

Rozkład płac i kapitału ludzkiego w Polsce

Wprowadzenie¹

Zagadnienia dotyczące posiadanych przez jednostkę umiejętności i ich wpływu na wysokość zarobków podejmowane były już przez Adama Smitha w „Badaniach nad naturą i przyczynami bogactwa narodów” (1776). Wskazywał on na różnice pomiędzy wykształconą a niewykształconą siłą roboczą oraz podkreślał, że aby zostać zaliczonym do pierwszej kategorii jednostka musi przejść przez proces kształcenia [Smith, 1954, księga I, rozdział X]. Natomiast prace proste może wykonywać każdy, dlatego (jak podkreśla Smith) będą one relatywnie mniej opłacane.

Najwcześniejsze badania związane z kapitałem ludzkim dotyczyły właśnie jego związków z rozkładem dochodów ludności. Punktem wyjścia tych rozważań była koncepcja Francisa Galtona, angielskiego antropologa i statystyka z lat 80. XIX wieku (por. [Cichy, 2005, s. 2]). Prowadzone przez niego badania nad rozkładami statystycznymi pokazały, że rozkład ludzi ze względu na budowę ciała jest rozkładem normalnym. Na tej podstawie podkreślał, że umiejętności ludzkie również powinny mieć rozkład normalny. Przyjmując neoklasyczne założenie o wzajemnej zależności między produktywnością pracy a poziomem płac, uważał on zatem, że rozkład płac powinien również być rozkładem normalnym. Jednak jak wykazał w swoich badaniach, jest on w większości przypadków dodatnio skośny.

Problem ten, dotyczący przyczyn występowania nierówności dochodów oraz dodatniej skośności ich rozkładu, przez wiele lat pozostawał nierozwiązany. Po części występowanie dodatniej skośności dochodów znajduje uzasadnienie w pracach Roberta Gibrata. Wyjaśnia on, że skośny rozkład dochodów może wynikać z faktu, iż płace jednostki nie zależą tylko od produktywności pracy, ale też od innych, niemierzalnych czynników (por. [Cichy, 2005, s. 2]), które wpływają raczej na zmiany względnych niż bezwzględnych płac, co przekłada się na logarytmiczno-normalny rozkład dochodów.

W I połowie XX wieku zagadnienie kapitału ludzkiego pojawiało się w pracach wielu ekonomistów, jednakże uważali oni je za problem *stricte* teoretyczny

* Autorki są pracownikami Katedry Makroekonomii Uniwersytetu Łódzkiego. Artykuł wpłynął do redakcji w sierpniu 2007 r.

¹ Wstępna wersja opracowania była prezentowana na konferencji *Macromodels' 2006* organizowanej przez Katedrę Modeli i Prognoz Ekonometrycznych Uniwersytetu Łódzkiego w grudniu 2006 r.

traktując jego pomiar i tym samym włączenie go do empirycznych analiz, za niemożliwy do zrealizowania. Pierwsze prace, w których podjęta została próba sformalizowania badań nad wielkością zasobu kapitału ludzkiego i oszacowania jego wpływu na rozkład dochodów, prowadzone były przez Jacoba Mincera, ekonomistę polskiego pochodzenia (J. Mincer *Investment in Human Capital and Personal Income Distribution*, Journal of Political Economy, 1958).

Mincer podkreślał, że sam zasób kapitału ludzkiego (rozumianego jako posiadany przez jednostkę zasób wiedzy i umiejętności²) jest wielkością niemierzalną. Wprowadził on jednak pojęcie inwestowania w zasób kapitału ludzkiego, które rozumiał jako proces uczenia się i nabywania umiejętności. W swoich analizach wyróżnił dwa (z punktu widzenia ich wpływu na rozkład dochodów) rodzaje inwestycji w zasób kapitału ludzkiego: inwestycje w formalną edukację (mierzone liczbą lat kształcenia w szkole) oraz inwestycje ponoszone podczas pracy zarobkowej (mierzone długością okresu doświadczenia zawodowego).

Wpływ prowadzonych przez Mincera badań w zakresie wpływu wielkości kapitału ludzkiego na rozkład dochodów jest ogromny (por. m.in. [Chiswick, 2003, s. 7-8]). W swoich pracach analizował wpływ posiadanego przez jednostkę wykształcenia, jak i doświadczenia zawodowego na poziom i zróżnicowanie zarobków. Pokazał po pierwsze, że nierówności płacowe w poszczególnych grupach zawodowych zwiększają się wraz ze wzrostem posiadanych przez jednostki umiejętności. Oznacza to, że w grupach zawodów wymagających większych umiejętności różnice w płacach będą większe. Po drugie, że nierówności płacowe wzrastają wraz z wiekiem (por. też [Chiswick, 2003, s. 5-8]).

Mincer oszacował stopy zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki oraz ich wpływ na rozkład płac ludności porównując zarobki pracowników w danych grupach zawodowych z tym samym poziomem wykształcenia. Udowodnił, że w większości przypadków inwestycje w kapitał ludzki maleją w miarę zbliżania się do emerytury. Co więcej, jako pierwszy empirycznie dowiódł, iż inwestycje w podniesienie posiadanych umiejętności ponoszone w trakcie pracy zawodowej są dodatnio skorelowane z poziomem wykształcenia jednostek.

Ponadto, podjął również próbę wyjaśnienia istotnych różnic w zarobkach pomiędzy kobietami a mężczyznami. Kobiety, jego zdaniem, mają mniejszą skłonność do inwestowania w siebie, gdyż długość ich życia zawodowego jest krótsza. Wynika to, po pierwsze z faktu wychowywania dzieci, po drugie z przechodzenia we wcześniejszym wieku na emeryturę. To, jego zdaniem, wyjaśnia dlaczego zarobki kobiet są z reguły niższe niż zarobki mężczyzn.

W niniejszym opracowaniu podjęta została próba weryfikacji zależności pomiędzy posiadanymi przez jednostkę umiejętnościami a jej zarobkami w gospodarce polskiej. Punktem wyjścia analiz było zaproponowane przez Mincera

² Becker w swoich pracach (por. m.in. [Becker, 1964, s. 15]) podaje szerszą definicję kapitału ludzkiego, do którego oprócz posiadanej wiedzy i umiejętności zalicza poziom zdrowia jednostki, jak również jej cechy osobiste, takie jak punktualność czy uczciwość. Podkreśla jednocześnie specyficzny charakter kapitału ludzkiego odróżniający go od innych form kapitału. Jest on bowiem nierozdzielnie związany z daną jednostką, co oznacza, że jednostka nie może go odsprzedać ani w żaden inny sposób od siebie odseparować.

równanie płac (J. Mincer *Schooling, Experience and Earnings*, 1974), na gruncie którego przyjmuje się, że poziom płac jest pewną liniową funkcją posiadanego przez jednostkę poziomu wykształcenia i nieliniową funkcją posiadanego przez nią doświadczenia zawodowego. Prowadzone w ciągu ostatnich trzydziestu lat przez wielu ekonomistów badania podkreślają aktualność wyników uzyskanych przez Mincera, jednakże wskazują konieczność pewnej modyfikacji wyjściowej postaci równania płac, w szczególności uwzględnienia możliwości nieliniowej zależności pomiędzy poziomem płac a posiadanym poziomem wykształcenia [Lemieux, 2006, s. 4], co zostało również uwzględnione w poniższym opracowaniu.

Głównym celem opracowania jest analiza nierówności płacowych w gospodarce polskiej i określenie, w jakim stopniu mogą być one wyjaśnione różnicami posiadanymi przez jednostkę umiejętności. W szczególności prowadzone analizy mają pokazać, jak silne są istniejące różnice w płacach pomiędzy pracującymi w poszczególnych grupach zawodowych oraz odpowiedzieć na pytanie, czy wykształcenie i doświadczenie zawodowe jednostki ma istotny wpływ na jej poziom płac. Na bazie dostępnych danych podjęta została również próba określenia nierówności płacowych w przekroju płci.

Struktura opracowania jest następująca. W części drugiej przedstawione zostały podstawy teoretyczne modelu płac. Część trzecia to – przegląd literatury dotyczącej weryfikacji równania płac w gospodarce polskiej. W części czwartej omówione zostały wykorzystane w opracowaniu dane statystyczne. Piąta część przedstawia zróżnicowanie płac i kapitału ludzkiego w Polsce. Szósta część jest empiryczną weryfikacją modelu Mincera na danych dotyczących gospodarki polskiej. Ostatnia część zawiera podsumowanie prowadzonych analiz i najważniejsze wnioski.

Teoretyczne podstawy modelu płac

Punktem wyjścia modelu jest założenie, że wszystkie jednostki (pracownicy) zachowują się racjonalnie i maksymalizują swoją użyteczność. W szczególności podejmując decyzje dotyczące podjęcia dodatkowego okresu szkolenia dążą do maksymalizacji zdyskontowanej bieżącej wartości swoich łącznych dochodów osiągniętych podczas okresu pracy zarobkowej³.

Główne założenia najprostszej postaci modelu Mincera (*schooling model*; por. [Mincer, 1974, s. 7-9], [Cahuc, Zybelberg, 2004, s. 85-86] oraz [Cichy, 2005, s. 18]) są następujące:

1. wszystkie jednostki są identyczne i mają takie same szanse znalezienia pracy w danym zawodzie,

³ W rzeczywistości płaca nie jest jedynym wyznacznikiem podejmowanych decyzji co do liczby lat kształcenia, gdyż jednostki biorą pod uwagę również takie czynniki, jak: warunki pracy, poziom ryzyka zawodowego, długość dojazdu do pracy etc. Dlatego też podkreśla się, że prace nieprzyjemne lub związane z dużym ryzykiem będą opłacane wyżej, niżby to wynikało z różnic w poziomie produktywności pracy.

2. poszczególne zawody różnią się wymaganym okresem nauki. Każdy dodatkowy rok kształcenia zmniejsza długość okresu zarobkowania dokładnie o rok (zakładając odgórnie ustalony wiek przejścia na emeryturę). Wybór zawodu związanego z dłuższym okresem nauki wiąże się zatem z pewną „stratą” czasu, który można by przeznaczyć na pracę zarobkową,
3. po ukończeniu szkoły jednostka nie podejmuje żadnych dalszych inwestycji w posiadany przez siebie zasób kapitału ludzkiego⁴,
4. nie ma żadnych globalnych zmian powodujących zmiany produktywności pracy jednostki (zmiany produktywności pracy wynikają tylko ze wzrostu posiadanych przez nią umiejętności),
5. nie występuje deprecjacja posiadanego zasobu kapitału ludzkiego (stopa deprecjacji owego kapitału jest równa zero),
6. inwestowanie w siebie jest czasochłonne i kosztowne. Łączne koszty kształcenia obejmują zarówno koszty bezpośrednie (związane m.in. z zakupem książek i materiałów) oraz koszty alternatywne (związane z podjęciem pracy zarobkowej). Zwiększanie posiadanych umiejętności poprzez kolejny rok nauki opóźnia bowiem wejście jednostki na rynek pracy i podjęcie pracy zarobkowej co zmniejsza liczbę lat pracy (zakładając stały wiek emerytalny⁵). W omawianym modelu dla uproszczenia analiz pomija się koszty bezpośrednie i zakłada się, że łączne koszty inwestycji w posiadany kapitał ludzki to koszty alternatywne. Kosztem podjęcia kolejnego okresu kształcenia jest zatem bieżąca wartość zarobków, jakie jednostka mogłaby uzyskać podejmując w tym czasie pracę zarobkową.

Ze względu na powyższe koszty, jednostka podejmie decyzję dotyczącą przeznaczenia kolejnego roku na kształcenie, tylko wówczas, gdy spodziewa się osiągnięcia w przyszłości pewnych korzyści z tytułu podniesienia kwalifikacji. Zawody wiążące się z dłuższym okresem kształcenia muszą zatem wiązać się z wyższymi zarobkami w przyszłości⁶. Odrzucenie tego założenia spowoduje, że wskutek podjęcia dodatkowego kształcenia, łączna wartość dochodów osiągniętych w ciągu całego życia pracownika uległaby obniżeniu i co za tym idzie (zakładając, że wszyscy pracownicy postępują racjonalnie i maksymalizują swoją użyteczność) nikt nie podejmowałby kształcenia. Tym samym, na gruncie prezentowanego modelu, jakiegokolwiek kształcenie zostanie podjęte dopiero, gdy będzie podnosić odłożone w czasie, przyszłe zarobki.

Przyjmując wcześniejsze założenie, że koszty inwestycji związanych z podniesieniem kwalifikacji można mierzyć wartością utraconych podczas kształce-

⁴ To założenie zostanie uchylone w rozszerzonej wersji modelu.

⁵ To założenie w niektórych modelach jest modyfikowane i przyjmuje się, że osoby wykształcone przechodzą na emeryturę w późniejszym wieku.

⁶ W analizach teoretycznych podkreśla się również znaczenie innych czynników (oprócz poziomu zarobków) mających wpływ na decyzje jednostek dotyczące okresu kształcenia, takich jak prestiż związany z wykonywaniem określonego zawodu i inne korzyści niematerialne (por. [Fallon, Verry, 1988, s. 135-136]). W modelu zakłada się, jednak, że jedyne korzyści podjęcia dodatkowego okresu kształcenia to korzyści związane z oczekiwanym wyższym poziomem wynagrodzeń.

nia zarobków, można zapisać, że jednostka podejmie kształcenie, gdy bieżąca wartość jej przyszłych zarobków przed i po podjęciu dodatkowego kształcenia będą sobie równe:

$$\sum_{t=1}^{n-s} \frac{W_s - W_{s-1}}{(1+i)^t} = W_{s-1} \quad (1)$$

gdzie:

W_s (W_{s-1}) – zarobki jednostki z s ($s-1$) latami wykształcenia,

s – liczba lat kształcenia,

i – stopa dyskontowa;

n – długość okresu zarabkowania powiększony o liczbę lat kształcenia (długość okresu zarabkowania osoby bez wykształcenia).

Dla każdej jednostki istnieje taka stopa zwrotu z inwestycji w zasób kapitału ludzkiego, przy której jest ona obojętna wobec decyzji podjęcia dodatkowego roku kształcenia lub podjęcia pracy zarobkowej:

$$\sum_{t=1}^{n-s} \frac{W_s - W_{s-1}}{(1+r)^t} = W_{s-1} \quad (2)$$

Zdecyduje się ona zatem na dodatkowy rok kształcenia wtedy, i tylko wtedy, gdy stopa zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki będzie większa od jej stopy dyskontowej ($r > i$). Stopę zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki można zatem mierzyć jako procentowy wzrost zarobków danej jednostki na skutek zwiększenia okresu kształcenia o jeden rok, co można zapisać jako:

$$r = \frac{W_s - W_{s-1}}{W_{s-1}} \quad (3)$$

Jak wspomniano wcześniej, jednostka, podejmując decyzję o rozpoczęciu s -tego roku kształcenia, dąży do maksymalizacji bieżącej wartości swoich łącznych dochodów (V_s), a zatem (por. [Mincer, 1974, s. 9]):

$$V_s = W_s \sum_{t=s+1}^n \left(\frac{1}{1+r} \right)^t \quad (4a)$$

lub w przypadku gdy założymy, że proces dyskontowania jest ciągły:

$$V_s = W_s \int_s^n e^{-rt} dt = \frac{W_s (e^{-rs} - e^{-rn})}{r} \quad (4b)$$

Zapisując analogicznie obecną wartość dochodów jednostki z $s-d$ latami kształcenia (gdzie d – różnica w liczbie lat kształcenia):

$$V_{s-d} = \frac{W_{s-d} (e^{-r(s-d)} - e^{-rn})}{r} \quad (5)$$

można obliczyć stosunek płacy danej osoby z $s - d$ latach kształcenia do jej płacy po s latach kształcenia jako (por. [Mincer, 1974, s. 10]):

$$k_{s,s-d} = \frac{W_s}{W_{s-d}} = \frac{e^{r(n+d-s)} - 1}{e^{r(n-s)} - 1} \quad (6)$$

Z równania (6) płyną następujące wnioski:

- po pierwsze, stosunek płacy danej osoby z s lat kształcenia do jej płacy po $s - d$ latach kształcenia będzie zawsze większy od jedności. Oznacza to, że osoby z wyższym poziomem wykształcenia będą zarabiać więcej,
- po drugie, powyższy iloraz jest dodatnią funkcją stopy zwrotu z inwestycji w kształcenie (r). Czyli różnice w płacach między osobami z różnym poziomem wykształcenia będą tym większe im wyższa jest stopa zwrotu z inwestycji w dany poziom wykształcenia,
- po trzecie, jest on ujemną funkcją długości okresu zarobkowania (n). Oznacza to, że różnice w płacach będą wyższe, gdy długość okresu zarobkowania jest krótsza, gdyż jednostki muszą zrekompensować poniesione koszty kształcenia w krótszym czasie,
- po czwarte, stosunek płac jest tym wyższy, im wyższa jest liczba lat kształcenia s dla danej osoby. Oznacza to, że większe różnice w płacach będą obserwowane pomiędzy osobą z wykształceniem wyższym a średnim, niż między osobą z wykształceniem średnim a zawodowym. Ta cecha powoduje, że rozkład dochodów jest w większym stopniu dodatnio skośny.

Zakładając jednakże, że długość okresu zarobkowania jednostki (n) jest stałą, niezależnie od długości jej czasu kształcenia, otrzymuje się następującą zależność:

$$k_{s,s-d} = \frac{W_s}{W_{s-d}} = \frac{e^{-r(s-d)}}{e^{-rs}} = e^{rd}$$

co wskazuje, że w tym przypadku k nie zależy ani od długości okresu kształcenia (s), ani od długości okresu zarobkowania (n). Definiując $k_{s,0} = \frac{W_s}{W_0} = k_s$, z równania (6) otrzymamy $k_s = e^{rs}$ i równanie Mincera w najprostszej postaci można zapisać jako (por. [Mincer, 1974, s. 11]):

$$\ln(W_s) = \ln(W_0) + rs \quad (7)$$

Równanie (7) pokazuje, że (po pierwsze) zarobki jednostki są wprost proporcjonalne do jej wykształcenia (mierzonego liczbą lat kształcenia s) oraz (po drugie) przy uwzględnieniu wcześniejszych założeń wysokość zarobków jest liniową funkcją liczby lat kształcenia. Stopa zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki (r) mierzy względną zmianę zarobków jednostki na skutek przedłużenia okresu nauki w szkole o rok.

Ponadto równanie (7) pozwala oszacować stopy zwrotu z inwestycji w wykształcenie, tylko wówczas, gdy przyjęte wcześniej założenia są spełnione

w rzeczywistości. W szczególności warunek braku dalszych inwestycji w zasób kapitału ludzkiego po ukończeniu formalnej edukacji. Gdyby to założenie było prawdziwe, to osoby z tym samym poziomem wykształcenia (liczbą lat kształcenia) osiągałyby takie same zarobki w każdym okresie. Nawet pobieżna analiza danych statystycznych wskazuje, że tak nie jest, co wskazuje, że jednostki inwestują w posiadany zasób kapitału ludzkiego również po ukończeniu okresu formalnego kształcenia w szkole.

Modyfikacja wyjściowego równania polega na wprowadzeniu do modelu zmiennej odzwierciedlającej wielkość ponoszonych przez jednostkę inwestycji w posiadany kapitał ludzki podczas wykonywanej przez nią pracy zarobkowej, próbując tym samym oszacować nie tylko stopy zwrotu z inwestycji w wykształcenie, ale również stopy zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki ponoszonych podczas okresu zarabkowania (ang. *on-the-job training*; Mincer, 1974). W rozszerzonej postaci modelu płac wyjściowe założenia modelu zostają zmodyfikowane następująco (por. [Mincer, 1974, s. 11-20] lub [Chiswick, 2005, s. 15-19]):

1. jednostka rozpoczyna pracę zarobkową bezpośrednio po ukończeniu okresu formalnej edukacji,
2. po wejściu na rynek pracy i rozpoczęciu pracy zarobkowej przeznaczają pewien czas na podnoszenie posiadanych przez siebie kwalifikacji. Kosztem alternatywnym poniesionych inwestycji jest wartość zarobków, jakie traci przeznaczając część swojego czasu na dodatkowe szkolenie. Tym samym jej faktyczne zarobki to różnica między wielkością możliwych do osiągnięcia dochodów (gdyby nie podejmowała szkolenia) a kosztami poniesionych inwestycji,
3. ze względu na fakt, że jednostka wykonuje pracę zarobkową, tylko część czasu pracy przeznaczają na podnoszenie posiadanych kwalifikacji (w przypadku formalnego kształcenia zakłada się, że odbywa się ono w pełnym wymiarze czasu tzn. na kształcenie w szkole poświęca się cały swój czas, który w przypadku rezygnacji z kształcenia przeznaczony zostałby na pracę),
4. zakłada się skończony okres zarabkowania jednostki. Uwzględnienie tego założenia powoduje, że (przy danej stopie zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki) łączne przychody z poniesionych inwestycji (bieżąca wartość łącznych dochodów uzyskanych w trakcie całego życia) będą tym większe, im wcześniej zostaną poczynione. Uwzględnienie tego warunku powoduje, że wielkość ponoszonych przez jednostkę inwestycji w podnoszenie posiadanych kwalifikacji będzie malała w miarę upływu lat pracy. Inwestycje poniesione bowiem na pięć lat przed odejściem na emeryturę przyniosą znacznie mniejsze przychody niż te same inwestycje poniesione kilkanaście lat wcześniej,
5. zakłada się liniowy spadek wartości ponoszonych w trakcie pracy zawodowej inwestycji. Formalnie można zapisać to jako (por. [Fallon, Verry, 1988, s. 149-150]):

$$h_t = h_o - \frac{h_o}{n}t \quad (8)$$

gdzie:

h_t – stopa inwestycji w posiadany przez jednostkę zasób kapitału ludzkiego w roku t ,

h_0 – stopa inwestycji w posiadany przez jednostkę zasób kapitału ludzkiego w roku początkowym (w roku rozpoczęcia pracy zarobkowej),

n – liczba lat pracy zawodowej (przy czym $h_n = 0$);

6. jako miarę wielkości inwestycji ponoszonych przez jednostkę w trakcie trwania pracy zawodowej Mincer przyjmuje staż pracy jednostki (liczbę lat przepracowanych).

Jednostka będzie zatem wybierała taką liczbę lat kształcenia formalnego (s) i taką liczbę lat kształcenia podczas okresu zarabkowania (x), aby maksymalizować bieżącą wartość swoich życiowych dochodów:

$$W_x = W_s \exp \left\{ r \int_0^x h_t dt \right\} \quad (9)$$

gdzie:

W_x – bieżąca wartość oczekiwanego przez jednostkę poziomu dochodów po x latach pracy;

W_s – zarobki jednostki po s latach kształcenia formalnego (liczby lat spędzonych w szkole);

r – stopa zwrotu z inwestycji w posiadany przez jednostkę zasób kapitału ludzkiego.

Uwzględniając warunek (8) oraz logarytmując równanie (9) uzyskuje się:

$$\ln W_x = \ln W_0 + rs + rh_0 x - \left(\frac{rh_0}{2n} \right) x^2 \quad (10)$$

co pokazuje po pierwsze, że zarobki jednostki będą tym wyższe im wyższy jest jej poziom wykształcenia (mierzony liczbą lat spędzonych w szkole) oraz po drugie, że zarobki jednostki do pewnego momentu będą rosnącą funkcją jej doświadczenia zawodowego (liczby lat przepracowanych). Jednakże, ze względu na spadek opłacalności inwestycji w zasób kapitału ludzkiego z wiekiem, wielkość ponoszonych inwestycji będzie maleć, a co za tym idzie zarobki jednostki będą od pewnego momentu malejącą funkcją posiadanego przez nią doświadczenia zawodowego⁷. Krzywa płac będzie zatem wypukła względem liczby lat doświadczenia zawodowego.

Podsumowując należy podkreślić, iż model Mincera może objaśniać różnice w płacach pomiędzy poszczególnymi grupami zawodowymi. Model objaśnia zarówno różnice w zarobkach między poszczególnymi grupami zawodów (które

⁷ W modelu nie uwzględnia się deprecjacji kapitału ludzkiego następującego z wiekiem. Jego uwzględnienie przekładałoby się na zmniejszenie wielkości inwestycji netto (rozumianej jako łączna wielkość ponoszonych inwestycji minus wielkość deprecjacji kapitału ludzkiego) w poszczególnych okresach.

na gruncie modelu są funkcją długości okresu nauki), jak i wyjaśnia różnice w zarobkach wewnątrz poszczególnych grup zawodów (które wynikają z różnic w doświadczeniu zawodowym jednostek).

Ogromną zaletą modelu jest podjęcie próby zmierzenia kapitału ludzkiego będącego uważanym wcześniej za zmienną niemierzalną i wprowadzenie pojęcia inwestycji w zasób kapitału ludzkiego. Szacowane wartości parametrów równania płac mają dzięki temu interpretację ekonomiczną, co umożliwia porównywanie ich wartości zarówno dla poszczególnych badanych grup jednostek, jak i zmian wartości owych parametrów w czasie.

Na gruncie prowadzonych analiz empirycznych nad rozkładem dochodów w poszczególnych krajach oraz wpływu wielkości inwestycji w kapitał ludzki na ich poziom zmodyfikowane zostały przede wszystkim założenia dotyczące stóp zwrotu z inwestycji. W szczególności przyjęcie założenia, że stopy te mogą różnić się dla poszczególnych jednostek, jak również w przypadku poszczególnych poziomów wykształcenia przekłada się na nieliniowy charakter zależności między poziomem wykształcenia a poziomem płac (więcej na ten temat zobacz w [Lemieux, 2006, s. 4-8]). W literaturze przedmiotu podkreśla się jednak, że pomimo pewnych modyfikacji model płac zaproponowany przez Mincerę jest cały czas wykorzystywany w empirycznych badaniach nad rozkładem dochodów w poszczególnych krajach i ich zależności od posiadanego przez jednostki zasobu kapitału ludzkiego⁸.

Równanie Mincera w opracowaniach innych autorów – przegląd literatury dotyczącej gospodarki polskiej

Po publikacji przez Mincerę w 1974 roku jego książki *Schooling, Experience and Earnings* powstała ogromna ilość publikacji, w których podejmowana była tematyka nierówności płac oraz próba weryfikacji zależności pomiędzy wysokością wynagrodzenia a umiejętnościami jednostki w wielu krajach. Jeżeli chodzi o gospodarkę polską to z opracowań powstałych w ciągu ostatnich lat wymienić należy m.in. następujące: [Newell, Socha, 2005], [Weisberg i Socha, 2002] oraz [Puhani, 2000].

Puhani [2000] analizował zmiany płac w poszczególnych przekrojach opierając się na danych z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności z lat 1994-1998. Jego wyniki wskazują, że w badanym okresie nastąpił znaczący wzrost premii za wykształcenie i za staż pracy. Płace osób z wykształceniem wyższym były ok. 50% wyższe od średniej płacy. Różnice w poszczególnych grupach wiekowych były mniejsze, ale również istotne. Najwyższe płace otrzymywali pracujący w wieku 56-65 lat (ok. 9% wyższe niż średnia płaca), najniższe pracownicy w wieku 16-25 (ponad 20% niższe niż średnia). Innymi zmiennymi w istotny

⁸ O jego przydatności w badaniach empirycznych świadczy też fakt, że jest on wykorzystywany również w sądownictwie m.in. dla oszacowania wartości utraconych (np. skutek wypadku) zarobków (por. [Chiswick, 2003, s. 25]).

sposób objaśniającymi różnice w płacach były ponadto: płeć, sektor gospodarki, sektor własności, wielkość miejscowości oraz województwo.

Weisberg, Socha [2002] opierając swoje analizy na modelu Mincera 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 roku. Wskazują one, że po pierwsze, płace są średnio o prawie 10% wyższe w sektorze prywatnym. Po drugie, że wpływ czynników związanych z poziomem posiadanego przez jednostki kapitału ludzkiego jest wyższy w sektorze prywatnym. Średnia stopa zwrotu z inwestycji w dodatkowy rok kształcenia wyniosła dla badanej próby ok. 7-8%. Po trzecie, że mężczyźni zarabiają przeciętnie więcej niż kobiety zarówno w sektorze publicznym, jak i sektorze prywatnym.

Newell, Socha [2005] badali zmiany w rozkładzie płac w Polsce w latach 1992-2002 bazując również na danych pochodzących z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności. Dane analizowane były w podziale na pracujących w sektorze prywatnym i publicznym. Biorąc pod uwagę premię za wykształcenie, wyniki autorów wskazują na większe różnice płac w sektorze prywatnym oraz ich wzrost w badanym okresie. W roku 1994 płace osób z wykształceniem wyższym były ok. 41% wyższe niż pracujących z wykształceniem co najwyżej podstawowym. W 2002 relacja ta wyniosła prawie 53%. W sektorze publicznym premia za wykształcenie była niższa, natomiast większa niż w sektorze prywatnym była premia związana z doświadczeniem zawodowym. Płace osób z co najmniej 20-letnim stażem pracy wzrosły relatywnie w stosunku do osób z doświadczeniem mniej niż 5-letnim z ok. 14 do 19%.

Dane

Prowadzone w dalszej części opracowania analizy empiryczne oparte są na dwóch próbach przekrojowych (z 2001 i 2004 roku) pochodzących z przeprowadzanych przez GUS reprezentatywnych badań wśród pracodawców. Obejmują one zarobki osób pracujących w danym zawodzie w podziale na wielkie, duże i średnie grupy zawodowe. Badania powyższe mają charakter reprezentatywny i obejmują osoby pracujące w podmiotach gospodarczych, w których liczba pracujących wynosiła powyżej 9 osób. Badaniem objęto jednostki gospodarki o wszystkich rodzajach działalności, należące zarówno do sektora publicznego, jak i prywatnego (więcej na temat badania patrz: *Struktura wynagrodzeń według zawodów*, GUS, Warszawa, www.stat.gov.pl). W obydwu badanych latach badanie objęło ok. 6 tys. pełnozatrudnionych pracowników.

Ogromną zaletą powyższych badań 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

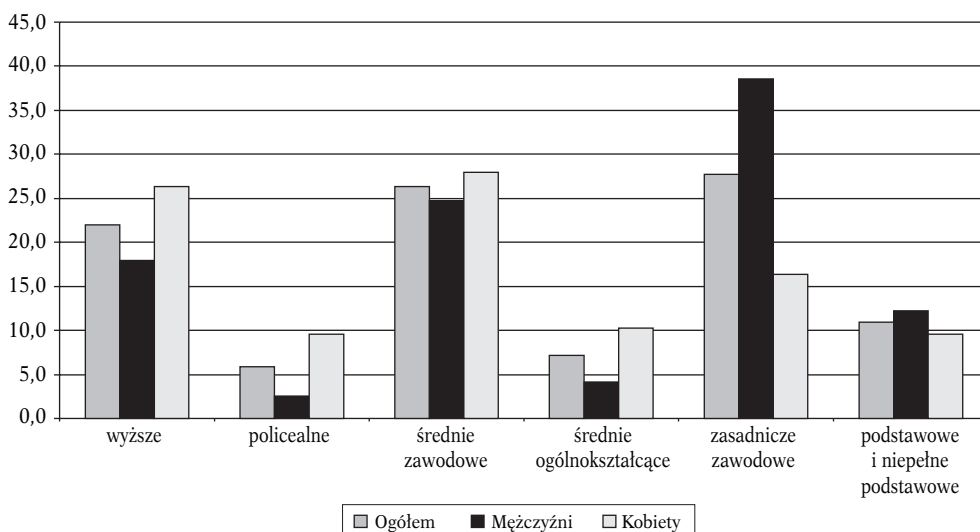
wraz ze wzrostem zarobków jednostki), ale są to faktyczne wynagrodzenia otrzymywane przez pracujących.

Zróżnicowanie struktury pracujących i płac w Polsce

Celem tej części opracowania jest zaprezentowanie struktury pracujących oraz struktury wynagrodzeń ze względu na poziom wykształcenia i staż pracy oraz w podziale na sekcje PKD. Jak wspomniano wcześniej, ze względu na dostępność danych statystycznych, analizy obejmują dwa okresy, rok 2001 i 2004. Ze względu na zmiany, jakie zaszły w badanym okresie w systemie kształcenia w gospodarce polskiej, przedstawione poniżej struktury pracujących według wykształcenia nie są w pełni porównywalne, jednakże można wyciągnąć z nich pewne wnioski (por. rysunek 1 i 2):

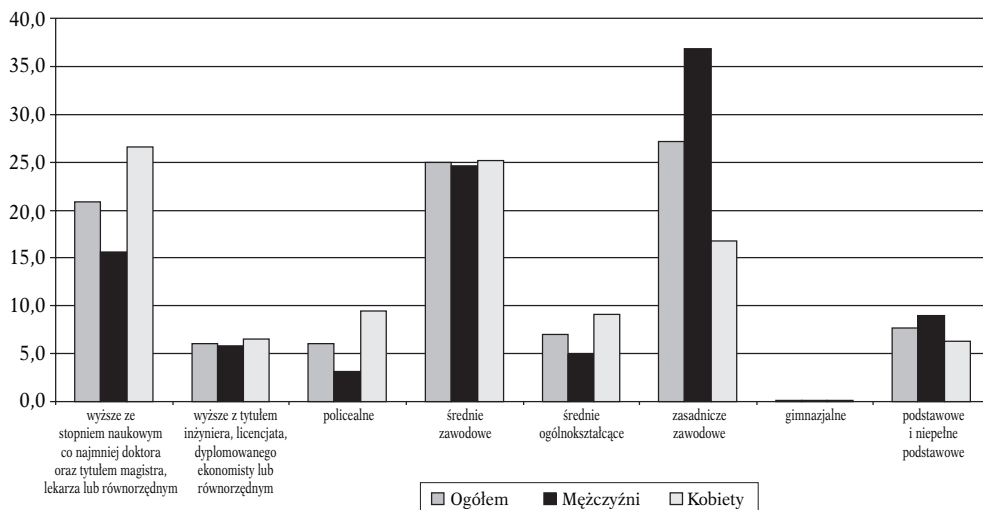
- w latach 2001-2004 miał miejsce wzrost (o ok. 5 punktów procentowych) udziału pracujących z wykształceniem wyższym wśród pracujących ogółem,
- w obu analizowanych okresach udział kobiet z wyższym wykształceniem wśród kobiet ogółem był większy o ok. 10 punktów procentowych niż analogiczny wskaźnik wśród mężczyzn,
- zmniejszył się w analizowanym okresie (o ok. 3 punkty procentowe) udział pracujących z wykształceniem podstawowym i niepełnym podstawowym zarówno wśród kobiet, jak i mężczyzn,
- udziały pracujących z wykształceniem policealnym, średnim zawodowym i ogólnokształcącym oraz zasadniczym zawodowym w badanym okresie nie uległy natomiast znaczącym zmianom.

Rysunek 1. Struktura pracujących według wykształcenia w 2001 roku
(łącznie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2001 r.*, GUS, Warszawa, 2002

Rysunek 2. Struktura pracujących według wykształcenia w 2004 roku
(łącznie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r.*, GUS, Warszawa, 2005

Porównując przeciętny poziom wynagrodzeń w poszczególnych okresach (por. rysunek 3 i 4) można powiedzieć, że w 2001 roku przeciętne wynagrodzenie wśród mężczyzn było o ok. 20% wyższe niż przeciętne wynagrodzenie w grupie pracujących kobiet (kształtując się odpowiednio na poziomie 2430 PLN i 1989 PLN). Przeciętne wynagrodzenie w 2001 roku w gospodarce polskiej wynosiło 2216 PLN. W 2004 roku przeciętne wynagrodzenie w gospodarce polskiej wzrosło do 2369 PLN i nadal utrzymywała się relatywnie taka sama (tj. ok. 20%) różnica między przeciętnym wynagrodzeniem wśród mężczyzn i kobiet.

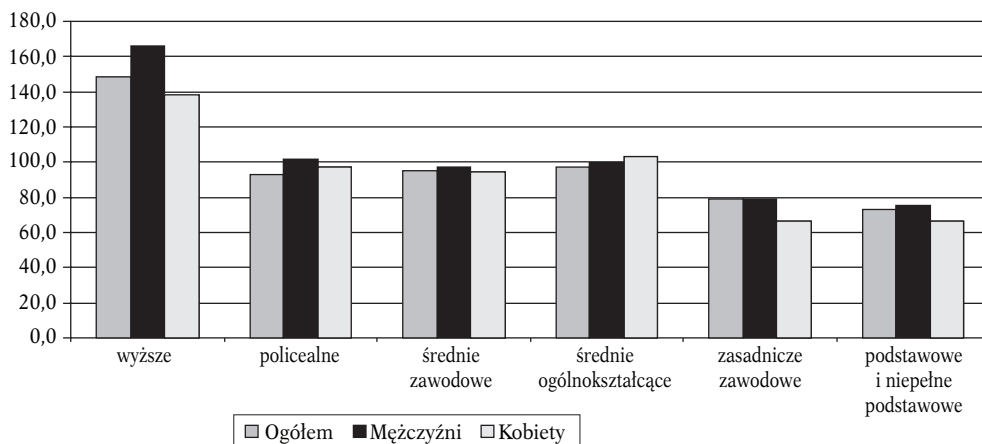
Analizując zróżnicowanie przeciętnego poziomu wynagrodzeń pracowników z poszczególnym poziomem wykształcenia w 2001 i 2004 roku (przedstawionych jako płace w danej grupie w stosunku do przeciętnego poziomu płac oddzielnie dla ogółu pracowników, mężczyzn i kobiet; por. rysunek 3 i 4) można powiedzieć, że:

- pracownicy z wykształceniem wyższym zarabiali średnio w badanym okresie ok. 30-50% więcej od przeciętnego wynagrodzenia,
- w roku 2001 wynagrodzenie osób pracujących z wykształceniem średnim ogólnokształcącym było zbliżone do przeciętnego wynagrodzenia. Natomiast w roku 2004 osoby te zarabiały ok. 7-10% mniej niż przeciętna płaca. Wynikać to może ze zmieniającej się struktury pracujących w gospodarce polskiej na przestrzeni lat 2001-2004,
- osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym, gimnazjalnym i podstawowym otrzymywały wynagrodzenie na poziomie ok. 20-30% niższym niż przeciętne w obu analizowanych okresach. W 2004 roku osoby z wykształce-

niem gimnazjalnym zarabiałały przeciętnie więcej niż osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym,

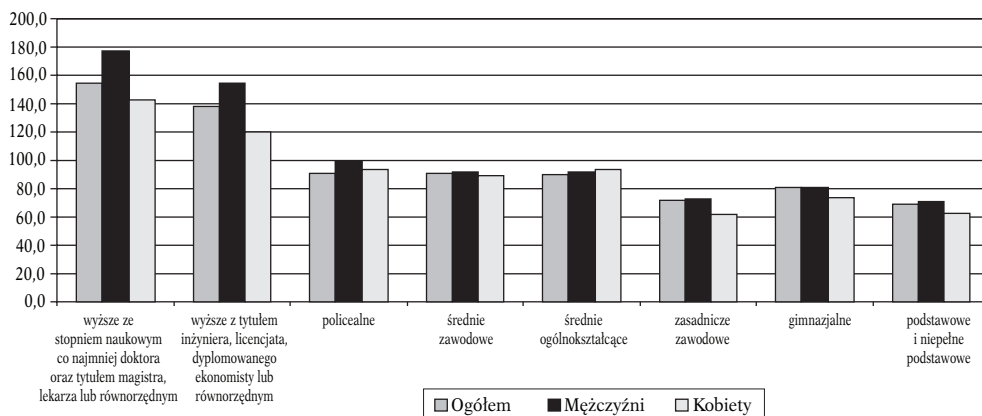
- warto ponadto podkreślić, iż w obu analizowanych okresach różnice w poziomie wynagrodzeń między osobami z wykształceniem wyższym i policealnym były znacznie wyższe niż między osobami z wykształceniem np. policealnym i średnim (por. rysunek 3 i 4). Może to świadczyć o występowaniu w gospodarce polskiej dodatniej skośności rozkładu dochodów ludności według wykształcenia.

Rysunek 3. Przeciętne wynagrodzenie brutto pracowników pełnozatrudnionych według poziomu wykształcenia w 2001 roku (przeciętne wynagrodzenie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



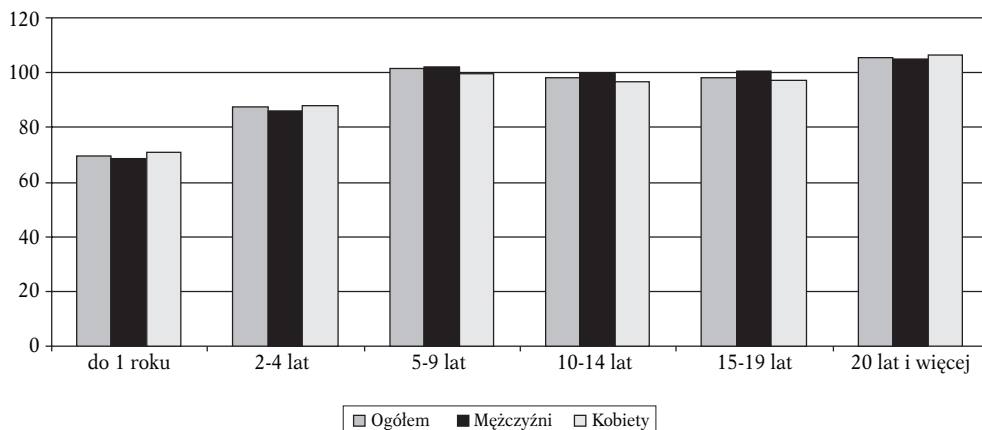
Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2001 r.*, GUS, Warszawa, 2002

Rysunek 4. Przeciętne wynagrodzenie brutto pracowników pełnozatrudnionych według poziomu wykształcenia w 2004 roku (przeciętne wynagrodzenie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



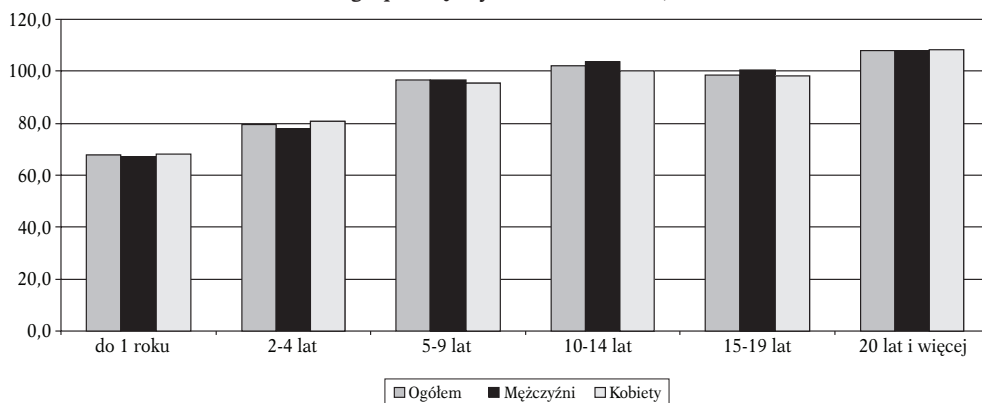
Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2001 r.*, GUS, Warszawa, 2005

Rysunek 5. Przeciętne wynagrodzenie brutto pracowników pełnozatrudnionych według stażu pracy w 2001 roku (przeciętne wynagrodzenie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2001 r.*, GUS, Warszawa, 2002

Rysunek 6. Przeciętne wynagrodzenie brutto pracowników pełnozatrudnionych według stażu pracy w 2004 roku (przeciętne wynagrodzenie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



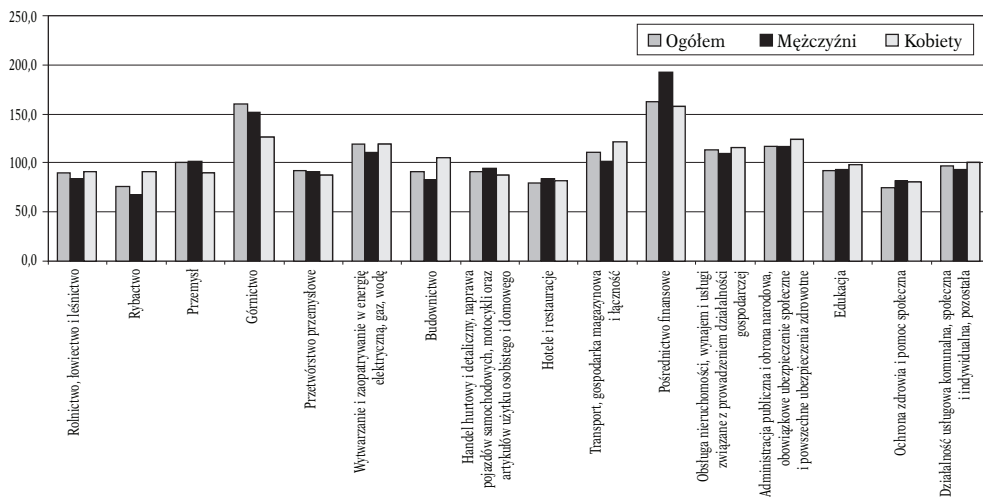
Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r.*, GUS, Warszawa, 2005

Istotne różnice w poziomie wynagrodzeń można zauważyć również analizując dane według stażu pracy pracujących (przedstawione jako ich relacja w stosunku do przeciętnego wynagrodzenia wśród odpowiednio ogółu pracujących, mężczyzn i kobiet; por. rysunek 5 i 6). Wynika z nich, iż najwyższe wynagrodzenie otrzymywały osoby z ponad 20-letnim stażem pracy (o ok. 5-8% niż przeciętne wynagrodzenie w danym roku). Najniższy poziom wynagrodzeń obserwowany był wśród pracowników ze stażem pracy nie przekraczającym 1 roku (w obu analizowanych okresach było ono o ok. 30% niższe niż przeciętne

wynagrodzenie w badanej grupie osób). Można również zauważyć, że w roku 2001 wynagrodzenie na poziomie zbliżonym do przeciętnego wynagrodzenia w poszczególnych grupach otrzymywały osoby ze stażem pracy 5-9 lat, a w roku 2004 – osoby ze stażem pracy 10-14 lat.

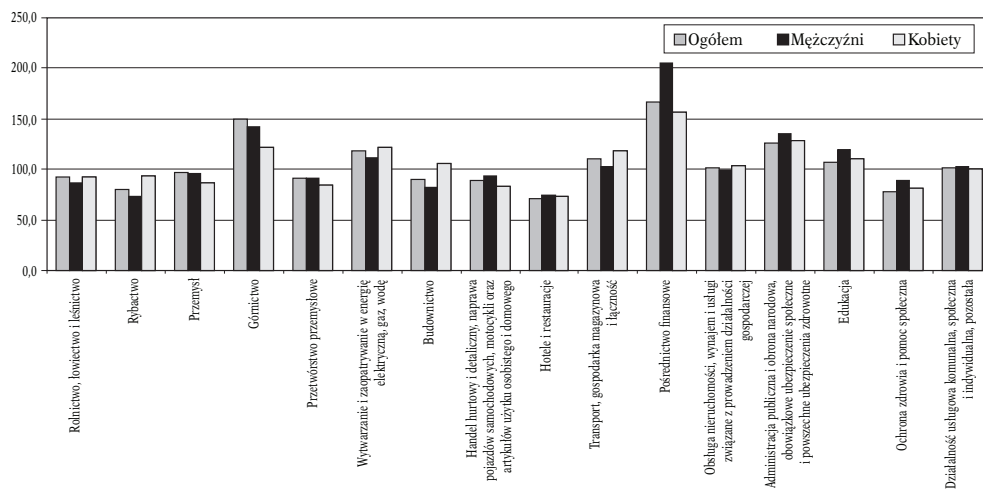
Analizując istniejące różnice w poziomie wynagrodzeń między pracownikami, należy podkreślić, że wynikały one nie tylko ze zróżnicowania posiadanych przez nich umiejętności i poziomu wykształcenia. Istotnym czynnikiem determinującym obserwowane nierówności dochodowe jest występowanie różnic w wynagradzaniu pracowników pracujących w różnych sekcjach gospodarki. Obserwując różnice w poziomie płac w poszczególnych sekcjach PKD w 2001 i 2004 roku (por. rysunek 7 i 8) można zauważyć, że zróżnicowanie płac w poszczególnych sekcjach było dość silne, a zmiany, jakie zaszły w badanych latach nie były znaczące. Najwyższe (ok. 1,5-2 razy wyższe niż przeciętne) wynagrodzenie uzyskiwali pracownicy zatrudnieni w sekcji pośrednictwo finansowe. Ponadto wyższe niż przeciętne wynagrodzenie w gospodarce polskiej notowano w sekcjach: górnictwo, administracja publiczna i obrona narodowa, wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę oraz transport, gospodarka magazynowa i łączność, czyli w działach gospodarki bądź należących do sektora publicznego, bądź przez ten sektor dofinansowywane. Zauważyć też można, że na przełomie lat 2001-2004 wzrosły relatywne (w stosunku do przeciętnych wynagrodzeń w badanej grupie) wynagrodzenia pracowników w szkolnictwie, a także obsługujących nieruchomości.

Rysunek 7. Przeciętne wynagrodzenie brutto pracowników pełnozatrudnionych według sekcji PKD w 2001 roku (przeciętne wynagrodzenie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2001 r.*, GUS, Warszawa, 2002

Rysunek 8. Przeciętne wynagrodzenie brutto pracowników pełnozatrudnionych według sekcji PKD w 2004 roku (przeciętne wynagrodzenie w poszczególnych grupach: ogółem oraz oddzielnie w grupie mężczyzn i kobiet = 100)



Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r.*, GUS, Warszawa, 2005

Plące a poziom kapitału ludzkiego w Polsce – analizy statystyczne

Jak wspomniane zostało we wstępie, celem prowadzonych w opracowaniu analiz jest określenie wpływu poziomu wykształcenia oraz doświadczenia zawodowego na wysokość wynagrodzeń. Analizy te (przedstawione poniżej) sporządzone zostały w podziale na średnie grupy zawodowe w oparciu o obowiązującą Klasyfikację Zawodów i Specjalności (por. *Klasyfikacja zawodów i specjalności*, Załącznik do rozporządzenia Ministra Gospodarki i Pracy z dnia 8 grudnia 2004 r., Dz.U. Nr 265, poz. 2644).

Wykorzystywana w dalszych analizach klasyfikacja związana jest z systemem pojęć, z których najważniejsze to: zawód, umiejętności oraz kwalifikacje zawodowe. Zawód jest zbiorem zadań lub zespołem czynności wyodrębnionych w wyniku społecznego podziału pracy, wykonywanych przez poszczególne osoby i wymagających odpowiednich kwalifikacji, tj. wiedzy i umiejętności. Zawód dzieli się na specjalności. Specjalność zawiera część czynności o podobnym charakterze, wymagających pogłębionej lub dodatkowej wiedzy i umiejętności. Umiejętność określa się jako sprawdzoną możliwość wykonania odpowiedniej klasy zadań w ramach zawodu czy specjalności. Przez kwalifikacje zawodowe rozumie się natomiast układy wiedzy i umiejętności wymagane do realizacji składowych zadań zawodowych (por. *Klasyfikacja zawodów i specjalności*, Załącznik do rozporządzenia Ministra Gospodarki i Pracy z dnia 8 grudnia 2004 r., Dz.U. Nr 265, poz. 2644).

Dla celów prowadzonych w opracowaniu analiz istotne są dwa aspekty kwalifikacji: poziom (jako funkcja kompleksowości i zakresu umiejętności)

i specjalizacja (jako rodzaj koniecznej wiedzy czy umiejętność posługiwania się określonymi urządzeniami i narzędziami).

W wykorzystanej w opracowaniu klasyfikacji zawodów uwzględniono cztery szerokie poziomy kwalifikacji, które zdefiniowano w odniesieniu do poziomów wykształcenia określonych w Międzynarodowej Klasyfikacji Standardów Edukacyjnych (ISCED 97), przyjętej na 29 sesji UNESCO w 1997 roku. Kwalifikacje mogą być nabywane w ramach systemu kursowego lub poprzez praktykę. Dlatego też decydującym czynnikiem dla określenia, jak dany zawód powinien być sklasyfikowany, są wymagane kwalifikacje a nie sposób, w jaki kwalifikacje te są osiągnane. W ramach wykorzystanej *Klasyfikacji zawodów i specjalności* wyróżnia się cztery poziomy kwalifikacji:

- pierwszy poziom oznaczający kwalifikacje elementarne odniesiono do pierwszego poziomu wykształcenia uzyskiwanego w szkole podstawowej,
- drugi poziom odniesiono do drugiego poziomu wykształcenia uzyskiwanego w gimnazjum oraz do trzeciego poziomu wykształcenia uzyskiwanego w liceum ogólnokształcącym, liceum profilowanym i zasadniczej szkole zawodowej,
- trzeci poziom odniesiono do czwartego poziomu wykształcenia uzyskiwanego w szkole policealnej oraz do trzeciego poziomu wykształcenia uzyskiwanego w technikum,
- czwarty poziom odniesiono do piątego poziomu wykształcenia uzyskiwanego na studiach wyższych zawodowych, studiach magisterskich i studiach podyplomowych oraz do szóstego poziomu wykształcenia uzyskiwanego na studiach doktoranckich.

Struktura klasyfikacji zawodów jest wynikiem ich grupowania na podstawie podobieństwa kwalifikacji zawodowych wymaganych dla realizacji zadań danego zawodu. Struktura wykorzystanej klasyfikacji w powiązaniu z poziomami kwalifikacji przedstawiona została w tablicy 1. Poziom kwalifikacji nie jest określony w przypadku grupy wielkiej 1 oraz 10. W przypadku grupy 1 kryterium wyodrębnienia jest funkcja tworzenia polityki i prawa, a w przypadku grupy 10 kryterium wyodrębnienia są obowiązki wojskowe.

Tablica 1

Struktura klasyfikacji zawodów i specjalności i odpowiadające im poziomy kwalifikacji

Lp.	Nazwa grupy wielkiej	Liczba grup w ramach grupy wielkiej			Liczba zawodów i specjalności	Poziom kwalifikacji
		dużych	średnich	elementarnych		
1	Przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy	3	6	33	43	–
2	Specjaliści	4	20	5	440	4
3	Technicy i inny średni personel	4	17	69	13	3
4	Pracownicy biurowi	2	7	20	51	2 lub 3

cd. tablicy 1

Lp.	Nazwa grupy wielkiej	Liczba grup w ramach grupy wielkiej			Liczba zawodów i specjalności	Poziom kwalifikacji
		dużych	średnich	elementarnych		
5	Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	2	7	21	7	2 lub 3
6	Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	4	8	13		2
7	Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	4	17	74	318	2
8	Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	3	20	72	338	2
9	Pracownicy przy pracach prostych	3	10	21	3	1
10	Siły zbrojne	1	4	4	4	–
	RAZEM	30	116	2	707	x

Źródło: *Klasyfikacja zawodów i specjalności*, Załącznik do rozporządzenia Ministra Gospodarki i Pracy z dnia 8 grudnia 2004 r., Dz.U. Nr 265, poz. 2644

Przechodząc do analiz nierówności dochodowych zarówno w poszczególnych grupach zawodowych, jak i między nimi oraz ich zmian w latach 2001-2004 (por. tablice 2 i 3) można powiedzieć, że:

- jeżeli chodzi o zróżnicowanie poziomu wynagrodzeń między poszczególnymi grupami to należy zauważyć, że najwyższe dochody osiągnęły przez pracowników należących do grupy pierwszej (przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy), najniższe – przez pracowników grupy dziesiątej (pracownicy przy pracach prostych). Generalnie można zauważyć, że wyższe płace były obserwowane w grupach zawodowych wymagających większych kwalifikacji,
- nierówności dochodowe między poszczególnymi wielkimi grupami zawodowymi wzrosły. W 2001 roku stosunek płacy najniższej do najwyższej wynosił ok. 5,6, w 2004 – ok. 6. Zróżnicowanie płac między grupami wzrosło w roku 2004 w porównaniu z rokiem 2001 o ok. 4 punkty procentowe (por. współczynniki zmienności w tablicach 2 i 3), przy czym w znacznie większym stopniu w grupie mężczyzn (o ok. 6 punktów procentowych w porównaniu do wzrostu o 1 punkt procentowy w przypadku kobiet),
- porównując zróżnicowanie wynagrodzeń wewnątrz poszczególnych wielkich grup zawodowych, można zauważyć, że największym zróżnicowaniem charakteryzowały się grupy 1-3. Są to grupy dość niejednorodne, obejmujące przedstawicieli władz publicznych, wyższych urzędników, kierowników oraz specjalistów i techników, obejmujące jednakże w większości osoby o wyższym niż w pozostałych grupach, poziomie wykształcenia,
- zróżnicowanie płac wewnątrz poszczególnych grup zwiększyło się. W grupie pierwszej o najwyższych nierównościach dochodowych współczynnik zmien-

ności wzrósł z 0,37 w 2001 roku do 0,42 w roku 2004. W najbardziej (pod względem poziomu wynagrodzeń) homogenicznej grupie czwartej (pracownicy biurowi) współczynnik zmienności wzrósł z 0,14 do 0,17. Obserwowane zmiany, polegające na wzroście nierówności dochodowych zarówno między grupami zawodowymi, jak i wewnątrz nich, są zgodne z obserwowanymi w innych krajach trendami zachodzącymi w miarę rozwoju gospodarki rynkowej (por. [Pereira, Martins, 2000, s. 10]),

- znaczne różnice można było zaobserwować w poziomie wynagrodzeń między kobietami a mężczyznami. We wszystkich grupach zawodowych płace kobiet były niższe. Przeciętnie w obu badanych okresach kobiety zarabiały ok. 30% mniej niż mężczyźni.

Tablica 2

Struktura i zróżnicowanie wynagrodzeń według grup klasyfikacji zawodów i specjalności oraz płci w Polsce w 2001 roku

Grupa		Średnia (w PLN)	Odchylenie standardowe (w PLN)	Współczynnik zmienności	Max (w PLN)	Min (w PLN)	Max/Min
Charakterystyki międzygrupowe							
1-9	Ogółem	2135,47	1143,50	0,54	6026,73	1077,43	5,59
	Mężczyźni	2390,34	1315,68	0,55	6720,79	1145,03	5,87
	Kobiety	1820,63	893,38	0,49	4548,18	985,82	4,61
Charakterystyki wewnątrzgrupowe							
1	Ogółem	4787,24	1787,64	0,37	9516,52	1787,03	5,33
	Mężczyźni	5146,14	2056,91	0,40	10342,66	1787,03	5,79
	Kobiety	4143,58	1201,25	0,29	6822,03	2372,83	2,88
2	Ogółem	2648,27	954,51	0,36	5167,89	1259,64	4,10
	Mężczyźni	2906,04	1022,97	0,35	5366,86	1061,82	5,05
	Kobiety	2453,12	846,42	0,35	5046,56	1180,58	4,27
3	Ogółem	2089,40	509,67	0,24	3405,91	1061,91	3,21
	Mężczyźni	2294,25	637,85	0,28	3541,94	1082,84	3,27
	Kobiety	1867,37	399,44	0,21	3059,46	1058,77	2,89
4	Ogółem	1865,65	265,98	0,14	2375,95	1323,81	1,79
	Mężczyźni	2058,98	368,90	0,18	2875,09	1348,26	2,13
	Kobiety	1812,00	269,47	0,15	2340,23	1257,91	1,86
5	Ogółem	1497,67	356,63	0,24	2242,03	1023,40	2,19
	Mężczyźni	1625,97	309,91	0,19	2097,68	1079,01	1,94
	Kobiety	1553,01	661,68	0,43	3675,44	942,28	3,90
6	Ogółem	1407,68	216,33	0,15	1944,69	1031,79	1,88
	Mężczyźni	1450,00	207,79	0,14	1943,72	1031,06	1,89
	Kobiety	1367,92	271,59	0,20	1978,73	883,01	2,24

cd. tablicy 2

Grupa		Średnia (w PLN)	Odchylenie standardowe (w PLN)	Współczynnik zmienności	Max (w PLN)	Min (w PLN)	Max/Min
7	Ogółem	1700,55	547,94	0,32	3838,42	929,87	4,13
	Mężczyźni	1747,80	530,44	0,30	3847,39	897,20	4,29
	Kobiety	1389,47	298,63	0,21	2386,65	760,00	3,14
8	Ogółem	1823,15	335,64	0,18	2865,54	1160,00	2,47
	Mężczyźni	1891,01	367,49	0,19	2979,58	1144,34	2,60
	Kobiety	1637,01	343,84	0,21	2652,41	940,12	2,82
9	Ogółem	1348,61	224,35	0,17	1916,68	993,39	1,93
	Mężczyźni	1391,62	220,80	0,16	1950,89	1034,43	1,89
	Kobiety	1257,04	220,24	0,18	1811,29	760,00	2,38

Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2001 r.*, GUS, Warszawa, 2002

Tablica 3

Struktura i zróżnicowanie wynagrodzeń według grup klasyfikacji zawodów i specjalności oraz płci w Polsce w 2004 roku

Grupa		Średnia (w PLN)	Odchylenie standardowe (w PLN)	Współczynnik zmienności	Max (w PLN)	Min (w PLN)	Max/Min
Charakterystyki międzygrupowe							
1-9	Ogółem	2216,22	1278,55	0,58	6341,88	1050,02	6,04
	Mężczyźni	2477,06	1514,21	0,61	7100,53	1079,33	6,58
	Kobiety	1894,67	956,48	0,50	5003,66	959,21	5,22
Charakterystyki wewnątrzgrupowe							
1	Ogółem	5046,57	2115,79	0,42	10490,39	1615,44	6,49
	Mężczyźni	5484,02	2551,92	0,47	11979,41	824,00	14,54
	Kobiety	3905,36	1222,96	0,31	6357,88	1890,86	3,36
2	Ogółem	2858,69	1049,29	0,37	6515,93	1318,33	4,94
	Mężczyźni	3121,90	1098,62	0,35	6654,98	1375,24	4,84
	Kobiety	2661,81	960,38	0,36	6434,03	1279,85	5,03
3	Ogółem	2377,08	1186,30	0,50	7568,07	1169,90	6,47
	Mężczyźni	2553,75	1173,79	0,46	7588,46	1191,75	6,37
	Kobiety	2259,13	1537,70	0,68	12248,90	1116,48	10,97
4	Ogółem	1860,32	311,37	0,17	2377,26	1270,79	1,87
	Mężczyźni	2053,53	407,62	0,20	2767,34	1282,50	2,16
	Kobiety	1812,50	316,50	0,17	2343,37	1188,62	1,97
5	Ogółem	1529,71	476,23	0,31	2801,80	1088,19	2,57
	Mężczyźni	1604,67	401,89	0,25	2432,89	911,16	2,67
	Kobiety	1535,51	642,92	0,42	3238,36	1018,05	3,18

cd. tablicy 3

Grupa		Średnia (w PLN)	Odchylenie standardowe (w PLN)	Współczynnik zmienności	Max (w PLN)	Min (w PLN)	Max/Min
6	Ogółem	1491,11	301,99	0,20	2067,02	891,59	2,32
	Mężczyźni	1570,57	314,66	0,20	2174,51	888,99	2,45
	Kobiety	1302,80	347,58	0,27	1919,35	824,00	2,33
7	Ogółem	1675,77	471,31	0,28	3657,62	935,99	3,91
	Mężczyźni	1750,71	451,43	0,26	3658,39	893,51	4,09
	Kobiety	1423,49	286,96	0,20	2420,00	871,41	2,78
8	Ogółem	1884,47	388,71	0,21	3266,63	1210,43	2,70
	Mężczyźni	1950,50	399,87	0,21	3266,63	1233,89	2,65
	Kobiety	1606,87	347,33	0,22	2616,65	873,00	3,00
9	Ogółem	1772,69	373,43	0,21	3266,63	1029,32	3,17
	Mężczyźni	1842,27	385,77	0,21	3266,63	1034,76	3,16
	Kobiety	1532,02	314,95	0,21	2548,98	873,00	2,92

Źródło: opracowanie własne na podstawie *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r.*, GUS, Warszawa, 2005

Powyższe analizy statystyczne wskazują, że po pierwsze, w gospodarce polskiej można zauważyć dość silne zróżnicowanie płac oraz po drugie, że wyższym wynagrodzeniom towarzyszy na ogół wyższy poziom kapitału ludzkiego. Kolejny krok prowadzonych analiz polegał zatem na sformalizowaniu prowadzonych rozważań i podjęciu próby oszacowania stopnia wpływu posiadanego przez pracowników poziomu wykształcenia, jak i doświadczenia zawodowego na poziom otrzymywanego wynagrodzenia.

Wykorzystując podstawy teoretyczne przedstawione w podpunkcie drugim opracowania oszacowane zostały parametry równania typu Mincera. Szacunki przeprowadzono oddzielnie dla ogółu pracujących oraz w podziale na kobiety i mężczyzn. Analizowane równanie miało postać:

$$\ln Y_i = \alpha_0 + \sum_{j=2}^5 \beta_j t_{ji} + \sum_{k=2}^4 \gamma_k s_{ki} + \varepsilon_i \quad (11)$$

gdzie:

Y_i to poziom wynagrodzenia w i -tej grupie średniej zgodnie z przyjętą klasyfikacją zawodów i specjalności,

t_{ji} to zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla j -tego przedziału stażu pracy pracownika należącego do i -tej grupy zawodowej, przy czym przedziały lat pracy były następujące: do 1 roku, 2-4 lat, 5-9 lat, 10-14 lat, 15-19 lat oraz 20 lat i więcej,

s_{ki} to zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 dla k -tego poziomu kwalifikacji ($k = 1, 2, 3, 4$) pracownika należącego do i -tej grupy zawodowej, przy czym poziomy klasyfikacji są zgodne z poziomami zaprezentowanymi w tablicy 1,
 ε_i to składnik losowy.

Parametry powyższej funkcji interpretuje się następująco:

β_j pokazuje względne odchylenie wynagrodzenia osób ze stażem należącym do j -tej grupy od wynagrodzenia osób ze stażem pracy do 1 roku,

γ_k to parametr pokazujący względne odchylenie wynagrodzenia osób z k -tym poziomem klasyfikacji od poziomu wynagrodzeń osób z czwartym (najwyższym) poziomem klasyfikacji,

α_0 to wyraz wolny nie posiadający bezpośredniej interpretacji ekonomicznej.

Wartości parametry równania (11) szacowane były MNK na próbie przekrojowej oddzielnie dla roku 2001 i 2004, przy czym szacunki przeprowadzono dla całej grupy pracujących oraz oddzielnie dla mężczyzn i kobiet. Analizując przedstawione w tablicy 4⁹ oszacowane wartości parametrów funkcji (11) można zauważyć, że:

- zarówno poziom posiadanego wykształcenia, jak i długość okresu doświadczenia zawodowego miały wpływ na poziom wynagrodzenia,
- najwyższe płace otrzymywały osoby najbardziej wykształcone. W 2001 roku pracownicy posiadający trzeci poziom klasyfikacji otrzymywali o ok. 30% niższe wynagrodzenie niż pracujący z czwartym (najwyższym) poziomem kwalifikacji. Z kolei wynagrodzenie pracujących z pierwszym i drugim poziomem kwalifikacji było odpowiednio o 39 i 63% niższe niż wynagrodzenie pracujących z najwyższym poziomem kwalifikacji,
- różnice te w badanym okresie zwiększyły się. W 2004 roku płace osób z trzecim, drugim i pierwszym poziomem kwalifikacji były odpowiednio o ok. 33, 45 i 68% niższe wynagrodzenie osób z najwyższym poziomem kwalifikacji,
- jeżeli chodzi o doświadczenie zawodowe, to można zauważyć, że w obu analizowanych okresach wzrost stażu pracy przekładał się na wzrost wynagrodzenia. Pracujący ze stażem pracy odpowiednio: 2-4 lata, 5-9 lat, 10-14 lat, 15-19 lat i powyżej 20 lat otrzymywali w 2004 roku wynagrodzenie o odpowiednio 12,6, 27, 34, 38 i 43% wyższe niż pracujący ze stażem mniejszym niż rok,
- zmiany, jakie zaszły w stosunku do 2001 roku, polegały przede wszystkim na wzroście wynagrodzeń osób z najdłuższym doświadczeniem zawodowym i relatywny spadek płac wśród osób pracujących mniej niż 10 lat,
- przedstawione szacunki potwierdzają ponadto występowanie istotnych różnic w grupie kobiet i mężczyzn szczególnie biorąc pod uwagę posiadane doświadczenie zawodowe. W obu analizowanych okresach wzrost stażu pracy wśród mężczyzn wiązał się z przeciętnie o kilka punktów procentowych wyższym wzrostem płac niż w grupie kobiet.

⁹ W aneksie w tablicy 1A przedstawione są oszacowania analogicznej do postaci (11) funkcji, z tym że jako poziomy kwalifikacji (sk_l , $l = 3, \dots, 9$) zastosowano numery grup wielkich odpowiadających poszczególnym grupom średnim, co pozwoliło na zdezagregowanie 2 i 3 poziomu kwalifikacji. Wyniki tak zmodyfikowanych analiz są zbliżone do tych przedstawionych w tablicy 4.

Tablica 4

Oszacowane wartości parametrów funkcji (11)

Zmienna objaśniająca	Rok 2001			Rok 2004		
	log(Y) ogółem	log(Y) mężczyźni	log(Y) kobiety	log(Y) ogółem	log(Y) mężczyźni	log(Y) kobiety
Stała	7,573 (230,879)	7,642 (230,578)	7,513 (239,394)	7,638 (224,947)	7,710 (236,107)	7,588 (215,616)
t_2	0,169 (4,689)	0,191 (5,239)	0,159 (4,557)	0,126 (3,402)	0,124 (3,472)	0,131 (3,385)
t_3	0,283 (7,838)	0,316 (8,642)	0,265 (7,656)	0,270 (7,296)	0,292 (8,206)	0,244 (6,335)
t_4	0,318 (8,789)	0,353 (9,653)	0,301 (8,716)	0,340 (9,181)	0,375 (10,525)	0,314 (8,130)
t_5	0,338 (9,363)	0,365 (9,982)	0,312 (9,028)	0,376 (10,149)	0,410 (11,511)	0,336 (8,714)
t_6	0,378 (10,451)	0,400 (10,950)	0,383 (11,091)	0,426 (11,520)	0,446 (12,531)	0,415 (10,780)
s_3	-0,299 (-10,012)	-0,304 (-10,057)	-0,292 (-10,274)	-0,327 (-10,533)	-0,341 (-11,434)	-0,315 (-9,882)
s_2	-0,392 (-13,816)	-0,451 (-15,717)	-0,461 (-17,009)	-0,451 (-15,436)	-0,499 (-17,757)	-0,543 (-17,944)
s_1	-0,627 (-15,385)	-0,686 (-16,668)	-0,628 (-16,244)	-0,684 (-15,431)	-0,742 (-17,392)	-0,711 (-15,630)
R^2	0,477	0,522	0,528	0,478	0,542	0,501
Skor. R^2	0,468	0,515	0,520	0,470	0,535	0,494
A.I.C.	-0,0590	-0,0382	-0,166	0,141	0,0631	0,194
S.C.	0,0171	0,0379	-0,0895	0,209	0,131	0,263
Liczba obs.	498	498	491	582	582	567

R^2 (skor. R^2) to współczynnik determinacji (skorygowany współczynnik determinacji); A.I.C. to kryterium Akaike'a; S.C. to kryterium Schwarzza. W nawiasach pod oszacowaniami podano wartości statystyk t -Studenta.

Źródło: opracowanie własne

W przypadku analizowanej powyżej funkcji (11) zmienne opisujące zarówno kwalifikacje, jak i staż pracy ujęte zostały w formie zmiennych zero-jedynkowych. Taka postać nie pozwala, niestety, uwzględnić nieliniowej zależności (wynikającej z rozszerzonego równania Mincera) między posiadanymi kwalifikacjami i stażem pracy pracowników a otrzymywanym przez nich wynagrodzeniem. Dlatego też oszacowane zostały wartości parametrów równania (12), w którym zmienną aproksymującą staż pracy jest średnia wartość tej zmiennej w poszczególnych przedziałach, natomiast zmienna aproksymująca poziom wykształcenia przyjmuje wartości od 1 do 4 (zgodnie z poziomem kwalifikacji, por. tablica 1) bądź wartość od 2 do 9 (zgodnie z numeracją wielkich grup zawodowych w ramach *Klasyfikacji Zawodów i Specjalności*). Na tej podstawie oszacowano wartości parametrów następujących równań (przy czym na

parametry nakładano w niektórych przypadkach restrykcje zerowe, aby nadać pozostałym szacowanym parametrom interpretację ekonomiczną):

$$\ln Y_i = \lambda_0 + \lambda_1 t_i + \lambda_2 t_i^2 + \lambda_3 s_{mi} + \lambda_4 s_{mi}^2 + \xi_i \quad (12a)$$

$$\ln Y_i = \kappa_0 + \kappa_1 t_i + \kappa_2 t_i^2 + \kappa_3 s_{ri} + \kappa_4 s_{ri}^2 + \zeta_i \quad (12b)$$

gdzie:

t_i to średnia wartość przedziału stażu pracy pracownika należącego do i -tej grupy zawodowej,

s_{mi} to zmienna aproksymująca poziom wykształcenia (m przyjmuje wartości od 1 do 4, zgodnie z poziomem kwalifikacji) pracownika należącego do i -tej grupy zawodowej,

s_{ri} to zmienna aproksymująca poziom wykształcenia (r przyjmuje wartości od 1 do 9, zgodnie z numeracją wielkich grup zawodowych) pracownika należącego do i -tej grupy zawodowej,

λ_j oraz κ_j to parametry strukturalne modelu,

ξ_i i ζ_i to składniki losowe.

Wyniki estymacji wartości parametrów funkcji (12a) i (12b) dla całej badanej próby w 2001 i 2004 roku przedstawione są w tablicach 5 i 6¹⁰. Płyną z nich następujące wnioski:

- podobnie jak w przypadku funkcji (11) zarówno poziom wykształcenia, jak i długość okresu doświadczenia zawodowego miały wpływ na wysokość płac,
- przedstawione wyniki analiz wskazują, że poziom wynagrodzeń pracowników jest nieliniową funkcją stażu pracy. Innymi słowy wzrost doświadczenia zawodowego przekłada się na wzrost dochodów pracowników, ale mniej niż proporcjonalny. Wzrost stażu pracy o 1 rok, *ceteris paribus*, powodował wzrost wynagrodzenia o ok. 3,6% w roku 2001 i ok. 3,9% w roku 2004,
- poziom kwalifikacji również pozytywnie wpływał na poziom wynagrodzeń. W przypadku równania 12.a (gdzie zmienna aproksymująca poziom wykształcenia przyjmowała wartości zgodne z czterostopniowym poziomem kwalifikacji) wpływ ten był liniowy (por. nieistotne statystycznie oszacowanie parametru przy s_{mi}^2). Podniesienie kwalifikacji o 1 poziom powodowało wzrost wynagrodzeń o ok. 20% w roku 2001 i 23% w roku 2004,
- pewnego rodzaju nieliniowość wpływu kwalifikacji na poziom wynagrodzenia można zaobserwować w przypadku, w którym poziom kwalifikacji mierzony jest przyporządkowaniem do odpowiedniej wielkiej grupy zawodowej zgodnie z przyjętą klasyfikacją zawodów i specjalności,
- w przypadku szacunków parametrów analizowanej funkcji w podziale na płeć (por. tablice 2A i 3A w aneksie), można zauważyć, że wartości oszaco-

¹⁰ W aneksie w tablicach 2A i 3A przedstawiono wyniki estymacji powyższych równań oddzielnie dla grupy kobiet i mężczyzn.

wanych parametrów przy zmiennej opisującej wykształcenie w przypadku mężczyzn były o kilka punktów procentowych wyższe. Ponadto z przedstawionych wyników wynika, że również staż pracy silniej oddziaływał na poziom wynagrodzeń wśród mężczyzn (wyższe wartości oszacowanych parametrów przy zmiennej t).

Tablica 5

Oszacowane wartości parametrów funkcji (12a) i (12b) na próbie z 2001 roku

Zmienna objaśniająca	log(Y) ogółem w 2001 roku							
Stała	6,858 (197,839)	6,781 (184,913)	6,906 (81,856)	6,829 (81,941)	7,710 (255,019)	7,632 (229,119)	8,013 (123,699)	7,936 (122,234)
t	0,0131 (10,279)	0,0362 (8,093)	0,0131 (10,272)	0,0362 (8,088)	0,0131 (9,621)	0,0362 (7,548)	0,0131 (9,877)	0,0362 (7,760)
t^2	-	-0,000918 (-5,381)	-	-0,000918 (-5,378)	-	-0,000918 (-5,019)	-	-0,000918 (-5,159)
s_m	0,203 (17,172)	0,203 (17,650)	0,162 (2,466)	0,162 (2,535)	-	-	-	-
s_m^2	-	-	0,00753 (0,624)	0,00753 (0,641)	-	-	-	-
s_r	-	-	-	-	-0,0630 (-14,037)	-0,0630 (-14,376)	-0,212 (-7,399)	-0,212 (-7,588)
s_r^2	-	-	-	-	-	-	0,0141 (5,260)	0,0141 (5,395)
R^2	0,447	0,478	0,448	0,478	0,369	0,423	0,403	0,433
Skor. R^2	0,445	0,475	0,444	0,474	0,367	0,420	0,399	0,429
A.I.C.	-0,0279	-0,0809	-0,0247	-0,0777	0,104	0,223	0,0538	0,00524
S.C.	-0,00256	-0,0471	0,00912	-0,0354	0,130	0,253	0,0876	0,0475
Liczba obs.	498	498	498	498	498	498	498	498

Źródło: opracowanie własne. Oznaczenia jak do tablicy 4

Tablica 6

Oszacowane wartości parametrów funkcji (12a) i (12b) na próbie z 2004 roku

Zmienna objaśniająca	log(Y) ogółem w 2004 roku							
Stała	6,791 (191,997)	6,713 (179,228)	6,885 (76,967)	6,807 (76,853)	7,753 (253,508)	7,676 (227,429)	8,164 (125,376)	8,087 (123,629)
t	0,0162 (12,773)	0,0392 (8,750)	0,0162 (12,777)	0,0392 (8,753)	0,0162 (11,939)	0,0392 (8,153)	0,0162 (12,435)	0,0392 (8,507)
t^2	-	-0,000915 (-5,342)	-	-0,000915 (-5,344)	-	-0,000915 (-4,978)	-	-0,000915 (-5,194)
s_m	0,230 (18,957)	0,230 (19,403)	0,152 (2,197)	0,152 (2,249)	-	-	-	-
s_m^2	-	-	0,0144 (1,144)	0,0144 (1,171)	-	-	-	-

cd. tablicy 6

Zmienna objaśniająca	log(Y) ogółem w 2004 roku							
s_r	-	-	-	-	-0,0706 (-15,517)	-0,0706 (-15,832)	-0,273 (-9,440)	-0,273 (-9,650)
s_f^2	-	-	-	-	-	-	0,0192 (7,079)	0,0192 (7,236)
R ²	0,474	0,499	0,476	0,500	0,398	0,423	0,446	0,471
Skor. R ²	0,472	0,497	0,473	0,497	0,396	0,420	0,443	0,467
A.I.C.	0,127	0,0820	0,128	0,0831	0,262	0,223	0,182	0,140
S.C.	0,149	0,112	0,158	0,121	0,284	0,253	0,212	0,177
Liczba obs.	582	582	582	582	582	582	582	582

Źródło: opracowanie własne. Oznaczenia jak do tablicy 4

Podsumowanie i wnioski

Przedstawione w pracy analizy zależności między posiadanymi kwalifikacjami a poziomem wynagrodzeń oparte na modelu płac typu Mincera potwierdzają, że zarówno wykształcenie, jak i doświadczenie zawodowe jednostek ma istotny statystycznie wpływ na poziom ich zarobków w gospodarce polskiej. Potwierdza to spostrzeżenia innych autorów, jednakże bezpośrednie porównanie uzyskanych szacunków nie jest możliwe po pierwsze, ze względu na różny okres badawczy, po drugie ze względu na różne źródła danych statystycznych.

W szczególności przeprowadzone analizy potwierdzają tezę, że osoby z wyższym poziomem wykształcenia zarabiają więcej. Płace osób z wykształceniem wyższym były ok. 30-50% wyższe, a płace osób z wykształceniem zawodowym, podstawowym i niepełnym podstawowym o 20-30% niższe od przeciętnego wynagrodzenia w Polsce w obu analizowanych okresach. Ponadto analizy wskazują, że zróżnicowanie płac rośnie wraz ze wzrostem wykształcenia.

Istotne, z punktu widzenia poziomu płac, jest również doświadczenie zawodowe jednostek. Pracownicy z 20-letnim stażem pracy zarabiali w badanym okresie ok. 5-8% więcej niż przeciętna płaca w Polsce. Najniższe zarobki uzyskiwały osoby z mniej niż rocznym stażem pracy (ok. 30% niższe niż przeciętne wynagrodzenie w Polsce).

Porównując zarobki pracowników w poszczególnych grupach zawodowych, można było zauważyć zarówno ich bardzo silne zróżnicowanie, jak również pogłębienie różnic w badanym przez autorki okresie.

Przeprowadzone w opracowaniu analizy statystyczne wskazują na liniową zależność pomiędzy poziomem edukacji a poziomem płac i nieliniową zależność pomiędzy posiadanym doświadczeniem zawodowym a wysokością zarobków. W 2004 roku zarobki pracowników z trzecim, drugim i pierwszym poziomem kwalifikacji były odpowiednio o 33, 45 i 68% niższe od zarobków osób z czwartym (najwyższym) poziomem kwalifikacji. Ponadto pracownicy z doświadczeniem zawodowym 2-4 lata, 5-9 lat, 10-14 lat, 15-19 lat oraz 20 lat i powyżej

zarabiali odpowiednio ok. 13, 27, 34, 38 i 43% więcej niż pracownicy z mniej niż rocznym stażem pracy w 2004 roku.

Przeprowadzone w pracy analizy potwierdzają również występowanie znaczących różnic w płacach między mężczyznami i kobietami. Zarobki kobiet były niższe w obu analizowanych okresach. Ponadto w przypadku mężczyzn zarówno poziom kwalifikacji, jak i staż pracy silniej oddziałują na poziom zarobków niż w przypadku kobiet.

Bibliografia

- Becker G.S., [1964], *Human Capital*, The University of Chicago Press, Chicago.
- Cahuc P., Zylberberg A., [2004], *Labor Economics*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Chiswick B.R., [2003], *Jacob Mincer, Experience and Distribution of Earnings*, IZA Discussion Paper No. 847.
- Cichy K., [2005], *Kapitał ludzki w modelach i teorii wzrostu gospodarczego*, „Zeszyty Studiów Doktoranckich na Wydziale Ekonomii”, z. 23, AE w Poznaniu.
- Fallon P., Verry D., [1988], *The economics of Labour Markets*, Philip Allan, Hertfordshire.
- Lemieux T., [2006], *Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings*, forthcoming [w:] *A Pioneer of Modern Labor Economics*, (ed.) S. Grossbard-Shechtman Jacob Mincer, Springer Verlag.
- Mincer J., [1974], *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Newell A., Socha M.W., [2005], *The Distribution of Wages in Poland, 1992-2002*, „IZA Discussion Paper” No. 1485.
- Pereira P.T., Martins P.S., [2000], *Does Education Reduce Wage Inequality? Quintile Regressions Evidence from Fifteen European Countries*, „IZA Discussion Paper” No. 120.
- 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.
- Sibley Ch.W., Walsh P.P., [2002], *Earnings Inequality and Transition: A Regional Analysis of Poland*, „IZA Discussion Paper” No. 441.
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r.*, [2005], GUS, Warszawa.
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2001 r.*, [2002], GUS, Warszawa.
- Smith A., [1954], *Badania nad naturą i przyczynami bogactwa narodów*, PWN, Warszawa.
- www.stat.gov.pl
- Weisberg J., Socha M.W., [2002], *Labor market transition in Poland: changes in the public and private sectors*, „International Journal of Manpower”, Vol. 23 No. 6.

Aneks

Tablica 1A

Oszacowane wartości parametrów równania (11) w podziale na płeć pracujących na próbach z 2001 i 2004 roku

Zmienna objaśniana	log(Y) w 2004 roku			log(Y) w 2001 roku		
	Ogółem	Mężczyźni	Kobiety	Ogółem	Mężczyźni	Kobiety
Stała	7,638 (244,023)	7,710 (258,219)	7,591 (227,817)	7,573 (246,418)	7,642 (245,574)	7,514 (252,020)
t_2	0,126 (3,691)	0,124 (3,797)	0,125 (3,410)	0,169 (5,004)	0,191 (5,580)	0,158 (4,765)
t_3	0,270 (7,915)	0,292 (8,974)	0,242 (6,630)	0,283 (8,366)	0,316 (9,204)	0,263 (7,995)
t_4	0,340 (9,960)	0,375 (11,511)	0,310 (8,467)	0,318 (9,381)	0,353 (10,281)	0,300 (9,140)
t_5	0,376 (11,010)	0,410 (12,589)	0,334 (9,131)	0,338 (9,993)	0,365 (10,631)	0,311 (9,468)
t_6	0,426 (12,497)	0,446 (13,705)	0,413 (11,325)	0,378 (11,155)	0,400 (11,662)	0,382 (11,639)
sk_3	-0,201 (-6,122)	-0,216 (-6,888)	-0,213 (-6,150)	-0,208 (-6,349)	-0,216 (-6,513)	-0,241 (-7,639)
sk_4	-0,380 (-8,864)	-0,377 (-9,228)	-0,341 (-7,547)	-0,300 (-7,497)	-0,299 (-7,375)	-0,259 (-6,736)
sk_5	-0,600 (-13,215)	-0,633 (-14,622)	-0,555 (-11,603)	-0,534 (-11,796)	-0,537 (-11,714)	-0,468 (-10,748)
sk_6	-0,608 (-11,392)	-0,646 (-12,698)	-0,699 (-11,740)	-0,582 (-10,437)	-0,643 (-11,388)	-0,547 (-10,207)
sk_7	-0,505 (-15,607)	-0,546 (-17,690)	-0,587 (-17,056)	-0,424 (-13,192)	-0,484 (-14,865)	-0,539 (-17,241)
sk_8	-0,373 (-12,000)	-0,428 (-14,459)	-0,475 (-14,231)	-0,329 (-10,590)	-0,386 (-12,276)	-0,377 (-12,513)
sk_9	-0,684 (-16,740)	-0,742 (-19,021)	-0,711 (-16,511)	-0,627 (-16,421)	-0,686 (-17,752)	-0,628 (-17,099)
R ²	0,559	0,619	0,556	0,545	0,582	0,578
Skor. R ²	0,550	0,611	0,546	0,533	0,572	0,567
A.I.C.	-0,0149	-0,109	0,0909	-0,181	-0,156	-0,261
S.C.	0,0827	-0,0117	0,190	-0,0715	-0,0465	-0,150
Liczba obs.	582	582	567	498	498	491

Źródło: opracowanie własne. Oznaczenia jak w tablicy 4

Tablica 2A

**Oszacowane wartości parametrów równania (12a) na próbie pracujących mężczyzn
w 2001 i 2004 roku**

Zmienna objaśniająca	log(Y) w 2004 roku				log(Y) w 2001 roku			
Stała	6,783 (198,199)	6,691 (186,969)	6,870 (79,364)	6,778 (80,086)	6,849 (194,122)	6,759 (182,678)	6,881 (80,115)	6,791 (80,744)
t	0,0173 (14,110)	0,0447 (10,427)	0,0173 (14,113)	0,0447 (10,430)	0,0136 (10,524)	0,0403 (8,945)	0,0136 (10,515)	0,0403 (8,937)
t^2	–	-0,00109 (-6,641)	–	-0,00109 (-6,643)	–	-0,00106 (-6,168)	–	-0,00106 (-6,163)
s_m	0,252 (21,494)	0,252 (22,280)	0,180 (2,693)	0,180 (2,791)	0,228 (19,005)	0,228 (19,703)	0,201 (3,005)	0,201 (3,116)
s_m^2	–	–	0,0133 (1,092)	0,0133 (1,132)	–	–	0,00503 (0,409)	0,00503 (0,424)
R^2	0,533	0,566	0,534	0,567	0,488	0,527	0,488	0,525
Skor. R^2	0,531	0,564	0,532	0,564	0,486	0,522	0,485	0,521
A.I.C.	0,0608	-0,00923	0,0622	-0,00803	0,00722	-0,0629	0,0109	-0,0593
S.C.	0,0834	0,0208	0,0922	0,0295	0,0326	-0,0291	0,0447	-0,0170
Liczba obs.	582	582	582	582	498	498		

Źródło: opracowanie własne. Oznaczenia jak w tablicy 4

Tablica 3A

Oszacowane wartości parametrów równania (12a) na próbie pracujących kobiet w 2001 i 2004 roku

Zmienna objaśniająca	log(Y) w 2001 roku				log(Y) w 2004 roku			
Stała	6,622 (180,397)	6,561 (166,759)	6,752 (73,821)	6,691 (73,092)	6,725 (202,385)	6,661 (187,551)	6,834 (85,441)	6,770 (85,012)
t	0,0152 (11,580)	0,0334 (7,093)	0,0152 (11,600)	0,0334 (7,105)	0,0131 (10,768)	0,0319 (7,407)	0,0131 (10,787)	0,0319 (7,422)
t^2	–	-0,000720 (-4,014)	–	-0,000720 (-4,020)	–	-0,000746 (-4,548)	–	-0,000747 (-4,558)
s_m	0,260 (20,832)	0,260 (21,115)	0,152 (2,144)	0,152 (2,171)	0,218 (19,316)	0,218 (19,717)	0,126 (2,014)	0,125 (2,047)
s_m^2	–	–	0,0200 (1,552)	0,0200 (1,575)	–	–	0,0171 (1,494)	0,0172 (1,535)
R^2	0,501	0,514	0,503	0,516	0,500	0,520	0,502	0,522
Skor. R^2	0,499	0,512	0,500	0,513	0,498	0,517	0,499	0,518
A.I.C.	0,173	0,148	0,172	0,147	-0,132	-0,170	-0,132	-0,170
S.C.	0,196	0,179	0,203	0,186	-0,106	-0,135	-0,0983	-0,128
No. of obs.	567	567	567	567	491	491	491	491

Źródło: opracowanie własne. Oznaczenia jak w tablicy 4

EARNINGS AND HUMAN CAPITAL DISTRIBUTION IN POLAND

Summary

The paper analyzes the relationship between the skills and earnings of Polish employees. The starting point for the discussion is an earnings equation proposed by Mincer (J. Mincer, *Schooling, Experience and Earnings*, 1974) as well as its modified form that takes into account a nonlinear relationship between the level of education and wages.

The analysis is designed to examine income disparities in Poland, in particular to show the differences among individual professional groups. The authors evaluate the influence of the level of education and professional experience of individuals on income disparities. Finally, they show differences in pay between men and women.

Econometric analyses carried out by the authors confirm that education and professional experience have a statistically significant influence on employees' pay. The general rule is that employees with a higher education earn more. Moreover, differences in earnings in individual professional groups grow with the level of education. Another significant factor is an employee's professional experience. People with more than 20 years of work experience earn 5-8 percent above the average, while the earnings of individuals who have less than a year of work experience are around 30 percent below the average.

Statistical analyses made in the study point to a linear relationship between the level of education and pay and a nonlinear relationship between professional experience and earnings. The analyses also confirm the existence of major differences in pay between men and women. Women's earnings were lower in both analyzed periods. Moreover, the influence of individual factors on the level of wages is different for men and women.

Keywords: earnings distribution, human capital, linear/nonlinear relationship, Mincer earnings equation