danego

pracownika⁴ oraz wykonywanego przezeń zawodu⁵, a także województwa zatrudnienia pracownika⁶ oraz jego sekcji zatrudnienia według Polskiej Klasyfikacji Działalności 2004⁷.

Międzyplciowa luka w płacy miesięcznej na szczeblu ogólnokrajowym wyniosła w 2008 r. ok. 14,90%. Bardzo niewielką jej część można wyjaśnić faktem zróżnicowania przeciętnych wartości obserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w populacji kobiet i mężczyzn. Składnik niewyjaśniony – często interpretowany jako efekt dyskryminacji – jest bowiem równy ok. 13,61 pkt proc. w modelu z czasem pracy oraz ok. 15,26 pkt proc. w modelu bez czasu pracy, co pozostawia wartość składnika wyjaśnionego równą zaledwie ok. 1,30 pkt proc. w pierwszym modelu oraz ok. -0,35 pkt proc. w drugim modelu. Wynik ten należy interpretować w ten sposób, że gdyby o wysokości miesięcznego wynagrodzenia decydowały wyłącznie czynniki uwzględnione w oszacowanych modelach, to w warunkach braku dyskryminacji płacowej kobiety powinny otrzymywać, przeciętnie rzecz biorąc, wynagrodzenia miesięczne niższe od mężczyzn o ok. 1,30% lub wyższe od mężczyzn o ok. 0,35%. Takie „sprawiedliwe” zróżnicowanie wynagrodzeń kobiet i mężczyzn jest, co znamienne, znacząco niższe od faktycznego zróżnicowania tych płac.

Dalsza dekompozycja składnika wyjaśnionego międzyplciowej luki płacowej, również przedstawiona w tabeli 1, pozwala na wskazanie najważniejszych czynników – poza prawdopodobną dyskryminacją płacową kobiet – decydujących o wielkości tej luki. Po pierwsze, czas pracy kobiet jest krótszy, przeciętnie rzecz biorąc, od czasu pracy mężczyzn. Zróżnicowanie czasu pracy obu płci ma istotny wpływ na wielkość międzyplciowej luki płacowej. Odpowiednie oszacowanie w modelu (1) wskazuje, że gdyby kobiety pracowały średnio tyle samo, co mężczyźni, to międzyplciowa luka płacowa zmniejszyłaby się o ok. 7,09 pkt proc., a więc prawie o połowę. Wynik ten należy jednak traktować z ostrożnością, ponieważ – jak już zaznaczono powyżej – możliwe jest pewne zaniżenie przeciętnego czasu pracy w silnie sfeminizowanym zawodzie nauczyciela. Gdyby tak faktycznie było, to powyższy wynik byłby obciążony w górę. Po drugie, istotną statystycznie (choć niewielką) część międzyplciowej luki płacowej można także

⁴ Poziom wykształcenia pracownika jest reprezentowany przez siedem zmiennych zero-jedynkowych: wykształcenie wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora oraz tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym; wykształcenie wyższe z tytułem inżyniera, licencjata, dyplomowanego ekonomisty lub równorzędnym; wykształcenie policealne; wykształcenie średnie zawodowe; wykształcenie średnie ogólnokształcące; wykształcenie zasadnicze zawodowe; wykształcenie gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe.

⁵ Zawód wykonywany przez pracownika jest reprezentowany przez dziewięć zmiennych zero-jedynkowych, przy czym każda odpowiada innej pierwszej cyfrze symbolu zawodu wykonywanego (według klasyfikacji zawodów i specjalności wprowadzonej odpowiednimi rozporządzeniami Ministra Gospodarki i Pracy oraz Ministra Pracy i Polityki Społecznej).

⁶ Województwo zatrudnienia pracownika jest reprezentowane przez 16 zmiennych zero-jedynkowych.

⁷ Sekcja zatrudnienia pracownika jest reprezentowana przez 14 zmiennych zero-jedynkowych, odpowiadających poszczególnym sekcjom według Polskiej Klasyfikacji Działalności 2004, przy czym ze względu na niewielką liczbę obserwacji w sekcji B (rybactwo) połączono tę sekcję z sekcją A (rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo).

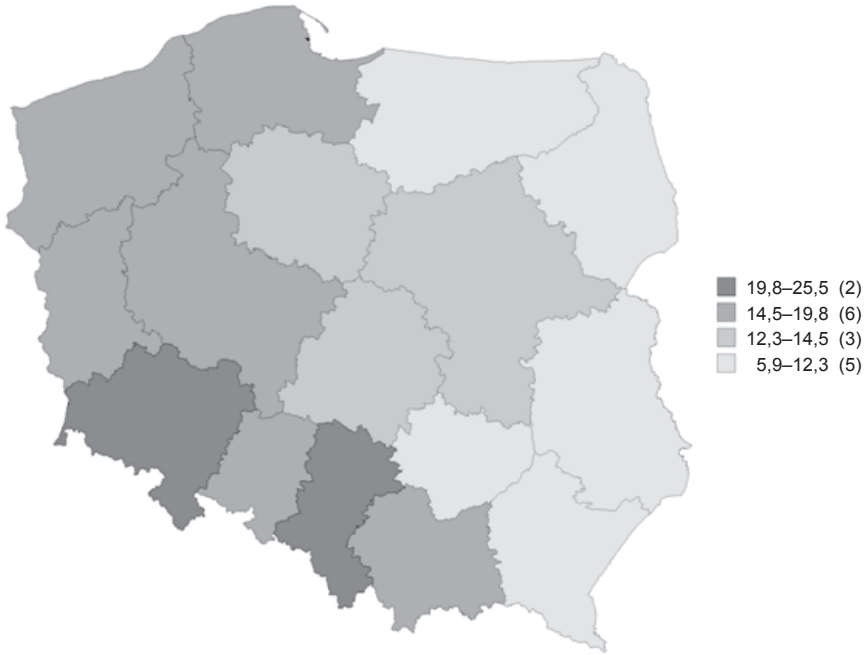
wyjaśnić przeciętnie krótszym stażem pracy ogółem kobiet. Gdyby staż pracy ogółem kobiet i mężczyzn się zrównał, to międzypłciowa luka płacowa zmniejszyłaby się o ok. 0,61–0,64 pkt proc. (w zależności od modelu). Po trzecie, kobiety relatywnie zyskują na swoim częstszym zatrudnieniu w sektorze publicznym, który w ostatnich latach umożliwia, *ceteris paribus*, uzyskiwanie wyższych płac w porównaniu do sektora prywatnego (zob. m.in. Magda, Szydłowski 2008). Gdyby rozkład kobiet i mężczyzn między oba sektory był jednakowy, to międzypłciowa luka płacowa wzrosłaby o ok. 1,76–2,01 pkt proc. Po czwarte, kobiety zyskują także na tym, że mają, przeciętnie rzecz biorąc, wyższe wykształcenie aniżeli mężczyźni. Gdyby wykształcenie kobiet i mężczyzn było, przeciętnie rzecz biorąc, identyczne, to międzypłciowa luka płacowa byłaby większa aż o ok. 6,26–6,48 pkt proc. niż w rzeczywistości. Fakt wyższego wykształcenia kobiet równoważy więc prawie w całości fakt ich krótszego czasu pracy. Po piąte, kobiety relatywnie zyskują, co zaskakujące, na wykonywaniu lepiej płatnych zawodów oraz relatywnie tracą, co znacznie mniej zaskakujące, na zatrudnieniu w gorzej płatnych sekcjach gospodarki narodowej. Gdyby rozkład kobiet i mężczyzn między poszczególne zawody był jednakowy, to międzypłciowa luka płacowa wzrosłaby o ok. 2,01–3,24 pkt proc. Gdyby natomiast wyrównał się rozkład obu płci między poszczególne sekcje gospodarki narodowej, to międzypłciowa luka płacowa zmniejszyłaby się o ok. 5,44–9,16 pkt proc. Warto więc podkreślić, że – zgodnie z intuicją – efekt netto jednoczesnego zróżnicowania rozkładu kobiet i mężczyzn między zawody oraz sekcje gospodarki narodowej jest istotnie niekorzystny dla kobiet i wpływa na zwiększenie międzypłciowej luki płacowej. Należy też zwrócić uwagę na to, że zróżnicowanie: przeciętnej wielkości miejsc pracy zatrudniających kobiety i mężczyzn, przeciętnego wieku zatrudnionych kobiet i mężczyzn oraz rozkładu kobiet i mężczyzn między województwa, nie jest wystarczająco silne, aby istotnie wpływać na wielkość międzypłciowej luki płacowej.

Warto ponadto zwrócić uwagę na różnice w interpretacji wyników uzyskanych na gruncie modeli (1) i (2). Uwzględnienie bądź nieuwzględnienie czasu pracy jako zmiennej objaśniającej wysokość miesięcznego wynagrodzenia nie wpłynęło znacząco na wielkość większości elementów składnika wyjaśnionego międzypłciowej luki płacowej. Jedynymi wyjątkami od tej reguły są elementy odpowiadające wykonywanemu zawodowi oraz sekcji zatrudnienia. Nieuwzględnienie czasu pracy w modelu (2) prowadzi do znacznego obciążenia w górę oszacowań tych elementów. Świadczy to również o tym, że czas pracy jest skorelowany, *ceteris paribus*, przede wszystkim z wykonywanym zawodem i sekcją zatrudnienia, a nie z pozostałymi zmiennymi uwzględnionymi w modelu. Może to częściowo potwierdzać przedstawione wyżej zastrzeżenia związane z raportowaniem czasu pracy nauczycieli.

Międzypłciowa luka płacowa na szczeblu regionalnym

Aby zrealizować podstawowy cel niniejszego artykułu, jakim jest opis oraz wyjaśnienie regionalnego zróżnicowania międzypłciowej luki płacowej w Polsce, na

rycynie 1 ukazano wielkość tej luki w poszczególnych województwach w 2008 r., podczas gdy w tabeli 2 przedstawiono wyniki dekompozycji międzypłciowej luki płacowej dla każdego z 16 województw. Inaczej niż we wcześniejszej części opracowania dla każdego województwa przedstawiono oszacowania wyłącznie jednego modelu, charakteryzującego się uwzględnieniem czasu pracy wśród zmiennych objaśniających wysokość miesięcznego wynagrodzenia⁸.



Ryc. 1. Międzypłciowa luka płacowa w polskich województwach w 2008 r. (w %)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych BSW GUS.

Rycina 1 oraz tabela 2 wskazują, że wśród 16 polskich województw największą międzypłciową luką w płacy miesięcznej charakteryzowało się w 2008 r. województwo śląskie (ok. 25,44%). Międzypłciowa luka płacowa była także wyjątkowo duża w województwach: dolnośląskim (ok. 19,85%), pomorskim (ok. 15,75%) oraz opolskim (ok. 15,54%). Najmniejszą międzypłciową luką płacową cechowało się z kolei w 2008 r. województwo warmińsko-mazurskie (ok. 5,91%). Międzypłciowa luka płacowa była także szczególnie mała w województwach: podkarpackim (ok. 6,06%), lubelskim (ok. 6,53%), podlaskim (ok. 6,70%) oraz świętokrzyskim (ok. 7,68%).

⁸ Oszacowania modelu nieuwzględniającego czasu pracy wśród zmiennych objaśniających wysokość miesięcznego wynagrodzenia można uzyskać od autora drogą e-mailową (t.sloczynski@ci.edu.pl).

Tab. 2. Determinanty zróżnicowania przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych kobiet i mężczyzn w Polsce w 2008 r. w podziale na województwa

Województwo	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie
Międzyryczańska luka płacowa	0,1985 *** (0,0203)	0,1231 *** (0,0186)	0,0653 *** (0,0243)	0,1516 *** (0,0290)	0,1270 *** (0,0263)	0,1505 *** (0,0205)	0,1351 *** (0,0146)	0,1554 *** (0,0259)
Składnik niewyjaśniony	0,1382 *** (0,0117)	0,1196 *** (0,0162)	0,0919 *** (0,0110)	0,1514 *** (0,0202)	0,1143 *** (0,0134)	0,1362 *** (0,0127)	0,1499 *** (0,0095)	0,1391 *** (0,0205)
Składnik wyjaśniony, w tym:	0,0602 *** (0,0184)	0,0035 (0,0155)	-0,0266 (0,0229)	0,0002 (0,0215)	0,0126 (0,0239)	0,0143 (0,0161)	-0,0148 (0,0132)	0,0162 (0,0257)
- czas pracy	0,0613 *** (0,0071)	0,0477 *** (0,0071)	0,0427 *** (0,0079)	0,0757 *** (0,0134)	0,0611 *** (0,0075)	0,0800 *** (0,0104)	0,0644 *** (0,0050)	0,0763 *** (0,0108)
- wielkość miejsca pracy	-0,0060 (0,0064)	0,0086 (0,0060)	0,0104 (0,0078)	-0,0016 (0,0037)	-0,0015 (0,0109)	-0,0027 (0,0042)	0,0000 (0,0003)	0,0015 (0,0065)
- staż pracy	0,0128 *** (0,0045)	0,0144 *** (0,0039)	-0,0060 (0,0043)	0,0045 (0,0050)	0,0057 (0,0055)	0,0008 (0,0047)	-0,0012 (0,0019)	0,0151 *** (0,0057)
- wiek	-0,0010 (0,0015)	-0,0016 (0,0012)	0,0009 (0,0010)	0,0017 (0,0024)	-0,0011 (0,0015)	0,0014 (0,0010)	0,0000 (0,0001)	-0,0028 (0,0018)
- sektor zatrudnienia	-0,0177 ** (0,0082)	-0,0080 (0,0106)	-0,0074 (0,0103)	-0,0336 ** (0,0141)	-0,0258 *** (0,0089)	-0,0366 *** (0,0103)	-0,0053 (0,0072)	-0,0155 (0,0154)
- poziom wykształcenia	-0,0459 *** (0,0060)	-0,0797 *** (0,0086)	-0,0674 *** (0,0073)	-0,0576 *** (0,0110)	-0,0616 *** (0,0080)	-0,0592 *** (0,0080)	-0,0595 *** (0,0056)	-0,0604 *** (0,0099)
- zawód	-0,0191 * (0,0108)	-0,0215 (0,0133)	-0,0462 *** (0,0121)	-0,0101 (0,0158)	-0,0326 ** (0,0139)	-0,0280 ** (0,0115)	-0,0389 *** (0,0093)	-0,0318 (0,0195)
- sekcja zatrudnienia	0,0758 *** (0,0157)	0,0437 ** (0,0171)	0,0464 ** (0,0200)	0,0213 (0,0214)	0,0684 *** (0,0144)	0,0584 *** (0,0144)	0,0258 *** (0,0099)	0,0337 (0,0260)

Tab. 2 – cd.

Województwo	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie	Śląskie	Święto- krzyskie	Warmińsko- mazurskie	Wielkopolskie	Zachodnio- pomorskie
Międzyzyciowa luka płacowa	0,0606 *** (0,0225)	0,0670 *** (0,0248)	0,1575 *** (0,0191)	0,2544 *** (0,0210)	0,0768 *** (0,0268)	0,0591 ** (0,0241)	0,1499 *** (0,0183)	0,1459 *** (0,0249)
Składnik niewyjaśniony	0,0823 *** (0,0125)	0,1065 *** (0,0153)	0,1414 *** (0,0138)	0,1442 *** (0,0108)	0,1186 *** (0,0167)	0,1001 *** (0,0149)	0,1535 *** (0,0156)	0,1387 *** (0,0140)
Składnik wyjaśniony, w tym:	-0,0218 (0,0185)	-0,0396 * (0,0210)	0,0162 (0,0176)	0,1102 *** (0,0223)	-0,0418 * (0,0252)	-0,0411 * (0,0222)	-0,0036 (0,0144)	0,0073 (0,0211)
- czas pracy	0,0545 *** (0,0078)	0,0583 *** (0,0101)	0,0656 *** (0,0164)	0,0794 *** (0,0061)	0,0527 *** (0,0113)	0,0714 *** (0,0134)	0,0810 *** (0,0088)	0,0646 *** (0,0097)
- wielkość miejsca pracy	0,0106 * (0,0056)	-0,0048 (0,0064)	-0,0033 (0,0058)	0,0142 (0,0133)	0,0090 (0,0069)	0,0116 (0,0102)	-0,0070 (0,0095)	0,0074 (0,0097)
- staż pracy	0,0033 (0,0041)	-0,0085 (0,0063)	0,0155 *** (0,0041)	0,0093 *** (0,0035)	0,0037 (0,0056)	-0,0041 (0,0049)	0,0099 *** (0,0034)	0,0131 *** (0,0043)
- wiek	0,0000 (0,0004)	0,0018 (0,0015)	-0,0009 (0,0010)	0,0033 ** (0,0014)	0,0006 (0,0010)	0,0014 (0,0013)	-0,0001 (0,0008)	-0,0008 (0,0009)
- sektor zatrudnienia	-0,0148 (0,0114)	-0,0357 ** (0,0169)	-0,0114 (0,0112)	-0,0153 *** (0,0051)	-0,0115 (0,0213)	-0,0250 (0,0168)	-0,0014 (0,0075)	-0,0153 (0,0107)
- poziom wykształcenia	-0,0637 *** (0,0075)	-0,0669 *** (0,0095)	-0,0743 *** (0,0081)	-0,0564 *** (0,0055)	-0,0791 *** (0,0112)	-0,0770 *** (0,0103)	-0,0662 *** (0,0077)	-0,0650 *** (0,0085)
- zawód	-0,0155 (0,0113)	-0,0470 *** (0,0133)	-0,0247 ** (0,0120)	-0,0120 (0,0087)	-0,0582 *** (0,0170)	-0,0646 *** (0,0144)	-0,0241 ** (0,0105)	-0,0284 ** (0,0130)

Tab. 2 – cd.

Województwo	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie	Śląskie	Święto- krzyskie	Warmińsko- mazurskie	Wielkopolskie	Zachodnio- pomorskie
– sekcja zatrudnienia	0,0039 (0,0153)	0,0633 *** (0,0228)	0,0498 *** (0,0175)	0,0876 *** (0,0135)	0,0411 (0,0262)	0,0451 * (0,0238)	0,0043 (0,0117)	0,0315 * (0,0175)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych BSW GUS.

Uwagi: ***, ** i * oznaczają, odpowiednio, poziom istotności 1%, 5% i 10%. W nawiasach przedstawiono błędy standardowe odporne na występowanie korelacji wewnętrzgrupowej (*cluster-robust standard errors*). Zmienną objaśnianą w modelach stanowiących podstawę wszystkich przedstawionych dekompozycji jest logarytm miesięcznej płacy. Elementy „poziom wykształcenia”, „zawód” i „sekcja zatrudnienia” grupują łączny wpływ zestawu zmiennych zero-jedynkowych określających poziom wykształcenia, wykonywany zawód oraz sekcję zatrudnienia (PKD 2004). Obliczenia wykonano przy wykorzystaniu dekompozycji Oaxaki-Blindera.

Tabela 2 pozwala zarówno na określenie czynników, które różnicują przeciętne wynagrodzenia kobiet i mężczyzn we wszystkich 16 województwach, jak i na wskazanie czynników, których oddziaływanie na zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych obu płci jest ograniczone do wybranych regionów. Po pierwsze, we wszystkich województwach czas pracy kobiet jest krótszy, przeciętnie rzecz biorąc, od czasu pracy mężczyzn, co również w każdym województwie istotnie różnicuje przeciętne wynagrodzenia obu płci. Zróżnicowanie średniego czasu pracy kobiet i mężczyzn pozwala wyjaśnić od ok. 4,27 pkt proc. (w województwie lubelskim) do ok. 8,10 pkt proc. (w województwie wielkopolskim) międzypłciowej luki płacowej. Po drugie, w każdym regionie kobiety są przeciętnie lepiej wykształcone od mężczyzn, co pozwala na istotne statystycznie zmniejszenie międzypłciowej luki płacowej w każdym województwie w porównaniu do sytuacji, w której przeciętne wykształcenie kobiet i mężczyzn byłoby jednakowe. Przeciętnie wyższy poziom wykształcenia kobiet zmniejsza międzypłciową lukę płacową od ok. 4,43–4,59 pkt proc. (w województwie dolnośląskim) do ok. 7,64–7,97 pkt proc. (w województwie kujawsko-pomorskim). Po trzecie, w niespełna połowie województw zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych kobiet i mężczyzn można częściowo tłumaczyć zróżnicowaniem rozkładu zatrudnienia obu płci między sektor prywatny i sektor publiczny (sześć województw: dolnośląskie, lubuskie, łódzkie, małopolskie, podlaskie i śląskie) oraz zróżnicowaniem przeciętnego stażu pracy ogółem kobiet i mężczyzn (siedem województw: dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, opolskie, pomorskie, śląskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie). Co ważne, w każdym z sześciu województw, w których zróżnicowanie sektorowego rozkładu zatrudnienia kobiet i mężczyzn wpływa istotnie na zróżnicowanie przeciętnych wynagrodzeń miesięcznych obu płci, relatywnie większy odsetek kobiet znajduje zatrudnienie w sektorze publicznym, który oferuje, *ceteris paribus*, wyższe wynagrodzenia, ograniczające tym samym międzypłciową lukę płacową. W każdym z siedmiu województw, w których zróżnicowanie przeciętnego stażu pracy ogółem obu płci pozwala na częściowe wyjaśnienie występowania międzypłciowej luki płacowej, kobiety mają natomiast, przeciętnie rzecz biorąc, krótszy staż pracy ogółem aniżeli mężczyźni, co prowadzi do zwiększenia międzypłciowej luki płacowej.

Wśród czynników, których wpływ na wielkość międzypłciowej luki płacowej jest silnie zróżnicowany regionalnie, ważne miejsce zajmuje także zróżnicowanie rozkładu kobiet i mężczyzn między poszczególne zawody oraz sekcje gospodarki narodowej. Również na szczeblu regionalnym potwierdzenie znajduje jednak wcześniejsza uwaga o znacznym obciążeniu w górę oszacowań tych części składnika wyjaśnionego w modelu nieuwzględniającym czasu pracy. Zróżnicowanie rozkładu kobiet i mężczyzn między poszczególne zawody sprzyja, *ceteris paribus*, uzyskiwaniu relatywnie wyższych wynagrodzeń przez kobiety w zaledwie sześciu województwach według modelu nieuwzględniającego czasu pracy, ale już w jedenastu województwach według modelu go uwzględniającego. Szczególnie silny efekt tego typu występuje w województwach lubelskim, mazowieckim, podlaskim, świętokrzyskim i warmińsko-mazurskim, a zatem przede wszystkim tam właśnie rozkład kobiet i mężczyzn między poszczególne zawody

jest relatywnie korzystny dla kobiet. Podobnie zróżnicowanie rozkładu kobiet i mężczyzn między poszczególne sekcje gospodarki narodowej, generalnie silnie niekorzystne dla kobiet, ma odmienny wpływ na wielkość międzyplciowej luki płacowej w zależności od uwzględnienia czasu pracy w modelu objaśniającym wysokość wynagrodzenia. Jeśli czas pracy zostanie wzięty pod uwagę w oszacowanych modelach, to rozkład obu płci między poszczególne sekcje gospodarki narodowej zdaje się zwiększać międzyplciową lukę płacową w zaledwie jedenastu województwach; jeśli nie zostanie uwzględniony, to we wszystkich szesnastu. Szczególnie silny efekt tego typu występuje w województwach dolnośląskim, małopolskim i śląskim (w modelu nieuwzględniającym czasu pracy udział rozkładu obu płci między poszczególne sekcje gospodarki narodowej w międzyplciowej luce płacowej przekracza 10 pkt proc.), a także w łódzkim i podlaskim. Warto przy tym zauważyć, że zróżnicowanie rozkładu obu płci między poszczególne zawody szczególnie silnie zmniejsza międzyplciową lukę płacową w tych województwach, w których jest ona szczególnie niska; podobnie zróżnicowanie rozkładu obu płci między poszczególne sekcje gospodarki narodowej powiększa międzyplciową lukę płacową najsilniej w tych województwach, w których jest ona szczególnie wysoka. Zróżnicowanie rozkładów kobiet i mężczyzn między poszczególne zawody i sekcje gospodarki narodowej może zatem stanowić szczególnie poważne wyjaśnienie regionalnego zróżnicowania międzyplciowej luki płacowej w Polsce.

Aby jednak interpretacja tego typu wyników była w pełni poprawna, konieczne wydaje się wykonanie jeszcze jednej analizy. Na obecnym etapie wiemy wprawdzie, między innymi, że regionalne zróżnicowanie rozkładów kobiet i mężczyzn między poszczególne zawody i sekcje gospodarki narodowej stanowi poprawne, częściowe wyjaśnienie regionalnego zróżnicowania międzyplciowej luki płacowej. Nie wiemy jednak, czy efekt tego typu wynika z faktu, że – przykładowo – w województwach o szczególnie wysokim udziale zróżnicowania rozkładu obu płci między poszczególne sekcje gospodarki narodowej w międzyplciowej luce płacowej kobiety relatywnie często znajdują zatrudnienie w sekcjach oferujących relatywnie niskie wynagrodzenia, czy raczej z faktu, że w tych województwach zatrudnienie w silnie sfeminizowanych sekcjach gospodarki narodowej jest wyjątkowo niekorzystne. Podobnie nie wiemy, na przykład, czy w województwach, w których międzyplciowa luka płacowa jest istotnie zmniejszana za sprawą zróżnicowania sektorowego rozkładu zatrudnienia kobiet i mężczyzn, kobiety szczególnie często znajdują zatrudnienie w sektorze publicznym (oferującym, *ceteris paribus*, wyższe wynagrodzenia), czy raczej premia za zatrudnienie w (generalnie sfeminizowanym) sektorze publicznym jest wyjątkowo wysoka. Odpowiedzi na tego typu pytania można uzyskać przez zastosowanie dekompozycji JMP (zob. Juhn, Murphy, Pierce 1991), którą przedstawiono i wykorzystano w dalszej części niniejszego artykułu.

Zróźnicowanie międzypłciowej luki płacowej w polskich województwach w 2008 r.

Dekompozycja JMP

Gdy celem naszego badania jest stwierdzenie przyczyn zróźnicowania międzypłciowej luki płacowej w czasie lub przestrzeni, to właściwą do jego osiągnięcia metodą ekonometryczną jest dekompozycja JMP (zob. Juhn, Murphy, Pierce 1991). Wyobraźmy sobie, że międzypłciowa luka płacowa w regionie A wynosi 25%, natomiast w regionie B – 10%. Dekompozycja JMP pozwala na zapisanie różnicy między tymi lukami (tj. 15 pkt proc.) jako sumy czterech składników: (a) efektu zróźnicowania relatywnych poziomów obserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia kobiet i mężczyzn w obu regionach, tj. np. faktu, że o ile w obu regionach mężczyźni mają, przeciętnie rzecz biorąc, identyczny staż pracy, o tyle przeciętny staż pracy kobiet w regionie A jest znacznie niższy niż w regionie B; (b) efektu zróźnicowania zwrotów z obserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w obu regionach, tj. np. faktu, że o ile w obu regionach kobiety mają, przeciętnie rzecz biorąc, krótszy staż pracy niż mężczyźni, o tyle w regionie A wpływ stażu pracy na wynagrodzenia jest istotnie wyższy niż w regionie B; (c) efektu zróźnicowania relatywnych poziomów nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia kobiet i mężczyzn w obu regionach, w tym także efektu zróźnicowania dyskryminacji płacowej; a także (d) efektu zróźnicowania zwrotów z nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia w obu regionach, czyli tzw. efektu zróźnicowania (resztowej) nierówności rozkładu dochodów.

Aby przeprowadzić dekompozycję JMP, musimy oszacować cztery odrębne wektory parametrów regresji liniowej Y ze względu na wektor zmiennych objaśniających X (po jednym dla mężczyzn w obu regionach i po jednym dla kobiet w obu regionach). Jeżeli R_i jest zmienną zero-jedynkową określającą zatrudnienie jednostki i w jednym z porównywanych regionów, to cztery modele stanowiące podstawę dekompozycji JMP możemy zapisać w następujący sposób:

$$\begin{aligned} Y_i &= X_i \beta_{11} + \sigma_{11} v_{11i} \text{ dla } M_i = 1 \text{ oraz } R_i = 1, \\ Y_i &= X_i \beta_{01} + \sigma_{01} v_{01i} \text{ dla } M_i = 0 \text{ oraz } R_i = 1, \\ Y_i &= X_i \beta_{10} + \sigma_{10} v_{10i} \text{ dla } M_i = 1 \text{ oraz } R_i = 0, \\ Y_i &= X_i \beta_{00} + \sigma_{00} v_{00i} \text{ dla } M_i = 0 \text{ oraz } R_i = 0, \end{aligned}$$

gdzie σ_{11} , σ_{01} , σ_{10} i σ_{00} są odchyleniami standardowymi składników losowych w odpowiednich równaniach oraz $E[v_{11i} | X_i] = E[v_{01i} | X_i] = E[v_{10i} | X_i] = E[v_{00i} | X_i] = 0$, a zatem także $Var[v_{11i}] = Var[v_{01i}] = Var[v_{10i}] = Var[v_{00i}] = 1$. Jeżeli dodatkowo zdefiniujemy cztery nowe zmienne:

$$\begin{aligned} \theta_{11i} &= (Y_i - X_i \beta_{11}) / \sigma_{11} = v_{11i} \text{ dla } M_i = 1 \text{ oraz } R_i = 1, \\ \theta_{01i} &= (Y_i - X_i \beta_{01}) / \sigma_{01} \text{ dla } M_i = 0 \text{ oraz } R_i = 1, \\ \theta_{10i} &= (Y_i - X_i \beta_{10}) / \sigma_{10} = v_{10i} \text{ dla } M_i = 1 \text{ oraz } R_i = 0, \\ \theta_{00i} &= (Y_i - X_i \beta_{00}) / \sigma_{00} \text{ dla } M_i = 0 \text{ oraz } R_i = 0, \end{aligned}$$

to wówczas, przykładowo, międzypłciową lukę płacową w regionie oznaczonym jako $R_i = 1$ będziemy mogli zapisać w następujący sposób:

$$\begin{aligned} & E[Y_i | M_i = 1, R_i = 1] - E[Y_i | M_i = 0, R_i = 1] = \\ & = E[X_i | M_i = 1, R_i = 1] \beta_{11} - E[X_i | M_i = 0, R_i = 1] \beta_{01} + \\ & + \sigma_{11} E[v_{11i} | M_i = 1, R_i = 1] - \sigma_{01} E[v_{01i} | M_i = 0, R_i = 1] = \\ & = (E[X_i | M_i = 1, R_i = 1] - E[X_i | M_i = 0, R_i = 1]) \beta_{11} + \\ & + \sigma_{11} (E[\theta_{11i} | M_i = 1, R_i = 1] - E[\theta_{01i} | M_i = 0, R_i = 1]) \end{aligned}$$

co ostatecznie umożliwi zapisanie różnicy pomiędzy międzypłciowymi lukami płacowymi w obu regionach jako:

$$\begin{aligned} & (E[Y_i | M_i = 1, R_i = 1] - E[Y_i | M_i = 0, R_i = 1]) - \\ & - (E[Y_i | M_i = 1, R_i = 0] - E[Y_i | M_i = 0, R_i = 0]) = \\ & = \left\{ (E[X_i | M_i = 1, R_i = 1] - E[X_i | M_i = 0, R_i = 1]) - \right. \\ & \left. - (E[X_i | M_i = 1, R_i = 0] - E[X_i | M_i = 0, R_i = 0]) \right\} \beta_{11} + \\ & + \left\{ (E[X_i | M_i = 1, R_i = 0] - E[X_i | M_i = 0, R_i = 0]) (\beta_{11} - \beta_{10}) \right\} + \\ & + \left\{ \sigma_{11} (E[\theta_{11i} | M_i = 1, R_i = 1] - E[\theta_{01i} | M_i = 0, R_i = 1]) - \right. \\ & \left. - (E[\theta_{10i} | M_i = 1, R_i = 0] - E[\theta_{00i} | M_i = 0, R_i = 0]) \right\} + \\ & + \left\{ (\sigma_{11} - \sigma_{10}) (E[\theta_{10i} | M_i = 1, R_i = 0] - E[\theta_{00i} | M_i = 0, R_i = 0]) \right\} \end{aligned}$$

gdzie kolejne składniki zapisane w nawiasach klamrowych odpowiadają czterem omówionym powyżej składnikom dekompozycji JMP⁹.

Zróźnicowanie międzypłciowej luki płacowej na szczeblu regionalnym

Szczegółowe wyniki dekompozycji różnicy między międzypłciową luką płacową w województwie śląskim (tj. tam, gdzie luka ta osiągnęła w 2008 r.

⁹ Podobnie jak w przypadku dekompozycji Oaxaki-Blindera możliwe są również nieco inne sposoby zapisu poszczególnych składników tej dekompozycji. W szczególności pierwszy i trzeci składnik dekompozycji JMP wymagają dokonania wyboru regresji płac oraz odchylenia standardowego składnika losowego regresji płac jednej z płci w jednym z porównywanych regionów jako swobodnego punktu odniesienia. W omówionej powyżej wersji dekompozycji JMP wybrano β_{11} oraz σ_{11} , co odpowiada płacom mężczyzn w pierwszym z porównywanych regionów (w analizie empirycznej, przedstawionej w dalszej części niniejszego artykułu, tym regionem będzie województwo śląskie).

maksymalną wartość ok. 25,44%) oraz każdym z pozostałych 15 województw w 2008 r.¹⁰ nie zostaną wprawdzie przedstawione w niniejszym artykule, lecz będą wyczerpująco opisane¹¹. Analogicznie do wcześniejszej części opracowania, dla każdej pary województw oszacowano dwa modele, różniące się wyłącznie uwzględnieniem czasu pracy wśród zmiennych objaśniających wysokość miesięcznego wynagrodzenia.

Przeprowadzone dekompozycje pozwalają na wyjaśnienie dość zaskakującego faktu, jakim jest wyjątkowo duży rozmiar międzyplciowej luki płacowej w województwie śląskim w 2008 r. (ok. 25,44%), przekraczający aż o ok. 5,5 pkt proc. rozmiar luki w województwie dolnośląskim, charakteryzującym się występowaniem drugiej największej luki w badanym roku, a także aż o ok. 10,5 pkt proc. rozmiar luki w całym kraju oraz aż o ok. 19,5 pkt proc. rozmiar luki w województwie warmińsko-mazurskim, cechującym się występowaniem najmniejszej międzyplciowej luki płacowej w 2008 r. Ponieważ zastosowana wersja dekompozycji JMP umożliwia przedstawienie różnicy między międzyplciowymi lukami płacowymi w dwóch regionach jako sumy maksymalnie 18 składników, ograniczono się wyłącznie do opisu tych składników, które w porównaniu województwa śląskiego z dostatecznie dużą liczbą innych województw przyjmują wartość przekraczającą 1 pkt proc. co do modułu.

Po pierwsze, w województwie śląskim relatywnie duża jest dyskryminacja płacowa kobiet lub relatywnie niskie – w porównaniu do mężczyzn – są ich przeciętne zasoby nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia. Odpowiedni składnik dekompozycji w aż dziesięciu województwach przyjmuje wartość przekraczającą 1 pkt proc. zarówno w modelu uwzględniającym czas pracy, jak i w modelu go nieuwzględniającym. W kolejnych dwóch województwach przyjęta wartość graniczna zostaje przekroczona wyłącznie w przypadku jednego modelu. Takie wyjaśnienie zróżnicowania międzyplciowych luk płacowych jest szczególnie istotne w porównaniu województwa śląskiego z podkarpackim (można w ten sposób wyjaśnić ok. 5,08–6,87 pkt proc. różnicy między odpowiednimi lukami), lubelskim (ok. 4,69–5,20 pkt proc.) oraz warmińsko-mazurskim (ok. 4,35–5,34 pkt proc.). Po drugie, w województwie śląskim stosunkowo silny jest wpływ czasu pracy na wynagrodzenia. Ponieważ kobiety pracują, przeciętnie rzecz biorąc, krócej niż mężczyźni, taki stan rzeczy wpływa na wzrost międzyplciowej luki płacowej w województwie śląskim w porównaniu do innych województw. Efekt ten przekracza 1 pkt proc. w porównaniu tego województwa z siedmioma innymi województwami i jest szczególnie duży w przypadku województw świętokrzyskiego (ok. 4,56 pkt proc.) i lubelskiego (ok. 3,75 pkt proc.). Po trzecie, o ile w skali całego kraju kobiety znajdują zatrudnienie, przeciętnie

¹⁰ Wszystkie obliczenia wykonano za pomocą specjalnego polecenia *jmpierce2* (autorstwa Bena Janna), rozszerzającego możliwości programu Stata. Na uwagę zasługuje nieuwzględnienie w tym poleceniu możliwości obliczenia błędów standardowych oszacowań poszczególnych składników dekompozycji. Brak ten może wynikać z faktu, iż – według wiedzy autora – nikt nie zaproponował dotychczas wzoru na błędy standardowe oszacowań w dekompozycji JMP.

¹¹ Wyniki wszystkich dekompozycji można uzyskać od autora drogą e-mailową (t.sloczynski@ci.edu.pl).

rzecz biorąc, w większych miejscach pracy niż mężczyźni, a większe zakłady pracy oferują wyższe wynagrodzenia, o tyle w województwie śląskim – w stopniu nieporównywalnym z jakimkolwiek innym województwem – w większych miejscach pracy zatrudniają się generalnie mężczyźni. Wpływ tego zjawiska na zróżnicowanie międzypłciowych luk płacowych jest bardzo poważny – w porównaniu województwa śląskiego z aż 12 innymi województwami efekt ten przekracza 1 pkt proc. w obu analizowanych modelach (z uwzględnieniem czasu pracy i bez), przy czym jest szczególnie duży w przypadku województw wielkopolskiego (ok. 5,28–5,91 pkt proc.) i małopolskiego (ok. 4,42–4,95 pkt proc.). Po czwarte, w porównaniu z co najmniej sześcioma innymi województwami, w tym zwłaszcza świętokrzyskim (ok. 3,35–3,43 pkt proc.) i warmińsko-mazurskim (ok. 2,54–2,57 pkt proc.), niekorzystny dla kobiet zatrudnionych w województwie śląskim jest ich relatywny względem mężczyzn poziom wykształcenia. Po piąte, za niekorzystną dla kobiet zatrudnionych w województwie śląskim może również zostać uznana ich – relatywna względem mężczyzn – struktura zawodowa zatrudnienia. Wpływ jej zróżnicowania na różnicę w międzypłciowej luce płacowej przekracza 1 pkt proc. w przypadku sześciu województw i jest szczególnie poważny w porównaniu województwa śląskiego ze świętokrzyskim (ok. 2,78–3,07 pkt proc.) i lubelskim (ok. 2,28–2,33 pkt proc.). Po szóste, podobnie niekorzystna dla kobiet zatrudnionych w województwie śląskim jest struktura premii za wykonywanie poszczególnych zawodów w tym województwie, tj. w województwie śląskim relatywnie wysoka jest premia za wykonywanie zmaskulinizowanych zawodów. Wpływ takiego zróżnicowania na różnicę w międzypłciowej luce płacowej przekracza 1 pkt proc. w przypadku dziewięciu województw i jest szczególnie duży przy porównaniu województwa śląskiego z warmińsko-mazurskim (ok. 2,89–3,45 pkt proc.), mazowieckim (ok. 2,74–2,93 pkt proc.), a także podlaskim (ok. 1,98–2,41 pkt proc.). Wreszcie, po siódme, wyjątkowo niekorzystny dla kobiet zatrudnionych w województwie śląskim jest ich relatywny względem mężczyzn rozkład między poszczególne sekcje gospodarki narodowej. Wpływ tego zjawiska na zróżnicowanie międzypłciowych luk płacowych jest właściwie nieporównywalny z pozostałymi, przedstawionymi wcześniej zjawiskami. Otóż przekracza on 1 pkt proc. w przypadku wszystkich 15 województw porównywanych z województwem śląskim oraz obu modeli (z uwzględnieniem czasu pracy i bez) szacowanych dla każdego województwa. Efekt ten jest szczególnie silny w odniesieniu do województw: mazowieckiego (ok. 7,24–8,60 pkt proc.), pomorskiego (ok. 4,96–5,03 pkt proc.), lubuskiego (ok. 4,55–4,85 pkt proc.), łódzkiego (ok. 4,54–5,35 pkt proc.) oraz wielkopolskiego (ok. 4,51–5,01 pkt proc.). Warto ponadto podkreślić, że w odniesieniu do niektórych województw (zwłaszcza podkarpackiego, gdzie efekt ten wynosi ok. 4,55–5,57 pkt proc.) istotne znaczenie dla wyjaśnienia różnicy w międzypłciowej luce płacowej między województwem śląskim a danym województwem może także mieć struktura premii za zatrudnienie w poszczególnych sekcjach gospodarki narodowej. Niemniej, o ile w wielu województwach strukturę premii tego typu można uznać za relatywnie korzystną dla kobiet (w porównaniu do województwa śląskiego), o tyle jest to efekt stosunkowo zmienny między województwami, ponieważ istnieje również

niemała liczba województw (zwłaszcza dolnośląskie i mazowieckie), w których struktura premii za zatrudnienie w poszczególnych sekcjach gospodarki narodowej jest mniej korzystna dla kobiet niż w województwie śląskim.

Podsumowanie

W niniejszym artykule przedstawiono opis oraz częściowe wyjaśnienie niebadanego dotychczas zjawiska, jakim jest regionalne zróżnicowanie międzypłciowej luki płacowej w Polsce. Korzystając z danych indywidualnych z BSW GUS z października 2008 r. oraz standardowych metod dekompozycyjnych (dekompozycje Oaxaki-Blindera i JMP), wyróżniono województwa charakteryzujące się szczególnie wysoką oraz szczególnie niską wartością międzypłciowej luki płacowej w 2008 r., omówiono najważniejsze czynniki różnicujące wynagrodzenia kobiet i mężczyzn we wszystkich województwach lub w większości z nich, a także wskazano szereg czynników odpowiedzialnych za szczególnie wysoką wartość międzypłciowej luki płacowej w województwie śląskim.

Obok województwa śląskiego międzypłciowa luka płacowa była w 2008 r. wyjątkowo wysoka w województwach dolnośląskim, pomorskim oraz opolskim, natomiast szczególnie niska – w województwach warmińsko-mazurskim, podkarpackim, lubelskim, podlaskim oraz świętokrzyskim. We wszystkich 16 województwach relatywne wynagrodzenia kobiet były w 2008 r. obniżane za sprawą ich, przeciętnie rzecz biorąc, krótszego niż w przypadku mężczyzn czasu pracy, ale były też jednocześnie podwyższane dzięki ich przeciętnie lepszemu wykształceniu. W znacznej części województw relatywne wynagrodzenia kobiet były także obniżane za sprawą ich przeciętnie krótszego stażu pracy ogółem oraz niekorzystnego rozkładu między poszczególne sekcje gospodarki narodowej. Niemniej w wielu województwach relatywne wynagrodzenia kobiet wzrastały wskutek ich przeciętnie częstszego zatrudnienia w sektorze publicznym oraz – co najbardziej zaskakujące – korzystnego rozkładu między poszczególne zawody.

Szczególnie wysoką wartość międzypłciowej luki płacowej w województwie śląskim można z kolei wytłumaczyć m.in. relatywnie dużą dyskryminacją płacową kobiet w tym województwie (lub ich relatywnie niskimi przeciętnymi zasobami nieobserwowalnych determinant wysokości wynagrodzenia), szczególnie niekorzystnym relatywnym rozkładem kobiet zatrudnionych tam między poszczególne zawody i sekcje gospodarki narodowej, zatrudnieniem kobiet w relatywnie niewielkich miejscach pracy oraz niekorzystną strukturą premii za wykonywanie poszczególnych zawodów, a także stosunkowo silnym wpływem czasu pracy na wynagrodzenia w województwie śląskim i niekorzystnym dla kobiet zatrudnionych w tym regionie ich relatywnym względem mężczyzn poziomem wykształcenia.

Literatura

Adamchik V.A., Bedi A.S., 2003, „Gender pay differentials during the transition in Poland”, *Economics of Transition*, t. 11, nr 4, s. 697–726.

- Barsky R., Bound J., Charles K.K., Lupton J.P., 2002, „Accounting for the black-white wealth gap: A nonparametric approach”, *Journal of the American Statistical Association*, t. 97, s. 663–673.
- Blinder A.S., 1973, „Wage discrimination: Reduced form and structural estimates”, *Journal of Human Resources*, t. 8, nr 4, s. 436–455.
- Brainard E., 2000, „Women in transition: Changes in gender wage differentials in Eastern Europe and the former Soviet Union”, *Industrial and Labor Relations Review*, t. 54, nr 1, s. 138–162.
- Cotton J., 1988, „On the decomposition of wage differentials”, *Review of Economics and Statistics*, t. 70, nr 2, s. 236–243.
- Dijkstra A.G., Plantenga J. (red.), 2003, *Ekonomia i pleć*, tłum. A. Grzybek, Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- 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*, t. 43, nr 4, s. 884–918.
- Grajek M., 2003, „Gender pay gap in Poland”, *Economics of Planning*, t. 36, nr 1, s. 23–44.
- Jann B., 2008, „The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models”, *Stata Journal*, t. 8, nr 4, s. 453–479.
- Juhn C., Murphy K.M., Pierce B., 1991, „Accounting for the slowdown in black-white wage convergence”, w: M.H. Kosters (red.), *Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States*, Washington: American Enterprise Institute.
- Kalinowska-Nawrotek B., 2005, *Dyskryminacja kobiet na polskim rynku pracy*, Poznań: Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.
- Kline P., 2011, „Oaxaca-Blinder as a reweighting estimator”, *American Economic Review*, t. 101, s. 532–537.
- Kot S.M., Podolec B., Ulman P., 1999, „Problem dyskryminacji płacowej ze względu na pleć”, w: S.M. Kot (red.), *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, Warszawa–Kraków: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Łatuszyński K., Woźny Ł.P., 2008, „Zróżnicowanie wynagrodzeń kobiet i mężczyzn na polskim rynku pracy w 2004 roku”, w: W. Pacho, M. Garbicz (red.), *Wzrost gospodarczy a bezrobocie i nierówności w podziale dochodu*, Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Magda I., Szydłowski A., 2008, „Płace w makro i mikroperspektywie”, w: M. Bukowski (red.), *Zatrudnienie w Polsce 2007 – Bezpieczeństwo na elastycznym rynku pracy*, Warszawa: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej.
- Matysiak A., Słoczyński T., Baranowska A., 2010, „Kobiety i mężczyźni na rynku pracy”, w: M. Bukowski (red.), *Zatrudnienie w Polsce 2008 – Praca w cyklu życia*, Warszawa: Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich.
- Neumark D., 1988, „Employers’ discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination”, *Journal of Human Resources*, t. 23, nr 4, s. 279–295.
- Newell A., Reilly B., 2001, „The gender pay gap in the transition from communism: Some empirical evidence”, *Economic Systems*, t. 25, nr 4, s. 287–304.
- Oaxaca R., 1973, „Male-female wage differentials in urban labor markets”, *International Economic Review*, t. 14, nr 3, s. 693–709.
- Oaxaca R.L., Ransom M.R., 1994, „On discrimination and the decomposition of wage differentials”, *Journal of Econometrics*, t. 61, nr 1, s. 5–21.
- Pailhé A., 2000, „Gender discrimination in Central Europe during the systemic transition”, *Economics of Transition*, t. 8, nr 2, s. 505–535.

- Reimers C.W., 1983, „Labor market discrimination against Hispanic and black men”, *Review of Economics and Statistics*, t. 65, nr 4, s. 570–579.
- Reszke I., 1991, *Nierówności płci w teoriach. Teoretyczne wyjaśnienia nierówności płci w sferze pracy zawodowej*, Warszawa: Instytut Filozofii i Socjologii PAN.
- Rokicka M., Ruzik A., 2010, *The Gender Pay Gap in Informal Employment in Poland*, CASE Network Studies & Analyses, nr 406.
- Słoczyński T., 2011, *Population Average Gender Effects*, Warszawa: Seminarium Ekonomiczne SGH, http://akson.sgh.waw.pl/~jg23234/se/Papers/Sloczynski_paper_PAGE.pdf [dostęp: 22.11.2011].
- Weichselbaumer D., Winter-Ebmer R., 2006, „Rhetoric in economic research: The case of gender wage differentials”, *Industrial Relations*, t. 45, nr 3, s. 416–436.

EXPLAINING REGIONAL VARIATION IN GENDER WAGE GAPS IN POLAND

In this paper, the author provides a description and an explanation of regional variation in gender wage gaps in Poland, and shows that the gap is especially large in the Silesian Voivodeship (*ca* 25.44%). He presents several explanations for this phenomenon. First, gender wage discrimination is likely to be especially strong in Silesia. Second, in this region, men typically work in bigger firms than women. Third, the distribution of women between different occupations and industries in Silesia is especially disadvantageous for their relative wages. Fourth, the structure of occupational wage differentials in Silesia is also unfavourable for women, i.e. predominantly female occupations pay relatively less in Silesia than in other regions.

Key words: wage gap, wage discrimination, decomposition methods.