

Zróżnicowanie wynagrodzeń wzdłuż rozkładu między sektorem publicznym a prywatnym w Polsce

Paweł Strawiński*, Agnieszka Skierska**

Streszczenie

W artykule poruszono problematykę międzysektorowego zróżnicowania wynagrodzeń w Polsce. W literaturze wnioski odnośnie do kierunku zależności wynagrodzeń od sektora są niespójne. Celem było zbadanie sytuacji w Polsce. Dodatkowo, analizowano, jak kształtuje się luka międzysektorowa wzdłuż rozkładu wynagrodzeń. Użyto regresji kwantylowej i danych z Badania Struktury Wynagrodzeń według Zawodów w październiku 2012 roku. Rezultaty wskazują, że wyższe wynagrodzenia otrzymywali pracownicy sektora prywatnego. Wyniki dekompozycji Oaxaci–Blindera pokazały, że czynnik dotyczący różnic w charakterystykach pracowników odpowiada za przeważającą część międzysektorowej różnicy wynagrodzeń.

Słowa kluczowe: wynagrodzenia, sektor prywatny, sektor publiczny, regresja kwantylowa, Oaxaca–Blinder

Kody JEL: J31, J71, C81

DOI: 10.17451/eko/44/2016/181

Opracowanie powstało w ramach realizacji projektu naukowego finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych decyzją nr DEC-2013/09/B/HS4/01304.

* Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Statystyki i Ekonometrii, Uniwersytet Warszawski.

** Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski

1. Wprowadzenie

Zróźnicowanie wynagrodzeń na różnych rynkach pracy od lat wzbudza zainteresowanie. Empiryczne badania zyskały popularność głównie dzięki pracy Mincer'a (1974), który pokazał wpływ wykształcenia oraz doświadczenia zawodowego na wysokość otrzymywanych wynagrodzeń. Kwestia wynagrodzeń również często jest poruszana w kontekście innych cech socjoekonomicznych pracowników.

Zainteresowanie problemem zróźnicowania wynagrodzeń między pracownikami sektora publicznego oraz prywatnego wynika z przyczyn politycznych, jak i ekonomicznych. Sektor publiczny podlega uwarunkowaniom politycznym. Wynagrodzenia stanowią wydatek dla budżetu państwa, w związku z tym nie mogą być zbyt wysokie. Nie mogą być też zbyt niskie, trudne bowiem byłoby zatrudnienie osób o odpowiednich kwalifikacjach i pracownicy mogliby nie mieć wystarczającej motywacji do pracy. Z kolei wynagrodzenia w sektorze prywatnym przede wszystkim wynikają ze strategii maksymalizacji zysku. Cele w obu sektorach są nieco rozbieżne. Warto zauważyć, że na rynku pracy występuje zasada „jednakowego wynagrodzenia”. A zatem analiza występowania różnic w wynagrodzeniach między sektorami powinna być szczególnie ważna dla władz państwowych. Dostępne badania dotyczące zagadnienia są dosyć obfite, jednak w przypadku polskiego rynku pracy głównym zainteresowaniem objęte było ono w okresie transformacji. Tylko jedno opracowanie, Grotkowska i Wincenciak (2014), dotyczy międzysektorowego zróźnicowania wynagrodzeń w Polsce w ostatnich latach. Jego wyniki mogą być kwestionowane z uwagi na nieadekwatny do problemu dobór zbioru danych.

Celem pracy jest zbadanie występowania różnic w wynagrodzeniach między sektorami w Polsce. Do weryfikacji, w którym sektorze zatrudnienie przynosi większe korzyści finansowe oraz czy są one stałe wzdłuż rozkładu wynagrodzeń w Polsce, posłużono się danymi z Badania Struktury Wynagrodzeń według Zawodów z października 2012 roku. Wykorzystano modele regresji kwantylowej oszacowane dla całej próby, a także osobno dla kobiet i mężczyzn. Dodatkowo, posłużono się dekompozycją Oaxaci – Blindera (1973) w celu określenia, czy występujące różnice wynikają z różnic w charakterystykach między pracownikami obu sektorów. Otrzymane wyniki wskazują na wyższe wynagrodzenia w sektorze prywatnym, a korzyść ta jest tym większa, im wynagrodzenie położone jest bliżej górnego krańca rozkładu. Międzysektorowe zróźnicowanie cech pracowników tłumaczy około 2/3 całkowitego zróźnicowania wynagrodzeń między sektorem publicznym i prywatnym. Różnice nie są stałe wzdłuż rozkładu.

Artykuł składa się z czterech części. Pierwsza zawiera przegląd wybranej literatury dotyczącej zróźnicowania wynagrodzeń między sektorami i odnoszącej się zarówno do polskiego, jak i do zagranicznych rynków pracy. W drugiej opisano dane wykorzystane do analiz oraz metodologię badania. Trzecia przedstawia wyniki empiryczne. Ostatnia zawiera wnioski i konkluzje.

2. Przegląd literatury

2.1. Sytuacja na polskim rynku pracy

Wiele prac dotyczy międzysektorowej luki wynagrodzeń, jednak nieliczne analizują polski rynek pracy. Adamchik i Bedi (2000), wykorzystując dane Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) z lutego 1996 roku, analizowali występowanie luki płacowej między sektorem publicznym a prywatnym. Autorzy wykorzystali regresję przełącznikową w celu modelowania zjawiska selekcji do pracy w jednym z sektorów oraz dwa równania płacy, osobne dla każdego sektora. Równanie płacy obok standardowych zmiennych zawierało informację na temat pozostawania w związku małżeńskim oraz zmienne opisujące region zamieszkania. Pokazali, że pracownicy sektora prywatnego otrzymują wyższe przeciętne wynagrodzenia. Różnica szczególnie uwidacznia się w przypadku osób z wyższym wykształceniem. Potwierdzono też występowanie efektu selekcji. Dla kobiet jest on pozytywny w przypadku obu sektorów, dla mężczyzn tylko w przypadku sektora prywatnego. Oznacza to, że firmy w sektorze publicznym mogą mieć problemy ze znalezieniem wykwalifikowanych pracowników z uwagi na ograniczenia płacowe. Dla kobiet niematerialne korzyści z pracy spełniają swoją rolę, zachęcając do pracy w sektorze publicznym.

Kolejną pracą podejmującą temat jest artykuł Weisberga i Sochy (2002). Analizowano w nim determinanty poziomu wynagrodzeń w obu sektorach, oraz różnice w wynagrodzeniach między sektorem publicznym a prywatnym. Analizie została poddana 20% próba losowa z BAEL z listopada 1995 roku. Autorzy założyli *a priori* sekwencyjny porządek charakterystyk determinujących poziom wynagrodzeń. Postać równania płacy w badaniu była funkcją typu Mincera. Najważniejszym wnioskiem jest pozytywny efekt zatrudnienia w sektorze prywatnym na wynagrodzenia. Kontrolując wartości pozostałych zmiennych, wynagrodzenia w sektorze prywatnym były 9,8% wyższe niż w sektorze publicznym. Dodatkowo pokazano, że zmienne opisujące kapitał ludzki miały większy wpływ na wynagrodzenie w sektorze prywatnym niż publicznym. Potwierdziło to przypuszczenia autorów o racjonalnym zachowaniu firm sektora prywatnego. Zaobserwowano dyskryminację płciową na polskim rynku pracy, w obu sektorach mężczyźni zarabiali istotnie więcej niż kobiety. Osoby na stanowiskach specjalistycznych były lepiej wynagradzane w sektorze publicznym. Natomiast pracownicy niższego szczebla i niewykwalifikowani zarabiali mniej w sektorze publicznym. Wielkość firmy miała pozytywny wpływ na wysokość wynagrodzeń w obu sektorach, silniejszy w sektorze publicznym.

W innej pracy Socha i Weisberg (2002) ponownie podjęli temat wynagrodzeń w sektorze prywatnym i publicznym. Skupili uwagę na zmianach, jakie zaszły w trakcie dekady 1990–2000 na polskim rynku pracy zarówno w poziomie, jak i strukturze zatrudnienia w obu sektorach. Wykorzystali dane BAEL z okre-

su 1992–2000. Stwierdzili, że średnie miesięczne wynagrodzenia były znacznie niższe w sektorze prywatnym niż w publicznym. Jednak zauważyli, że – przy uwzględnieniu pewnych zmiennych, zastosowaniu podejścia ilościowego – mogła występować premia z tytułu zatrudnienia w sektorze prywatnym.

Jedynym nowszym opracowaniem jest artykuł Grotkowskiej i Wincenciaka (2014). Autorzy na podstawie danych BAEL pokazują, że po skorygowaniu oszacowań o różnice w charakterystykach pracowników zatrudnionych w sektorze publicznym i prywatnym premia z tytułu pracy w sektorze publicznym jest ujemna. Warto jednak zwrócić uwagę, że respondenci deklarują wysokość płacy netto, a nie brutto, ponadto informacja o liczbie przepracowanych godzin jest wątpliwa.

Inne opracowania dotyczące zróżnicowania wynagrodzeń na polskim rynku pracy nie koncentrują się na luce międzysektorowej, częściej dotyczą rozkładu wynagrodzeń, ich determinant lub zagadnień luki płciowej czy zwrotów z wykształcenia. Mimo tego poruszana jest kwestia różnych zarobków otrzymywanych przez osoby zatrudnione w sektorze prywatnym i publicznym. Newell i Socha (2005) analizowali zmiany w rozkładzie płac między rokiem 1992 a 2002. Dokonując analiz osobno dla obu sektorów, zauważyli, że w sektorze prywatnym występowało większe zróżnicowanie płac, które zwiększało się z czasem. W innym swoim artykule Newell i Socha (2007) analizowali zmianę wynagrodzeń w czasie między rokiem 1993 a 2004. Pokazali, że w latach 90. występowała w Polsce dodatnia i statystycznie istotna premia za pracę w sektorze prywatnym, która jednak z czasem stała się nieistotna.

Kolejnym opracowaniem, w którym jest poruszana kwestia wynagrodzeń w sektorach, jest praca Roszkowskiej i Majchrowskiej (2014). Autorki skupiły się na szacowaniu premii z wykształcenia i doświadczenia zawodowego w podziale na pracowników płci żeńskiej i męskiej. Celem było zbadanie występowania efektu dyskryminacji płacowej kobiet na polskim rynku pracy. Dodatkowo analizowały zmiany w czasie. W analizie wykorzystano dane z Badania Struktury Wynagrodzeń według Zawodów, z okresu 2004–2010. W odniesieniu do zróżnicowania wynagrodzeń między sektorami autorki zauważyły, że luka inaczej wygląda dla pracowników o różnych poziomach wykształcenia. Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto były wyższe wśród pracowników sektora publicznego niż prywatnego, tak samo dla kobiet, jak i dla mężczyzn, ale tylko w przypadku osób o wykształceniu nie wyższym niż policealne. Natomiast osoby o wyższym poziomie wykształcenia, zarówno kobiety, jak i mężczyźni, charakteryzowały się wyższymi wynagrodzeniami w sektorze prywatnym niż publicznym.

2.2. Sytuacja na zagranicznych rynkach

Znacznie częściej zagadnienie luki międzysektorowej poruszane było w literaturze zagranicznej. Opracowania te są zróżnicowane pod względem kilku kryteriów, przede wszystkim różnią się stosowaną metodologią. Część autorów do swoich analiz posługiwała się jedynie równaniem płacy, część rozszerzała je o dekompozycję Oaxaci–Blindera (1973), inni z kolei wykorzystywali regresję kwantylową oraz dekompozycje dla kwantyli.

Równaniem płacy szacowanym metodą najmniejszych kwadratów do analizy zróżnicowania wynagrodzeń między sektorami posłużyli się np. Panizza i Qiang (2005). Potwierdzili występowanie istotnych różnic w wynagrodzeniach między sektorami zarówno wśród kobiet, jak i wśród mężczyzn. Kierunek różnicy nie był zgodny we wszystkich krajach, jednak w większości krajów korzyść odnosili pracownicy sektora publicznego. W odniesieniu do luki płciowej – tak jak przypuszczano – kobiety średnio zarabiały mniej niż mężczyźni w obu sektorach, a zróżnicowanie było przeważnie większe w sektorze prywatnym.

Morikawa (2014), wykorzystując analogiczną metodę do analizy japońskiego rynku pracy, pokazał, że różnice w wynagrodzeniach między kobietami a mężczyznami oraz dla osób o różnych poziomach wykształcenia są większe w sektorze prywatnym niż w publicznym. Osoby o niskim poziomie wykształcenia otrzymywały relatywnie wyższe dochody w sektorze publicznym, podczas gdy osoby o wyższym poziomie wykształcenia w tym samym sektorze otrzymywały relatywnie niższe dochody. Różnice te nie były jednak tak duże jak w przypadku płci. Autor zauważył, że zależność dochodów od wieku jest bardziej stroma w sektorze publicznym, co oznacza, że starsi pracownicy otrzymywali relatywnie wyższe wynagrodzenia. Posługując się regresją kwantylową dla pięciu punktów rozkładu (kwantyle 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 oraz 0,9), zauważył, że wynagrodzenia w sektorze publicznym są relatywnie wyższe w dolnej części rozkładu oraz relatywnie niższe w górnej części rozkładu.

Jednymi z pierwszych, którzy zastosowali regresję kwantylową w analizie luki międzysektorowej, byli Poterba i Rueben (1994) oraz Mueller (1998). Otrzymane wyniki potwierdziły zasadność stosowania regresji kwantylowej w przypadku analizy zróżnicowania wynagrodzeń między sektorem prywatnym a publicznym. Zarówno pierwsi dwaj autorzy, jak i ten ostatni szacowali regresje dla kwantyli 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 i 0,9. Zastosowanie przez nich metody kwantylowej ukazało dyspersję premii dla sektora publicznego, która zostałaby niezauważona, gdyby ograniczyć się jedynie do oszacowań metodą najmniejszych kwadratów. Tak samo dla kobiet, jak i dla mężczyzn korzyść z tytułu pracy w sektorze publicznym była coraz mniejsza wraz z wyższym kwantylem. Wyniki dekompozycji Oaxaci–Blindera były spójne z wynikami otrzymanymi za pomocą regresji, potwierdziły wzorzec zależności premii od kwantyla.

Międzysektorową lukę wynagrodzeń z wykorzystaniem regresji kwantylowej szacował dla Estonii Leping (2005). Wyniki wskazują, że w dolnej części roz-

kładu międzysektorowa różnica wynagrodzeń wynosi zero, natomiast dla wyższych kwantyli oszacowania parametrów były ujemne i coraz większe, co oznacza korzyść dla osób zatrudnionych w sektorze prywatnym. Ponadto autor pokazał zależność o kształcie odwróconego U między wynagrodzeniem a wiekiem, pozytywny wpływ stażu pracy u obecnego pracodawcy oraz wielkości firmy, korzyść z zatrudnienia w grupie specjalistów w dolnej części rozkładu oraz w grupie menedżerów i zatrudnionych na niepełny etat w górnej części. Pozytywny efekt dla wynagrodzeń miał też poziom wykształcenia oraz fakt posiadania męża lub żony.

Melly (2005) i Papapetrou (2006) również posłużyli się regresją kwantylową w celu szacowania rozmiaru międzysektorowej luki płacowej. Wyniki, które otrzymał Melly (2005), wskazują, że płace w sektorze publicznym dla kobiet były wyższe, a dla mężczyzn niższe niż w prywatnym. Rozkład wynagrodzeń w sektorze publicznym był bardziej skompresowany. Międzysektorowe zróżnicowanie wynagrodzeń spadało wraz z przesunięciem w górę rozkładu, co oznaczało, że w dolnej części rozkładu jednostki korzystały bardziej z zatrudnienia w sektorze publicznym, a w górnej korzystały mniej, a nawet traciły. Struktura wynagrodzeń okazała się stabilna w czasie.

Z kolei Papapetrou (2006) analizowała międzysektorowe zróżnicowanie wynagrodzeń w Grecji. Na podstawie otrzymanych wyników pokazała, że regresja kwantylowa pozwala zauważyć, iż premia za pracę w sektorze publicznym jest różna w różnych punktach rozkładu wynagrodzeń – najwyższa dla kwantyla 0,1, a najniższa dla kwantyla 0,9 – zarówno przy oszacowaniach dla całej próby, jak i tylko dla kobiet, i tylko dla mężczyzn.

Regresją kwantylową również posłużyli się Azam i Prakash (2010) do analizy zróżnicowania wynagrodzeń między sektorami wzdłuż całego rozkładu na rynku pracy w Indiach. Celem badania była weryfikacja występowania znacznych różnic na przeciwległych końcach rozkładu wynagrodzeń. Autorzy analizowali lukę międzysektorową w podziale na płeć oraz obszar zamieszkania. Wskazali, że pracownicy sektora publicznego zarabiali więcej niż pracownicy sektora prywatnego wzdłuż całego rozkładu wynagrodzeń, niezależnie od zamieszkanego obszaru oraz płci. Dodatkowo, na podstawie dekompozycji, zauważyli, że różnice w charakterystykach między pracownikami obu sektorów odpowiadały jedynie za niewielką część premii sektora publicznego w dolnej części rozkładu, ale udział tego czynnika wzrastał wraz z wartością kwantyla, stanowiąc już znaczną część w górnej części rozkładu.

Podsumowując, można zauważyć, że wyniki dotyczące kierunku premii wynikającej z zatrudnienia w różnych sektorach są niejednoznaczne. Duża liczba opracowań dostarcza dowodów o korzyści z zatrudnienia w sektorze publicznym, jednak w pewnych przypadkach pokazano także, że korzyść mogą odnosić pracownicy zatrudnieni w sektorze prywatnym.

3. Dane i metodologia

3.1. Dane

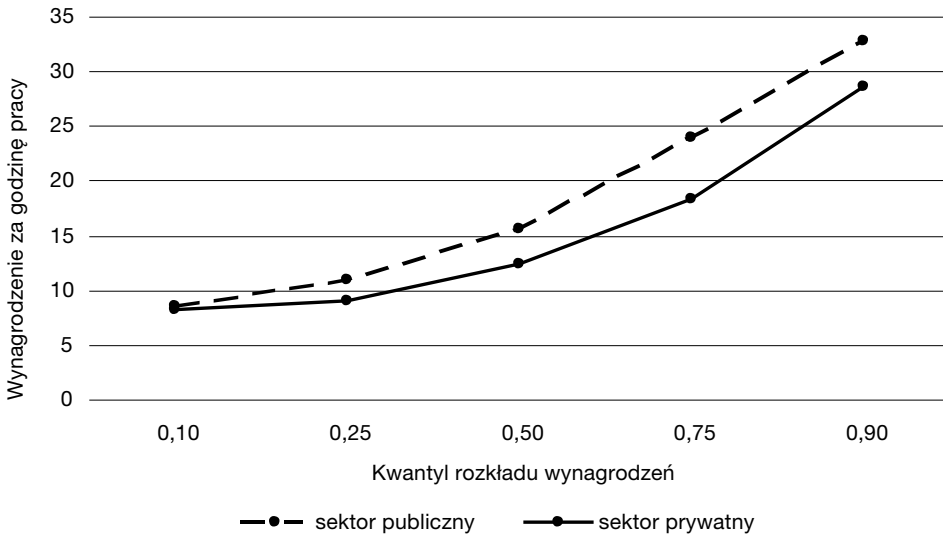
Dane wykorzystane w niniejszym badaniu pochodzą z Badania Struktury Wynagrodzeń według Zawodów z października 2012 roku (dalej oznaczane: BSW 2012). Dane zbierane są co dwa lata przez Główny Urząd Statystyczny w Polsce. Próba zawiera podmioty gospodarki narodowej (poza sektorem finansowym i ubezpieczeniowym), w których pracuje więcej niż dziewięć osób, zarówno w pełnym, jak i niepełnym wymiarze czasu. Badaniem objęte są osoby, które przepracowały cały miesiąc październik.

To źródło wyróżnia się, ponieważ dane są w nim raportowane przez pracodawców, a nie przez pracowników, dzięki czemu charakteryzują się większą wiarygodnością (Strawiński 2015). Kolejną zaletą jest liczebność próby, która zawiera obserwacje dla około 725 000 pracowników. Jednak próba ma wady. Jedną z nich jest reprezentatywność tylko dla jednostek, w których pracuje co najmniej dziesięć osób. Informacje zawarte w badaniu pozwalają na analizę struktury wynagrodzeń ze względu na takie cechy indywidualne, jak: płeć, wiek, poziom wykształcenia, wykonywany zawód, staż pracy oraz cech zakładów pracy, jak sektor i wielkość przedsiębiorstwa. Są to charakterystyki podobne do wykorzystanych w przytoczonej literaturze, jak np. u Lepinga (2005) czy Morikawy (2014).

Podstawowe dwie cechy w świetle niniejszej pracy to wynagrodzenie oraz sektor. W ślad za Mellym (2005), a także Azam i Prakash (2010), analizie poddano godzinową stawkę wynagrodzenia zasadniczego. Wynagrodzenie zasadnicze to podstawowy i konieczny składnik wynagrodzenia, w skład którego wchodzi zagwarantowane, stałe składniki. Wynagrodzenie zasadnicze jest wyliczane zgodnie z zapisami Ustawy – Kodeks Pracy. Na wysokość wynagrodzenia zasadniczego nie mają wpływu składniki uznaniowe, takie jak np. premia wynikająca z indywidualnej oceny pracy, wyniki uzyskiwane przez przedsiębiorstwo czy dodatki za pracę w czasie ponadnormatywnym. Zmienna określająca wysokość wynagrodzenia zasadniczego za godzinę nie występowała wprost w zbiorze danych, jednak została otrzymana poprzez podzielenie wynagrodzenia zasadniczego otrzymanego przez pracowników w październiku przez liczbę faktycznie przepracowanych godzin w tym miesiącu¹. Średnie wynagrodzenie zasadnicze w 2012 roku w Polsce wynosiło 2733,94 zł, wśród pracowników sektora publicznego 2607,32 zł, a wśród pracowników sektora prywatnego 2804,29 zł. Natomiast wynagrodzenie otrzymywane za godzinę pracy średnio wynosiło 17,43 zł, wśród pracowników sektora publicznego 18,65 zł, a wśród pracowników sektora prywatnego 16,67 zł.

¹Stosując się do uwag anonimowego recenzenta, oszacowano również modele dla zmiennej zależnej: wynagrodzenie zasadnicze w październiku 2012 roku podzielone przez nominalną liczbę godzin pracy. Uzyskano bardzo zbliżone wyniki do prezentowanych w Tabelach 4 i 5. W większości przypadków oceny parametrów nie różnią się o więcej niż 0,05.

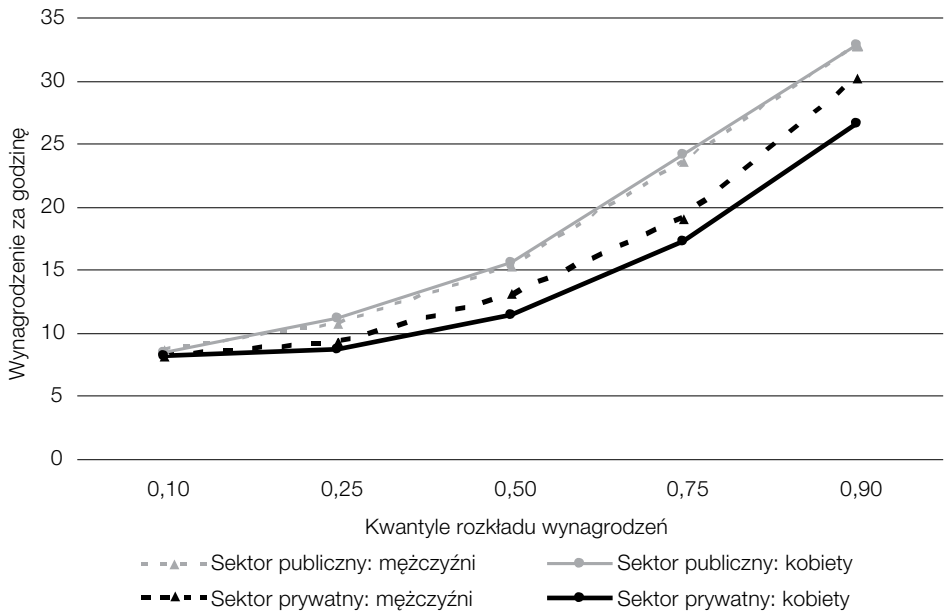
Ciekawym spostrzeżeniem jest to, że średnie miesięczne wynagrodzenie zasadnicze jest wyższe w sektorze prywatnym, natomiast średnie wynagrodzenie zasadnicze za godzinę jest wyższe w sektorze publicznym. Wynika to z mniejszej liczby godzin przepracowywanych przez pracowników sektora publicznego, oraz mniejszej liczby pracowników z bardzo wysokimi wynagrodzeniami w tym sektorze. Na Rycinie 1 przedstawiono kwantyle rozkładu godzinowego wynagrodzenia zasadniczego w podziale na sektory.



Rycina 1. Kwantyle wynagrodzenia zasadniczego za godzinę w podziale na sektory

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

W dolnej części rozkładu luka jest niemal niewidoczna, natomiast w górnej części wyraźna. Potwierdza to zasadność zastosowania regresji kwantylowej. Warto zwrócić uwagę, jak wartości różnych kwantyli wynagrodzeń w obu sektorach przedstawiają się w podziale na płeć (Rycina 2). Na tej podstawie można wnioskować, że wielkość luki zależy od kwantyla rozkładu wynagrodzeń dla obu płci. W przypadku kobiet obserwujemy tendencję wzrostową, wraz ze wzrostem kwantyla rośnie luka, natomiast dla mężczyzn ta zależność nie jest jednoznaczna. Początkowo zwiększa się, a w miarę przesuwania się w prawą stronę rozkładu zaczyna się zmniejszać.



Rycina 2. Kwantyle wynagrodzenia zasadniczego za godzinę w podziale na sektory oraz płeć

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

W kontekście dalszych analiz ważny jest również rozkład zmiennej objaśnianej. W związku z tym wykorzystano logarytm naturalny wynagrodzenia zasadniczego za godzinę (por. np. Panizza i Qiang 2005 czy Papapetrou 2006). W literaturze często zbiór zmiennych niezależnych rozszerza się o zmienną przedstawiającą wiek badanej jednostki podniesiony do kwadratu. Jest to spowodowane tym, że często obserwuje się nieliniowy charakter zależności między wynagrodzeniem a wiekiem, zazwyczaj przypominający kształt odwróconego U.

3.2. Charakterystyka sektorów

W Polsce w firmach zatrudniających więcej niż dziewięć osób, w roku 2012 prawie 2/3 osób zatrudnionych było w sektorze prywatnym (64%). Udział zarówno kobiet, jak i mężczyzn w próbie wynosił około 50%. Większość mężczyzn była zatrudniona w sektorze prywatnym, natomiast kobiety są rozdzielone mniej więcej równomiernie między sektorami.

Na podstawie informacji z Tabeli 1 można zauważyć, że najliczniejszą grupą zawodową w próbie byli *Specjaliści*, a najmniej liczną grupą – *Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy*. Zdecydowana większość, 93% zatrudnionych, wykonywała swoją pracę w pełnym wymiarze czasu. Próba zawierała największą liczbę osób (27%)

o poziomie wykształcenia *Wyższe z tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym*, natomiast najmniej liczna była grupa osób o wykształceniu *Gimnazjalne*.

Tabela 1. Charakterystyka próby w podziale na płeć i sektor

Zmienna	Sektor publiczny		Sektor prywatny	
	Mężczyźni	Kobiety	Mężczyźni	Kobiety
Liczba obserwacji	124 225	201 718	235 044	162 511
	Średnia			
Wynagrodzenie zasadnicze za godzinę	18,87	18,53	17,67	15,47
Wiek	44,20	43,56	39,08	38,58
Staż pracy u obecnego pracodawcy	12,55	13,42	7,41	7,06
	Liczba osób			
Przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy	69 991	112 446	286 160	181 211
Specjaliści	321 428	964 123	375 580	439 017
Technicy i inny średni personel	129 379	277 720	284 702	244 018
Pracownicy biurowi	68 375	216 528	205 155	259 032
Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	55 111	78 564	229 512	489 205
Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	3807	1078	7308	1690
Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	142 810	5 666	806 235	186 050
Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	156 107	13 493	619 591	127 339
Pracownicy przy pracach prostych	65 526	196 656	218 011	220 999
Pracownicy dużej firmy	536 070	708 537	1 126 193	814 352
Zatrudnieni na niepełen etat	91 816	188 618	114 929	207 268
Wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora	49 243	42 604	23 204	22 547
Wyższe z tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym	332 261	877 154	463 560	519 541
Wyższe z tytułem inżyniera, licencjata, dyplomowanego ekonomisty lub równorzędnym	73 437	153 543	238 772	192 253
Policealne	32 628	139 314	90 308	144 083
Średnie zawodowe	198 300	335 198	768 345	461 142
Średnie ogólnokształcące	45 523	109 637	231 888	283 877
Zasadnicze zawodowe	224 576	135 363	994 810	409 544
Gimnazjalne	1 219	132	14 867	4 042
Podstawowe i niepełne podstawowe	55 347	63 328	206 480	112 132

Źródło: obliczenia własne.

Można zauważyć, że sektor publiczny w 2012 roku charakteryzował się wyższymi średnimi stawkami wynagrodzenia za godzinę, zarówno wśród mężczyzn, jak i wśród kobiet. Różnica w średniej stawce między sektorem publicznym a prywatnym dla mężczyzn wynosiła 1,19 zł, ale dla kobiet różnica ta była dużo większa i wynosiła 3,06 zł. Dodatkowo, średnie wynagrodzenie kobiet w sektorze publicznym było niższe niż średnie wynagrodzenie mężczyzn w sektorze prywatnym.

Ponad 60% wszystkich *Specjalistów* było zatrudnionych w sektorze publicznym, zwłaszcza kobiet. Ponad 50% wszystkich *Specjalistów* w próbie stanowią kobiety zatrudnione w sektorze publicznym, przy czym kobiet *Specjalistów* zatrudnionych w sektorze prywatnym było jedynie około 20%. Z kolei w grupie *Techników i innego średniego personelu* większa liczba zatrudnionych była w sektorze prywatnym (57%). Zdecydowanie większa liczba osób o wykształceniu wyższym zatrudniona była w sektorze publicznym. Natomiast większa liczba osób o wykształceniu kierunkowym (inżynierskie, policealne, średnie zawodowe) była zatrudniona w sektorze prywatnym. W przypadku wykształcenia wyższego za przewagę zatrudnionych w sektorze publicznym odpowiadały kobiety, stanowiąc aż 58% wszystkich kobiet zatrudnionych w sektorze publicznym.

Sektor prywatny charakteryzował się tym, że pracowników zatrudnionych na niższych stanowiskach było więcej niż w sektorze publicznym. Wśród ostatnich dwóch grup jedynie niewielki udział miały kobiety. Najbardziej liczną wielką grupą zawodową, w której pracują mężczyźni w sektorze prywatnym są *Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy* (27%). Ciekawym spostrzeżeniem jest to, że większość pracowników zatrudnionych w sektorze prywatnym ma niższe poziomy wykształcenia.

3.3. Metodologia

Jako równanie wyjściowe prowadzonych analiz wykorzystano równanie płacy typu Mincera (1974). W pierwszej kolejności dokonano oszacowań metodą MNK. Aby zobrazować różnice wzdłuż rozkładu, wykorzystano regresję kwantylową. Niewątpliwymi zaletami regresji kwantylowej jest fakt odporności na występowanie obserwacji nietypowych oraz potencjalnie wyższa efektywność oszacowań (Koenker 2000).

Obok regresji kwantylowej wykorzystano metodę dekompozycji Oaxaci–Blindera (1973). Pozwala ona na oddzielenie różnicy w średnich charakterystykach pracowników zatrudnionych w różnych sektorach od różnicy w zwrotach z tych charakterystyk między sektorami. Za przykładem Majchrowskiej *et al.* (2014) wykorzystano dwuczynnikowy wariant dekompozycji, dzięki któremu możliwe było określenie, jaka część różnic w wynagrodzeniach wynika z obserwowanych charakterystyk pracujących osób. Równanie dekompozycji wykorzystane do wy-

jaśnienia różnic w wynagrodzenia przedstawia się następująco:

$$D = (X_P - X_G) \beta_G + (\beta_P - \beta_G) X_P \quad (1)$$

gdzie:

D – różnica w (średnich) wynagrodzeniach między sektorem prywatnym a publicznym;

X_P, X_G – macierze charakterystyk pracowników sektora prywatnego i publicznego;
 β_P, β_G – wektory parametrów w sektorze prywatnym i publicznym.

Pierwszy czynnik równania, $(X_P - X_G) \beta_G$, przedstawia tę część różnicy między wynagrodzeniami pracowników sektora prywatnego (P) i publicznego (G), która może być uzasadnioną różnicą w charakterystykach jednostek, jest ona nazywana częścią wyjaśnioną. Natomiast drugi czynnik, $(\beta_P - \beta_G) X_P$, przedstawia różnicę we współczynnikach i jest to tzw. część niewyjaśniona, często utożsamiana z dyskryminacją.

4. Analiza empiryczna

4.1. Problem selekcji

Problem selekcji próby może wynikać z konstrukcji danej próby lub z własności analizowanej zmiennej objaśnianej. W przypadku wynagrodzeń problem selekcji występuje w związku z tym, że badaniu podlegają osoby otrzymujące wynagrodzenie. Osoby te same zdecydowały o tym, czy będą pracowały, czyli pośrednio o tym, że znajdują się w próbie. Dodatkowo, problem się bardziej komplikuje dla sektorów. Pracownicy sami decydują, w którym sektorze podejmą pracę. Jak zauważyli Adamchik i Bedi (2000), znalezienie zatrudnienia w jednym z nich zależy zarówno od decyzji tej osoby, jak też od pracodawcy. Prawdopodobieństwo, że zostanie się zatrudnionym w którymś z sektorów jest funkcją cech jednostki, a racjonalna jednostka wybierze sektor, w którym ma większe szanse zatrudnienia.

W przypadku szacowania równania płac dla poszczególnych kwantyli selekcja stanowi nieco większe wyzwanie niż w przypadku szacowania równania dla średnich. Rozwiązanie zasugerował Buchinsky (2001). Polega ono na uzupełnieniu równania dla warunkowej wartości kwantyla rozkładu o wielomian kontrolujący selekcję. Dodatkowo, występuje trudność ze znalezieniem zmiennej objaśnianej, która miałaby wpływ na to, jaki sektor wybierze jednostka, a jednocześnie nie miałaby wpływu na wysokość otrzymywanych wynagrodzeń (Poterba i Rueben 1994). Inni badacze, np. Leping (2005) czy Morikawa (2014), również zwrócili uwagę na ten problem. Część z nich podjęła próby uwzględnienia selekcji,

Adamchik i Bedi (2000) zastosowali model regresji przełącznikowej, Newell i Socha (2005) zastosowali model Heckmana, a Panizza i Qiang (2005) po oszacowaniu modelu weryfikowali jego odporność, poprzez kolejne szacowanie zmodyfikowanych wersji. Inni, jak Melly (2005) czy Papapetrou, (2006) pominęli ten problem.

4.1.1. Model selekcji

Szacowane równanie płacy przyjmuje postać:

$$Y_i = X_i\beta + sektor_i\chi + \varepsilon_i \quad (2)$$

gdzie:

Y_i – logarytm naturalny wynagrodzenia zasadniczego za godzinę, dla pracownika i ;
 X_i – wektor zmiennych objaśniających dla pracownika i , zawierający zmienne: *płeć, wiek, wiek², staż pracy w firmie, wielkość miejsca zatrudnienia, wymiar zatrudnienia, wielka grupa zawodów (G)*, oraz dla kolejnych *poziomów wykształcenia (edu)*;

β, χ – wektory estymowanych parametrów;

ε_i – wektor błędu losowego.

Równanie selekcji ma postać modelu dla prawdopodobieństwa (probit):

$$sektor_i = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

gdzie:

$sektor_i$ – binarna zmienna objaśniająca – sektor dla pracownika i ;

X_i – wektor zmiennych objaśniających dla pracownika i , zawierający zmienne: *płeć, wiek, staż pracy w firmie, wymiar zatrudnienia, wielka grupa zawodów (G)*, oraz dla kolejnych *poziomów wykształcenia (edu)*;

β – wektor parametrów;

ε_i – błąd losowy dla pracownika i .

Parametry równania płacy mogą być zidentyfikowane dzięki nieliniowości mechanizmu selekcji. Dodatkowo, aby ułatwić identyfikację w równaniu selekcji nie uwzględniono kwadratu wieku i wielkości miejsca zatrudnienia. Pominięcie drugiej zmiennej wynika z obserwacji, że w Polsce zdecydowana większość dużych firm to jednostki z sektora publicznego.

Do oszacowania parametrów modelu wykorzystano dwustopniową procedurę zaproponowaną przez Heckmana. W pierwszym kroku oszacowano model probitowy, którego wyniki przedstawiono w Tabeli 2.

Tabela 2. Oszacowania parametrów modelu probit

Liczba obserwacji =	725239
LR chi2 (22) =	131624,8
Prob > chi2 =	0,000
Pseudo R2 =	0,2134

	Współczynnik	Błąd Std.	z	P>z	[95% Przedział ufności]	
kobieta	-0,312	0,004	-77,48	0,000	-0,320	-0,304
wiek	-0,018	0,000	-84,00	0,000	-0,019	-0,018
staż	-0,035	0,000	-143,36	0,000	-0,035	-0,034
G1	0,794	0,010	79,78	0,000	0,774	0,813
G2	-0,087	0,009	-9,91	0,000	-0,104	-0,070
G3	0,140	0,009	16,08	0,000	0,123	0,157
G4	0,185	0,009	20,48	0,000	0,167	0,203
G5	0,697	0,009	80,68	0,000	0,680	0,714
G6	0,029	0,040	0,71	0,475	-0,050	0,108
G7	0,742	0,008	92,18	0,000	0,726	0,758
G8	0,459	0,008	56,24	0,000	0,443	0,475
part	-0,258	0,007	-35,09	0,000	-0,272	-0,243
edu1	-0,855	0,016	-53,98	0,000	-0,886	-0,824
edu2	-0,706	0,010	-69,72	0,000	-0,726	-0,686
edu3	-0,325	0,011	-28,87	0,000	-0,347	-0,303
edu4	-0,308	0,012	-26,00	0,000	-0,331	-0,284
edu5	-0,126	0,009	-14,07	0,000	-0,144	-0,109
edu6	0,004	0,011	0,36	0,719	-0,017	0,024
edu7	0,025	0,009	2,92	0,003	0,008	0,042
edu8	0,054	0,048	1,12	0,265	-0,041	0,148
stała	1,663	0,013	127,84	0,000	1,637	1,688

Źródło: obliczenia własne.

W drugim kroku, estymacji MNK, dołączono do zbioru zmiennych objaśniających odwrócone ilorazy Millsa. Uzyskane oszacowania wartości parametrów posłużą do porównania z oszacowaniami wartości parametrów modeli regresji kwantylowej. Dodatkowo, dla celów porównawczych oszacowano tą samą metodą równanie płac osobno dla kobiet i dla mężczyzn. Uzyskane wartości oszacowań parametrów dla zmiennej *sektor* zaprezentowane w Tabeli 3 – jak można zauważyć – nie różnią się. Oznacza to, że wielkość międzysektorowego zróżnicowania płac nie zależy od płci.

Tabela 3. Wartości oszacowań parametru dla zmiennej sektor, kolejno dla całej próby, dla kobiet oraz dla mężczyzn

	Współczynnik dla zmiennej sektor	Błąd Std.	t	P> t	[95% Przedział ufności]	
Cała próba	0,096	0,001	84,76	0,000	0,094	0,098
Kobiety	0,098	0,002	60,82	0,000	0,095	0,102
Mężczyźni	0,097	0,002	59,13	0,000	0,093	0,100

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

4.1.2. Regresja kwantylowa

W celu analizy zróżnicowania wynagrodzeń w różnych punktach rozkładu, zastosowano regresję kwantylową. Równanie płacy oszacowano dla kwantyli 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 oraz 0,9 (dalej oznaczane odpowiednio jako Q10, Q25, Q50, Q75 oraz Q90). Taki wyboru kwantyli jest często spotykany w literaturze. Takie same kwantyle analizowali m.in. Leping (2005), Newell i Socha (2005), Melly (2005) czy Papapetrou (2006). Wykonano oszacowania zarówno dla całej próby, uwzględniając zmienną dla płci, jak i osobno dla kobiet i dla mężczyzn.

$$Q_{\tau}(Y_i|X) = X_i\beta_{\tau} + \text{sektor}_i\chi_{\tau} + \varepsilon_i \quad (4)$$

gdzie:

Y_i – zmienna objaśniana – logarytm naturalny wynagrodzenia zasadniczego za godzinę, dla pracownika i ;

X_i – wektor zmiennych objaśniających dla pracownika i , zawierający zmienne: *płeć, wiek, wiek², staż pracy, wielkość miejsca zatrudnienia, wymiar zatrudnienia, wielka grupa zawodowa (G)*, oraz dla kolejnych *poziomów wykształcenia (edu)*;

sektor_i – zmienna objaśniana *sektor* dla pracownika i ;

β_{τ} , χ_{τ} – wektory estymowanych parametrów;

ε_i – błąd losowy dla pracownika i .

Model ten również może wskazywać błędne wyniki ze względu na występowanie problemu selekcji. W celu uzyskania nieobciążonych oszacowań wykorzystano podejście *à la* Heckman zaproponowane w artykule Buchinsky (2001). Oznacza to, że do równań szacowanych za pomocą regresji kwantylowych dodano odwrócone ilorazy Millsa. W Tabeli 4 przedstawiono wartości oszacowań parametrów dla różnych kwantyli rozkładu wynagrodzeń. W kolumnie pierwszej w celu porównawczym znajdują się oszacowania otrzymane przy wykorzystaniu MNK z poprawką na problem selekcji, a w kolejnych kolumnach regresji kwantylowej.

Tabela 4. Oszacowania parametrów modeli z uwzględnieniem problemu selekcji

Zmienna	Heckman	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
sektor	0,097 *	0,009 *	0,062 *	0,092 *	0,126 *	0,157 *
kobieta	-0,160 *	-0,113 *	-0,140 *	-0,201 *	-0,221 *	-0,232 *
wiek	0,034 *	0,001 *	0,013 *	0,021 *	0,030 *	0,040 *
wiek2	0,000 *	0,000 *	0,000 *	0,000 *	0,000 *	0,000 *
staż	0,007 *	-0,004 *	0,001 *	0,002 *	0,003 *	0,004 *
G1	0,808 *	0,631 *	0,655 *	0,857 *	1,040 *	1,198 *
G2	0,463 *	0,328 *	0,420 *	0,546 *	0,624 *	0,647 *
G3	0,299 *	0,229 *	0,267 *	0,343 *	0,400 *	0,423 *
G4	0,157 *	0,193 *	0,186 *	0,247 *	0,289 *	0,299 *
G5	-0,008 *	0,192 *	0,119 *	0,130 *	0,118 *	0,074 *
G6	0,081 *	0,085 *	0,053 *	0,091 *	0,191 *	0,325 *
G7	0,115 *	0,257 *	0,191 *	0,265 *	0,287 *	0,219 *
G8	0,085 *	0,211 *	0,158 *	0,221 *	0,240 *	0,200 *
duzaF	0,129 *	0,046 *	0,071 *	0,062 *	0,067 *	0,086 *
part	0,003 *	-0,078 *	-0,022 *	0,029 *	0,060 *	0,076 *
edu1	0,395 *	-0,033 *	0,148 *	0,112 *	0,191 *	0,379 *
edu2	0,434 *	0,070 *	0,229 *	0,329 *	0,424 *	0,515 *
edu3	0,286 *	0,040 *	0,129 *	0,182 *	0,243 *	0,324 *
edu4	0,125 *	-0,019 *	0,015 *	0,028 *	0,062 *	0,114 *
edu5	0,090 *	0,008 *	0,037 *	0,057 *	0,074 *	0,102 *
edu6	0,103 *	0,028 *	0,061 *	0,090 *	0,119 *	0,147 *
edu7	0,017 *	0,011 *	0,007 *	0,007 *	0,010 *	0,015 *
edu8	0,129 *	0,010 *	0,047 *	0,057 *	0,092 *	0,122 *
lambda	0,280 *	0,308 *	0,183 *	0,191 *	0,128 *	0,039 *
stała	1,531 *	1,772 *	1,629 *	1,596 *	1,572 *	1,603 *

* oznacza istotność parametru na poziomie istotności 5%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

W kolejnym kroku analizy, sugerując się badaniem Lepinga (2005), oszacowano regresje kwantylowe, osobno dla kobiet i mężczyzn. Postać równania wyglądała tak samo, jak przedstawiono równaniem (4). W Tabeli 5 zaprezentowano zbiorcze oszacowania parametrów dla kolejnych kwantyli w podziale na płeć.

Tabela 5. Oszacowania parametrów osobno dla kobiet i mężczyzn

Zmien- -na	Q10		Q25		Q50		Q75		Q90	
	K	M	K	M	K	M	K	M	K	M
sektor	-0,010*	0,028*	0,051*	0,067*	0,086*	0,088*	0,142*	0,109*	0,199*	0,133*
wiek	-0,014*	0,003*	-0,009*	0,015*	0,003*	0,029*	0,017*	0,041*	0,034*	0,047*
wiek2	0,000*	0,000*	0,000	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*	0,000*
staż	-0,015*	-0,001*	-0,013*	0,006*	-0,009*	0,008*	-0,005*	0,009*	0,000	0,010*
G1	0,884*	0,593*	0,917*	0,673*	1,029*	0,857*	1,104*	1,028*	1,156*	1,191*
G2	0,339*	0,286*	0,424*	0,427*	0,554*	0,562*	0,639*	0,627*	0,669*	0,648*
G3	0,301*	0,177*	0,345*	0,243*	0,409*	0,326*	0,458*	0,362*	0,465*	0,379*
G4	0,290*	0,123*	0,313*	0,101*	0,371*	0,147*	0,405*	0,146*	0,393*	0,126*
G5	0,432*	0,099*	0,379*	-0,005	0,341*	-0,025*	0,269*	-0,06*	0,151*	-0,079*
G6	0,081*	0,033*	0,039*	0,033*	0,088*	0,090*	0,213*	0,168*	0,303*	0,337*
G7	0,462*	0,195*	0,394*	0,126*	0,370*	0,185*	0,315*	0,160*	0,186*	0,101*
G8	0,404*	0,141*	0,371*	0,086*	0,397*	0,136*	0,336*	0,127*	0,233*	0,092*
duzaF	0,018*	0,065*	0,024*	0,113*	0,017*	0,112*	0,032*	0,101*	0,073*	0,101*
part	-0,138*	-0,127*	-0,098*	-0,047*	-0,034*	0,021*	0,025*	0,056*	0,055*	0,029*
edu1	-0,336*	-0,009	-0,215*	0,167*	-0,146*	0,154*	0,026*	0,292*	0,348*	0,451*
edu2	-0,166*	0,069*	-0,067*	0,248*	0,094*	0,359*	0,276*	0,462*	0,463*	0,536*
edu3	-0,095*	0,058*	-0,062*	0,169*	0,019*	0,241*	0,122*	0,301*	0,262*	0,375*
edu4	-0,131*	-0,007	-0,132*	0,053*	-0,099*	0,085*	-0,029*	0,128*	0,073*	0,152*
edu5	-0,047*	0,016*	-0,051*	0,060*	-0,033*	0,095*	0,003*	0,119*	0,049*	0,142*
edu6	0,009*	0,024*	0,009*	0,053*	0,052*	0,093*	0,091*	0,117*	0,130*	0,138*
edu7	0,003	0,014*	0,003	0,009*	-0,006*	0,010*	-0,010*	0,019*	-0,011*	0,026*
edu8	-0,021*	0,007	-0,006	0,045*	0,075*	0,077*	0,142*	0,101*	0,268*	0,103*
lambda	0,921*	0,379*	0,908*	0,146*	0,794*	0,073*	0,536*	-0,082*	0,166*	-0,234*
stała	1,804*	1,771*	1,735*	1,629*	1,602*	1,474*	1,514*	1,478*	1,419*	1,603*

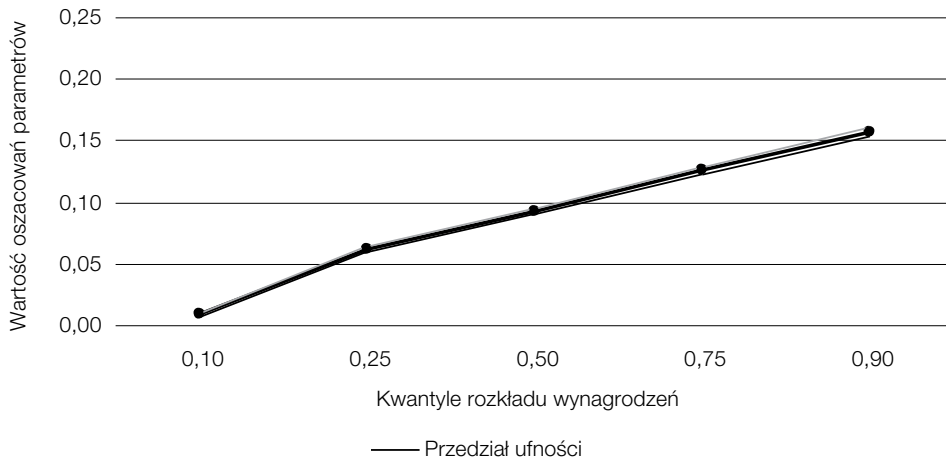
* oznacza istotność parametru na poziomie istotności 5%.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

Większość parametrów w równaniu płac w kolejnych modelach była istotna, jednak wystąpiły pewne opisane dalej wyjątki. Dopasowanie modeli jest satysfakcjonujące. Pracownikiem odniesienia w modelach dla całej próby jest mężczyzna, pracujący w sektorze publicznym, należący do grupy zawodów *Pracownicy przy pracach prostych*, zatrudniony w niedużej firmie (zatrudniającej do 250 osób), pracujący na pełen etat, o poziomie wykształcenia *Podstawowe i niepełne podstawowe*.

Międzysektorowe zróżnicowanie wynagrodzeń stanowi główny obszar zainteresowania. Z tego powodu, w pierwszej kolejności interpretacji poddano osza-

cowania parametrów otrzymanych dla zmiennej *sektor*. Na Rycinie 3 pokazano wartości oszacowań parametrów regresji kwantylowej dla zmiennej *sektor*.

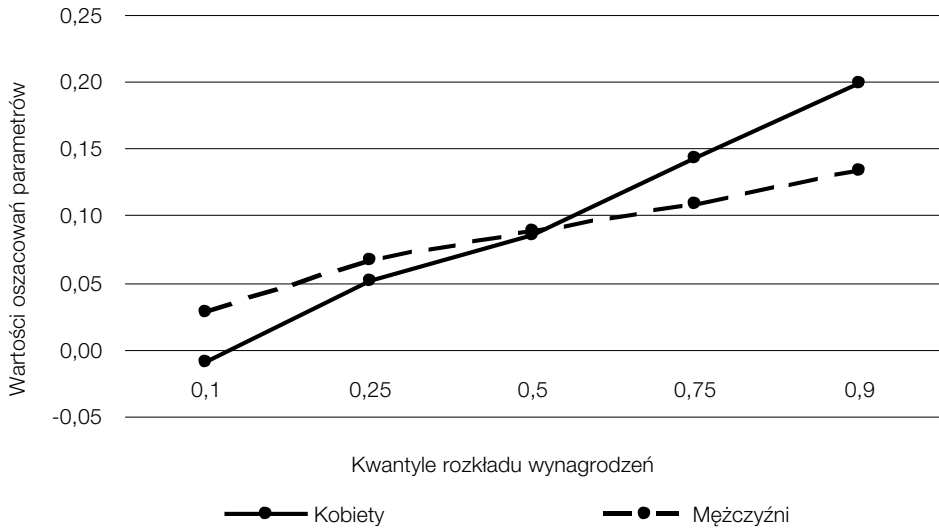


Rycina 3. Wartości oszacowań parametrów z regresji kwantylowych dla zmiennej sektor

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

Dla każdego kwantyla oszacowanie parametru dla zmiennej *sektor* było dodatnie i istotne statystycznie, co oznacza, że pracownicy sektora prywatnego w każdym z analizowanych punktów rozkładu zarabiali więcej niż pracownicy sektora publicznego. Międzysektorowe zróżnicowanie wynagrodzeń najniższe było dla 1. decyla i wynosiło 0,9%, dla 25. percentyla z kolei wynosiło 6,2%, dla mediany 9,2%, dla 75. percentyla 12,6%, a dla 9. decyla nawet 15,7%. Różnica w wynagrodzeniach wzrasta wzdłuż rozkładu wynagrodzeń. W dolnej części rozkładu różnica była ledwie widoczna, natomiast dla 9. decyla jest znaczna. Dla porównania oszacowanie współczynnika otrzymanego za pomocą regresji liniowej wynosiło 0,097, co oznacza, że pracownicy sektora prywatnego przeciętnie zarabiali o 9,7% więcej niż pracownicy sektora publicznego.

Dodatkowo, oszacowano regresje kwantylowe osobno dla kobiet i mężczyzn. Dzięki temu możliwe było porównanie międzysektorowego zróżnicowania wynagrodzeń ze względu na płeć. Wartości oszacowań parametrów dla zmiennej *sektor* z regresji kwantylowych przedstawiono na Rycinie 4.

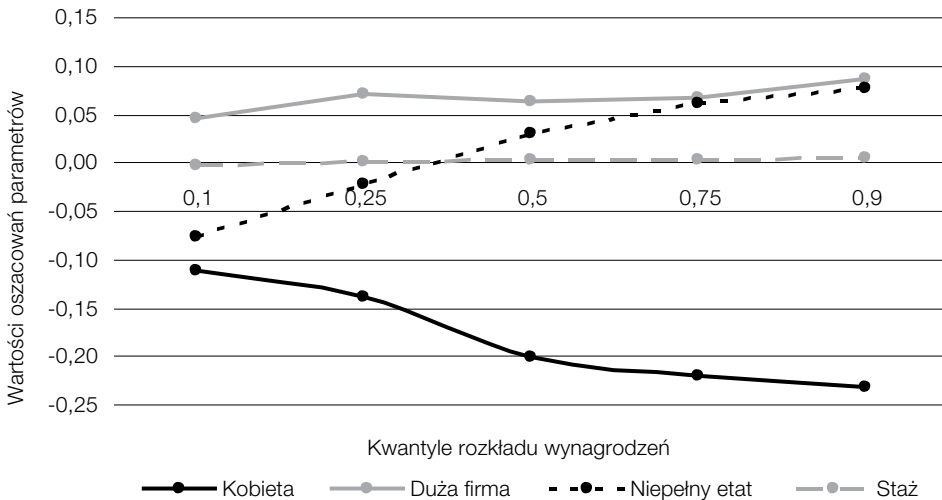


Rycina 4. Wartości oszacowań parametrów z regresji kwantylowych dla zmiennej sektor, osobno dla kobiet i mężczyzn

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

Ponownie parametr przy zmiennej *sektor* we wszystkich tych regresjach był istotny. Nie wszystkie wartości oszacowań były dodatnie. Wyjątek stanowiła wartość dla 1. decyla wśród kobiet. Oznacza to, że 1. decyl rozkładu wynagrodzeń dla kobiet był niższy wśród pracowników sektora prywatnego niż sektora publicznego. Kobiety w dolnym ogonie rozkładu wynagrodzeń zarabiały mniej w sektorze prywatnym niż w publicznym, ale jedynie o 1%; wartość tej różnicy była istotna statystycznie. Międzysektorowa luka w wynagrodzeniach ma bardziej złożony charakter, niż sugerowałyby wyniki otrzymane jedynie za pomocą regresji liniowych. Zależność rozmiaru luki od kwantyla nie jest płaska, co widać zwłaszcza dla kobiet, rośnie w górę rozkładu wynagrodzeń. W przypadku kobiet zależność jest bardziej stroma. Wartości różnic międzysektorowych w wynagrodzeniach dla kobiet przyjmowały wartości od ujemnej dla Q10, równej -1%, do dodatnich, dla Q25 różnica wynosiła już 5,1%, po czym rosła wraz z kwantylem, aż do wartości 19,9% dla Q90. Natomiast wśród mężczyzn różnice te były mniej zdywersyfikowane i wynosiły od 2,8% dla Q10 do 13,3% dla Q90. Oznacza to, że w dolnej części rozkładu wynagrodzeń to mężczyźni bardziej korzystali z faktu zatrudnienia w sektorze prywatnym, zaś w górnej części rozkładu wynagrodzeń to kobiety odnosiły większą korzyść z zatrudnienia w sektorze prywatnym. Warto zauważyć, że mediany wynagrodzeń zarówno dla kobiet, jak i dla mężczyzn zatrudnionych w sektorze prywatnym były wyższe o niecałe 9%. Dla porównania, oszacowania otrzymane za pomocą MNK sugerują, że tak kobiety, jak i mężczyźni średnio w 2012 roku zarabiali więcej o niecałe 10% w sektorze prywatnym niż publicz-

nym. Już na tym etapie widać, że wyniki otrzymane przy zastosowaniu MNK upraszczają nieco rzeczywistość. Na Rycinie 5 przedstawiono wartości oszacowań parametrów dla pozostałych zmiennych objaśniających.



Rycina 5. Wartości oszacowań parametrów z regresji kwantylowych dla zmiennych: płeć, staż pracy, wielkość miejsca zatrudnienia, wymiar zatrudnienia

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

W 2012 roku w Polsce dodatkowy rok doświadczenia powodował średnio wzrost wynagrodzeń o 0,1%. Jednak oszacowanie dla 1. decyla rozkładu było ujemne, co oznacza, że w dolnej części rozkładu dodatkowy rok stażu wpływał negatywnie na wynagrodzenia. Natomiast już od Q25 w górę rozkładu oszacowania były dodatnie. Zatem można by wyciągnąć wniosek, że generalnie staż pracownika ma pozytywny wpływ na otrzymywane przez niego wynagrodzenia. Jednak, patrząc na wartości oszacowań zawarte w Tabeli 5, okazuje się to nieprawdą dla kobiet. Oszacowania parametrów dla zmiennej *staż* otrzymane za pomocą regresji kwantylowych w podpróbie kobiet są ujemne dla kwantyli od Q10 do Q75, a dla Q90 zmienna ta jest nieistotna. Oznacza to, że kobiety tracą na dodatkowym roku pracy u obecnego pracodawcy. Dla mężczyzn zależność ta przedstawia się jak w przypadku całej próby.

Kolejne dwie zmienne, dla których oszacowania poddano interpretacji, to *wielkość miejsca zatrudnienia* oraz *wymiar zatrudnienia*. Pierwsza z nich miała pozytywny wpływ na wysokość wynagrodzeń w każdym punkcie ich rozkładu. Dodatkowo, można zauważyć, że wpływ ten był w każdym z tych punktów podobny. Kwantyle wynagrodzeń osób zatrudnionych w dużych firmach były wyższe od około 4,6% do około 8,6%. Dla porównania średnie wynagrodzenia osób zatrudnionych w dużych firmach były o około 6,6% wyższe niż osób zatrudnio-

nych w małych firmach. Z kolei wpływ zatrudnienia na niepełen etat był różny dla różnych kwantyli. Dla kwantyla Q10 oraz Q25 różnica była ujemna i wynosiła, odpowiednio, -7,8% oraz -2,2%, natomiast dla wyższych kwantyli była już dodatnia i rosła wraz z rozkładem od 3,9% do 7,6%. Poruszając ponownie kwestię płci, można zauważyć, że w każdym punkcie rozkładu kobiety otrzymywały niższe wynagrodzenia, a różnica ta pogłębiała się wraz z przejściem w górę rozkładu.

Wartości oszacowań parametrów dla kolejnych wielkich grup zawodów były dodatnie. Oznacza to, że pracownicy zatrudnieni w każdej z grup mieli wyższe wynagrodzenie niż pracownicy zatrudnieni w grupie bazowej (pracownicy zatrudnieni przy pracach prostych). Zróżnicowanie kwantyli wynagrodzeń pomiędzy daną grupą a grupą bazową rosło w górę rozkładu. Jediną grupą, dla której zróżnicowanie kwantyli spadało wraz z rozkładem, była grupa *Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy*. Korzyść z zatrudnienia w tej grupie była wyższa w przypadku pracowników otrzymujących niższe wynagrodzenia (z dolnej części rozkładu) niż dla tych, którzy otrzymywali wyższe wynagrodzenie. Dla kilku grup, takich jak *Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy* oraz *Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń*, przewaga w wynagrodzeniach nad pracownikami grupy *Pracownicy prac prostych* była raz wyższa, a raz niższa w zależności od kwantyla. Dwie grupy wyróżniały się, mianowicie *Przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy* oraz *Specjaliści*. Wartości ich wynagrodzeń w kolejnych kwantylach rozkładu były zdecydowanie wyższe niż dla pracowników grupy bazowej, zaś różnice między wartościami wynagrodzeń pracowników tych grup a grupy odniesienia też wyraźnie rosły w prawą stronę rozkładu.

Zależność wynagrodzeń od poziomu wykształcenia była bardziej skomplikowana. Nie wszystkie wartości oszacowań były dodatnie. Dla regresji kwantylowej dla Q10 oszacowania parametrów zarówno dla zmiennej *Wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora*, jak i dla zmiennej *Policealne* były ujemne i istotne statystycznie. Oznacza to, że 1. decyl wynagrodzeń, dla pracowników o tych poziomach wykształcenia, był dla nich niższy niż 1. decyl pracowników o bazowym poziomie wykształcenia (wykształcenie *Podstawowe i niepełne podstawowe*). Z kolei w tej samej regresji (dla Q10 dla całej próby) parametr przy zmiennej *Gimnazjalne* był nieistotny. Pozostałe wartości oszacowań były istotne i dodatnie. Dla pracowników o poziomie wykształcenia *Zasadnicze zawodowe* kwantyle wynagrodzeń były nieco wyższe niż dla pracowników o bazowym poziomie wykształcenia, jednak niezależnie od kwantyla ta nadwyżka była dosyć stała, wahała się od 0,7% do 1,5%. W przypadku kolejnych poziomów wykształcenia pracownicy odnosili coraz większą korzyść z posiadanego wykształcenia wraz z wyższą wartością kwantyla. Zdecydowanie największe korzyści odnosili pracownicy, którzy zdobyli poziom wykształcenia *Wyższe z tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym*. Dla tych osób już 1. decyl wynagrodzenia był wyższy o 7%, natomiast 9. decyl był wyższy o 51,5%.

4.1.3. Dekompozycja zróżnicowania wynagrodzeń

W końcowym etapie analiz przeprowadzono dekompozycję Oaxaci–Blindera. Jej celem było określenie, jaka część w różnicy między średnimi wynagrodzeniami w sektorach wynika z różnych cech osób zatrudnionych w tych sektorach, a jaka pozostaje niewyjaśniona. Metoda ta opiera się na kombinacji regresji liniowych, szacowanych osobno dla dwóch podgrup, w tym przypadku dla pracowników sektora publicznego i prywatnego. Szacowane równanie miało postać równania (1), gdzie D było różnicą w średnich logarytmach wynagrodzeń pracowników zatrudnionych w sektorze publicznym i prywatnym. Następnie wykonano dekompozycję osobno dla kobiet i dla mężczyzn, jej wyniki także przedstawiono w Tabeli 6.

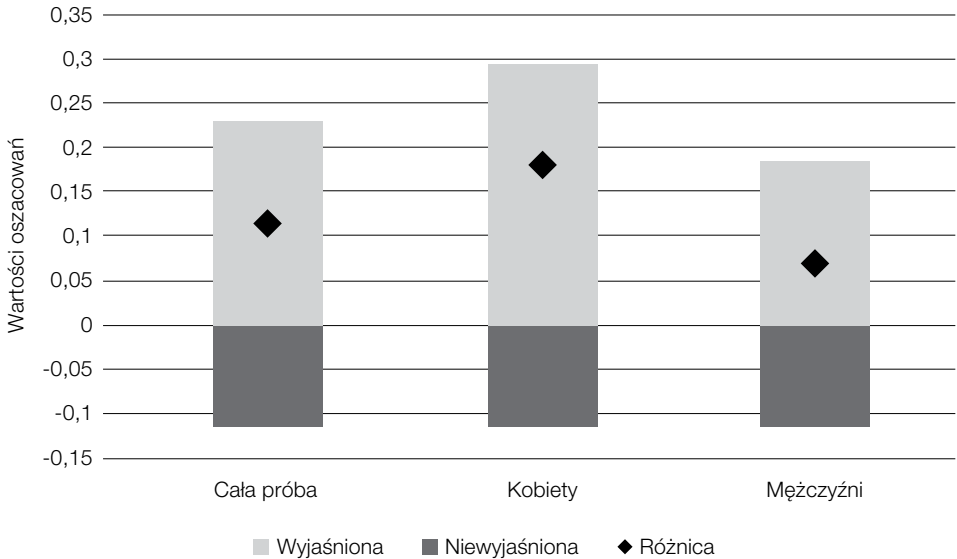
Tabela 6. Oszacowania parametrów dwuczynnikowej dekompozycji Oaxaci–Blindera

	Współczynniki		
	Cała próba	Kobiety	Mężczyźni
Sektor publiczny	2,78124	2,78224	2,77906
Sektor prywatny	2,66575	2,60182	2,70957
Różnica	0,11549	0,18043	0,06949
Wyjaśniona	0,22877	0,2946	0,18348
Niewyjaśniona	-0,11328	-0,11418	-0,11399

Źródło: obliczenia własne.

Wartości różnic w średnich logarytmach wynagrodzeń między sektorami ważyły się od 0,07 dla mężczyzn do 0,18 dla kobiet. Wartości komponentu wyjaśnionego dekompozycji we wszystkich trzech przypadkach były dodatnie i większe od wartości różnicy. Jego wartość dla całej próby wynosiła 0,23. Wartość ta odzwierciedla średni wzrost wynagrodzeń pracowników sektora prywatnego, gdyby mieli oni takie same charakterystyki jak pracownicy sektora publicznego. Oznacza to, że gdyby osoby zatrudnione w sektorze prywatnym charakteryzowały się takimi samymi cechami jak osoby z sektora publicznego, ich wynagrodzenia byłyby jeszcze wyższe, a różnica jeszcze większa. To samo dotyczy się zarówno kobiet, jak i mężczyzn, przy czym wśród kobiet ten wzrost byłby znacznie większy. Dla kobiet wyjaśniona część dekompozycji jest równa około 1,5 razy różnicy w średnich logarytmach między sektorami. Również dla mężczyzn prawdą jest, że wyjaśniona część różnicy odpowiada za ponad 100% międzysektorowej różnicy w wynagrodzeniach. Z kolei wartości niewyjaśnionego czynnika dekompozycji w każdym z trzech przypadków były ujemne, a co do wartości bezwzględnej około 2 razy mniejsze od wartości czynnika wyjaśnionego. Co ciekawe wartości te, w przeciwieństwie do wartości pierwszego komponentu dekompozycji, były podobne dla kobiet i dla mężczyzn. We wszystkich trzech przypadkach w przybliżeniu wynosiły -0,11. Wartości oszacowane dla drugiej części dekompozycji określają zmianę

w średnich płacach pracowników sektora prywatnego, gdyby byli tak samo wynagradzani za swoje cechy jak pracownicy sektora publicznego. Otrzymane ujemne wartości świadczą o tym, że w takiej sytuacji pracownicy sektora prywatnego straciliby i ich średnie wynagrodzenia byłyby niższe.



Rycina 6. Wartości oszacowań czynników dekompozycji Oaxaci-Blindera

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BSW 2012.

5. Zakończenie

W artykule analizie poddano wynagrodzenia Polaków zatrudnionych w firmach zatrudniających dziewięciu i więcej pracowników w 2012 roku. Głównym celem było zbadanie zróżnicowania wynagrodzeń między sektorem prywatnym a publicznym. Podstawową metodą wykorzystaną w pracy była regresja kwantylowa. Dzięki niej możliwe było określenie różnic w wynagrodzeniach oraz jej zależność od punktu w rozkładzie wynagrodzeń. Wykorzystano również dekompozycję Oaxaci-Blindera w celu określenia, czy różnice w wynagrodzeniach, które występują między pracownikami sektorów, wynikają z różnych charakterystyk pracowników w tych sektorach czy z różnych sposobów wynagradzania tych charakterystyk.

Potwierdzono, że wyższe wynagrodzenia otrzymywali pracownicy sektora prywatnego, zarówno średnie, jak i w poszczególnych kwantylach rozkładu. Ukazano pozytywną zależność między różnicą wynagrodzeń a wartością kwantyla rozkładu. Obie te zależności były również prawdziwe w przypadku szacowania modeli tylko dla mężczyzn. W przypadku kobiet okazało się, że dla 1. decyla wynagrodzeń korzyść związana jest z zatrudnieniem w sektorze publicznym, jednak

dla wyższych kwantyli bardziej opłacalne było zatrudnienie w sektorze prywatnym. Różnice w wynagrodzeniach dla zmiennej *sektor*, w zależności od kwantyla, wahały się od -1% do prawie 20%, a dla średniej wynosiły około 10%. Pokazano również, że w każdym punkcie rozkładu wynagrodzenia były niższe dla kobiet niż dla mężczyzn, tak samo jak dla średniej.

Podobnie jak w literaturze pokazano wpływ poszczególnych charakterystyk na wynagrodzenia. Zależność wynagrodzeń od długości stażu u obecnego pracodawcy okazała się skomplikowana. Prawie w każdym punkcie rozkładu posiadanie każdego z poziomów wykształcenia w porównaniu z najniższym powodowało wyższe wynagrodzenia pracowników. Osoby zatrudnione w każdej z wielkich grup zawodów w zestawieniu z pracownikami grupy *Pracownicy przy pracach prostych* mieli wyższe wynagrodzenia w każdym punkcie rozkładu. Jest to zgodne z wynikami otrzymanymi przez Weisberga i Sochę (2002).

Na podstawie otrzymanych wyników można też stwierdzić, że zależność wynagrodzeń od poszczególnych cech pracowników była inna dla kobiet niż dla mężczyzn. W większości przypadków otrzymane zależności dla mężczyzn były zbliżone do wartości otrzymanych w przypadku szacowania dla całej próby. Dla kobiet zależności wyglądały nieco inaczej. Potwierdziło to zasadność przeprowadzania badania osobno dla osób o różnej płci.

Dodatkowo, co istotne w świetle niniejszej pracy, pokazano zasadność stosowania regresji kwantylowej. Przykładem był przypadek, gdy analizowano oszacowania parametrów otrzymane dla kobiet dla zmiennej *sektor* dla poszczególnych kwantyli oraz dla średniej. Oszacowania dla poszczególnych kwantyli były bardzo zróżnicowane, różniły się nawet znakiem. Dzięki zastosowaniu dekompozycji Oaxaci–Blindera pokazano, że czynnik dotyczący różnic w charakterystykach pracowników w różnych sektorach odpowiada za 2/3 różnicy międzysektorowej.

Otrzymane wyniki są spójne z przytoczoną literaturą. W odniesieniu do podstawowej zmiennej analizowanej w pracy wyciągnięte wnioski są zbliżone do tych otrzymanych przez Lepinga (2005). Przede wszystkim, tak jak w Estonii w 2003 roku, również w Polsce w 2012 roku pracownicy korzystali z pracy w sektorze prywatnym w porównaniu z publicznym, a korzyść ta była tym większa, im w wyższej grupie wynagrodzeń się znajdowali. Tak samo jak u Lepinga (2005) międzysektorowe zróżnicowanie wynagrodzeń też było większe dla kobiet niż dla mężczyzn, zwłaszcza w górnej części rozkładu. Potwierdzono wynik otrzymany przez Weisberga i Sochę (2002) o wyższych wynagrodzeniach wśród pracowników sektora prywatnego. Wynagrodzenia mężczyzn były wyższe niż kobiet, tak samo jak u Majchrowskiej *et al.* (2014). Zauważony pozytywny wpływ na wynagrodzenia zatrudnienia w dużej firmie również potwierdza wyniki otrzymane przez Weisberga i Sochę (2002). Z kolei oszacowania otrzymane w dekompozycji Oaxaci–Blindera są zbliżone do tych otrzymanych przez Melly’ego (2005), ale jedynie dla mężczyzn. Dla kobiet oba czynniki dekompozycji miały dodatni znak.

Przeprowadzone w niniejszej pracy analizy pozwoliły dosyć wyczerpująco zbadać zróżnicowanie wynagrodzeń w zależności od pewnych cech, przede wszystkim od sektora zatrudnienia. Jednak analizy te można rozszerzyć. Po pierwsze, można dodać kolejne zmienne do równania płacy. Między innymi za przykładem Papapetrou (2006) można dodać zmienną określającą stan cywilny pracownika lub liczbę dzieci. Po drugie, można rozszerzyć zakres wykorzystanych narzędzi. Jak zauważył Melly (2005), dekompozycja Oaxaci–Blindera nie jest pozbawiona wad. Jest to metoda dostosowana do analizy różnic dla średnich. Zasadne jest wykorzystanie dekompozycji dla kwantyli wynagrodzeń, np. dekompozycji Machado–Maty. Ich wykorzystanie jest trudne ze względu na dużą złożoność obliczeniową i czasochłonność wykonywanych obliczeń.

Bibliografia

- Adamchik, Vera, A. i Arjun S. Bedi. 2000. „Wage differentials between the public and the private sectors: evidence from an economy in transition”. *Labour Economics* 7 (2): 203–224.
- Azam, Mehtabul i Niskih Prakash. 2010. „A distributional analysis of the public-private wage differential in India”. *IZA Discussion Paper* 5132.
- Buchinsky, Moshe. 2001. „Quantile regression with sample selectio: Estimating women’s return to education in the US”. *Empirical Economics* 26: 87–113.
- Blinder, A.S. (1973), „Wage discrimination: reduced form and structural estimates”. *Journal of Human Resources*, 8 (4): 436–455.
- Grotkowska, Gabriela i Leszek Wincenciak. 2014. „Public sector wage premium in Poland: can it be explained by structural differences in employment?” *Ekonomia* 38: 47–72.
- Koenker, Roger W. i Gilbert Bassett. 1978. „Regression quantiles”. *Econometrica* 46 (1): 33–50.
- Koenker, Roger W. 2000. „Galton, Edgeworth, Firsich, and prospects for quantile regression in econometrics”. *Journal of Econometrics* 95 (2): 347–374.
- Leping, Kristjan-Olari. 2005. „Public-private sector wage differential in Estonia: evidence from quantile regression”. *University of Tartu, Faculty of Economics and Business Administration* 39.
- Majchrowska, Aleksandra, Paweł Strawiński, Karolina Konopczak i Agnieszka Skierska. 2014. „Why are women paid less than men? An investigation into gender wage gap in Poland”. *Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw, Working Papers* 31 (148).
- Melly, Blaise. 2005. „Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regression”. *Empirical Economics* 30: 505–520.
- Mincer, Jacob. 1974. „Schooling, experience and earnings”. *National Bureau of Economic Research*.

- Morikawa, Masayuki. 2014. „A comparison of the wage structure between the public and private sectors in Japan”. *CAMA Working Paper* 67.
- Mueller, Richard, E. 1998. „Public-private sector wage differentials in Canada: evidence from quantile reregressions”. *Economics Letters* 60: 229–235.
- Newell, Andrew i Mieczysław W. Socha. 2005. „The distribution of wages in Poland, 1992–2002”. *IZA Discussion Paper* 1485.
- Newell, Andrew i Mieczysław W. Socha. 2007. „The Polish wage inequality explosion”. *IZA Discussion Paper* 2644.
- Oaxaca, R.L. 1973. „Male–female wage differentials in urban labor markets”. *International Economic Review* 14 (3): 693–709.
- Panizza, Ugo i Christine Zhen-Wei Qiang. 2005. „Public-private wage differential and gender gap in Latin America: Spoiled bureaucrats and exploited women”. *The Journal of Socio-Economics* 34: 810–833.
- Papapetrou, Evangelia. 2006. „The unequal distribution of the public-private sector wage gap in Greece: evidence from quantile regression”. *Applied Economics Letters* 13: 205–210.
- Poterba, James, M. i Kim S. Rueben. 1994. „The distribution of public sector wage premia: new evidence using quantile regression methods”. *NBER Working Paper Series* 4734.
- Roszkowska, Sylwia i Aleksandra Majchrowska. 2014. „Premia z kształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce”. *Materiały i Studia* 302.
- Socha, Mieczysław W. i Jacob Weisberg. 2002. „Labor market transition in Poland: changes in the public and private sectors”. *International Journal of Manpower* 23 (6): 553–577.
- Strawiński Paweł. 2015. „Krzyżowe porównanie danych o wynagrodzeniach z polskich badań przekrojowych”. *Bank i Kredyt* 46 (5): 433–462.
- Weisberg, Jacob i Mieczysław W. Socha. 2002. „Earnings in Poland: the private versus the public sector”. *Journal of Entrepreneurial Finance and Business Ventures* 7 (3): 17–38.

Public–private gap along the wage distribution in Poland

Abstract

In the paper, we examine the issue of public-private wage gap in Poland. The literature, in regards to the correlation of salaries and sector, brings contradictory evidences. The aim of the article is to explore the situation in Poland. Additionally, the gap was analyzed among the wage distribution. The quantile regression and the data from the Survey of Wages and Salaries in October 2012 were used. The results indicate that private sector employees received higher wages. According to Oaxaca–Blinder decomposition, the gap results mostly from the part that is explained by the differences in observed characteristics between workers.

Keywords: wages, private sector, public sector, quantile regression, Oaxaca–Blinder

JEL Codes: J31, J71, C81

DOI: 10.17451/eko/44/2016/181