

Materiały i Studia nr 302

Premia z wykształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce

Sylwia Roszkowska, Aleksandra Majchrowska



Materiały i Studia nr 302

Premia z wykształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce

Sylwia Roszkowska, Aleksandra Majchrowska

Sylwia Roszkowska – Instytut Ekonomiczny Narodowego Banku Polskiego i Katedra Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego; e-mail: sylwia.roszkowska@nbp.pl
Aleksandra Majchrowska – Instytut Ekonomiczny Narodowego Banku Polskiego i Katedra Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego; e-mail: arogut@uni.lodz.pl

Opracowanie wyraża wyłącznie poglądy autorek i nie powinno być utożsamiane z poglądami instytucji, w których pracują.

Druk:
NBP Printshop

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 653 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2014

Wstęp	5
1. Podstawy teoretyczne równania płac	7
2. Stopy zwrotu z wykształcenia w przekroju płci w Polsce – przegląd dotychczasowych badań	11
3. Dane	14
4. Wyniki analiz empirycznych równania płac w grupach kobiet i mężczyzn	26
Podsumowanie i wnioski	35
Bibliografia	38
Aneks	40

Streszczenie

Celem opracowania jest analiza różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce, ich zmian w latach 2004–2010, jak też oszacowanie premii z tytułu wykształcenia dla kobiet i mężczyzn oraz jej zmian w czasie.

Analizy prowadzone są na danych dotyczących przeciętnych miesięcznych wynagrodzeń brutto pochodzących ze sprawozdań składanych przez pracodawców zatrudniających co najmniej 10 pracowników.

Przeprowadzone badania wskazują, że chociaż przeciętne wygrodenia kobiet w Polsce są o kilkanaście procent niższe niż te, otrzymywane przez mężczyzn, to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o równości premii z tytułu wykształcenia kobiet i mężczyzn. Tym samym przeprowadzone analizy wskazują, że raczej nie można mówić o dyskryminacji płacowej kobiet na polskim rynku pracy ze względu na poziom wykształcenia. Niższe przeciętne wynagrodzenia kobiet są wynikiem różnej struktury zatrudnienia. Kobiety w większym stopniu niż mężczyźni pracują w zawodach niżej opłacanych, ale dających większą stabilność zatrudnienia. Ponadto przerwy związane z macierzyństwem oraz większa konieczność łączenia życia zawodowego z opieką nad dziećmi powoduje niższe inwestycje w siebie podczas życia zawodowego. Z tego samego powodu kobiety rzadziej decydują się na przejście na stanowiska kierownicze, związane z wyższymi zarobkami, ale wymagające większego zaangażowania czasowego.

Słowa kluczowe: stopa zwrotu z wykształcenia, płace, dyskryminacja, rynek pracy

JEL: E24, J31,

Wstęp

Celem opracowania jest analiza różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce, ich zmian w latach 2004–2010, jak też oszacowanie premii z tytułu wykształcenia dla kobiet i mężczyzn oraz jej zmian w czasie.

Analizy tych zależności na polskim rynku pracy nie są nowe, jednakże dotychczasowe prowadzone były w większości z wykorzystaniem danych pochodzących z badań ankietowych, opartych na danych dotyczących wynagrodzeń deklarowanych przez respondentów. W poniższym opracowaniu szacunki parametrów równania płac oparte są na danych pochodzących ze sprawozdań pracodawców, są to faktyczne wynagrodzenia otrzymywane przez osoby pracujące w jednostkach zatrudniających powyżej 9 pracowników.

Opracowanie podejmuje temat obserwowanych różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce. Dane statystyczne wskazują, że przeciętne wynagrodzenie kobiet w Polsce jest o kilkanaście procent niższe niż w przypadku mężczyzn. W debacie publicznej pojawia się tym samym pytanie, czy kobiety w Polsce są dyskryminowane pod względem płacowym. Polska ratyfikowała konwencję Międzynarodowej Organizacji Pracy (*International Labour Organisation*, ILO) dotyczącą jednakowego wynagrodzenia dla pracujących mężczyzn i kobiet za pracę jednakowej wartości¹. Artykuł 2 tej konwencji wskazuje, że *„Każdy Członek powinien popierać, za pomocą środków dostosowanych do obowiązujących metod ustalania stawek wynagrodzenia i o ile jest to zgodne z tymi metodami, zapewniać stosowanie do wszystkich pracowników zasady jednakowego wynagrodzenia pracujących kobiet i mężczyzn za pracę jednakowej wartości”*. Jednocześnie artykuł 3 dodaje, że *„Nie należy uważać za sprzeczne z zasadą jednakowego wynagrodzenia pracujących mężczyzn i kobiet za pracę jednakowej wartości różnic pomiędzy stawkami wynagrodzenia, które odpowiadają bez względu na płeć pracowników różnicom wynikającym z tego rodzaju obiektywnej oceny wykonywanych prac”*. Oznacza to, że nie każde różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn muszą oznaczać dyskryminację ze względu na płeć.

¹ <http://www.mop.pl/doc/html/konwencje/k100.html>

Zapis dotyczący równego traktowania kobiet i mężczyzn na rynku pracy znajduje się również w polskim Kodeksie Pracy (artykuł 18^{3a} § 1²). W szczególności podkreśla się, że: „Pracownicy mają prawo do jednakowego wynagrodzenia za jednakową pracę lub za pracę o jednakowej wartości³”, przy czym „Pracami o jednakowej wartości są prace, których wykonywanie wymaga od pracowników porównywalnych kwalifikacji zawodowych, potwierdzonych dokumentami przewidzianymi w odrębnych przepisach lub praktyką i doświadczeniem zawodowym, a także porównywalnej odpowiedzialności i wysiłku⁴”. Tym samym również polski Kodeks Pracy wskazuje, że różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn nie muszą oznaczać dyskryminacji ze względu na płeć. Różnice te mogą być wynikiem zatrudnienia w różnych zawodach, sektorach, czy też na różnych stanowiskach. Ponadto, nawet w przypadku zatrudnienia kobiety i mężczyzny w tym samym zawodzie, sektorze i na tym samym stanowisku, różnice w wynagrodzeniach mogą być wynikiem różnic w stażu pracy i dotychczasowym przebiegu życia zawodowego. W poniższym opracowaniu podjęta zostanie próba odpowiedzi na pytanie czy i w jakim stopniu różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn na polskim rynku pracy są wynikiem dyskryminacji ze względu na płeć, a na ile wynikiem różnej struktury zatrudnienia.

Struktura opracowania jest następująca. W części pierwszej przedstawione zostały podstawy teoretyczne zależności pomiędzy płacami a wykształceniem i doświadczeniem zawodowym jednostek. Druga część zawiera omówienie dotychczasowych badań dla Polski. Część trzecia przedstawia wykorzystane dane statystyczne oraz omawia przyczyny zróżnicowania wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w Polsce. W części czwartej omówione zostały wyniki analiz empirycznych równania płac dla Polski w latach 2004–2010. Ostatnia część zawiera wnioski.

² Pracownicy powinni być równo traktowani w zakresie nawiązania i rozwiązania stosunku pracy, warunków zatrudnienia, awansowania oraz dostępu do szkolenia w celu podnoszenia kwalifikacji zawodowych, w szczególności bez względu na płeć, wiek, niepełnosprawność, rasę, religię, narodowość, przekonania polityczne, przynależność związkową, pochodzenie etniczne, wyznanie, orientację seksualną, a także bez względu na zatrudnienie na czas określony lub nieokreślony albo w pełnym lub w niepełnym wymiarze czasu pracy.

³ Artykuł 18^{3c} § 1 Kodeksu Pracy, <http://isap.sejm.gov.pl/DetailsServlet?id=WDU19740240141> (stan z dnia 13.09.2013)

⁴ Artykuł 18^{3c} § 1 Kodeksu Pracy, <http://isap.sejm.gov.pl/DetailsServlet?id=WDU19740240141> (stan z dnia 13.09.2013)

1. Podstawy teoretyczne równania płac

Analizy zależności pomiędzy poziomem płac a poziomem wykształcenia i zdobytym wykształceniem zawodowym dokonuje się na ogół w oparciu o równanie płac, którego pierwotna wersja została zaproponowana przez J. Mincera w 1958 r. (por. m.in. Mincer 1970). Analizując rozkłady dochodów ludności Mincer jako podstawowe czynniki wpływające na ten rozkład wskazał poziom wykształcenia (mierzony liczbą lat spędzonych w szkołach) oraz doświadczenie zawodowe pracowników (mierzone liczbą lat spędzonych w pracy).

W modelu Mincera przyjmuje się pewne założenia umożliwiające uzyskanie relatywnie prostego równania płac (por. Mincer, 1958; Mincer 1974; Cahuc, Zybelberg, 2005; Cichy 2005; Heckman, Lochner, Todd, 2006 oraz Roszkowska, Rogut, 2007). Zakłada się, że wszyscy pracownicy posiadają identyczne zdolności i tym samym równe szanse na podjęcie pracy w danym zawodzie. Jednak to, co różni zawody to wymagany okres nauki przed jej podjęciem. Ponieważ okres zarobkowania jest skończony⁵ to dodatkowy czas kształcenia zmniejsza długość okresu zarobkowania o taki sam czas, stąd też zawody związane z dłuższym okresem nauki wymagają skrócenia czasu zarobkowania. Przyjmuje się, że praca podejmowana jest po ukończeniu szkoły.

Dodatkowo zakłada się, że nie istnieją globalne zmiany wpływające na produktywność pracy. Zmiany produktywności pracy wynikają tylko ze wzrostu posiadanych przez pracowników umiejętności. Zawody wiążące się z dłuższym okresem kształcenia muszą zatem wiązać się z wyższymi zarobkami w przyszłości. Przyjmując założenie, że koszty inwestycji związanych z podniesieniem kwalifikacji można mierzyć wartością utraconych podczas kształcenia zarobków, jednostka podejmie kształcenie wówczas, gdy bieżąca wartość jej przyszłych zarobków przed podjęciem kształcenia zrówna się ze zdyskontowaną wartością zarobków uzyskanych po okresie kształcenia (Mincer, 1974). Zatem, istnieje taka stopa zwrotu z inwestycji w zasób kapitału ludzkiego, przy której jednostka jest obojętna wobec decyzji o podjęciu dodatkowego kształcenia lub podjęciu pracy zarobkowej.

⁵ Ograniczony wiekiem przejścia na emeryturę.

Racjonalnie zachowujący się podmiot zdecyduje się na dodatkowy rok kształcenia wtedy, gdy stopa zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki będzie większa od jego stopy dyskontowej (tj. stopy, którą jednostka dyskontuje swoje przyszłe zarobki). Stopę zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki można zatem mierzyć jako procentowy wzrost zarobków danej jednostki na skutek zwiększenia okresu kształcenia o rok.

Jak wspomniano wcześniej, pracownik podejmując decyzję o rozpoczęciu kolejnego roku kształcenia, dąży do maksymalizacji bieżącej wartości swoich łącznych dochodów uzyskanych po n latach kształcenia.

Równanie Mincera w najprostszej postaci można zatem zapisać jako (por. Mincer, 1974, 1997):

$$\ln(a_n) = \ln(a_0) + rn \quad (1),$$

gdzie:

$a_n > 0$ ($a_0 > 0$) – zarobki jednostki po n latach kształcenia formalnego (zarobki osoby bez wykształcenia);

$r > 0$ to stopa zwrotu z inwestycji w posiadany przez jednostkę zasób kapitału ludzkiego;

$n > 0$ to liczba lat kształcenia.

Równanie (1) pokazuje, iż procentowa zmiana zarobków jednostki jest wprost proporcjonalna do liczby lat kształcenia, przy czym stopa zwrotu z inwestycji jest współczynnikiem proporcjonalności.

Chociaż równanie Mincera w najprostszej postaci pozwala oszacować wpływ inwestycji poprzez naukę formalną na poziom zarobków to wydaje się, że trudno za wiarygodne uznać przyjęte założenie o braku edukacji po ukończeniu nauki w szkole. Brak dalszego kształcenia oznaczałby, iż wszystkie osoby z tym samym poziomem wykształcenia osiągałyby takie same zarobki w każdym okresie. W rzeczywistości jednostki inwestują w posiadany zasób kapitału ludzkiego również po ukończeniu okresu formalnego kształcenia w szkole.

Wyjściowe równanie Mincera można zmodyfikować wprowadzając do modelu zmienną opisującą kształtowanie się ponoszonych przez jednostkę inwestycji w kapitał ludzki podczas wykonywanej przez nią pracy zarobkowej. Taka modyfikacja pozwala również oszacować wpływ stopy zwrotu z inwestycji w

kapitał ludzki ponoszonych podczas okresu zarobkowania na poziom dochodów (Mincer, 1974). W rozszerzonej wersji modelu Mincera wprowadza się założenie, że ponoszone w trakcie pracy zawodowej inwestycje w kapitał ludzki maleją liniowo (por. Fallon, Verry, 1988; Mincer, 1997), a miarą inwestycji ponoszonych przez jednostkę w trakcie trwania pracy zawodowej jest staż pracy tj. liczba przepracowanych lat. Zatem podmiot wybierze taką liczbę lat kształcenia formalnego (n) i taką liczbę lat kształcenia podczas okresu zarobkowania (x), aby maksymalizować bieżącą wartość swoich życiowych dochodów (a_x):

$$a_x = a_n \exp \left\{ r \int_0^x h_t dt \right\} \quad (2),$$

co po zlogarytmowaniu, uwzględnieniu zależności (1) i przyjęciu liniowej funkcji stopy inwestycji postaci $h_t = h_0 - (h_0 / m) t$ (przy czym m to liczba lat pracy zawodowej, a h_0 to stopa inwestycji w roku rozpoczęcia pracy zawodowej) daje następującą wersję równania Mincera:

$$\ln(a_x) = \ln(a_0) + rn + rh_0 x - \frac{rh_0}{2m} x^2 \quad (3).$$

Powyższe równanie wskazuje, że zarobki danej jednostki będą tym wyższe, im wyższy poziom wykształcenia formalnego (liczba lat kształcenia n). Zarobki są nieliniową funkcją doświadczenia zawodowego x , co implikuje wzrost zarobków wraz ze wzrostem doświadczenia zawodowego, ale w coraz wolniejszym tempie (funkcja zarobków jest wklęsła względem doświadczenia zawodowego). Taki wynik jest rezultatem spadku opłacalności inwestycji w zasób kapitału ludzkiego wraz z wiekiem.

W kontekście analiz równania płac w przekroju płci warto wskazać na dwie główne różnice w zachowaniu kobiet i mężczyzn na rynku pracy, które wpływają na kształtowanie się płac (por. m.in. Mincer, Polachek, 1974, 1978; Polachek, 1981; Goldin, 1991; Mincer, 1993; Becker, 1962, 1993):

- i. nieciągłość inwestycji w kapitał ludzki (inwestycji głównie przez szkolenia w pracy) w grupie kobiet związana z macierzyństwem i opieką nad dziećmi;

-
- ii. przeciętnie krótszy czas przebywania kobiet na rynku pracy (ze względu na urlopy macierzyńskie) i wynikające z tego mniejsze inwestycje w siebie niż mężczyźni.

Można również wskazać na pewne słabości modelu Mincera. Po pierwsze, model ten nie uwzględnia innych, poza poziomem wykształcenia i doświadczeniem zawodowym, determinant płac. Ponadto, w rzeczywistości możliwe jest jednocześnie kształcenie się oraz zdobywanie doświadczenia zawodowego. Warto zauważyć, że jednocześnie odzwierciedlenie takiej sytuacji w danych makroekonomicznych jest praktycznie niemożliwe. Co więcej, trudno jest zgodzić się z tym, co sugeruje równanie (3), że rok kształcenia na poziomie podstawowym z taką samą siłą wpływa na poziom płac jak rok kształcenia na wyższym poziomie. W modelu tym nie uwzględnia się również zmian wykonywanego zawodu, po których to zmianach pracownicy zaczynają gromadzić nowe doświadczenia zawodowe. Mimo wspomnianych słabości, model Mincera jest wygodnym narzędziem do objaśniania różnic w płacach pomiędzy poszczególnymi grupami zawodowymi czy wiekowymi.

2. Stopy zwrotu z wykształcenia w przekroju płci w Polsce –przegląd dotychczasowych badań

Poniżej podjęto próbę omówienia dotychczasowych wyników badań dotyczących różnic w wynagrodzeniach i stopach zwrotu z edukacji pomiędzy kobietami i mężczyznami dla Polski. Wyniki uszeregowane są w kolejności chronologicznej, od najnowszych do najstarszych. Ze względu na wartość porównawczą wyników, skoncentrowano się na tych, opublikowanych po 2000 r.

Myck, Nicińska i Morawski (2009) do oszacowania stóp zwrotu z poszczególnych poziomów wykształcenia dla kobiet i mężczyzn wykorzystali mikrodane z Badań Budżetów Gospodarstw Domowych (BBGD) z 2005 r. Pokazali oni, że wyniki bardzo silnie zależą od rodzaju wykorzystanych danych. W zależności od tego, czy w równaniu płac zmienną objaśnianą jest poziom miesięcznych czy godzinowych stawek płac oraz czy są one podane brutto czy netto stopy zwrotu znacząco się różnią. Liczba przeciętnie przepracowanych godzin przez osoby z wyższym poziomem wykształcenia jest bowiem niższa niż wśród osób ze średnim i zawodowym poziomem edukacji. Uwzględnienie różnych stawek godzinowych brutto powoduje wzrost stóp zwrotu z wyższego wykształcenia z 6,7% do 9,7% w przypadku mężczyzn oraz z 8,0% do 13,4% dla kobiet. Ich wyniki są tym samym wyższe niż innych autorów, wykorzystujących wynagrodzenia miesięczne.

Strawiński (2008) analizował stopy zwrotu z edukacji na poziomie wyższym bazując również na mikrodanych pochodzących z Badań Budżetów Gospodarstw Domowych (BBGD). Jego wyniki wskazują, że w latach 1998–2004 wynagrodzenia kobiet z wykształceniem wyższym były ok 16–22% niższe niż wynagrodzenia mężczyzn z tym samym poziomem wykształcenia i zbliżonymi kwalifikacjami zawodowymi. Ponadto, premia za wykształcenie wyższe wzrosła w latach 1998–2004 zarówno dla kobiet, jak i mężczyzn. Wyniki powyższe potwierdzają wcześniejsze (Strawiński 2006), przeprowadzone na danych z Badań Budżetów Gospodarstw Domowych w 2000 r., które wskazywały, że wynagrodzenia kobiet *ceteris paribus* były ok 18% niższe niż wynagrodzenia mężczyzn.

Adamczyk, Jarecki (2008) policzyli stopy zwrotu z wykształcenia wyższego dla kobiet i mężczyzn bazując na danych pochodzących z badania Struktura wynagrodzeń według zawodów w latach 2002, 2004 i 2006. Wyniki wskazują, że stopy zwrotu z wykształcenia wyższego dla mężczyzn kształtowały się na poziomie ok. 14–16% i były istotnie wyższe niż w przypadku kobiet, dla których wynosiły od 7% do 12% w zależności od roku i typu posiadanego wykształcenia średniego (techniczne czy ogólnokształcące).

Dane pochodzące ze struktury wynagrodzeń według zawodów w 2001 i 2004 były również podstawą do oszacowania różnic w stopach zwrotu kobiet i mężczyzn w pracy Roszkowska, Rogut (2007). Ich wyniki wskazują, że w badanych latach premia zarówno z tytułu wyższego wykształcenia, jak i doświadczenia zawodowego, była *ceteris paribus* wyższa dla mężczyzn. W analizowanych latach mężczyźni z wyższym wykształceniem zarabiali ok 69–74% więcej niż ci z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym, w przypadku kobiet różnica wynosiła ok 63–71%. Podobne różnice obserwowane były w przypadku premii z tytułu doświadczenia zawodowego, która w przypadku mężczyzn po co najmniej 20 latach pracy wynosiła ok 40–45%, w przypadku kobiet odpowiednio 38–41%.

Newell i Socha (2007) analizowali przyczyny wzrostu nierówności płacowych w Polsce w latach 1994–2004 wykorzystując dane z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności. Ich konkluzje wskazują, że część wzrostu nierówności jest wynikiem wzrostu stóp zwrotu z wykształcenia wyższego w badanym okresie. Ponadto, wyniki szacowanych parametrów równania Mincera wskazują, że wynagrodzenia kobiet *ceteris paribus* były (w zależności od wykorzystanej metody) w badanym okresie ok 11–15% niższe niż wynagrodzenia mężczyzn. Przeprowadzone szacunki parametrów równań dla poszczególnych kwantyli wskazują również, że różnice pomiędzy wynagrodzeniami kobiet i mężczyzn rosną wraz z przesuwaniem się w górę rozkładu płac. Wyniki te potwierdzają wcześniejsze szacunki (Newell, Socha 2005) prowadzone również z wykorzystaniem Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności w latach 1994–2002. Wskazują one ponadto, że luka płacowa kobiet względem mężczyzn była w

analizowanym okresie nieznacznie niższa w sektorze prywatnym niż publicznym, jak również, że w obu sektorach zmniejszyła się w analizowanym okresie.

Keane, Preasad (2006) szacowali parametry równania płac dla Polski w latach 1985–1996 wykorzystując dane z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności. Ich wyniki wskazują, że po początkowym spadku w latach 1985-1991, przeciętne wynagrodzenia mężczyzn po 1992 r. były ok 30% wyższe niż kobiet. Co ciekawe, szacunki premii za wykształcenie wskazują, że przed okresem transformacji kobiety z wykształceniem średnim i wyższym zarabiały odpowiednio ok 30 i 58% więcej niż kobiety z wykształceniem podstawowym, w przypadku mężczyzn premia za wykształcenie średnie i wyższe wynosiła odpowiednio 16 i 38%. W kolejnych latach, według szacunków autorów, premie te skonwergowały do podobnego poziomu, odpowiednio 40 i 95%, co oznacza znacznie większy wzrost premii za wykształcenie w przypadku mężczyzn.

Weisberg i Socha (2002) próbowali odpowiedzieć na pytanie, które z czynników w największym stopniu determinują różnice w płacach w gospodarce polskiej, jak również określić różnice pomiędzy sektorem publicznym i prywatnym. Analizy oparte były na danych pochodzących z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności przeprowadzonego w listopadzie 1995 r. Wskazują one, że mężczyźni zarabiali więcej niż kobiety zarówno w sektorze publicznym, jak i sektorze prywatnym przeciętnie o ok. 29%.

Występowanie różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w Polsce potwierdził też Puhani (2000), który analizował zmiany płac w poszczególnych przekrojach opierając się na danych z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności z lat 1994–1998.

Dotychczasowe wyniki analiz wskazują, że wynagrodzenie kobiet jest w Polsce przynajmniej o kilkanaście procent niższe niż w przypadku mężczyzn a różnice utrzymują się w czasie. Skalę różnic premii z wykształcenia dla kobiet i mężczyzn w Polsce trudno jest jednakże ze sobą porównać. Przyczyną jest zarówno różny okres, dla których prowadzone były analizy, jak i różne bazy danych wykorzystywane do szacowania stóp zwrotu i różne metody badawcze.

3. Dane

Wykorzystane w opracowaniu dane pochodzą z badania Struktura Wynagrodzeń według zawodów (BSW), przeprowadzanego przez GUS co dwa lata na formularzu Z-12. Badanie obejmuje podmioty gospodarki narodowej o liczbie pracujących powyżej 9 osób. Dane dotyczą osób pełnozatrudnionych oraz niepełnozatrudnionych, którzy przepracowali cały miesiąc październik. Badaniem objęto jednostki gospodarki o wszystkich rodzajach działalności, należące zarówno do sektora publicznego, jak i prywatnego. Badanie jest reprezentatywne dla całej zbiorowości jednostek zatrudniających co najmniej 10 pracowników⁶.

Badanie zawiera informacje o strukturze zatrudnionych oraz wysokości wynagrodzeń w przekroju sektorów własności, płci, wieku, sekcji gospodarki oraz wielkich, dużych i średnich grup zawodowych zgodnie z Klasyfikacją Zawodów i Specjalności.

Ogromną zaletą badania jest wiarygodność danych dotyczących wynagrodzeń. W przeciwieństwie do danych pochodzących z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności oraz danych z Narodowych Spisów Powszechnych, dane nie dotyczą wielkości wynagrodzeń deklarowanych przez pracujących (które są obciążone błędem, przy czym podkreśla się, że obciążenie to rośnie wraz ze wzrostem zarobków jednostki), ale są to faktyczne wynagrodzenia otrzymywane przez pracujących. Wadą badania jest jego reprezentatywność tylko dla podmiotów zatrudniających powyżej 9 osób.

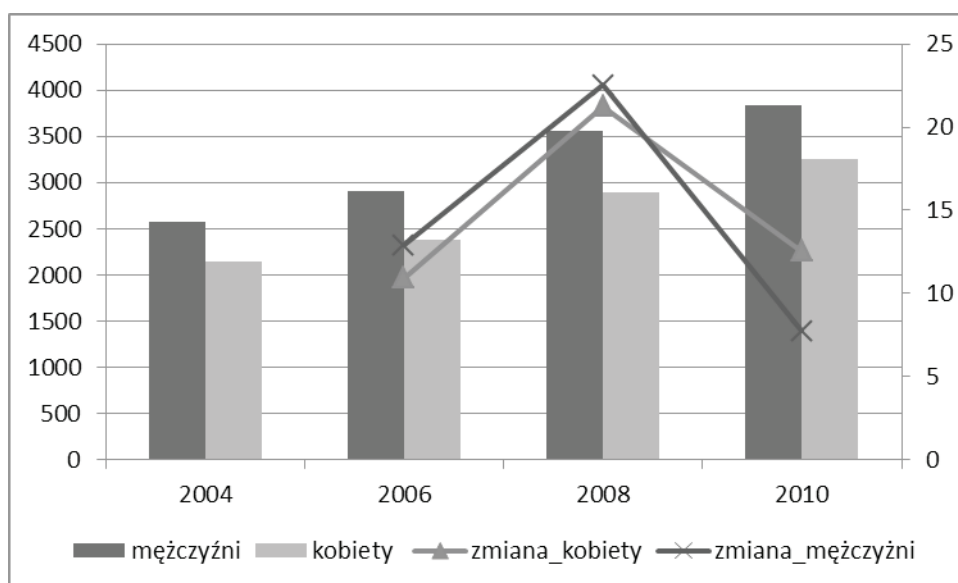
W poniższym opracowaniu wykorzystano dane pochodzące z badań przeprowadzonych w 2004, 2006, 2008 i 2010 r. Wcześniejsze dane nie są publikowane na stronie GUS. Nowsze nie są jeszcze dostępne. W ramach uzupełnienia analiz wykorzystane są również inne dane GUS oraz dane z Eurostatu.

Analizując dane statystyczne można zauważyć istotne różnice dotyczące wysokości przeciętnych miesięcznych dochodów kobiet i mężczyzn. W październiku 2010 r. (dane ze BSW) przeciętne miesięczne wynagrodzenie w grupie

⁶ W październiku 2010 r. próba obejmowała 27,2 tys. jednostek, co stanowiło 13,0% ogólnej liczby zbiorowości podmiotów o liczbie pracujących powyżej 9 osób. Więcej na temat badania patrz: *Struktura wynagrodzeń według zawodów*, GUS, Warszawa, www.stat.gov.pl

kobiet wyniosło 3256,06 zł i było o ponad 500 zł niższe niż przeciętne miesięczne wynagrodzenie w grupie mężczyzn (3831,73 zł). Różnice w wynagrodzeniach utrzymują się w czasie, choć nie są stałe. W latach 2004–2008 wzrosły (różnica między przeciętnym wynagrodzeniem kobiet i mężczyzn zwiększyła się z 16,4 do 18,7%), a w 2010 r. zmniejszyły się istotnie (do 15%). Zmniejszenie różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn wynikało ze znacznie niższego tempa wzrostu płac mężczyzn w latach 2008–2010. W grupie mężczyzn większy udział w strukturze wynagrodzeń mają zmienne składniki: premie i nagrody czy też wynagrodzenia w godzinach nadliczbowych, które w okresie kryzysu uległy zmniejszeniu.

Wykres 1. Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto* kobiet i mężczyzn w latach 2004–2010 (lewa skala, PLN) oraz zmiany przeciętnego poziomu wynagrodzeń w stosunku do poprzedniego badania (prawa skala, %)



*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

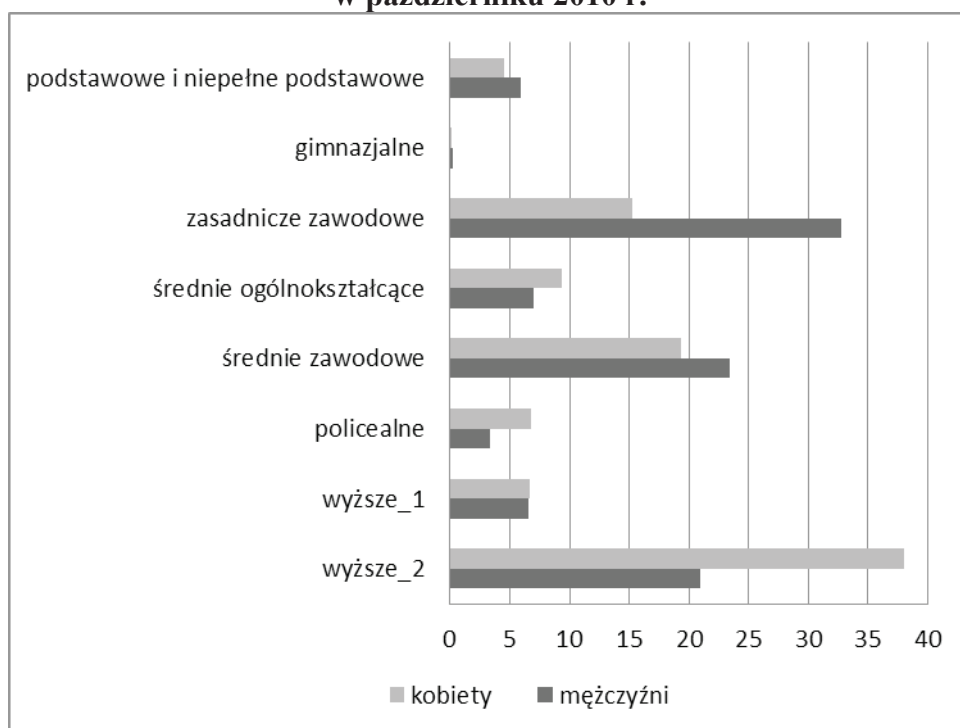
Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów*, GUS, różne wydania z lat 2004–2010.

Jak zostało omówione we wstępie do opracowania, różnice w wynagrodzeniach mogą być przejawem dyskryminacji, jeżeli za tę samą wykonywaną pracę kobiety otrzymują mniej niż mężczyźni. Mogą one być jednakże wynikiem innego rodzaju wykonywanej pracy, w bardziej lub mniej

uzwiązkowym sektorze, mogą wynikać z różnic w wykształceniu czy stażu pracy.

Jako argument za występującą dyskryminacją kobiet na rynku pracy podawane jest często lepsze wykształcenie kobiet. Faktycznie, porównując strukturę zatrudnionych⁷ według wykształcenia można zauważyć, że odsetek kobiet ze stopniem co najmniej magistra był w październiku 2010 r. (przy czym struktura w całym okresie była podobna) znacznie wyższy niż w grupie mężczyzn. W październiku 2010 r. tytuł co najmniej magistra posiadało 38% zatrudnionych kobiet, w grupie mężczyzn odsetek ten wynosił 21%. Procentowo więcej kobiet niż mężczyzn miało również wykształcenie policealne i średnie ogólnokształcące.

Wykres2 . Struktura zatrudnionych* według wykształcenia w październiku 2010 r.



*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

Wyższe_1 to wykształcenie wyższe z tytułem inżyniera, licencjata, dyplomowanego ekonomisty lub równorzędnym,

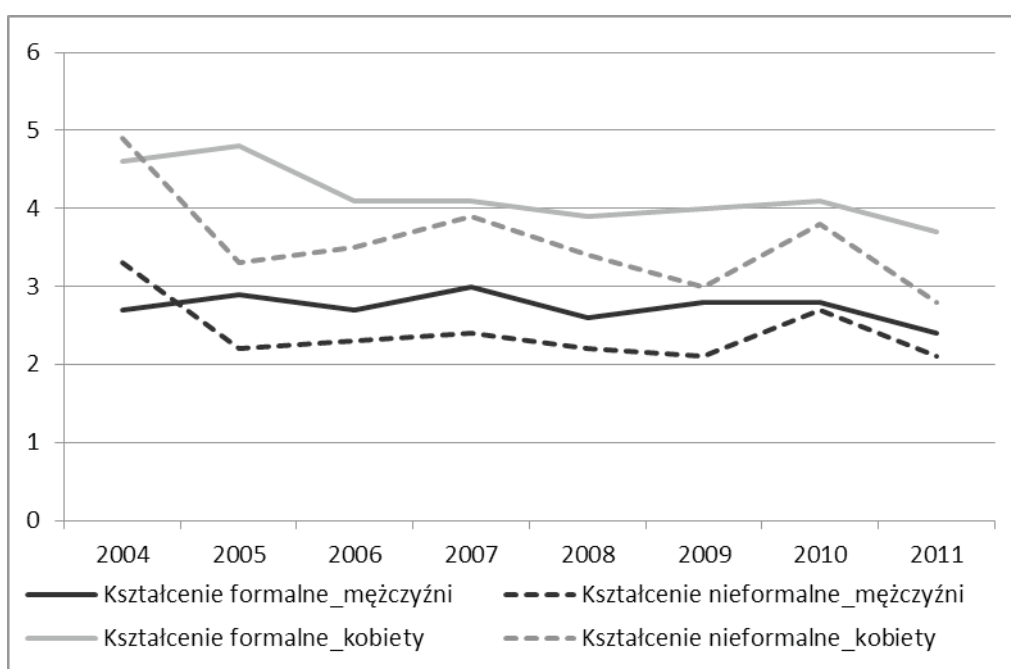
Wyższe_2 to wykształcenie wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora oraz tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym.

Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

⁷ W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób.

Kolejnym argumentem, który może przemawiać za dyskryminacją kobiet na polskim rynku pracy jest obserwowany większy odsetek pracujących kobiet niż mężczyzn biorący udział w kształceniu formalnym i szkoleniach w trakcie życia zawodowego (*lifelong learning*) przez cały badany okres (por. wykres 3). W 2012 r. wynosił on 6,4% w grupie pracujących kobiet i 4,2% w grupie mężczyzn.

Wykres 3. Odsetek pracujących kobiet i mężczyzn w wieku 25–64 lata biorących udział w kształceniu i szkoleniach według rodzaju kształcenia w latach 2004–2012 (%)



Źródło: Eurostat.

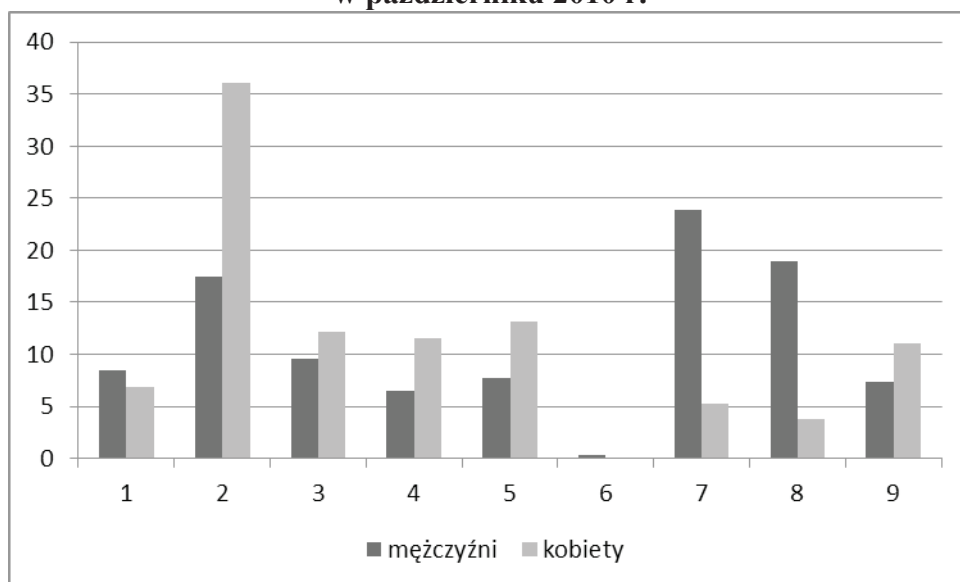
Kończąc analizę w tym miejscu można by stwierdzić, że kobiety na polskim rynku pracy są dyskryminowane, gdyż pomimo przeciętnie wyższego poziomu wykształcenia oraz większego zaangażowania w szkolenia podczas życia zawodowego otrzymują przeciętnie niższe wynagrodzenia. Jednakże, jak zostało omówione we wprowadzeniu, dyskryminacja płacowa ma miejsce, gdy osoby otrzymują różne wynagrodzenie pomimo wykonywania tej samej pracy.

Przeciw występowaniu zjawiska dyskryminacji kobiet na polskim rynku pracy świadczy różna struktura zatrudnienia kobiet i mężczyzn. Kobiety nie pracują

na dokładnie tych samych stanowiskach, w tych samych zawodach, nie posiadają takich samych kwalifikacji i nie wykonują jednakowej pracy jak mężczyźni.

Istotne różnice można zauważyć porównując strukturę zatrudnionych kobiet i mężczyzn według wielkich grup zawodowych. W październiku 2010 r. ponad dwukrotnie więcej kobiet niż mężczyzn należało do grupy specjalistów (grupa 2; por. wykres 4). Więcej procentowo kobiet pracowało również jako technicy, pracownicy biurowi i pracownicy usług osobistych i sprzedawcy (grupy 3–5), ale też jako pracownicy przy pracach prostych (grupa 9). Znacznie niższy odsetek kobiet pracował natomiast jako robotnicy i operatorzy maszyn (grupy 7–8).

Wykres 4. Struktura zatrudnionych* według wielkich grup zawodowych w październiku 2010 r.



*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

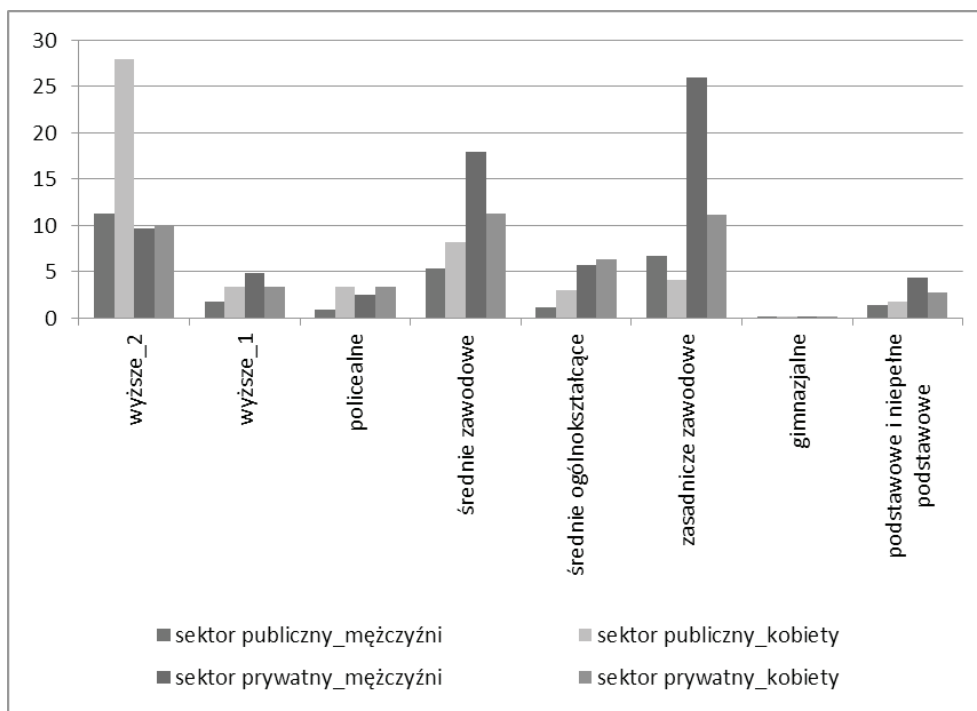
O dyskryminacji kobiet na rynku pracy mogłoby świadczyć przeciętne niższe wynagrodzenie kobiet we wszystkich wielkich grupach zawodowych, pomimo przeciętnie wyższego poziomu wykształcenia. Przeciw dyskryminacji świadczy jednak znacząco różna struktura zatrudnionych kobiet i mężczyzn w ramach poszczególnych wielkich grup zawodowych, która oznacza, że kobiety i mężczyźni nie wykonują jednakowej pracy. Przykładowo analizując strukturę zatrudnienia w ramach grupy specjalistów można zauważyć, że znacznie większy odsetek kobiet niż

mężczyzn pracuje jako nauczyciele szkół i przedszkoli oraz pielęgniarzy, czyli w zawodach gwarantujących większą stabilność zatrudnienia, ale w relatywnie niskoopłacanych (por. tabela 1A w aneksie). Są to zawody, w których wynagrodzenie niewiele wyższe jest od średniej krajowej (nauczyciele) bądź też odbiega od średniej in minus (pielęgniarki). Natomiast w zawodach, w których większość zatrudnionych to mężczyźni (inżynierowie, analitycy systemowi i programiści) płace są znacząco wyższe niż średnia krajowa.

O tym, że kobiety w większym stopniu preferują stabilność zatrudnienia i niższą przeciętną liczbę godzin pracy świadczy struktura zatrudnienia kobiet i mężczyzn w przekroju sektorów własności. Znacznie większy procent kobiet niż mężczyzn pracuje w sektorze publicznym. W październiku 2010 r. prawie 65% zatrudnionych⁸ w sektorze publicznym stanowiły kobiety (por. wykres 5). Wynika to po części z charakteru wykonywanej pracy (duża część kobiet pracuje w edukacji i ochronie zdrowia, w jednostkach sektora publicznego), po części z chęci pracy w zawodach dających większą stabilność zatrudnienia. Świadczą o tym dane statystyczne. Spośród 38% zatrudnionych kobiet posiadających co najmniej stopień magistra, 28% pracuje w sektorze publicznym, a tylko 10% w sektorze prywatnym. Dla porównania, spośród 21% zatrudnionych mężczyzn z tytułem co najmniej magistra, 11% pracuje w sektorze publicznym, 10% w sektorze prywatnym. W przypadku kobiet z niższym poziomem wykształcenia, więcej z nich pracuje w sektorze prywatnym, co może wynikać z mniejszego dostępnego wyboru ofert pracy. Co ciekawe, chociaż przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto zarówno w grupie kobiet, jak i mężczyzn jest wyższe w sektorze publicznym niż prywatnym, to dotyczy to głównie osób z co najwyżej policealnym wykształceniem.

⁸ W jednostkach zatrudniających powyżej 10 osób.

Wykres 5. Odsetek kobiet i mężczyzn zatrudnionych* w sektorze publicznym i prywatnym w październiku 2010 r.



*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

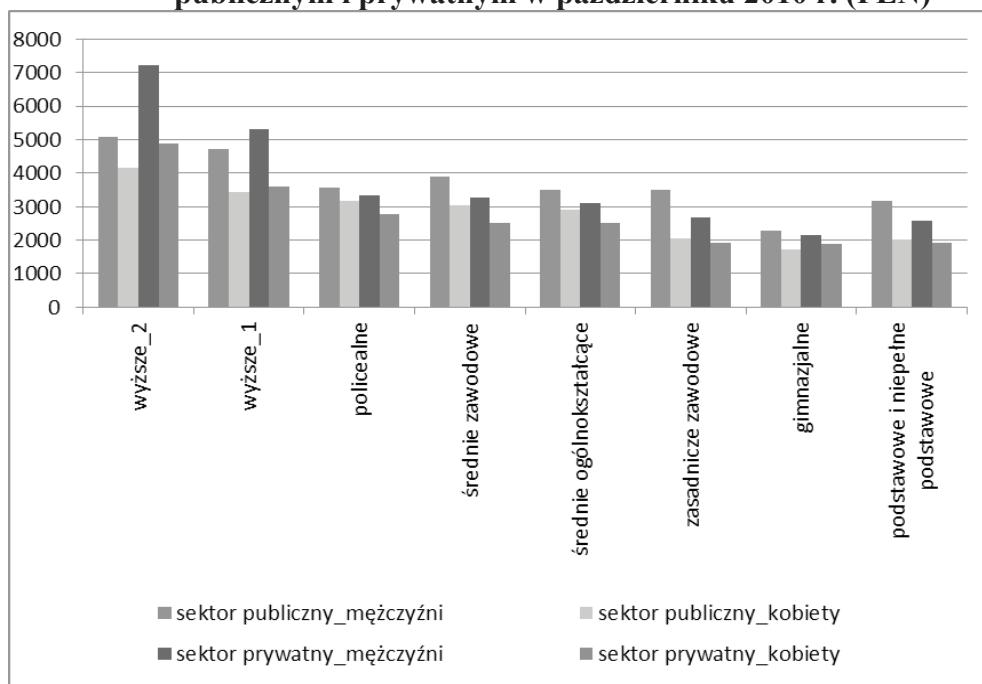
Wyższe_1 to wykształcenie wyższe z tytułem inżyniera, licencjata, dyplomowanego ekonomisty lub równorzędnym,

Wyższe_2 to wykształcenie wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora oraz tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym.

Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

Wynagrodzenia zarówno kobiet, jak i mężczyzn z wykształceniem wyższym są znacznie niższe w sektorze publicznym niż w sektorze prywatnym. W październiku 2010 r. różnica w przypadku mężczyzn wynosiła 30%, w przypadku kobiet 15%.

Wykres 6. Przeciętne wynagrodzenie* kobiet i mężczyzn w sektorze publicznym i prywatnym w październiku 2010 r. (PLN)



*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

Wyższe_1 to wykształcenie wyższe z tytułem inżyniera, licencjata, dyplomowanego ekonomisty lub równorzędnym,

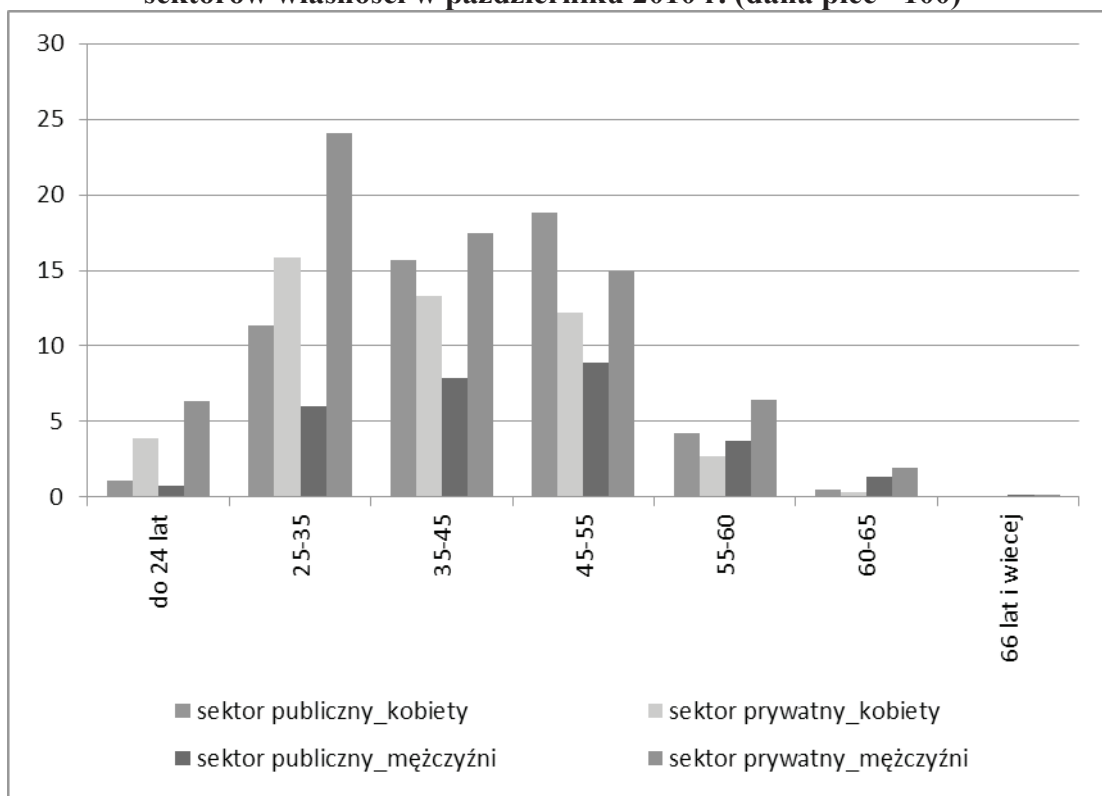
Wyższe_2 to wykształcenie wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora oraz tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym.

Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

Inna jest struktura wiekowa kobiet i mężczyzn na rynku pracy. Przeciętny zatrudniony mężczyzna jest młodszy niż przeciętna kobieta. Kobiety później wchodzi na rynek pracy oraz szybciej z niego wychodzą (por. wykres 7). W szczególności dotyczy to kobiet z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym i średnim. Krótszy czas przebywania na rynku pracy i związany z tym krótszy przeciętny staż pracy (i posiadane umiejętności zawodowe⁹) może być jedną z przyczyn niższych przeciętnych wynagrodzeń kobiet wykonujących pracę w danym zawodzie.

⁹ Które na gruncie omówionego w części II modelu Mincera są rosnącą funkcją stażu pracy.

Wykres 7. Struktura zatrudnionych* kobiet i mężczyzn według wieku i sektorów własności w październiku 2010 r. (dana płeć =100)

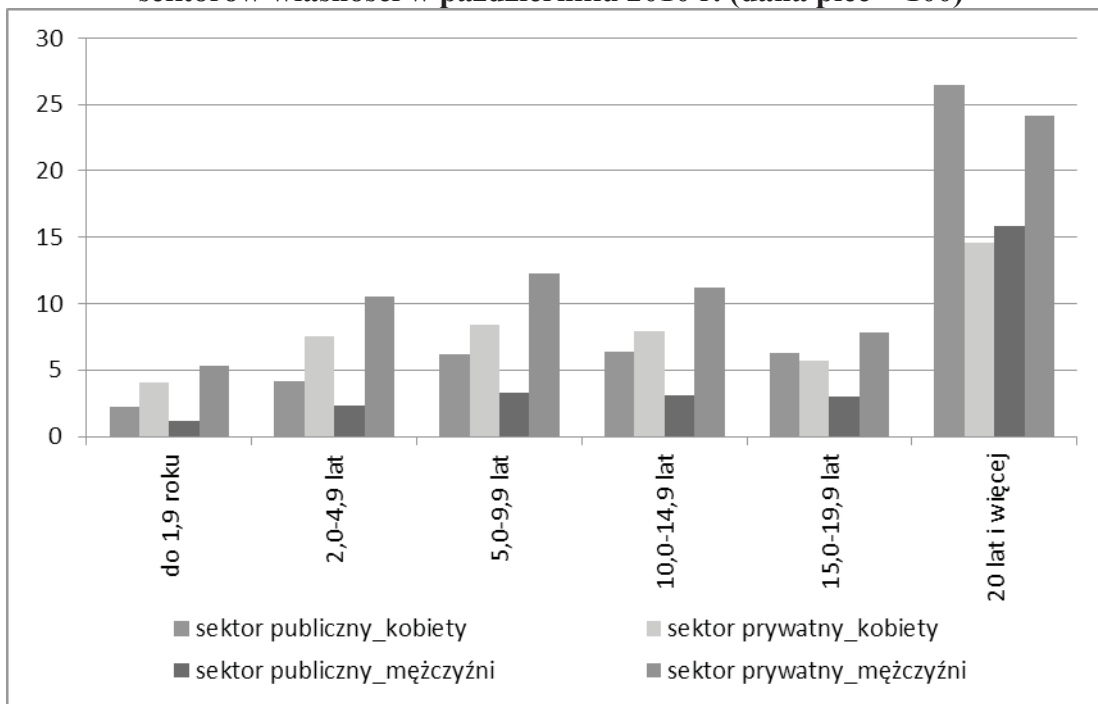


*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

Dodatkowo, znacznie więcej kobiet niż mężczyzn w każdej grupie stażowej zatrudnionych jest w sektorze publicznym (por. wykres 8). Przeciętny staż pracy zatrudnionej kobiety wynosił w październiku 2010 r. 15,6 roku, w grupie mężczyzn wynosił on 15,2 roku. W sektorze publicznym pracują kobiety starsze (o dłuższym stażu pracy). Średni staż pracy kobiety zatrudnionej w sektorze publicznym to 17,6 lat, w sektorze prywatnym to 13,5 roku. W grupie mężczyzn wynosi on 18,1 w sektorze publicznym i 14,1 w sektorze prywatnym. Co do wynagrodzeń (por. wykres 9), to wyższe w sektorze publicznym wynikają po części z dodatków za staż pracy, po części z dodatkowych wynagrodzeń (trzynastka).

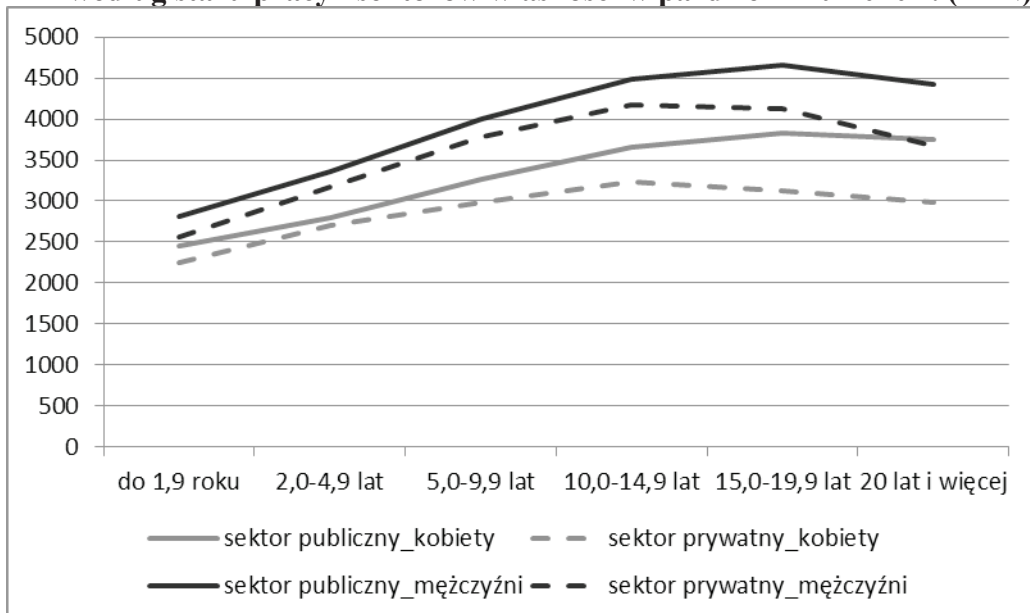
Wykres 8. Struktura zatrudnionych* kobiet i mężczyzn według stażu pracy i sektorów własności w październiku 2010 r. (dana płeć = 100)



*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

Wykres 9. Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto* kobiet i mężczyzn według stażu pracy i sektorów własności w październiku 2010 r. (PLN)



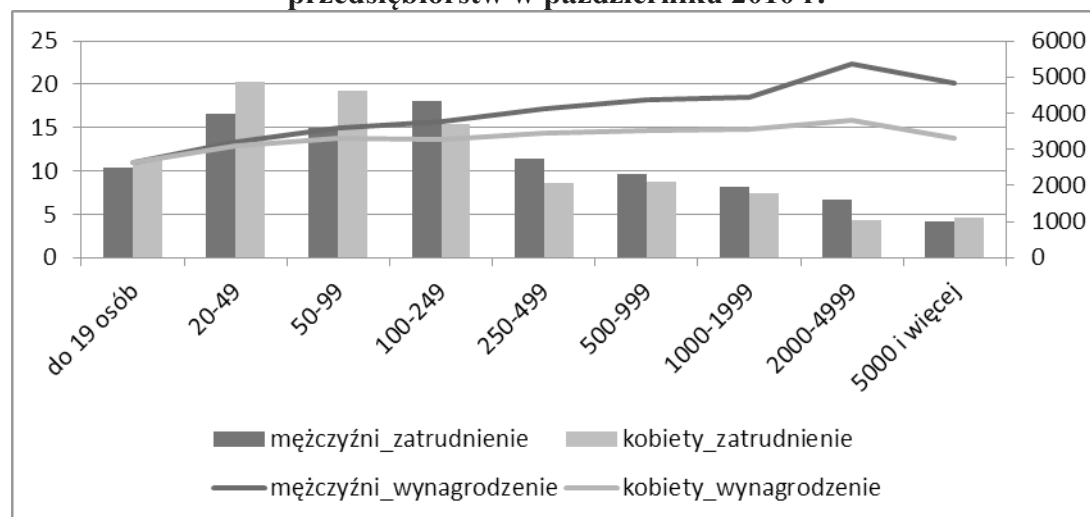
*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

Analizując strukturę zatrudnienia według wielkości jednostek można zauważyć, że większy odsetek kobiet niż mężczyzn pracuje w przedsiębiorstwach relatywnie małych (zatrudniających mniej niż 100 osób) oraz w jednostkach bardzo dużych (powyżej 5000 zatrudnionych). Struktura zatrudnienia według wielkości jednostek wpływa istotnie na wysokość otrzymywanych wynagrodzeń. Według danych GUS¹⁰ w 2011 r. przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto w małych przedsiębiorstwach¹¹ (2583 zł) było o prawie 40% niższe niż to otrzymywane przez osoby zatrudnione w przedsiębiorstwach dużych (4255 zł; por. wykres 1A w aneksie).

Jak podkreśla GUS, inny jest też rodzaj wykonywanej przez kobiety i mężczyzn pracy. Większy odsetek kobiet pracuje jako pracownicy najemni lub pomagający członkowie rodzin niż jako pracodawcy lub pracujący na własny rachunek (GUS, 2012).

Wykres 10. Struktura zatrudnionych (lewa skala, %)* oraz przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (prawa skala, PLN) według wielkości przedsiębiorstw w październiku 2010 r.



*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

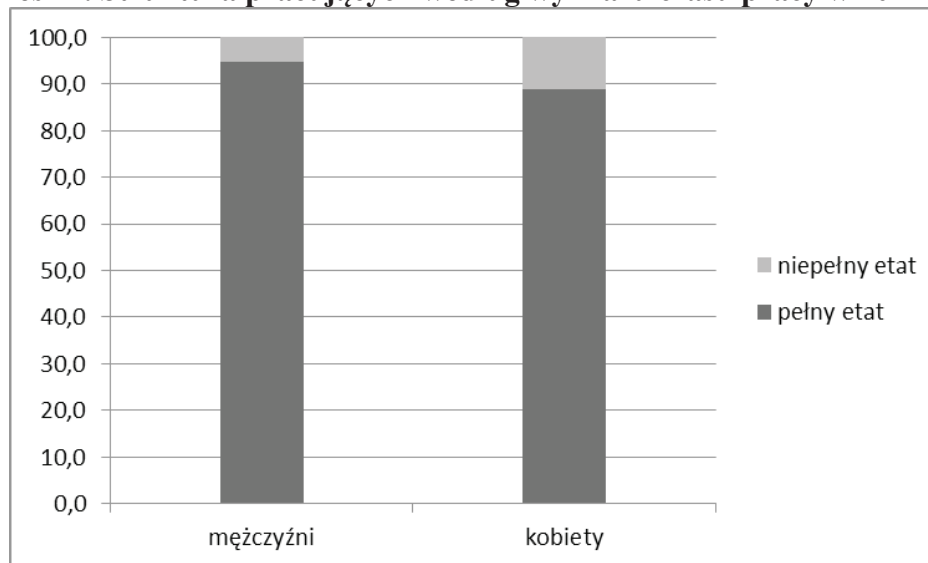
Źródło: *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010*, GUS.

¹⁰ Bank Danych Lokalnych GUS, www.stat.gov.pl

¹¹ Przedsiębiorstwa małe to jednostki zatrudniające do 49 osób. Mikroprzedsiębiorstwa to jednostki, w których pracuje co najwyżej 9 osób. Jednostki średnie to te zatrudniające 50-249 osób, duże – powyżej 249 osób (www.stat.gov.pl).

Większy odsetek kobiet niż mężczyzn pracuje w gospodarce w niepełnym wymiarze czasu pracy (11,3% pracujących ogółem kobiet wobec 5,2% pracujących mężczyzn w 2012 r.). Krótszy tygodniowy czas pracy może wpływać na niższy udział w szkoleniach oraz niższe premie, co przekłada się na niższe przeciętne miesięczne wynagrodzenia kobiet.

Wykres 11. Struktura pracujących według wymiaru czasu pracy w 2012 r. (%)



Źródło: Bank Danych Lokalnych GUS.

4. Wyniki analiz empirycznych równania płac w grupach kobiet i mężczyzn

Punktem wyjścia w analizach zróżnicowania premii z wykształcenia formalnego oraz doświadczenia zawodowego są szacunki równania płac następującej postaci:

$$\ln(w_t) = \alpha_1 staz_t + \alpha_2 staz_{it}^2 + \alpha_3 edu_{it} + \alpha_0 + \xi_t \quad (4),$$

gdzie:

w_t – przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto pracownika należącego do średniej (3 –cyfrowej) grupy zawodowej w roku t ;

edu_{it} – poziom wykształcenia pracownika należącego do średniej grupy zawodowej w roku t ; $edu = (1 -$ niepełne podstawowe i podstawowe, $2 -$ gimnazjalne i zasadnicze zawodowe, $3 -$ średnie ogólnokształcące, $4 -$ średnie techniczne i podyplomowe, $5 -$ wyższe);

$staz_t$ – staż pracy pracownika należącego do średniej grupy zawodowej w roku t ; $staz = (1 -$ do 1,9 roku, $2 -$ od 2 do 4,9 roku, $3 -$ od 5 do 9,9 roku, $4 -$ od 10 do 14,9 roku, $5 -$ od 15 do 19,9 roku, $6 -$ 20 lat i więcej);

α_n ($n=0, 1, 2, 3$) – parametry strukturalne równania;

ξ_t – składnik losowy.

Wartości parametrów strukturalnych powyższego równania szacowane były w grupach kobiet i mężczyzn dla całej próby (okres 2004–2010) a także dla poszczególnych okresów. Wyniki zaprezentowane zostały w tabeli 1.

Tabela 1. Oszacowane wartości parametrów równania płac dla całego okresu oraz dla poszczególnych lat w grupach mężczyzn i kobiet

Zmienna objaśniana $\ln(w)$					
Zmienne objaśniające	Cała próba (2004–2010)	2004	2006	2008	2010
Mężczyźni					
<i>staz</i>	0,190***	0,212***	0,170***	0,172***	0,206***
<i>staz</i> ²	–0,016***	–0,017***	–0,013***	–0,015***	–0,019***
<i>edu</i>	0,175***	0,168***	0,169***	0,156***	0,171***
<i>cons.</i>	6,897***	6,632***	6,843***	7,119***	7,077***
Skor.R ²	0,437	0,558	0,483	0,471	0,503
Obs.	2404	582	593	590	639
Kobiety					
<i>staz</i>	0,127***	0,157***	0,140***	0,095***	0,126***
<i>staz</i> ²	–0,009***	–0,011***	–0,010***	–0,005***	–0,009***
<i>edu</i>	0,191***	0,177***	0,185***	0,178***	0,189***
<i>cons.</i>	6,781***	6,541***	6,679***	6,985***	6,991***
Skor.R ²	0,476***	0,519	0,535	0,534	0,600
Obs.	2357	567	578	580	632

***, **, * – zmienne istotne statystycznie przy (odpowiednio) 1%, 5% i 10% poziomie istotności; cons. – stała bez bezpośredniej interpretacji ekonomicznej, obs. – liczba obserwacji, skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne.

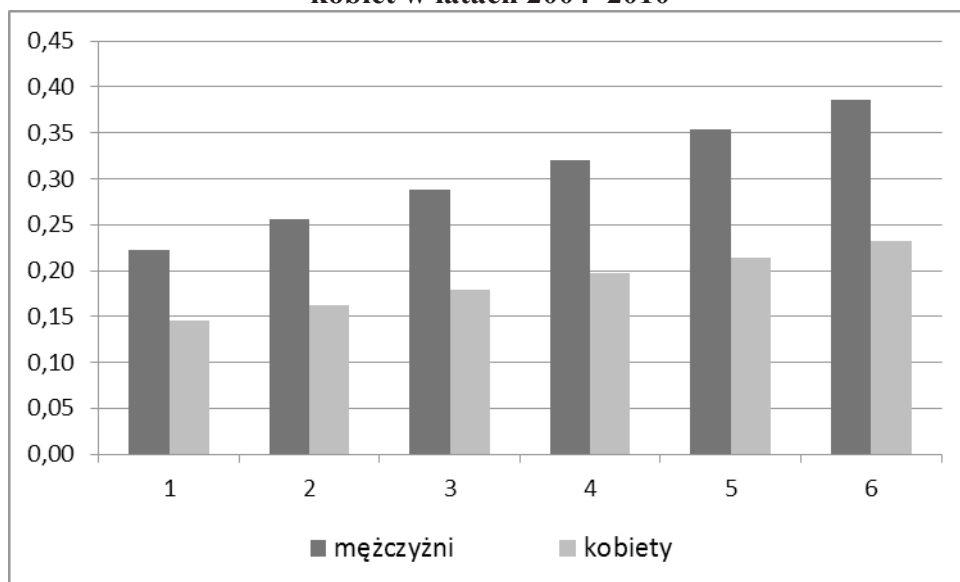
Z zaprezentowanych w tabeli 1 oszacowań wynika, że zarówno poziom wykształcenia, jak i staż pracy miały istotny statystycznie wpływ na kształtowanie się płac w polskiej gospodarce. Ponadto, z analizy tej tabeli można wyciągnąć następujące wnioski:

- Przeciętnie w analizowanym okresie przejście na wyższy o jeden poziom wykształcenia przekładało się na wzrost płac o ok. 17,5% w przypadku mężczyzn oraz o ok. 19% w przypadku kobiet.
- Wzrost doświadczenia zawodowego przekładał się w badanym okresie na wzrost wynagrodzenia. Wyniki wskazują również, że wzrost wpływ stażu pracy na poziom wynagrodzeń ma charakter nieliniowy.

- Oszacowane parametry wskazują, że wynagrodzenie rośnie do pewnego momentu, co potwierdza spadek inwestycji w kapitał ludzki po przekroczeniu pewnego wieku. Według uzyskanych wyników w przypadku mężczyzn ten wiek to niespełna 20 lat, z kolei w przypadku kobiet to ponad 20 lat.
- Oszacowane wartości parametrów równania płac nie są stałe w czasie. Można zauważyć spadek przeciętnej stopy zwrotu za posiadane doświadczenie zawodowe latach 2004–2008 i ponowne zwiększenie w roku 2010 w grupach zarówno mężczyzn, jak i kobiet. Należy dodać, że stopa zwrotu z wykształcenia formalnego również ulegała nieznacznym zmianom w czasie.

Oszacowane parametry równania płac pozwalają na wyznaczenie stóp zwrotu z doświadczenia zawodowego według płci. Na wykresie 1 zaprezentowano zmiany płac wynikające ze zmian stażu pracy w poszczególnych grupach stażowych. Podstawowy wniosek płynący z analizy tych stóp to przede wszystkim znaczące różnice w poziomach, jak również dynamice tych stóp według płci.

Wykres 12. Przeciętne stopy zwrotu ze stażu pracy w grupach mężczyzn i kobiet w latach 2004–2010



1 – do 1,9 roku, 2 – od 2 do 4,9 roku, 3 – od 5 do 9,9 roku, 4 – od 10 do 14,9 roku, 5 – od 15 do 19,9 roku, 6 – 20 lat i więcej.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Oszacowane wartości parametrów równania płac w grupach mężczyzn i kobiet przy dopuszczeniu możliwości różnej premii za wykształcenie w zależności od poziomu wykształcenia

Zmienna objaśniana $\ln(w)$					
Zmienne objaśniające	Cała próba (2004–2010)	2004	2006	2008	2010
Mężczyźni					
<i>staz</i>	0,190***	0,212***	0,170***	0,172***	0,206***
<i>staz</i> ²	–0,016***	–0,017***	–0,013***	–0,015***	–0,019***
<i>edu_2</i>	0,202***	0,243***	0,236***	0,196***	0,216***
<i>edu_3</i>	0,212***	0,246***	0,224***	0,200***	0,137***
<i>edu_4</i>	0,521***	0,525***	0,561***	0,506***	0,496***
<i>edu_5</i>	0,724***	0,742***	0,728***	0,650***	0,700***
<i>cons.</i>	7,077***	6,764***	6,982***	7,262***	7,272***
Skor. R^2	0,457	0,579	0,508	0,490	0,558
Obs.	2404	582	593	590	639
Kobiety					
<i>staz</i>	0,128***	0,157***	0,140***	0,095***	0,127***
<i>staz</i> ²	–0,009***	–0,011***	–0,010***	–0,005***	–0,009***
<i>edu_2</i>	0,123***	0,168***	0,142***	0,103***	0,157***
<i>edu_3</i>	0,226***	0,271***	0,218***	0,161***	0,196***
<i>edu_4</i>	0,492***	0,498***	0,513***	0,454***	0,502***
<i>edu_5</i>	0,726***	0,711***	0,714***	0,671***	0,727***
<i>cons.</i>	7,043***	6,737***	6,915***	7,243***	7,240***
Skor. R^2	0,487	0,522	0,547	0,555	0,626
Obs.	2357	567	578	580	632

***, **, * – zmienne istotne statystycznie przy (odpowiednio) 1%, 5% i 10% poziomie istotności; cons. – stała bez bezpośredniej interpretacji ekonomicznej, obs. – liczba obserwacji, skor. R^2 – skorygowany współczynnik determinacji
Źródło: obliczenia własne.

W kolejnym kroku dopuszczono możliwość zmian premii za wykształcenie z zależności od poziomu wykształcenia. Możliwość taka wydaje się nie odbiegać od rzeczywistości, gdyż łatwo sobie wyobrazić, że wzrost wynagrodzenia z tytułu osiągnięcia kolejnego poziomu wykształcenia nie musi być taki sam w przypadku

przejścia z wykształcenia podstawowego do zawodowego jak z przejścia z wykształcenia średniego na wyższe.

W tabeli 2 przedstawione zostały stopy zwrotu z wykształcenia dla poszczególnych poziomów wykształcenia. Przedstawione w tabeli 2 wyniki potwierdzają, że stopa zwrotu z wykształcenia nie jest taka sama na każdym poziomie wykształcenia. Wskazują one, że premia za wykształcenie rośnie wraz z poziomem wykształcenia, aczkolwiek wzrost wydaje się mieć charakter nieliniowy. Przeciętnie w badanym okresie wynagrodzenie mężczyzn z wykształceniem gimnazjalnym i zasadniczym zawodowym było ok. 20% niż mężczyzn z wykształceniem podstawowym, z kolei w przypadku kobiet analogiczna różnica wynosiła ok. 12%. Dodatkowo, mężczyźni z wykształceniem średnim ogólnokształcącym zarabiali ok. 21% więcej niż mężczyźni z wykształceniem podstawowym, a zatem wśród mężczyzn premia z wykształcenia ogólnokształcącego jest na zbliżonym poziomie do tej z wykształcenia gimnazjalnego i zasadniczego zawodowego. W przypadku kobiet premia za wykształcenie średnie ogólnokształcące jest wyraźnie wyższa niż premia za wykształcenie gimnazjalne i zasadnicze zawodowe i wynosi ok. 23%. Oszacowana premia z tytułu wykształcenia średniego technicznego i podyplomowego przeciętnie w analizowanym okresie wynosiła ok. 49% w przypadku kobiet oraz 52% w grupie mężczyzn. Najwyższe premie (ok. 72–73%) z wykształcenia osiągały osoby z wyższym poziomem wykształcenia.

Analizy premii za kolejny etap wykształcenia w czasie pokazują, że w analizowanym okresie charakteryzowały się one różnymi tendencjami.

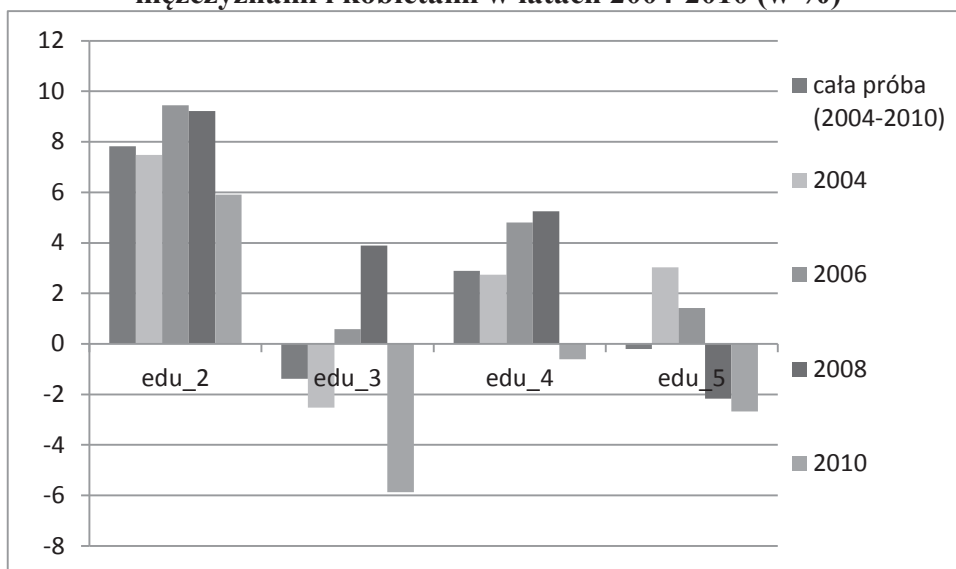
W przypadku mężczyzn z można zauważyć, że w latach 2004-2010 premia za wykształcenie zawodowe (edu_2) zmniejszyła się z ok. 24% do ok. 21%. Co ciekawe, w grupie tej grupie nastąpił większy spadek premii za wykształcenie ogólnokształcące z ok. 25% do 14%. Premia za wykształcenie średnie zawodowe wzrosła w 2006 r. z porównaniu z rokiem 2004 o ok. 2,5 punktu procentowego do poziomu blisko 56%, a w kolejnych latach spadała osiągając poziom 50% w 2010 r. Inaczej kształtowały się zmiany premii za wykształcenie wyższe – w latach 2004–

2008 nastąpił spadek z 74% do 65% i ponowny wzrost w 2010 r. do poziomu ok. 70%.

Kształtowanie się premii z wykształcenia w grupie kobiet miało podobny przebieg w każdej z grup edukacyjnych. W latach 2004-2008 następował ich spadek, a w roku 2010 ponowny wzrost. W wyniku tych zmian w analizowanym okresie premia z wykształcenia zasadniczego zawodowego i ogólnokształcącego spadła o (odpowiednio) 1 i 7,5 punktu procentowego. Dla grupy kobiet ze średnim zawodowym poziomem wykształcenia premia w latach 2004 i 2010 kształtowała się na zbliżonym poziomie, z kolei w grupie z wyższym poziomem wykształcenia wzrosła w 2010 r. w porównaniu do 2004 o ok. 1,5 punktu procentowego.

W naszym przekonaniu przeciętny spadek premii z wykształcenia oraz doświadczenia w okresie 2004-2008 może być rezultatem wejścia na rynek pracy dużej liczby młodych i wykształconych osób, co przy szybkim wzroście postępu technicznego może prowadzić do relatywnego obniżania wynagrodzeń pracowników starszych, z większym doświadczeniem zawodowym, ale mniejszymi umiejętnościami w zakresie nowych technologii.

Wykres 12. Różnice w oszacowanych premiach za wykształcenie między mężczyznami i kobietami w latach 2004-2010 (w %)



Źródło: obliczenia własne.

Analizy szacunków premii z poszczególnych poziomów wykształcenia zaprezentowane w tabeli 2 wskazują na ich zróżnicowanie. Różnice te zaprezentowane zostały na wykresie 12 z którego wynika, że różnice w ocenach parametrów równania płac w grupach mężczyzn i kobiet prowadzą do różnic w ocenach premii za wykształcenie.

W kolejnym kroku dokonano statystycznej weryfikacji hipotezy o równości poszczególnych ocen poszczególnych parametrów strukturalnych według płci. Aby możliwe było formalne wnioskowanie oszacowano równanie płac łącznie dla obu płci uzmienniając parametry strukturalne tego równania. Dodatkowo, w celu większej precyzji uzmiennione zostały parametry związane ze stażem oraz stała. Równanie to jest następującej postaci:

$$\ln(w_t) = \theta_1 staz_t^K + \theta_2 staz_t^{K^2} + \beta_1 staz_t^M + \beta_2 staz_t^{M^2} + \sum_{j=2}^5 \gamma_j edu_t^K - j_t + \sum_{j=2}^5 \lambda_j edu_t^M - j_t + \theta_0 d^K + \beta_0 d^M + \varepsilon_t \quad (5),$$

gdzie:

w_t – średnie miesięczne wynagrodzenie brutto pracownika należącego do 3-cyfrowej grupy zawodowej w roku t ;

$staz_t^M$ ($staz_t^K$) – staż pracy mężczyzny (kobiety) należącego do 3-cyfrowej grupy zawodowej w roku t ;

$edu_t^M - j_t$ ($edu_t^K - j_t$) – j -ty poziom wykształcenia mężczyzny (kobiety) należącego do 3-cyfrowej średniej grupy zawodowej w roku t , przy czym $j = 1$ – niepełne podstawowe i podstawowe, 2 – gimnazjalne i zasadnicze zawodowe, 3 – średnie ogólnokształcące, 4 – średnie techniczne i podyplomowe, 5 – wyższe);

d^M (d^K) – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 w przypadku mężczyzn (kobiet)

θ_1, θ_2 (β_1, β_2) – parametry określające wpływ stażu pracy na płace w grupie kobiet (mężczyzn);

$\gamma_j, (\lambda_j)$ – parametry określające premię za edukacji z j -tego poziomu wykształcenia w stosunku do wykształcenia podstawowego w grupie mężczyzn (kobiet);

ε_t – składnik losowy.

Oszacowane parametry tego równania zawiera tabela 2A w aneksie. Oceny parametrów tego równania i analogiczne oceny równania 4 szacowanego oddzielnie dla grup kobiet i mężczyzn są w rzeczywistości takie same (różnice są rzędu 10^{-6}), stąd nie będą dodatkowo komentowane.

Dodatkowo, dokonano formalnego testowania równości premii za kolejne poziomy wykształcenia. W celu osiągnięcia jak najwyższej precyzji zarówno szacunków, jak i rezultatów testów dopuszczono również możliwość różnej premii z tytułu doświadczenia zawodowego. Testowano hipotezę zerową o równości poszczególnych parametrów w grupach mężczyzn i kobiet wobec hipotezy alternatywnej o różności tych parametrów.

Tabela 3. Wyniki testów o równości parametrów równania (5)

Hipoteza zerowa		Cała próba	2004	2006	2008	2010
$\theta_1 - \beta_1 = 0$	Statystyka t	2,566	1,314	0,710	1,957	2,253
	P-stwo testowe (p-value)	0,010	0,189	0,478	0,051	0,024
$\theta_2 - \beta_2 = 0$	Statystyka t	2,239	1,056	0,598	1,795	2,008
	P-stwo testowe (p-value)	0,025	0,291	0,550	0,073	0,045
$\gamma_2 - \lambda_2 = 0$	Statystyka t	2,408	1,358	1,678	1,755	1,222
	P-stwo testowe (p-value)	0,016	0,175	0,093	0,079	0,222
$\gamma_3 - \lambda_3 = 0$	Statystyka t	0,379	0,395	0,090	0,642	1,154
	P-stwo testowe (p-value)	0,705	0,693	0,928	0,521	0,249
$\gamma_4 - \lambda_4 = 0$	Statystyka t	0,799	0,445	0,752	0,881	0,117
	P-stwo testowe (p-value)	0,425	0,656	0,452	0,379	0,907
$\gamma_5 - \lambda_5 = 0$	Statystyka t	0,060	0,506	0,231	0,378	0,555
	P-stwo testowe (p-value)	0,952	0,613	0,817	0,705	0,579
$\theta_0 - \beta_0 = 0$	Statystyka t	0,718	0,342	0,828	0,246	0,473
	P-stwo testowe (p-value)	0,473	0,732	0,408	0,806	0,637

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3 zawiera wyniki testów. Z rezultatów przedstawionych w tej tabeli płynnie kilka wniosków. Po pierwsze, na każdym sensownym (poniżej 5%) poziomie

istotności odrzuca się hipotezy o równości parametrów mierzących wpływ doświadczenia zawodowego na płace w całej próbie oraz w 2010 r., a także o równości premii za wykształcenie zasadnicze zawodowe w całej próbie (por. pola w jasnym odcieniu szarości w tabeli 3). Po drugie, jeżeli przyjąć poziom istotności 10% to odrzuca się również hipotezę o równości wpływu doświadczenia zawodowego na płace w 2008 r., a także o równości premii za wykształcenie zasadnicze zawodowe w latach 2006 i 2008 (por. komórki w ciemnym odcieniu szarości w tabeli 3). Po trzecie, na żadnym sensownym poziomie istotności nie można odrzucić hipotezy o równości premii za poszczególne poziomy wykształcenia wyższego niż zasadnicze zawodowe według płci niezależnie od analizowanego okresu. Można zatem oczekiwać, że przeciętnie premia za edukację według płci jest taka sama dla wykształcenia średniego ogólnokształcącego, średniego technicznego i podyplomowego oraz wyższego.

Podsumowanie i wnioski

Prowadzone w opracowaniu analizy na temat premii za wykształcenie i doświadczenie zawodowe można podsumować następująco:

- Teoretyczne równanie płac Mincera uzależniające poziom płac od doświadczenia zawodowego i poziomu wykształcenia wskazuje, że różnice w płacach kobiet i mężczyzn są wynikiem nieciągłości procesu inwestycji w kapitał ludzki w grupie kobiet oraz przeciętnie krótszego okresu przebywania na rynku pracy w tejże grupie.
- Prowadzone dotychczas badania wskazują, że wynagrodzenie kobiet jest w Polsce przynajmniej o kilkanaście procent niższe niż w przypadku mężczyzn a różnice utrzymują się w czasie.
- Na gruncie dotychczasowych badań nie trudno jest uchwycić skalę różnic w premii z wykształcenia dla kobiet i mężczyzn w Polsce. Wyniki nie są w pełni porównywalne ze względu na różny okres, dla których prowadzone były analizy i różne bazy danych. Ponadto, nie ma jednoznacznie potwierdzonych rezultatów czy premie za wykształcenie i doświadczenie zawodowe kobiet i mężczyzn różnią się.
- Prowadzone przez nas analizy danych dotyczących płac w przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 9 osób pokazują, że przeciętne miesięczne wynagrodzenie kobiet w Polsce jest niższe niż wynagrodzenie mężczyzn, chociaż kobiety posiadają przeciętnie wyższe wykształcenie.
- Wydaje się, że niższe płace kobiet wynikają z innej struktury zatrudnienia. Kobiety pracują w większym stopniu w zawodach związanych z edukacją i ochroną zdrowia, mniej kobiet zatrudnionych jest w sektorze przemysłowym, ponadto więcej kobiet niż mężczyzn pracuje w sektorze publicznym. Wydaje się, na podstawie przeprowadzonych analiz, że kobiety w większym stopniu niż mężczyźni preferują stabilność zatrudnienia niż wysokie wynagrodzenia.
- Przedstawione w opracowaniu empiryczne szacunki równania Mincera dla Polski potwierdziły istotny statystycznie wpływ zarówno posiadanego poziomu

formalnego wykształcenia, jak też inwestycji w trakcie życia zawodowego mierzonych stażem pracy w grupach kobiet i mężczyzn.

- Wyniki przeprowadzonych analiz według płci wskazują, że wynagrodzenia rosną wraz ze zwiększaniem wykształcenia i wzrostem doświadczenia zawodowego, a wpływ drugiej zmiennej jest nieliniowy.
- Zarówno w grupie kobiet, jak i mężczyzn najwyższa stopa zwrotu uzyskiwana jest w przypadku wykształcenia wyższego. Wraz ze wzrostem doświadczenia zawodowego (i tym samym posiadanych umiejętności) wynagrodzenie rośnie, ale wzrost ten ma miejsce tylko do pewnego momentu. W przypadku mężczyzn ma to miejsce przy mniej niż 20-letnim stażu pracy, w przypadku kobiet wynagrodzenia rosną dłużej, co wynika z tego, że znacznie większy odsetek kobiet pracuje w sektorze publicznym.
- Analizując wpływ doświadczenia zawodowego na płace w grupach kobiet i mężczyzn nie można przyjąć hipotezy o jednakowym wpływie doświadczenia zawodowego na płace i tym samym jednakowej premii z doświadczenia zawodowego.
- Na każdym sensownym poziomie istotności odrzuca się hipotezę o równości premii za wykształcenie zasadnicze zawodowe w grupach kobiet i mężczyzn.
- Ponadto, prawdopodobieństwo testowe nie pozwala odrzucić hipotezy o równości premii w grupach kobiet i mężczyzn za następujące poziomy wykształcenia: średnie ogólnokształcące, średnie techniczne i podyplomowe oraz wyższe. Rezultaty analiz statystyczno-ekonometrycznych wskazują, że przeciętnie premia za edukację według płci jest taka sama dla wykształcenia średniego ogólnokształcącego, średniego technicznego i podyplomowego oraz wyższego.
- Tym samym przeprowadzone analizy wskazują, że raczej nie można mówić o dyskryminacji płacowej kobiet na polskim rynku pracy ze względu na poziom wykształcenia. Niższe przeciętne wynagrodzenia kobiet są wynikiem różnej struktury zatrudnienia. Kobiety w większym stopniu niż mężczyźni pracują w zawodach niżej opłacanych, ale dających większą stabilność zatrudnienia. Ponadto przerwy związane z macierzyństwem oraz większa konieczność

łączenia życia zawodowego z opieką nad dziećmi powoduje niższe inwestycje w siebie podczas życia zawodowego. Z tego samego powodu kobiety rzadziej decydują się na przejście na stanowiska kierownicze, związane z wyższymi zarobkami, ale wymagające większego zaangażowania czasowego.

Bibliografia

- Adamczyk A., W. Jarecki (2008) *Szacowanie wewnętrznej stopy zwrotu inwestycji w wyższe wykształcenie*, „Gospodarka Narodowa”, Nr 11-12/2008.
- Becker G. (1962) *Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis*, “Journal of Political Economy”, Vol. 70(5).
- Becker G. S. (1993) *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education (3rd Edition)*, The University of Chicago Press, Chicago and London.
- Goldin C. (1991) *The Role of World War II in the Rise of Women's Employment*, “American Economic Review”, Vol. 81(4).
- GUS (2012) *Kobiety i mężczyźni na rynku pracy*, Warszawa.
- Keane, M.P., E.S Prasad (2006) *Changes in the structure of earnings during the Polish transition*, “Journal of Development Economics”, No. 80.
- Mincer J. (1993) *Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply*, “Collected Essays of Jacob Mincer”, Vol.2.
- Mincer J., S. W. Polachek (1974) *Family Investments in Human Capital: Earnings of Women*, “The Journal of Political Economy”, Vol. 82(2), Part 2: Marriage, Family Human Capital, and Fertility.
- Mincer J., S. W. Polachek (1978) *Women's Earnings Reexamined*, “Journal of Human Resources”, Vol. 13.
- Myck M., A. Nicińska, L. Morawski (2009) *Count your hours: returns to education in Poland*, IZA Discussion Papers, No. 4332.
- Newell A., M. Socha (2005) *The Distribution of Wages in Poland*, IZA Discussion Paper, No. 1485.
- Newell A., M. Socha (2007) *The Polish Wage Inequality Explosion*, IZA Discussion Paper 2644.
- Polachek S. W. (1981) *Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure*, “The Review of Economics and Statistics”, Vol. 63(1).

- Puhani P.A. (2000) *On the Identification of Relative Wage Rigidity Dynamics. A Proposal for a Methodology on Cross-Section Data and Empirical Evidence for Poland in Transition*, IZA Discussion Paper, No. 226.
- Rogut A., S. Roszkowska (2007) *Rozkład płac i kapitału ludzkiego w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, Nr 11-12/2007.
- Strawiński P. (2006) *Zwrot z inwestycji w wyższe wykształcenie w Polsce*, „Ekonomista”, Nr 6/2006.
- Strawiński P. (2008) *Czy w Polsce opłaca się studiować? Wyniki modelu inwestycji w wyższe wykształcenie*, „Ekonomista”, Nr 4/2008.
- Weisberg J., M.W. Socha (2002) *Earnings in Poland: The private versus the public sector*, “Journal of Entrepreneurial Finance”, Vol. 7 (3).

Aneks

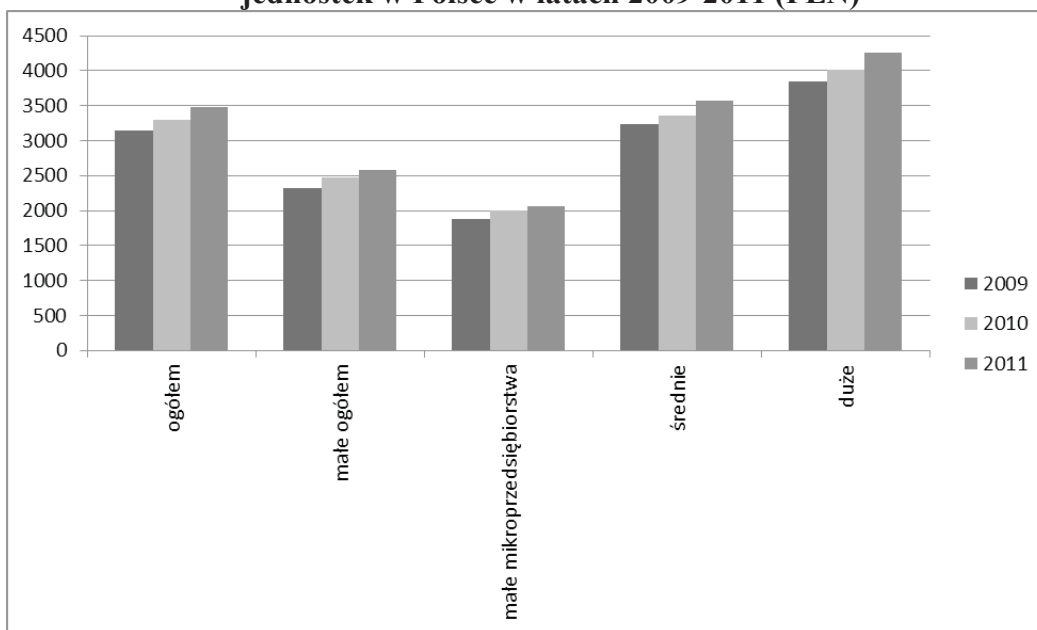
Tabela 1A. Struktura zatrudnionych* kobiet i mężczyzn oraz różnice między przeciętnym wynagrodzeniem w drugiej wielkiej grupie zawodowej a średnią krajową w październiku 2010 r.

Średnia grupa zawodowa	Odsetek zatrudnionych		Odchylenie od płacy średniej	
	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
Fizycy, chemicy i specjaliści nauk o Ziemi	0,1	0,1	1332,02	644,87
Matematycy, statystycy i pokrewni	0,0	0,1	1004,64	-166,85
Specjaliści nauk biologicznych i pokrewni	0,3	0,4	969,36	145,33
Inżynierowie (z wyłączeniem elektrotechnologii)	2,4	0,7	1789,50	536,46
Inżynierowie elektrotechnologii	0,5	0,0	2203,65	1688,08
Architekci, geodeci, projektanci i pokrewni	0,3	0,2	733,63	58,97
Lekarze	0,7	0,8	3570,53	2790,15
Pielęgniarki	0,1	3,9	-317,97	-357,77
Położne	0,0	0,4	216,91	-242,86
Specjaliści ratownictwa medycznego	0,0	0,0	-197,04	-856,43
Lekarze weterynarii	0,0	0,0	1665,93	702,38
Lekarze dentyści	0,0	0,1	897,86	621,48
Diagności laboratoryjni	0,0	0,2	1147,30	212,13
Inni specjaliści ochrony zdrowia	0,2	0,7	194,01	62,23
Nauczyciele akademicy	1,2	0,9	1803,61	960,82
Nauczyciele kształcenia zawodowego	0,7	0,9	-31,31	136,11
Nauczyciele gimnazjów i szkół ponadgimnazjalnych (z wyjątkiem nauczycieli kształcenia zawodowego)	2,8	6,8	114,57	304,99
Nauczyciele szkół podstawowych i specjaliści do spraw wychowania małego dziecka	0,8	6,4	-141,36	206,95
Inni specjaliści nauczania i wychowania	0,5	3,4	313,84	203,02
Specjaliści do spraw finansowych	0,9	2,8	2915,70	907,99
Specjaliści do spraw administracji i zarządzania	1,5	3,4	1640,8	570,75
Specjaliści do spraw sprzedaży, marketingu i public relations	1,6	1,9	2049,63	745,71
Specjaliści do spraw rynku nieruchomości	0,1	0,1	1468,48	903,90
Analitycy systemowi i programiści	1,2	0,2	2963,47	2061,86
Specjaliści do spraw baz danych i sieci komputerowych	0,6	0,1	1858,72	1750,51
Specjaliści z dziedziny prawa	0,4	0,6	3841,24	3444,26
Bibliotekoznawcy, archiwiści i muzealnicy	0,1	0,2	130,43	-147,58
Specjaliści z dziedzin społecznych i religijnych	0,2	0,5	1309,19	694,41
Literaci, dziennikarze i filolodzy	0,1	0,2	3030,30	1635,23
Twórcy i artyści	0,1	0,1	1241,56	804,50

*W przedsiębiorstwach zatrudniających co najmniej 10 osób

Źródło: Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010.

Wykres 1A. Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto według klas wielkości jednostek w Polsce w latach 2009-2011 (PLN)



Źródło: Bank Danych Lokalnych GUS.

Tabela 2A. Oszacowane wartości parametrów równania płac w grupach mężczyzn i kobiet przy dopuszczeniu możliwości różnej premii za wykształcenie w zależności od poziomu wykształcenia

Zmienna objaśniana $\ln(w)$					
Zmienne objaśniające	Cała próba (2004-2010)	2004	2006	2008	2010
$staz^M$	0,190***	0,212***	0,170***	0,172***	0,206***
$(staz^M)^2$	-0,016***	-0,017***	-0,013***	-0,015***	-0,019***
edu^M_2	0,202***	0,243***	0,236***	0,196***	0,216***
edu^M_3	0,212***	0,246***	0,224***	0,200***	0,137***
edu^M_4	0,521***	0,525***	0,561***	0,506***	0,496***
edu^M_5	0,724***	0,742***	0,728***	0,650***	0,700***
d^M	7,077***	6,764***	6,982***	7,262***	7,272***
$staz^K$	0,128***	0,157***	0,140***	0,095***	0,127***
$(staz^K)^2$	-0,009***	-0,011***	-0,010**	-0,005	-0,009***
edu^K_2	0,123***	0,168***	0,142***	0,103***	0,157***
edu^K_3	0,226***	0,271***	0,218***	0,161***	0,196***
edu^K_4	0,492***	0,498***	0,513***	0,454***	0,502***
edu^K_5	0,726***	0,711***	0,714***	0,671***	0,727***
d^K	7,043***	6,737***	6,915***	7,243***	7,240***
Skor. R^2	0,492	0,570	0,549	0,555	0,607
Obs.	4761	1149	1171	1170	1271

***, **, * – zmienne istotne statystycznie przy (odpowiednio) 1%, 5% i 10% poziomie istotności; cons. – stała bez bezpośredniej interpretacji ekonomicznej, obs. – liczba obserwacji, skor. R^2 – skorygowany współczynnik determinacji
Źródło: obliczenia własne.

www.nbp.pl

