



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Anna CHOJECKA

Joanna TYROWICZ*

Zmienne pominięte a luka płacowa kobiet – wnioski z analizy uwzględniającej wydajność¹

Streszczenie: Celem artykułu jest zmierzenie skali obciążenia oszacowań luki płacowej kobiet, w warunkach, gdy wydajność nie jest obserwowalna. Korzystamy z unikatowych danych jednostkowych dotyczących wydajności i wynagrodzeń dla 2 292 pracowników polskiej firmy zajmującej się handlem detalicznym w branży odzieżowej. Korzystamy z parametrycznych metod dekompozycji do oszacowania skorygowanej luki płacowej z uwzględnieniem i bez uwzględnienia miar wydajności. Wyniki wskazują, że obciążenie wynikające z pominięcia miar wydajności jest istotne statystycznie i wysokie w sensie ekonomicznym, w niektórych specyfikacjach zasadniczo zmienia wnioskowanie o występowaniu nieuzasadnionej różnicy w wynagrodzeniach pomiędzy kobietami i mężczyznami. Większość oszacowań tzw. skorygowanej luki płacowej nie uwzględnia miar produktywności, głównie z uwagi na brak stosownych miar w dostępnych zbiorach. Choć wyniki zawarte w tym artykule dotyczą tylko jednego przedsiębiorstwa, dają przesłanki, by stwierdzić, że oszacowania, którymi posługuje się literatura, może cechować znaczne obciążenie.

Słowa kluczowe: luka płacowa, wydajność, dekompozycja parametryczna

Kody klasyfikacji JEL: J71, J31

Artykuł nadesłany 30 września 2016 r., zaakceptowany 15 marca 2017 r.

* GRAPE|FAME, Uniwersytet Warszawski, Narodowy Bank Polski; e-mail: j.tyrowicz@uw.edu.pl

¹ Autorki dziękują Narodowemu Centrum Nauki (grant nr UMO-2012/05/E/HS4/01510) za wsparcie. Cenne uwagi do metody badawczej i/lub samego artykułu zgłaszali m.in. Lucas van der Velde, Magdalena Smyk, Saul Estrin, Tomasz Mickiewicz, Irene van Staveren, Joanna Siwińska-Gorzelak i Katarzyna Bech. Błędy i uchybienia obciążają wyłącznie Autorki. Opinie zaprezentowane w tym badaniu nie mają związku ze stanowiskiem Narodowego Banku Polskiego ani Narodowego Centrum Nauki.

Wprowadzenie

Ekonomiści od lat próbują ustalić, czy nierówności płacowe są związane wyłącznie z cechami jednostek, czy też zgodnie z teorią preferencji Beckera [1971] – pracodawcy, kierując się niechęcią (lub preferencją) wobec niektórych grup, obniżają (lub zawyżają) płace tym grupom, niewspółmiernie do ich wydajności. Wyzwaniem pozostaje metodyka, jak i wiarygodny pomiar tych cech, które powinny decydować o wydajności – wydajność zazwyczaj nie jest bezpośrednio obserwowana w zbiorach stosowanych do badań nierówności [Fortin i in., 2011; Goraus i in., 2016]. Stąd wyraźna koncentracja badań na analizowaniu roli, jaką różnice w charakterystykach pracowników mogą odgrywać w szacowaniu tzw. niewyjaśnionej części luki płacowej [Weichselbaumer, Winter-Ebmer, 2005]. Jeśli jednak wydajność zróżnicowana jest ze względu na płeć w inny sposób niż jej zwyczajowe determinanty, estymatory nierówności płacowej będą obciążone poprzez problem zmiennej pominiętej.

Dzięki dostępowi do wyjątkowej jakości danych, można przedstawić oszacowania skorygowanych luk płacowych uwzględniających wydajność jako jedną ze zmiennych objaśniających, mierząc w ten sposób potencjalną skalę obciążenia z powodu zmiennej pominiętej. Mając dostęp do danych o charakterystykach, wynagrodzeniach i wydajności pracowników szacujemy parametryczne modele luki płacowej z uwzględnieniem i bez uwzględnienia miar wydajności. Analizie poddano grupę pracowników zatrudnionych w jednej firmie, na tym samym stanowisku, wykonujących podobną pracę (sprzedawcy w jednej z sieci zajmującej się handlem detalicznym odzieży). Dostępne dane pozwalają na uwzględnienie efektów stałych każdego pracownika a także na analizę wynagrodzenia zasadniczego i częściowo dyskrecjonalnych elastycznych składników wynagrodzenia. By uwzględnić ten efekt, zastosowano parametryczną dekompozycję Oaxaca [1973] i Blindera [1973]. Główna teza niniejszego badania zakłada, że oszacowania skorygowanej luki płacowej pomiędzy kobietami i mężczyznami pozbawione informacji o wydajności są obciążone, a obciążenie to jest w sensie ekonomicznym i statystycznym znaczące. Wyniki badania jednoznacznie potwierdzają tę tezę, choć interpretując je, należy mieć na uwadze, że oszacowania uzyskano w odniesieniu do relatywnie specyficznej grupy pracowników – tylko jedna grupa zawodowa w specyficznym miejscu pracy.

W artykule przybliżono stosowaną literaturę przedmiotu, omówiono charakterystykę przyjętego do badania zbioru danych i metodykę badawczą. Przedstawiono wyniki i zinterpretowano je. W podsumowaniu zawarto wniośki z badania.

Pomiar wydajności i skorygowana luka płacowa ze względu na płeć

Różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn są częstym tematem badań uwzględniających wiele czynników, które mogą przyczyniać się do nierówności

między płciami. Przeprowadzone dotychczas analizy potwierdzają występowanie różnic pomiędzy płacami mężczyzn i kobiet. Choć różnice te z upływem lat są coraz mniejsze, nadal jednak są zauważalne [Blau, Kahn, 2016; Weichselbaumer, Winter-Ebmer, 2005]. Różnice w płacach, nawet po skorygowaniu, niekoniecznie są przejawem dyskryminacji, na którą wskazują tzw. nieuzasadnione różnice w płacach, czyli różnice pomiędzy pracownikami o równej wydajności [Becker, 1964]. Zwykle w badaniach przeprowadza się estymację różnic płacowych, po uwzględnieniu cech kapitału ludzkiego (m.in. poziomu wykształcenia, sektora zatrudnienia, kwalifikacji czy stażu pracy) odzwierciedlających potencjalną wydajność. Czynniki te są jednak jedynie przybliżeniem potencjalnej wydajności a nie konkretnymi efektami pracy w jednostce czasu, za którą pracodawcy wynagradzają pracowników.

W literaturze *wydajność pracownika* jest definiowana jako wartość dóbr lub usług wytworzonych w danym okresie przez jednego pracownika. Luka płacowo-wydajnościowa mierzy różnicę między wynagrodzeniem a krańcową produktywnością pracowników w stosunku do grupy kontrolnej. Jak wskazuje wiele badań, często występują różnice związane z wpływem charakterystyk pracowników na ich wynagrodzenia i wydajność. Dowiedziono, że luka jest mniejsza w sektorze usługowym niż w sektorze produkcyjnym, co jest związane z wyższym poziomem wykształcenia. Podobna zależność została udowodniona dla kobiet – różnica między płacami a krańcową produktywnością kobiet jest zdecydowanie mniejsza w sektorze usługowym [Ilmakunnas, Maliranta, 2003].

W istocie tradycyjne podejście do estymacji równania płac nie mówi nic na temat produktywności pracowników, utrudniając zbadanie, czy różnice płacowe między różnymi pracownikami odzwierciedlają różnice w krańcowej wydajności pracy. Hellerstein, Neumark i Troske [1999], wzorując się na wcześniejszych badaniach Brown i Medoff [1978], w przekrojowych badaniach estymowali różnice w płacach w przemyśle, przy czym przyjęli nowe podejście, oparte na wspólnej estymacji równania płac i funkcji produkcji, które prowadzi do bezpośredniego porównania wynagrodzeń z wydajnością. Wyniki badania pokazały, że dla większości pracowników różnice w wynagrodzeniach zależą od różnic w wydajności, ale są zasadnicze wyjątki: kobiety zarabiają znacznie mniej niż mężczyźni, przy czym różnica płac między kobietami i mężczyznami na ogół jest znacznie większa niż różnica w wydajności. Wyniki te potwierdzają się zwłaszcza w większych zakładach i w zakładach, które zatrudniają wiele kobiet, a także w przypadku kobiet, które nie pracują na stanowisku menedżera. Przenosząc badanie z warunków amerykańskich na warunki francuskie (i nieco modyfikując metodykę), Crepon, Deniau i Perez-Duarte [2002] wskazali, że kobiety częściej pracują na stanowiskach o niższej wydajności, co tłumaczy większość skorygowanej luki płacowej kobiet. Ilmakunnas i Maliranta [2003] w kontekście fińskim pokazują, że luka między wynagrodzeniem a wydajnością pracowników zwiększa się wraz z wiekiem i poziomem wykształcenia, lecz efekty te różnią się dla kobiet w zależności od przyjętej specyfikacji i metody (por. także Kunze [2008]).

Ta część literatury rozwijała się niezależnie od badań nad skorygowaną luką płacową (SLP). Podczas ostatnich dekad rozwijała się zarówno strona metodyczna tych badań (por. Fortin i in. [2011]), jak i empiryczna oraz zasięg czynników kontrolnych [Weichselbaumer, Winter-Ebmer, 2005]. Poza zmianami badawczymi, zachodzą także zmiany w gospodarkach – Blau i Kahn [2016] wskazują, że LP oraz SLP w USA obniżają się systematycznie. Na podobne wyniki wskazują porównania międzynarodowe [Weichselbaumer, Winter-Ebmer, 2005], z tempem ok. 0,17 pp rocznie. Jedną z postulowanych przyczyn jest zmiana charakterystyk stanowisk pracy, która pozwala pracownikom z licznymi pozazawodowymi obowiązkami osiągać taką samą wydajność jak pozostałym pracownikom [Goldin, 2014].

Tendencje te raczej nie występują w Polsce, gdzie oszacowania SLP wskazują na stabilny poziom ok. 20% w ciągu ostatnich dwóch dekad [Goraus, Tyrowicz, 2014]. Oszacowania te nie odbiegają od innych danych zawartych w literaturze dla Polski z różnych okresów, zbiorów i regionów. Badania empiryczne jednoznacznie wskazują, że kobiety w większym stopniu wykazują cechy, dzięki którym są dobrze wynagradzane na rynku pracy (m.in. wykształcenie), ale są rzadziej zatrudniane na lepiej płatnych stanowiskach *ceteris paribus* (por. m.in. Grajek [2003]; Adamchik i Bedi [2003]; Magda i Szydlowski [2008]; Rokicka i Ruzik [2010]; Mysiková [2012]; Matysiak i in. [2010]; Słoczyński [2012]; Śliwicki i Ryczkowski [2014]; Majchrowska i Strawiński [2016]).

Dla zrozumienia tych wyników należy lepiej zrozumieć, co w tego typu badaniach oznacza *ceteris paribus*. Oczywiście istotne są zmienne kontrolne oraz tzw. grupa kontrolna. Na przykład sam poziom wykształcenia może być niewystarczający: zmonetyzowana wydajność programisty i asystenta prezesa będzie z perspektywy pracodawcy różna, nawet jeśli obaj pracownicy mają wyższe wykształcenie. Jednak okazuje się, że nawet po uwzględnieniu systematycznej selekcji przy zatrudnieniu, kierunków wykształcenia i interakcji potrzeb związanych z konkretnymi branżami i zawodami, nieuzasadnione różnice w wynagrodzeniach kobiet utrzymują się na poziomie ok. 20% (por. Goraus i in. [2016]). Naturalnie żadna z tych specyfikacji nie uwzględnia obiektywnych miar wydajności, a jedynie ich przybliżenie, za pomocą miar wykształcenia, stażu, charakterystyk stanowiska i cech pracodawcy. Tę lukę w literaturze próbujemy choć częściowo uzupełnić.

Charakterystyka zbioru danych i metody pomiaru skorygowanej luki płacowej

Charakterystyka zbioru danych

W badaniu wykorzystano dane o miesięcznych wynagrodzeniach zasadniczych i dodatkowych pełnej populacji pracowników zatrudnionych na stanowiskach sprzedażowych w polskim przedsiębiorstwie zajmującym się sprzedażą detaliczną odzieży w Polsce. Dane obejmują 2292 pracowników etatowych.

Dla każdego z nich dostępna jest informacja o wszystkich miesiącach roku 2015, w których pracownik był zatrudniony w przedsiębiorstwie. W okresie próby nikt z pracowników nie korzystał z urlopu wychowawczego ani macierzyńskiego. Żaden z pracowników nie pobierał wynagrodzenia minimalnego. Dane pochodzą z 23 sklepów w 6 miastach Polski.

Pracownicy w przeważającej części to kobiety (ok. 79,2%). Istotne jest, że w kontekście analizowanego stanowiska trudno doszukiwać się przesłanek dla nierównych płac o charakterze preferowanym przez Beckera [1971]. Sprzedaż w sklepach z odzieżą jest zawodem raczej sfeminizowanym, co oznacza, że przeciętny klient wchodząc do sklepu spodziewa się kobiety w roli sprzedawcy.

Dane wykorzystane w badaniu są unikatowe z trzech powodów. Po pierwsze, zawierają bezpośrednią miarę wydajności, którą jest sprzedaż brutto i związane z nią dodatkowe miary: liczba transakcji i liczba sprzedanych sztuk². Zbiór zawiera także szczegółowe informacje o liczbie przepracowanych godzin. Obiektywność tych miar jest podstawową cechą wyróżniającą badanie: nie podstaw do tłumaczenia nierówności w płacach kobiet i mężczyzn nieobserwowaną i niższą wydajnością tych pierwszych – w tym przypadku jest ona wartością nie do podważenia. Po drugie, w przypadku każdego pracownika zebrano minimum dwie obserwacje, co pozwala oszacować modele z tzw. efektami stałymi pracownika. W ten sposób można wyizolować z modelu czynniki, które charakteryzują pracownika, a pozostają względnie stałe w obserwowanym okresie (np. psychologiczne – takie jak pracowitość czy przebojowość; a także inne mające wpływ na zmniejszenie liczby przepracowanych godzin – np. posiadanie dzieci lub opieka nad innymi osobami). Po trzecie, zbiór zawiera wyraźne rozróżnienie na wynagrodzenie zasadnicze oraz w części dyskrecjonalne (tj. zależne od kierownika sklepu) wynagrodzenie dodatkowe. Dzięki temu możliwa jest weryfikacja, na ile SLP przejawia się w stawkach podstawowych, a na ile jest pochodną mikro-decyzji na niższych stanowiskach zarządczych.

W porównaniu ze standardowymi badaniami opisanymi w literaturze przedmiotu, zakres zmiennych kontrolnych w badaniu analizowanym w tym artykule jest dość ograniczony. W odniesieniu do pracowników, znany jest wiek oraz stanowisko (sprzedaż vs kierownicze)³. W odniesieniu do charakterystyk miejsca pracy znane jest miasto, powierzchnia sklepu oraz jego charakterystyka (typ prowadzonej sprzedaży). Dotychczasowe analizy rynku pracy pokazują, że w Warszawie i dużych aglomeracjach (powyżej 100 000 mieszkańców) płace są wyższe. Z tego względu uwzględniono zmienne kontrolne dla miast. Powierzchnia sklepu z reguły przyczynia się do wielkości obrotów,

² Liczba transakcji i liczba sprzedanych sztuk świadczą o wydajności pracownika. Sprzedaż dużej liczby sztuk o niskiej wartości przekłada się na niższą wydajność w kategoriach finansowych. Uwzględnienie tych zmiennych pozwala ocenić wydajność nie tylko na podstawie uzyskanej sprzedaży, ale także wkładanego wysiłku. Wszystkie miary sprzedaży skorygowano o zwroty.

³ Z estymacji wyłączono dane dotyczące pracowników pełniących funkcje administracyjne, ze względu na brak miar wydajności.

ponieważ im większy sklep tym większa różnorodność oferty dla klientów, a więc i większa szansa dokonania sprzedaży. Ponadto największe powierzchniowo sklepy znajdują się w siedmiu największych miastach. Zmienna ta ma charakter ciągły i przyjmuje wartości od 50 m² do niemal 3000 m². Charakterystyka sklepu obejmuje również kategoryzację jego rangi (rozpoznawalność marki, zakres cenowy oferty itp.). Zmienna przyjmuje trzy poziomy, co wynika ze strategii tego przedsiębiorstwa. Stawka godzinowa obliczona została na podstawie informacji o wynagrodzeniu i o liczbie przepracowanych godzin. Charakterystykę zbioru danych zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1. Zestawienie podstawowych statystyk opisowych zmiennych ciągłych

Zmienna	Mężczyźni	Kobiety	p-value
Liczba transakcji	109,48 (66,21)	127,93 (80,69)	0,00
Liczba sprzedanych sztuk	223,32 (146,17)	219,23 (144,00)	0,44
Liczba godzin pracy	135,55 (52,96)	126,17 (56,84)	0,00
Sprzedaż (w tys. zł)	4,51 (4,58)	3,03 (3,52)	0,00
Wynagrodzenie całkowite	3674,16 (2119,88)	3026,34 (2007,32)	0,00
Wynagrodzenie zasadnicze	2645,66 (1598,97)	2340,11 (1573,49)	0,00
Liczba obserwacji	906	3452	

Dane dotyczą 2922 pracowników jednego z polskich przedsiębiorstw, w ujęciu miesięcznym, za okres od stycznia do grudnia 2015 r. Do porównania średnich wykorzystano obustronny test t-studenta, sprawozdając wartość masy prawdopodobieństwa powyżej statystyki testowej.

Źródło: opracowanie własne.

Zbiór nie zawiera danych o wykształceniu, doświadczeniu zawodowym czy strukturze gospodarstwa domowego. Brak ten nie powinien jednak znacząco wpłynąć na oszacowania nierówności płacowych ze względu na płeć. Po pierwsze, analizowana jest wydajność w zawodzie sprzedawcy, która w niewielkim stopniu zależy od wykształcenia *per se*. Wpływ doświadczenia zawodowego ma raczej charakter zerojedynkowy, tj. pracowników rozpoczynających pracę prawdopodobnie początkowo cechuje niższa sprawność sprzedażowa. Jednak pracownicy w próbie zatrudnieni są przynajmniej od roku, co minimalizuje ew. obciążenie wynikające z powodu braku tej zmiennej. Zawód sprzedawcy w analizowanej firmie opiera się głównie na wydajności.

Dane o wynagrodzeniach

Wynagrodzenia zasadnicze w próbie kształtują się na poziomie ok. 19 zł brutto dla kobiet i ok. 20 zł brutto dla mężczyzn za godzinę pracy. W więk-

szości obserwowanych miesięcy średnia dla mężczyzn przewyższała średnią dla kobiet. Po uwzględnieniu premii, różnice w wynagrodzeniach rosną: przeciętna stawka godzinowa dla kobiet to 25 zł, a dla mężczyzn to ok. 28 zł. W przypadku wynagrodzeń całkowitych wynagrodzenia mężczyzn przewyższały stawki dla kobiet w każdym z obserwowanych miesięcy.

Różnice w średnich mogą wynikać z wielu czynników: np. z wyższego poziomu motywacji wśród mężczyzn, częstszych nieobecności kobiet (zmniejsza to szansę na wypracowanie wyniku sprzedażowego pomimo wysokiej sprzedaży godzinowej) itp. By ocenić wpływ wydajności na obserwowaną nierówność wynagrodzeń, oszacowano model pozwalający na dekompozycję wynagrodzeń na czynniki objaśnialne indywidualnymi charakterystykami i pozostałe.

Metody pomiaru nierówności płacowych

Uwzględnienie zmiennej zero-jedynkowej za płęć w mincerowskim równaniu płac nie pozwala w adekwatny sposób zmierzyć nierówności płacowych. Poza problemem zmiennej pominiętej (i niezgodnością na skutek korelacji zmiennej pominiętej z błędem losowym), wspólny model liniowy nie bierze pod uwagę tego, że te same charakterystyki kobiet i mężczyzn mogą być wynagradzane w różny sposób. Metody dekompozycji (np. Oaxaca [1973] i Blindera [1973]) pozwalają na rozdzielenie tzw. efektu poziomu od różnicy w kątach nachylenia (*level effect vs. slope effect*).

Metody parametryczne, w szczególności dekompozycja OB, mają wiele dobrze znanych wad. Wyzwaniem jest uwzględnienie problemu selekcji, zapewnienie, by tylko porównywalne jednostki kobiet i mężczyzn faktycznie były porównywane oraz korekta o ew. złożoność obu problemów. Poza tym niekoniecznie dekompozycja otrzymana na wartościach średnich z rozkładu jest najbardziej interesująca. Z tego powodu rozwijane są metody semiparametryczne i nieparametryczne, które szczegółowo omawiają Fortin i in. [2011]. Jednak porównanie wszystkich tych metod na jednym zbiorze (por. Fortin i in. [2011] oraz Goraus i in. [2016]) wskazuje, że różnice pomiędzy oszacowaniami z różnych metod bywają czasem statystycznie istotne, lecz nie zmieniają wniosków o charakterze ekonomicznym. W szczególności kluczowe jest uwzględnienie efektów selekcji oraz porównywanie porównywalnych⁴ – pozostałe wybory metodyczne mają mniejsze znaczenie.

Te wnioski są istotne z perspektywy badania opisanego w tym artykule. Po pierwsze, dane obejmują dalece homogeniczną grupę pracowników. Po drugie, w danych obserwujemy jedynie osoby pracujące, więc nie ma możliwości skorygowania uzyskanych oszacowań o efekty selekcji. Biorąc pod uwagę te przesłanki, wykorzystano dekompozycję parametryczną OB z przekonaniem, że oszacowania uzyskane innymi metodami z podobnej klasy (dekompozycja w średniej rozkładu) dadzą zbliżone w sensie ekonomicznym wnioski.

⁴ Pojęcie „porównywanie porównywalnych” jest propozycją tłumaczenia z języka angielskiego pojęcia *common support*.

Stosowanie metody OB wymusza podjęcie decyzji o tzw. referencyjnej strukturze wynagrodzeń. Podstawowe opcje to zastosowanie struktury wynagrodzeń mężczyzn, kobiet, uśrednienia z równymi wagami [Reimers, 1983], uśrednienia z wagami proporcjonalnymi do udziału danej grupy w populacji [Cotton, 1988], struktury z łącznej regresji uwzględniającej zmienną zerojedynkową za płeć [Fortin, 2008] lub nie [Neumark, 1988]. Każdy z tych wyborów w większym stopniu wiąże się z interpretacją uzyskanych oszacowań niż z ryzykiem popełnienia „błędu” metodycznego. Jednak, jak zauważa Słoczyński [2015], standardowa dekompozycja OB tworząc strukturę referencyjną z definicji przypisuje oszacowaniom dla danej grupy wagę związaną z częstotliwością występowania w próbie drugiej grupy. W przypadku zbiorów, gdzie kobiety stanowią ok. 50%, konsekwencje tej własności metody są nieznaczne. Jednak w opisaną w tym artykule próbę przyjętej do badania, kobiety stanowią ok. 80%. Dekompozycja OB przypisze więc 80% wagi oszacowaniom uzyskanym na próbie mężczyzn i tylko 20% wagi oszacowaniom uzyskanym na próbie kobiet. By uniknąć tego obciążenia, zastosowano korektę zaproponowaną przez Słoczyńskiego [2015].

W praktyce różnica w wynagrodzeniach obserwowanych pomiędzy kobietami i mężczyznami zostanie zdekomponowana na część związaną z różnicami w charakterystykach oraz część niewyjaśnioną przez różnice w charakterystykach. Najpierw zostaną oszacowane osobne modele wynagrodzeń dla kobiet i mężczyzn oraz przeprowadzona dekompozycja:

$$W_m - W_f = \beta^*(X_m - X_f) + X_m(\beta_m - \beta^*) + X_f(\beta^* - \beta_f). \quad (1)$$

Pierwszy składnik po prawej stronie równania to część wyjaśniona, która przedstawia różnice w charakterystykach między kobietami a mężczyznami. Drugi i trzeci składnik to część niewyjaśniona. W równaniu (1) β^* to referencyjna struktura wynagrodzeń z korektą Słoczyńskiego [2015] (por. Duncan i Leigh [1985]; Oaxaca i Ransom [1988]).

Analiza empiryczna nierówności płacowych

Oszacowania przedstawiono dla wynagrodzeń zasadniczych i całkowitych. Każdy model wynagrodzeń szacowany jest w trzech wariantach: (a) przy wykorzystaniu standardowych zmiennych kontrolnych, (b) przy wykorzystaniu miar wydajności oraz (c) przy wykorzystaniu pełnego zestawu zmiennych objaśniających. Wyniki dekompozycji funkcji płac zawarto w tabeli 2.

Średni logarytm wynagrodzenia całkowitego dla kobiet wynosi 3,17, a dla mężczyzn 3,27, co oznacza, że tzw. surowa luka płacowa wynosi ok. 10%. Podobne szacunki dotyczą gospodarki ogółem. W przypadku wynagrodzenia zasadniczego różnica jest mniejsza (i nieistotna statystycznie). Oznacza to, że premie sprzedażowe tworzą lukę płacową między kobietami a mężczyznami. Estymacja skorygowanej luki płacowej wskazuje na dwa główne wnioski.

1. Oszacowania pozbawione miar wydajności są obciążone, a to obciążenie jest istotne statystycznie i znaczne ekonomicznie. Polityka ustalania wynagrodzeń zasadniczych w analizowanym przedsiębiorstwie wskazywałaby na brak jakiegokolwiek luki płacowej w specyfikacjach uwzględniających standardowe zmienne kontrolne. Jednak w specyfikacjach uwzględniających miary wydajności, nieuzasadniona charakterystykami luka w płacach wynosi ok. 8–10%. Należy przy tym podkreślić, że wynagrodzenie zasadnicze ustalane jest najczęściej zanim pracodawca faktycznie pozna wydajność pracownika. Może być wiele źródeł tej luki: tzw. dyskryminacja statystyczna (por. Altonji i Pierret [2001]; Kahn i Lange [2014]), niższa skłonność do negocjowania stawek (por. Leibbrandt i List [2014]) lub *par excellence* dyskryminacja.
2. Problem obciążenia estymatorów luk płacowych z powodu zmiennej pominiętej częściowo rozwiązuje stosowanie miar wynagrodzenia całkowitego, tj. z uwzględnieniem dodatkowych składników wynagrodzeń. Miary wynagrodzenia, które nominalnie powinny uwzględniać wydajność pracowników pogłębiają różnice, których nie można przypisać indywidualnym charakterystykom. Oszacowania nieuzasadnionej części luki są nieco niższe niż w modelach bez elastycznych składników wynagrodzeń (ok. 7% wobec ok. 8–10%). Naturalnie zachodzi zatem silna interakcja pomiędzy indywidualnymi cechami a skalą nieuzasadnionej luki płacowej (tzw. efekt interakcji).

Tabela 2. Wyniki oszacowań przy wykorzystaniu dekompozycji OB

	Wynagrodzenie całkowite			Wynagrodzenie zasadnicze		
	zm. kontr.	wydajność	wszystkie	zm. kontr.	wydajność	wszystkie
Płaca godzinowa (ln)						
Kobiety		3,17*** (0,016)			2,93*** (0,017)	
Mężczyźni		3,27*** (0,019)			2,95*** (0,020)	
Różnica		-0,099*** (0,025)			-0,018 (0,026)	
Cechy (X)	-0,058*** (0,018)	-0,086*** (0,021)	-0,11*** (0,023)	-0,031 (0,020)	0,036 (0,022)	-0,011 (0,025)
Wycena (β)	-0,074*** (0,025)	-0,069** (0,029)	-0,061** (0,028)	-0,006 (0,026)	-0,090*** (0,030)	-0,078*** (0,028)
Interakcja	0,033* (0,018)	0,055** (0,025)	0,076*** (0,026)	0,019 (0,019)	0,035 (0,026)	0,071*** (0,027)
L. obs.	2292	2292	2292	2292	2292	2292

Uwagi: Oszacowania traktują każdą obserwację, jakby pochodziła niezależnie z rozkładu, lecz oszacowania błędów standardowych klastrowane na poziomie pracownika, z korektą Słoczyńskiego [2015]. W nawiasach podano oszacowania błędów standardowych. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Źródło: opracowanie własne.

Istotną przesłanką niższych wynagrodzeń kobiet jest ich miejsce zatrudnienia. Kobiety pomimo podobnej do mężczyzn wydajności godzinowej, nieproporcjonalnie częściej pracują w miejscach mniej prestiżowych, gdzie nie ma dobrych do sprzedaży warunków handlowych, co znacząco przekłada się na niższe wynagrodzenie dodatkowe.

Należy jednak wziąć pod uwagę, że przeprowadzone estymacje nie uwzględniają tego, że dane zastosowane do badania mają charakter panelowy. Powyższe estymacje traktowały wszystkie 2 292 obserwacje niezależnie od siebie, bez uwzględnienia faktu, że dla wielu pracowników dysponowano w zbiorze więcej niż jedną obserwacją. Co prawda skorygowano oszacowania błędów standardowych, lecz oszacowania parametrów w dalszym ciągu eksploatują zarówno heterogeniczność w czasie dla danej osoby, jak i zróżnicowanie pomiędzy osobami. Poprawność ekonometryczna wymaga zastosowania estymatora z indywidualnymi efektami stałymi. W tabeli 3 przedstawiono wyniki takich oszacowań.

W modelu z efektami stałymi wnioski są takie same jak w specyfikacjach w tabeli 2. W szczególności po skorygowaniu o miary wydajności, nieuzasadniona luka płacowa stanowi ok. 5–8% (12% w specyfikacji z wynagrodzeniem zasadniczym) i oszacowania te różnią się od specyfikacji bez miar wydajności. Bezpośrednia miara wydajności odgrywa zatem kluczową rolę we właściwym identyfikowaniu wysokości skorygowanej luki płacowej.

Tabela 3. Dekompozycja luki płacowej przy uwzględnieniu efektów stałych pracownika

	Skorygowana luka płacowa	Cechy (X)	Wycena (β)	Interakcja
Wynagrodzenie całkowite				
Zm. kontr.	0,068	0,019	0,050	-0,001
Wydajność	0,104	-0,095	0,084	0,115
Wszystkie	0,109	-0,049	0,052	0,105
Wynagrodzenie podstawowe				
Zm. kontr.	0,010	0,016	-0,008	0,002
Wydajność	0,034	-0,207	0,125	0,116
Wszystkie	0,028	-0,138	0,067	0,100

Uwagi: Różnica w predykcjach płac oznacza różnicę (w %) pomiędzy wartością średnią dopasowanej funkcji płac oszacowanej dla mężczyzn oraz wartością średnią funkcji płac oszacowanej dla kobiet.

Źródło: opracowanie własne.

Choć przeciętnie wynagrodzenia całkowite kobiet i mężczyzn w próbie różnią się o ok. 10%, tj. podobnie jak w gospodarce ogółem, to skala nierówności wynikająca z czynników nieobjaśnianych, czyli skorygowana luka płacowa nie zbliża się do poziomu 20% sugerowanego przez Goraus, Tyrowicz i van der Velde [2016]. Może to być związane ze specyfiką pracy w tej branży i w tym przedsiębiorstwie, jak i z tym, że ich oszacowania nie uwzględniają bezpośredniej korekty o miary produktywności.

Wnioski

Teoria ekonometrii sugeruje, że oszacowania skorygowanej luki płacowej pomiędzy kobietami i mężczyznami pozbawione informacji o wydajności są obciążone w sensie ekonomicznym i statystycznym. Celem niniejszego artykułu była empiryczna weryfikacja tej tezy. Korzystając z wyjątkowego zbioru danych zawierającego miary wydajności dla każdego pracownika oszacowano modele na różniących się zestawach zmiennych objaśniających. W estymacji jako zmienną wynikową uwzględniono dwie miary płac: wynagrodzenie całkowite (wynagrodzenie zasadnicze wraz z premią) na godzinę pracy oraz wynagrodzenie zasadnicze na godzinę pracy.

Otrzymane wyniki pokazują, że bezpośrednia miara wydajności odgrywa kluczową rolę we właściwym identyfikowaniu wysokości skorygowanej luki płacowej. Jeśli tylko zostanie wzięta pod uwagę także bezpośrednia miara produktywności, wnioskowanie znacząco się zmienia – okazuje się, że skala nieuzasadnionej różnicy w płacach jest wyższa, a efekt ten jest statystycznie istotny i ekonomicznie duży. Standardowy zestaw zmiennych kontrolnych daje podobną skalę oszacowań luki płacowej w przypadku, gdy zmienną objaśnianą jest wynagrodzenie całkowite. Wskazuje to, że nieobserwowalne charakterystyki odgrywają istotną rolę w determinowaniu relatywnych wynagrodzeń kobiet (tj. w relacji do mężczyzn). W próbie przyjętej do badania opisanego w tym artykule w praktyce zwiększają oszacowania nieuzasadnionej luki.

Choć dane wykorzystane w tym badaniu są wyjątkowe, niosą ze sobą także pewne ograniczenia. Po pierwsze, próba jest na tyle specyficzna, że trzeba być ostrożnym w uogólnianiu interpretowaniu wyników. Analizowano jedną grupę zawodową zatrudnioną przez jednego pracodawcę (choć w różnych miastach i segmentach rynku odzieżowego), co zwiększało jakość oszacowań w przyjętej próbie, lecz jednocześnie ograniczało wiarygodność oszacowań poza nią. Po drugie, o ile premie sprzedażowe mogą w pełni odzwierciedlać indywidualną wydajność, to ich ostateczna wysokość jest konsekwencją decyzji kierownika sklepu, która może być w pewnym stopniu dyskrecjonalna. W badaniu zdiagnozowano nieuzasadnione różnice w wynagrodzeniach zasadniczych, które mogą być pochodną niższej skłonności do negocjowania stawek wśród kobiet. Jeśli to jest decydująca przyczyna, dyskrecjonalne zasady przyznawania premii sprzedażowej tworzą warunki do podobnej skali nierówności.

Wnioski z badania są istotne zarówno z perspektywy przyjęcia odpowiedniej metody badawczej, jak i polityki gospodarczej. Po pierwsze wykazano, że dodatkowo oszacowania skorygowanej luki płacowej są obciążone poprzez brak dostępu do informacji o wydajności pracownika. To obciążenie jest jednak dodatnie, tj. po uwzględnieniu miar wydajności nieuzasadniona nierówność płac pojawia się nawet tam, gdzie standardowa estymacja wskazywałaby na równość płac. Problem nierówności płacowych w Polsce nie wydaje się zatem pozorny, jakkolwiek uogólnianie wyników otrzymanych z badania jednej grupy zawodowej zatrudnionej w jednej branży przez jednego pracodawcę naturalnie pozbawione jest podstaw metodycznych. Pomimo tych ograniczeń

metodycznych opisanego badania, wydaje się uzasadnione stwierdzenie, że u podstaw niższych płac kobiet w Polsce nie leży (nieobserwowalna) niższa wydajność, a zatem nierówność płac ma charakter dyskryminacji statystycznej. Jeżeli w silnie sfeminizowanym zawodzie, w sfeminizowanym przedsiębiorstwie skorygowana luka płacowa wynosi ok. 5–8% już po uwzględnieniu bezpośrednich miar wydajności, trudno się spodziewać, by w zawodach i branżach, gdzie pomiar wyniku jest mniej obiektywny, nieuzasadniona nierówność płac była niższa.

Po drugie, wobec braku danych o wydajności w standardowych zbiorach, pewnego rodzaju remedium z perspektywy badawczej może być korzystanie z danych o całkowitym wynagrodzeniu, tj. uwzględniającym premie i bonusy w miejsce wynagrodzenia zasadniczego czy „z bieżącego miesiąca”. Zarówno Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności, jak i Badanie Budżetów Gospodarstw Domowych, w pytaniu o wynagrodzenia, nie są na tyle precyzyjne, by badacz mógł mieć pewność, że ankietowani podali wynagrodzenie wraz z premiami i innymi dodatkami zależnymi od wyniku. Tymczasem badania ankietowe NBP [2014] wskazują, że elastyczne składniki wynagrodzeń stanowią w Polsce nawet do 30% wynagrodzenia i stosuje je większość pracodawców (jakkolwiek prawdopodobnie nie na wszystkich stanowiskach). Powszechność tego zjawiska nakazuje ostrożność w interpretowaniu uzyskanych oszacowań skorygowanej luki płacowej. Poziom ok. 20% wskazywany przez literaturę przedmiotu może być bowiem zasadniczo niedoszacowany lub przeszacowany z powodu problemu zmiennej pominiętej. Wskazane byłoby także stosowne zmodyfikowanie treści pytań o płacę w BAEL i BBGD oraz innych analogicznych badaniach (np. Diagnoza społeczna, ISSP, POLon itp.).

Bibliografia

- Adamchik V.A., Bedi A.S. [2003], Gender Pay Differentials during the Transition in Poland, *The Economics of Transition*, no. 11(4), s. 697–726.
- Altonji J.G., Pierret C.R. [2001], Employer Learning and Statistical Discrimination, *The Quarterly Journal of Economics*, no. 116(1), s. 313–350.
- Becker G.S. [1964], *Human Capital – A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Chicago University Press.
- Becker G.S. [1971], *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., University of Chicago Press.
- Blau F.D., Kahn L.M. [2016], The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations, *IZA DP*, no. 9656, January.
- Blinder A. [1973], Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *The Journal of Human Resources*, no. 4, July, s. 436–455.
- Brown C., Medoff J.L. [1978], Trade Unions in the Production Process, *Journal of Political Economy*, no. 84, June, s. 355–378.
- Cotton J. [1988], On the Decomposition of Wage Differentials, *Review of Economics and Statistics*, no. 70, s. 236–243.

- Crepon B., Deniau N., Perez-Duarte S. [2002], Wages, Productivity, and Worker Characteristics: A French Perspective, January.
- Duncan G.M., Leigh D.E. [1985], The Endogeneity of Union Status: An Empirical Test, *Journal of Labor Economics*, no. 3, s. 385–402.
- Fortin N. [2008], The Gender Wage Gap Among Young Adults in the United States, *Journal of Human Resources*, no. 43(4), s. 884–918.
- Fortin N., Lemieux T., Firpo S. [2011], Decomposition Methods in Economics, *Handbook of Labor Economics*, no. 4, s. 1–102.
- Goldin C. [2014], A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter, *American Economic Review*, no. 104(4), s. 1091–1119.
- Goraus K., Tyrowicz J. [2014], Gender Wage Gap in Poland–Can It Be Explained by Differences in Observable Characteristics?, *Ekonomia*, no. 36(1), s. 125–148.
- Goraus K., Tyrowicz J., van der Velde L. [2016], *Which Gender Wage Gap Estimates to Trust? A Comparative Analysis*, Review of Income and Wealth, w druku.
- Grajek M. [2003], Gender Pay Gap in Poland, Economic Change and Restructuring, *Economics of Planning*, no. 36, s. 23–44.
- Hellerstein J.K., Neumark D., Troske K.R. [1999], Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant – Level Production Functions and Wage Equations, *Journal of Labor Economics*, no. 17 (30, July), s. 409–446.
- Ilmakunnas P., Maliranta M. [2003], Technology, Labor Characteristics and Wage-productivity Gaps, Helsinki: ETLA, Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos, The Research Institute of the Finnish Economy, s. 27 (Keskusteluaiheita, Discussion papers, ISSN 0781–6847, no. 860).
- Kahn L.B., Lange F. [2014], Employer Learning, Productivity, and the Earnings Distribution: Evidence from Performance Measures, *The Review of Economic Studies*, no. 81(4), s. 1575–1613.
- Kunze A. [2008], Gender Wage Gap Studies: Consistency and Decomposition, *Empirical Economics*, no. 35(1), s. 63–76.
- Leibbrandt A., List J.A. [2014], Do Women Avoid Salary Negotiations? Evidence from a Large-scale Natural Field Experiment, *Management Science*, no. 61(9), s. 2016–2024.
- Magda I., Szydłowski A. [2008], Płace w makro i mikroperspektywie, w: *Zatrudnienie w Polsce 2007. Bezpieczeństwo na elastycznym rynku pracy*, red. M. Bukowski, MPiPS.
- Majchrowska A., Strawiński P. [2016], Regional Differences in Gender Wage Gaps in Poland: New Estimates Based on Harmonized Data for Wages, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, no. 8(2), s. 115–141.
- Matysiak A., Baranowska A., Słoczyński T. [2010], Kobiety i mężczyźni na rynku pracy, w: *Zatrudnienie w Polsce 2008. Praca w cyklu życia*, red. M. Bukowski, Centrum Rozwoju Kapitału Ludzkiego, MPiPS.
- Mysiková M. [2012], Gender Wage Gap in the Czech Republic and Central European Countries, *Prague Economic Papers*, no. 3, s. 328–346.
- NBP [2014], *Badanie ankietowe rynku pracy 2014*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Neumark D. [1988], Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination, *Journal of Human Resources*, no. 23, s. 279–295.

- Oaxaca R. [1973], Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market, *International Economic Review*, vol. 14, no. 3, s. 693–709.
- Oaxaca R., Ransom M.R. [1988], Searching for the Effect of Unionism on the Wages of Union and Nonunion Workers, *Journal of Labor Research*, no. 9, s. 139–148.
- Reimers C.W. [1983], Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men, *The Review of Economics and Statistics*, no. 65, s. 570–579.
- Rokicka M., Ruzik A. [2010], The Gender Pay Gap in Informal Employment in Poland, *CASE Network Studies and Analyses*, no. 406.
- Słoczyński T. [2012], Próba wyjaśnienia regionalnego zróżnicowania międzypłciowej luki płacowej w Polsce, *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 3(49).
- Słoczyński T. [2015], The Oaxaca–Blinder Unexplained Component As a Treatment Effects Estimator, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, no. 77(4), s. 588–604.
- Śliwicki D., Ryczkowski M. [2014], Gender Pay Gap in the Micro Level – Case of Poland, *Quantitative Methods in Economics*, no. 15(1), s. 159–173.
- Weichselbaumer D., Winter-Ebmer R. [2005], A Meta-analysis of the International Gender Wage Gap, *Journal of Economic Surveys*, vol. 19, no. 3.

OMITTED VARIABLE BIAS AND GENDER WAGE GAP: INSIGHTS FROM PRODUCTIVITY MEASURES

Abstract

The aim of this study is to estimate the bias of the adjusted gender wage gaps when productivity is not directly measured. In this study we rely on a unique data set with productivity and wages for 2,292 employees in a Polish fashion retail firm. We apply parametric decomposition methods to evaluate the gender wage gap with and without productivity measures. Our results suggest that the bias stemming from an omitted variable may indeed be significant, sometimes even altering the direction of the conclusions. Most of the estimates of the gender wage gap adjusted for individual characteristics do not account for productivity indicators due to a lack of such indicators in most available data sets. Although our results are obtained using data for only one employer, they suggest that most of the adjusted gender wage gap estimates in the literature may be substantially biased.

Keywords: gender wage gap, productivity, parametric decomposition

JEL classification codes: J71, J31
