

ALEKSANDRA MAJCHROWSKA, SYLWIA ROSZKOWSKA

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Uniwersytet Łódzki

Narodowy Bank Polski

Czy wykształcenie i doświadczenie zawodowe mają znaczenie? Wyniki równania Mincera dla Polski

Streszczenie

W opracowaniu dokonano reestymacji parametrów równania opisującego zależność pomiędzy umiejętnościami i kwalifikacjami pracowników a ich wynagrodzeniem w gospodarce polskiej. Punktem wyjścia prowadzonych analiz jest równanie płac Mincera z modyfikacjami uwzględniającymi nieliniowości w zależnościach między poziomem płac i poziomem umiejętności. Głównym celem opracowania jest analiza nierówności płacowych w Polsce według grup zawodowych w Polsce w ciągu ostatnich 10 lat. Określony został również wpływ edukacji formalnej i doświadczenia zawodowego na rozkład płac w Polsce, a także oszacowano zmiany stóp zwrotu z obu rodzajów edukacji w Polsce w analizowanym okresie dla różnych grup zawodowych w czasie. Analizy są prowadzone w przekroju średnich (trzycyfrowych) grup zawodowych w latach 2001–2010. Analizy przedstawione w niniejszym opracowaniu potwierdzają, że zarówno edukacja formalna, jak i szkolenia w pracy mają znaczny wpływ na wysokość wynagrodzeń w Polsce. Obserwuje się statystycznie istotną zależność liniową pomiędzy płacami i poziomem wykształcenia formalnego oraz nieliniową między płacami i doświadczeniem zawodowym. Ponadto, przeprowadzone analizy wskazują na znaczące zmiany w stopach zwrotu z obu rodzajów edukacji w czasie. Stopy zwrotu z kształcenia w trakcie życia zawodowego są istotnie zróżnicowane pomiędzy poszczególnymi grupami zawodowymi. Najwyższe uzyskują osoby pracujące w zawodach wymagających specjalistycznych wyższych oraz technicznych kwalifikacji. Najmniejsze stopy zwrotu w trakcie życia zawodowego uzyskują osoby pracujące w zawodach wymagających ogólnych kwalifikacji. Szacunki pokazują ponadto wzrost tych różnic w analizowanym okresie.

Słowa kluczowe: płace, wykształcenie, doświadczenie zawodowe, równanie Mincera dla Polski, stopy zwrotu

1. Wprowadzenie

Celem opracowania jest empiryczna weryfikacja równania Mincera dla Polski, czyli zależności pomiędzy poziomem wynagrodzenia jednostki a jej wykształceniem i doświadczeniem uzyskanym na rynku pracy. Analizy tych zależności na polskim rynku pracy nie są nowe, jednakże dotychczas były prowadzone z wykorzystaniem pochodzących z badań ankietowych danych dotyczących wynagrodzeń deklarowanych przez respondentów.

W poniższym opracowaniu szacunki parametrów równania płac są oparte na danych pochodzących ze sprawozdań pracodawców, są to faktyczne wynagrodzenia otrzymywane przez osoby pracujące w jednostkach zatrudniających powyżej dziewięciu pracowników. Dane te zawierają informacje o poziomie wynagrodzeń w poszczególnych grupach zawodowych w podziale na wiek i staż pracowników, co umożliwi wykorzystanie ich w poniższych analizach.

Struktura opracowania jest następująca. W części drugiej zostały przedstawione podstawy teoretyczne analizowanej zależności. Trzecia część zawiera omówienie dotychczasowych badań dotyczących Polski. Część czwarta przedstawia wykorzystane dane statystyczne. W części piątej zostały omówione wyniki analiz empirycznych równania Mincera dla Polski w latach 2004–2010. Ostatnia część zawiera krótkie podsumowanie.

2. Podstawy teoretyczne

Punktem wyjścia analiz płac w zależności od poziomu wykształcenia i doświadczenia zawodowego jest równanie płac Mincera. J. Mincer już w 1958 r. podjął analizy nierówności płacowych będących konsekwencją różnych zachowań z zakresu ekonomicznej aktywności ludności (w szczególności zachowań konsumentów). Najwcześniejsze badania Mincera nad kapitałem ludzkim dotyczyły właśnie związków tego kapitału z rozkładem dochodów ludności. Mincer odniósł się do pracy A.C. Pigou z 1932 r., w której badacz wskazuje na paradoks występowania normalnego rozkładu umiejętności w społeczeństwie oraz wyraźnie skośnego rozkładu dochodów. Próbuąc wyjaśnić ten paradoks, Mincer podkreślił, że umiejętności związane z wykonywaniem pracy zarobkowej nie mogą być jednoznacznie identyfikowane z poziomem inteligencji pracowników (mającym rozkład normalny) i stąd nie mają rozkładu normalnego. R. Gibrat

zwrócił uwagę na to, że skośny rozkład dochodów może być skutkiem tego, iż płace jednostki zależą nie tylko od produktywności pracy, ale też od innych, niemierzalnych czynników¹, które wpływają raczej na zmiany względnych niż bezwzględnych płac, co przekłada się na logarytmiczno-normalny rozkład dochodów.

Mincer w swoich analizach podjął próbę określenia czynników determinujących rozkład dochodów ludności. Do podstawowych zaliczył on poziom wykształcenia (mierzony liczbą lat spędzonych w szkołach) oraz inwestycje czynione w trakcie życia zawodowego pracowników.

W rozszerzonej wersji modelu Mincera przyjmuje się m.in. następujące założenia²:

- 1) Wszyscy pracownicy posiadają identyczne zdolności i mają takie same szanse znalezienia pracy w danym zawodzie.
- 2) Poszczególne zawody różnią się wymaganym okresem nauki. Ponadto przyjmuje się, iż każdy dodatkowy rok kształcenia zmniejsza długość okresu zarobkowania dokładnie o rok.
- 3) Nie ma żadnych globalnych zmian powodujących zmiany produktywności pracy jednostki (zmiany produktywności pracy wynikają tylko ze wzrostu posiadanych przez nią umiejętności).
- 4) Nie występuje deprecjacja posiadanego zasobu kapitału ludzkiego.
- 5) Jednostka rozpoczyna pracę zarobkową bezpośrednio po ukończeniu okresu formalnej edukacji oraz przeznaczają pewien czas na podnoszenie posiadanych przez siebie kwalifikacji. Kosztem poniesionych inwestycji jest wartość zarobków, jakie traci, przeznaczając część swojego czasu na dodatkowe szkolenie.
- 6) Brakuje bezpośrednich kosztów kształcenia. Łączny koszt inwestycji w posiadany kapitał ludzki to koszt alternatywny (bieżąca wartość zarobków, jakie jednostka mogłaby uzyskać, podejmując zamiast kształcenia pracę zarobkową).
- 7) Wykonywanie pracy zarobkowej powoduje, iż tylko część czasu pracy przeznaczana jest na podnoszenie posiadanych kwalifikacji.

¹ Por. K. Cichy, K. Malaga, *Kapitał ludzki w modelach i teorii wzrostu gospodarczego*, w: *Kapitał ludzki i kapitał społeczny a rozwój regionalny*, red. M. Herbst, Scholar, Warszawa 2007.

² Por. J. Mincer, *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, New York 1974; B.R. Chiswick, *Jacob Mincer, Experience and Distribution of Earnings*, IZA Discussion Paper no. 847, 2005; J. Mincer, *The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings: Variations on a Theme*, „Journal of Labor Economics” 1997, vol. 15, no. 1, s. 26–47; S. Roszkowska, A. Rogut, *Rozkład płac i kapitału ludzkiego w Polsce*, „Gospodarka Narodowa” 2007, nr 11–12, s. 55–84.

- 8) Okres zarobkowania jednostki jest skończony.
 9) Bieżąca wartość łącznych dochodów uzyskanych w trakcie całego życia będzie tym wyższa, im wcześniej zostaną poczynione inwestycje w kapitał ludzki. Wielkość ponoszonych przez jednostkę inwestycji w podnoszenie posiadanych kwalifikacji będzie więc malała w miarę upływu lat pracy.

Ze względu na koszty alternatywne jednostka zdecyduje się na kolejny rok kształcenia wówczas, gdy osiągnie w przyszłości korzyści z tytułu podniesienia kwalifikacji. Zawody wiążące się z dłuższym okresem kształcenia muszą zatem gwarantować wyższe zarobki w przyszłości³. Przyjmując założenie, że koszty inwestycji związanych z podniesieniem kwalifikacji można mierzyć wartością utraconych podczas kształcenia zarobków, należy stwierdzić, że jednostka podejmie kształcenie wówczas, gdy bieżąca wartość jej przyszłych zarobków przed podjęciem kształcenia zrówna się ze zdyskontowaną wartością zarobków uzyskanych po okresie kształcenia⁴.

Jednostka zdecyduje się więc na dodatkowy rok kształcenia wtedy, gdy stopa zwrotu⁵ z inwestycji w kapitał ludzki będzie większa od jej stopy dyskontowej. 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:

$$r = \frac{a_n - a_{n-1}}{a_{n-1}}, \quad (1)$$

gdzie:

$a_n > 0$ ($a_{n-1} > 0$) to roczne zarobki jednostki z n ($n - 1$) latami wykształcenia;

$n > 0$ to liczba lat nauki jednostki;

$r > 0$ to stopa zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki.

Jednostka, podejmując decyzję o rozpoczęciu n -tego roku kształcenia, dąży do maksymalizacji bieżącej wartości swoich łącznych dochodów po okresie kształcenia.

Bieżąca (w czasie rozpoczęcia kształcenia) wartość sumy zarobków uzyskanych podczas całego życia zawodowego dana jest równaniem⁶:

³ W badaniach teoretycznych analizuje się również znaczenie innych czynników mających wpływ na decyzje jednostek dotyczące okresu kształcenia, m.in. prestiżu związanego z wykonywaniem określonego zawodu i innych korzyści niematerialnych (por. P. Fallon, D. Verry, *The economics of Labour Markets*, Philip Allan, Hertfordshire 1988).

⁴ J. Mincer, *Schooling, Experience...*, op.cit.

⁵ Stopa zwrotu z inwestycji jest *de facto* swego rodzaju stopą dyskontową (jednostka dyskontuje swoje przyszłe zarobki stopą zwrotu z inwestycji).

⁶ Por. J. Mincer, *Schooling, Experience...*, op.cit.

$$V_n = a_n \sum_{n=1}^m \left(\frac{1}{1+r} \right)^t, \quad (2)$$

gdzie:

V_n to bieżąca wartość zarobków uzyskanych podczas pracy zawodowej w momencie podjęcia decyzji o n latach kształcenia;

n to liczba lat nauki;

m to suma lat nauki i życia zawodowego;

t to subskrypt czasu.

Zakładając, że proces kształcenia jest ciągły, a okres zarabkowania jednostki jest stały i niezależny od okresu kształcenia, można wyznaczyć współczynnik opisujący relację zarobków osoby z n i $n-d$ latami kształcenia postaci:

$$k_{n,n-d} = \frac{a_n}{a_{n-d}} = \frac{e^{-r(n-d)}}{e^{-rn}} = e^{rd}. \quad (3)$$

Współczynnik opisany równaniem (3) nie zależy od liczby lat nauki (n) ani od okresu zarabkowania (m). Definiując $k_{s,0} = \frac{a_n}{a_0} = k_n$, z równania (3) otrzymuje się $k_n = e^{rn}$.

Po logarytmowaniu powyższej zależności równanie Mincera w najprostszej postaci można zapisać jako⁷:

$$\ln(a_n) = \ln(a_0) + rn. \quad (4)$$

Równanie (4) 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 kształcenia 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. Stąd przyjmuje się kolejne założenia:

⁷ Por. ibidem; J. Mincer, *The Production of Human...*, op.cit.

10) Ponoszone w trakcie pracy zawodowej inwestycje w kapitał ludzki maleją liniowo⁸, czyli:

$$h_t = h_0 - \frac{h_0}{m} t, \quad (5)$$

gdzie:

h_t to stopa inwestycji w posiadany przez jednostkę zasób kapitału ludzkiego w roku t , przy czym $h_1 = 0$;

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

m to liczba lat pracy zawodowej.

11) Najprostszą miarą inwestycji ponoszonych przez jednostkę w trakcie trwania pracy zawodowej jest staż pracy, tj. liczba przepracowanych lat.

Jednostka wybierze taką liczbę lat kształcenia formalnego (n) i taką liczbę lat kształcenia podczas okresu zarobkowania (x), aby maksymalizować bieżącą wartość swoich życiowych dochodów daną wzorem:

$$a_x = a_n e^{\left(r \int_0^x h_t dt \right)}, \quad (6)$$

gdzie:

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

a_n – zarobki jednostki po n latach kształcenia formalnego (liczby lat spędzonych w szkole);

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

Uwzględniając warunek (4) i (5) oraz logarytmując równanie (6), uzyskuje się związek:

$$\ln(a_x) = \ln(a_0) + rn + rh_0 x - \frac{rh_0}{2m} x^2. \quad (7)$$

Równanie (7) wskazuje, że zarobki danej jednostki będą tym wyższe, im wyższy poziom wykształcenia formalnego (liczba lat kształcenia n). Ponadto, 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). Wynika to z faktu, iż wraz z wiekiem spada opłacalność inwestycji w zasób kapitału ludzkiego, i stąd można oczekiwać, że same inwestycje będą małe.

Podsumowując, należy podkreślić, iż model Mincera może objaśniać różnice w płacach pomiędzy poszczególnymi grupami zawodowymi. Model objaśnia

⁸ Por. P. Fallon, D. Verry, op.cit.

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

Można również wskazać na pewne słabości modelu Mincera. Przede wszystkim model ten nie uwzględnia innych, poza poziomem wykształcenia i doświadczeniem zawodowym, determinant płac. Ponadto, w rzeczywistości możliwe jest jednoczesne kształcenie się oraz zdobywanie doświadczenia zawodowego. Warto zauważyć, że jednoczesne odzwierciedlenie takiej sytuacji w danych jest praktycznie niemożliwe. Co więcej, trudno jest zgodzić się z tym, co sugeruje równanie (7), 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 pracownicy zaczynają gromadzić nowe doświadczenia zawodowe. Jednakże model Mincera (mimo wspomnianych słabości) jest wygodnym narzędziem do objaśniania różnic w płacach pomiędzy poszczególnymi grupami zawodowymi czy wiekowymi.

3. Przegląd dotychczasowych wybranych wyników badań

Analiza płac bazująca na równaniu Mincera była prowadzona przez wielu autorów dla różnych gospodarek. Podejmowali oni próbę weryfikacji zależności pomiędzy wysokością wynagrodzenia a umiejętnościami jednostki w wielu krajach. Jeżeli chodzi o gospodarkę polską, to spośród autorów opracowań powstałych w ciągu ostatnich lat należy wymienić m.in.: P. Puhaniego⁹, A. Newella, M.W. Sochę¹⁰, P. Strawińskiego¹¹, M. Mycka, A. Nicinską, L. Morawskiego¹² oraz T. Gajderowicza, G. Grodkowską i L. Wincenciaka¹³.

⁹ P.A. Puhani, *The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique*, „Journal of Economic Surveys” 2000, vol. 14(1), s. 53–68.

¹⁰ A. Newell, M.W. Socha, *The Polish Wage Inequality Explosion*, „Economics of Transition” 2007, vol. 15(4), s. 733–758.

¹¹ P. Strawiński, *Zwrot z inwestowania w wyższe wykształcenie*, „Ekonomista” 2006, nr 6, s. 805–821.

¹² M. Myck, A. Nicinska, L. Morawski, *Count Your Hours: Returns to Education in Poland*, IZA Discussion Papers, no. 4332, 2009.

¹³ T. Gajderowicz, G. Grodkowska, L. Wincenciak, *Premia płacowa z wykształcenia wyższego według grup zawodów*, „Ekonomista” 2012, nr 5, s. 577–603.

P. Puhani¹⁴ analizował zmiany płac w poszczególnych przekrojach, opierając się na danych z badania aktywności ekonomicznej ludności (BAEL) 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).

A. Newell i M.W. Socha¹⁵ badali zmiany w rozkładzie płac w Polsce w latach 1992–2002, bazując również na danych pochodzących z BAEL. Dane analizowane były w podziale na pracujących w sektorze prywatnym i publicznym. Przy uwzględnieniu w badaniu premii za wykształcenie wyniki autorów wskazują na większe różnice płac w sektorze prywatnym oraz ich wzrost w badanym okresie. W 1994 r. płace osób z wykształceniem wyższym były ok. 41% wyższe niż pracujących z wykształceniem co najwyżej podstawowym. W 2002 r. 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 krótszym niż 5-letnie z ok. 14% do 19%.

Wyniki analiz P. Strawińskiego¹⁶ bazują na danych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych (BBGD). Z prowadzonych przez niego analiz wynika, że roczna stopa zwrotu z wykształcenia wyższego wynosiła ok. 6,5–9,5% w okresie 1998–2005 i stanowiła jedną z najwyższych w Europie. Ponadto, osoby z wyższym wykształceniem miały przeciętnie o 30% wyższe zarobki. W opracowaniu pokazano, że inwestycja w wyższe wykształcenie w Polsce zwraca się po 12–15 latach (przy niskim poziomie stopy procentowej).

M. Myck, A. Nicińska i L. Morawski¹⁷ również wykorzystali w swoim badaniu dane z BBGD. Wykorzystując model symulacyjny SIMPL dla gospodarki polskiej i dane o miesięcznym wynagrodzeniu brutto, oszacowali stopę zwrotu z wykształcenia wyższego (na poziomie 6,7–9,7% wśród mężczyzn i 8–13,4% wśród kobiet).

¹⁴ P.A. Puhani, op.cit.

¹⁵ A. Newell, M.W. Socha, op.cit.

¹⁶ P. Strawiński, op.cit.

¹⁷ M. Myck, A. Nicińska, L. Morawski, op.cit.

Analizy T. Gajderowicza, G. Grodkowskiej i L. Wincenciaka¹⁸ bazują również na danych BAEL i BBGD obejmujących okres 1995–2009. Autorzy oszacowali m.in. stopy zwrotu z wykształcenia wyższego dla sektorów własności (publiczny i prywatny) oraz grup zawodowych. Wykazali oni, że premia z tytułu wyższego wykształcenia (względem średniego) zmniejszyła się w analizowanym okresie z ok. 27–34% w 1995 r. do ok. 14–15% w 2009 r.

4. Dane

Prowadzone w dalszej części opracowania analizy empiryczne są oparte na danych 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 te obejmują osoby pracujące w podmiotach gospodarczych, w których liczba pracujących wynosiła powyżej dziewięciu osób. Badaniem objęto jednostki gospodarki o wszystkich rodzajach działalności, należące zarówno do sektora publicznego, jak i do prywatnego¹⁹. W każdym roku badaniem objęto 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. Dane ze struktury wynagrodzeń zawierają informacje o poziomie wynagrodzeń w poszczególnych grupach zawodowych w podziale na wiek i staż pracowników. Umożliwia to wykorzystanie ich do oszacowania zarówno stóp zwrotu z wykształcenia (przyporządkowanego do każdej grupy zawodowej), jak i stóp zwrotu z inwestowania w trakcie życia zawodowego (mierzonego stażem pracy).

Przeprowadzone w opracowaniu szacunki są oparte na danych dotyczących wynagrodzeń na poziomie trzycyfrowych grup zawodowych (dane indywidualne

¹⁸ T. Gajderowicz, G. Grodkowska, L. Winceniak, op.cit.

¹⁹ Więcej na temat badania patrz: *Struktura wynagrodzeń według zawodów*, GUS, Warszawa, www.stat.gov.pl.

nie są publicznie dostępne). Na podstawie klasyfikacji zawodów i specjalności każdej wielkiej grupy zawodowej został przyporządkowany poziom wykształcenia (por. tabela A1 w aneksie). Wykorzystane w opracowaniu dane obejmują wyniki badań przeprowadzonych w latach 2004, 2006, 2008 i 2010. Łącznie analizowana próba obejmuje 7236 obserwacji²⁰.

5. Wyniki analiz empirycznych

Podjęte w opracowaniu szacunki równania płac zostały przeprowadzone na podstawie równania:

$$\ln(w_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 edu_{it} + \alpha_2 staz_{it} - \alpha_3 staz_{it}^2 + \xi_{it}, \quad (8)$$

gdzie:

w_{it} – średnie miesięczne wynagrodzenie brutto pracownika należącego do i -tej średniej (trzycyfrowej) grupy zawodowej w roku t ;

edu_{it} – poziom wykształcenia pracownika należącego do i -tej 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);

$staz_{it}$ – staż pracy pracownika należącego do i -tej 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_{it} – składnik losowy.

Parametry równania (8) zostały oszacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK). Były one szacowane łącznie dla całego okresu oraz oddzielnie dla poszczególnych badanych lat. Oszacowane wartości parametrów równania (8) dla całej próby (lata 2004–2010) są przedstawione w tabeli 1 (kolumna 1). Wynika z nich, że istotne znaczenie dla wysokości wynagrodzenia jednostek miały zarówno posiadany poziom wykształcenia, jak i staż pracy. Zwiększenie wykształcenia o jeden poziom wiązało się w badanym okresie ze wzrostem otrzymywanego wynagrodzenia przeciętnie o 16,5%. Wzrost doświadczenia

²⁰ Próba obejmuje po 2412 obserwacji dla kobiet, dla mężczyzn oraz dla wartości ogółem. W tym opracowaniu w większości wykorzystywane są dane ogółem.

zawodowego (o jeden poziom) przekładał się w badanym okresie na wzrost wynagrodzenia przeciętnie o 16,4%. Wyniki wskazują również, że wzrost wynagrodzeń z tytułu wzrostu doświadczenia ma miejsce tylko do pewnego momentu, co potwierdza spadek inwestycji w kapitał ludzki po przekroczeniu pewnego wieku.

Tabela 1. Oszacowane wartości parametrów równania (8) dla całego okresu oraz dla poszczególnych lat

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|----------------------|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | Cała próba (2004–2010) | 2004 | 2006 | 2008 | 2010 |
| edu | 0,165*** | 0,153*** | 0,156*** | 0,148*** | 0,165*** |
| staz | 0,164*** | 0,185*** | 0,158*** | 0,143*** | 0,172*** |
| staz ² | -0,013*** | -0,014*** | -0,012*** | -0,012*** | -0,015*** |
| cons. | 6,910*** | 6,667*** | 6,851*** | 7,120*** | 7,090*** |
| Skor. R ² | 0,41 | 0,49 | 0,44 | 0,41 | 0,51 |
| Obs. | 2412 | 582 | 594 | 594 | 642 |

*** zmienne istotne statystycznie przy 1-procentowym poziomie istotności

** zmienne istotne statystycznie przy 5-procentowym poziomie istotności

* zmienne istotne statystycznie przy 10-procentowym poziomie istotności

skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne.

W kolejnym kroku podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, czy oszacowane wartości parametrów (stopy zwrotu z wykształcenia oraz stopy zwrotu z inwestycji w trakcie życia zawodowego) są stałe w czasie. W tym celu parametry równania (8) zostały oszacowane oddzielnie dla każdego analizowanego roku (tabela 1, kolumny 2–5). Wyniki wskazują na spadek przeciętnej stopy zwrotu za posiadane doświadczenie zawodowe w latach 2004–2008 i nieznaczne obniżenie przeciętnej stopy zwrotu z wykształcenia w 2008 r. W 2010 r. nastąpiło ponowne zwiększenie obu stóp zwrotu.

W dotychczasowych analizach stopa zwrotu z wykształcenia traktowana była jako niezależna od poziomu wykształcenia. Założenie to niekoniecznie jest prawdziwe, wzrost wynagrodzenia z tytułu zdobycia kolejnego poziomu wykształcenia nie musi być taki sam w przypadku przejścia z wykształcenia podstawowego do zawodowego jak w przypadku przejścia z wykształcenia średniego na wyższe.

Przedstawione w tabeli 2 wyniki potwierdzają, że stopa zwrotu z wykształcenia nie jest stała na każdym poziomie wykształcenia. Wskazują one, że premia

za wykształcenie rośnie wraz z poziomem wykształcenia, aczkolwiek wzrost ma charakter nieliniowy. Przeciętnie w badanym okresie wynagrodzenie osoby z wykształceniem gimnazjalnym i zasadniczym zawodowym było ok. 20% wyższe niż w przypadku osoby z wykształceniem podstawowym. Co ciekawe, osoby z wykształceniem średnim ogólnokształcącym zarabiały średnio ok. 16% więcej niż osoby z wykształceniem podstawowym, ale mniej niż osoby posiadające wykształcenie zasadnicze zawodowe. Wskazuje to, że bardziej opłaca się posiadać konkretne wykształcenie zawodowe niż ogólne wykształcenie średnie. Najwięcej w badanym okresie zarabiały osoby z wykształceniem wyższym. Ich wynagrodzenie było prawie o 70% wyższe niż osób z wykształceniem podstawowym.

Tabela 2. Oszacowane wartości parametrów równania (8) przy dopuszczeniu możliwości różnej premii za wykształcenie w zależności od poziomu wykształcenia

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|----------------------|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | Cała próba (2004–2010) | 2004 | 2006 | 2008 | 2010 |
| edu_2 | 0,201*** | 0,233*** | 0,228*** | 0,189*** | 0,234*** |
| edu_3 | 0,165*** | 0,202*** | 0,162*** | 0,107** | 0,133*** |
| edu_4 | 0,489*** | 0,483*** | 0,515*** | 0,470*** | 0,489*** |
| edu_5 | 0,693*** | 0,684*** | 0,684*** | 0,626*** | 0,693*** |
| staz | 0,164*** | 0,185*** | 0,158*** | 0,143*** | 0,172*** |
| staz ² | -0,013*** | -0,014*** | -0,012*** | -0,012*** | -0,015*** |
| cons. | 7,089*** | 6,780*** | 6,979*** | 7,265*** | 7,265*** |
| Skor. R ² | 0,44 | 0,52 | 0,49 | 0,47 | 0,58 |
| Obs. | 2412 | 582 | 594 | 594 | 642 |

*** zmienne istotne statystycznie przy 1-procentowym poziomie istotności

** zmienne istotne statystycznie przy 5-procentowym poziomie istotności

* zmienne istotne statystycznie przy 10-procentowym poziomie istotności

skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne.

Analizując zmiany premii za kolejny etap wykształcenia w czasie, można zauważyć, że w latach 2004–2008 na każdym poziomie zmniejszyła się. W 2010 r. nastąpił wzrost premii za wykształcenie zawodowe (edu_2), średnie techniczne (edu_4) oraz wyższe (edu_5). Nie wzrosła natomiast premia za wykształcenie średnie ogólnokształcące (edu_3), która w całym analizowanym okresie utrzymywała się na bardzo niskim poziomie. Oznacza to, że rynek pracy lepiej wycenia osoby posiadające konkretne kwalifikacje zawodowe niż osoby ze śred-

nim wykształceniem ogólnym. W latach 2004–2008 spadła również przeciętna premia za posiadane doświadczenie (w 2010 r. ponowny wzrost). Wydaje się, że oba te efekty mogą wynikać z 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.

Następnie zostało zmodyfikowane dotychczasowe założenie, że premia z tytułu doświadczenia zawodowego jest stała, niezależna od posiadanych kwalifikacji. W tabeli 3 zostały przedstawione oszacowane wartości parametrów równania (8) dla poszczególnych wielkich grup zawodowych (zgodnych z klasyfikacją zawodów i specjalności, patrz aneks).

Wyniki wskazują, że premia z tytułu doświadczenia zawodowego jest silnie zróżnicowana między grupami zawodowymi. Największą otrzymywały osoby z najwyższym poziomem kwalifikacji (grupa 2 – specjaliści, grupa 3 – technicy i inny średni personel). Pracownicy tych grup w dużym stopniu wykonują zawody wymagające podnoszenia kwalifikacji, dlatego też wraz ze stażem pracy rośnie ich wynagrodzenie. Można jednakże zauważyć, że wzrost ten jest nieliniowy i ma miejsce tylko do pewnego wieku. Niższe, ale istotne statystycznie wartości parametrów uzyskano również dla grupy 4 (pracownicy biurowi) oraz dla grupy 7 i 8 (robotnicy wykwalifikowani oraz operatorzy maszyn).

Tabela 3. Oszacowane wartości parametrów równania (8) dla poszczególnych grup zawodowych

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|-------------------------|-----------|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | Grupa 2 | Grupa 3 | Grupa 4 | Grupa 5 | Grupa 6 | Grupa 7 | Grupa 8 | Grupa 9 |
| edu | – | – | – | – | – | – | – | – |
| staz | 0,274*** | 0,264*** | 0,167*** | 0,038 | 0,063 | 0,106** | 0,123*** | 0,064 |
| staz ² | –0,024*** | –0,027*** | –0,015** | –0,0005 | 0,0002 | –0,006 | –0,008* | –0,004 |
| cons. | 7,552*** | 7,425*** | 7,383*** | 7,376*** | 7,219*** | 7,352*** | 7,409*** | 7,284*** |
| Skor. R ² | 0,27 | 0,14 | 0,24 | 0,03 | 0,20 | 0,11 | 0,22 | 0,06 |
| Obs. | 522 | 384 | 174 | 192 | 108 | 390 | 444 | 198 |

*** zmienne istotne statystycznie przy 1-procentowym poziomie istotności

** zmienne istotne statystycznie przy 5-procentowym poziomie istotności

* zmienne istotne statystycznie przy 10-procentowym poziomie istotności

skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne.

W przypadku grupy 5 (sprzedawcy i modelki), 6 (rolnicy) oraz 9 (pracownicy przy pracach prostych) parametr przy zmiennej staż pracy okazał się bardzo niski i nieistotny statystycznie. Wynika to z faktu, że pracownicy należący do tych grup wykonują raczej prace proste, niewymagające podnoszenia kwalifikacji. Otrzymane szacunki wskazują, że osoby o niskich kwalifikacjach i niepodwyższające ich nie mają szans na istotny wzrost wynagrodzeń w trakcie życia zawodowego.

Analizując kształtowanie się zmian poziomu wynagrodzeń według stażu pracy w poszczególnych grupach zawodowych, można zauważyć, że premia za doświadczenie jest nie tylko różna w poszczególnych grupach zawodowych, ale też że jej charakter jest nieliniowy (por. tabela 4 oraz rysunek 1). Wśród osób z najwyższym (ponad 20-letnim stażem pracy) najwięcej zarabiają przedstawiciele grupy 2 (specjaliści), najmniej – sprzedawcy (grupa 5).

Tabela 4. Oszacowane wartości parametrów równania (8) dla poszczególnych grup zawodowych

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|-------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | Grupa 2 | Grupa 3 | Grupa 4 | Grupa 5 | Grupa 6 | Grupa 7 | Grupa 8 | Grupa 9 |
| edu | – | – | – | – | – | – | – | – |
| staz_2 | 0,182*** | 0,189*** | 0,136*** | 0,024 | 0,029 | 0,072 | 0,100*** | 0,076 |
| staz_3 | 0,356*** | 0,331*** | 0,241*** | 0,079 | 0,159** | 0,154*** | 0,190*** | 0,115** |
| staz_4 | 0,460*** | 0,392*** | 0,280*** | 0,111 | 0,203*** | 0,224*** | 0,260*** | 0,138** |
| staz_5 | 0,500*** | 0,390*** | 0,305*** | 0,120* | 0,202*** | 0,275*** | 0,293*** | 0,162*** |
| staz_6 | 0,516*** | 0,393*** | 0,341*** | 0,175*** | 0,338*** | 0,302*** | 0,351*** | 0,208*** |
| cons. | 7,809*** | 7,657*** | 7,527*** | 7,415*** | 7,287*** | 7,458*** | 7,523*** | 7,335*** |
| Skor. R ² | 0,27 | 0,13 | 0,23 | 0,02 | 0,20 | 0,11 | 0,21 | 0,05 |
| Obs. | 522 | 384 | 174 | 192 | 108 | 390 | 444 | 198 |

*** zmienne istotne statystycznie przy 1-procentowym poziomie istotności

** zmienne istotne statystycznie przy 5-procentowym poziomie istotności

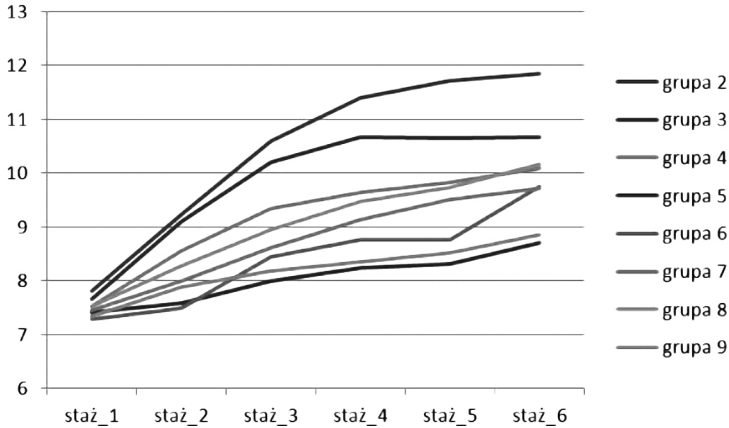
* zmienne istotne statystycznie przy 10-procentowym poziomie istotności

skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji

Źródło: obliczenia własne.

Na ostatnim etapie została podjęta próba oszacowania premii z tytułu doświadczenia zawodowego dla wybranych przedstawicieli grupy specjalistów, czyli osób z wykształceniem wyższym. Ze względu na zmiany w klasyfikacji zawodów i specjalności wewnątrz grupy specjalistów, mające zapewnić porównywalność danych, zostały wykorzystane tylko dane za lata 2004–2008. Ponadto,

aby zwiększyć relatywnie małą liczbę obserwacji, zostały wykorzystane dane zarówno dla kobiet, jak i dla mężczyzn.



Rysunek 1. Poziom płac (ln) przeciętnego pracownika należącego do poszczególnych wielkich grup zawodowych według stażu pracy przeciętnie w latach 2004–2010

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki oszacowanych parametrów wskazują, że premia z tytułu doświadczenia zawodowego jest bardzo silnie zróżnicowana nie tylko pomiędzy poszczególnymi wielkimi grupami zawodowymi, ale też wewnątrz grup. W tabeli 5 oraz na rysunku 2 zostały przedstawione wyniki dla wybranych średnich (trzycyfrowych) grup zawodowych wchodzących w skład drugiej grupy wielkiej (specjalistów). Wskazują one, że w latach 2004–2008 najwyższe wynagrodzenia przez cały okres życia zawodowego otrzymywali prawnicy (grupa 242), najniższe – pielęgniarki i położne (224). Ciekawą sytuację można zaobserwować w grupie nauczycieli szkół wyższych (231), w której przez większość życia zawodowego premie z tytułu doświadczenia zawodowego są dość niskie (na tle innych podgrup), wynagrodzenia natomiast silnie rosną po 20 latach stażu pracy, co może odzwierciedlać duży wzrost zarobków po uzyskaniu tytułu profesora. Odwrotna sytuacja była obserwowana w grupie inżynierów, w której premie za dodatkowy staż były w analizowanym okresie relatywnie wysokie w pierwszych latach pracy zawodowej. Natomiast w przypadku osób z ponad 15-letnim stażem były znacząco niższe, co może wynikać z faktu, że mimo doświadczenia zawodowego osoby te miały mniejsze umiejętności w obszarze najnowszych technologii niż osoby młodsze.

Tabela 5. Oszacowane wartości parametrów równania (8) dla wybranych średnich grup zawodowych

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|----------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | Grupa 211 | Grupa 214 | Grupa 223 | Grupa 224 | Grupa 231 | Grupa 233 | Grupa 241 | Grupa 242 |
| edu | – | – | – | – | – | – | – | – |
| staz_2 | 0,149 | 0,242* | 0,238* | –0,033 | 0,122* | 0,190*** | 0,190* | 0,246*** |
| staz_3 | 0,335*** | 0,413*** | 0,418*** | 0,050 | 0,261*** | 0,388*** | 0,363*** | 0,523*** |
| staz_4 | 0,443*** | 0,484*** | 0,572*** | 0,210 | 0,398*** | 0,523*** | 0,441*** | 0,653*** |
| staz_5 | 0,402*** | 0,520*** | 0,637*** | 0,138 | 0,491*** | 0,607*** | 0,397*** | 0,730*** |
| staz_6 | 0,510*** | 0,502*** | 0,656*** | 0,225 | 0,725*** | 0,636*** | 0,292*** | 0,764*** |
| cons. | 7,715*** | 7,842*** | 7,784*** | 7,588*** | 7,873*** | 7,362*** | 7,994*** | 8,085*** |
| Skor. R ² | 0,41 | 0,39 | 0,45 | 0,003 | 0,80 | 0,80 | 0,34 | 0,87 |
| Obs. | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 |

*** zmienne istotne statystycznie przy 1-procentowym poziomie istotności

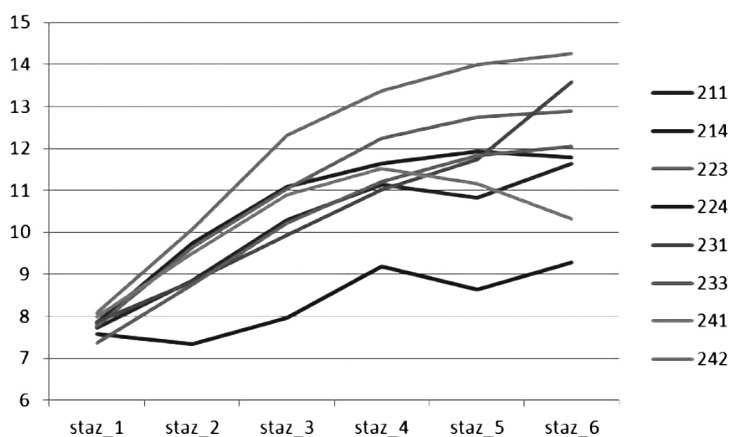
** zmienne istotne statystycznie przy 5-procentowym poziomie istotności

* zmienne istotne statystycznie przy 10-procentowym poziomie istotności

skor. R² – skorygowany współczynnik determinacji

211 – fizycy, chemicy i pokrewni, 214 – inżynierowie i pokrewni, 223 – specjaliści ochrony zdrowia (z wyjątkiem specjalistów pielęgniarstwa i położnictwa), 224 – pielęgniarki i położne, 231 – nauczyciele szkół wyższych, 241 – specjaliści do spraw ekonomicznych i zarządzania, 242 – prawnicy

Źródło: obliczenia własne.

**Rysunek 2. Poziom płac (ln) przeciętnego pracownika należącego do wybranych średnich grup zawodowych według stażu pracy przeciętnie w latach 2004–2008**

Źródło: obliczenia własne.

6. Podsumowanie

Przedstawione w opracowaniu empiryczne szacunki równania Mincera dla Polski potwierdziły istotny statystycznie wpływ zarówno poziomu posiadanego formalnego wykształcenia, jak i inwestycji w trakcie życia zawodowego (mierzonego stażem pracy). Wyniki przeprowadzonych analiz wskazują na fakt, że wynagrodzenia jednostek rosną wraz ze zwiększaniem wykształcenia i wzrostem doświadczenia zawodowego, jednakże wpływ obu zmiennych jest nieliniowy. 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.

Osoby z najwyższym poziomem wykształcenia uzyskiwały w badanym okresie najwyższe wynagrodzenia, jednakże przeprowadzone analizy wskazują na silne zróżnicowanie wynagrodzeń pomiędzy poszczególnymi grupami zawodowymi. Najniższe wynagrodzenia uzyskiwały osoby wykonujące zawody wymagające średniego ogólnego wykształcenia oraz pracownicy przy pracach prostych. Brak konieczności podnoszenia kwalifikacji w trakcie życia zawodowego przekładał się na bardzo niewielki wzrost wynagrodzeń tych pracowników wraz ze wzrostem stażu pracy.

Przeprowadzone analizy pokazują w pewnym zakresie, jak polski rynek pracy wycenia poszczególne poziomy wykształcenia oraz inwestycje w podnoszenie kwalifikacji czynione podczas życia zawodowego. Należy jednakże pamiętać, że wykorzystana próba obejmuje niestety tylko pracowników w jednostkach zatrudniających powyżej dziewięciu osób, nie obejmuje zatem istotnej części pracujących. Ponadto, powyższe analizy są oparte na danych dotyczących trzycyfrowych (średnich) grup zawodowych. Przejście na dane jednostkowe pozwoliłoby oszacować stopy zwrotu nie tylko z poszczególnych poziomów, ale też z typów wykształcenia. Mamy nadzieję, że będzie to przedmiotem naszych dalszych analiz.

Bibliografia

1. Chiswick B.R., *Jacob Mincer, Experience and Distribution of Earnings*, IZA Discussion Paper no. 847, 2005.
2. Cichy K., Malaga K., *Kapitał ludzki w modelach i teorii wzrostu gospodarczego*, w: *Kapitał ludzki i kapitał społeczny a rozwój regionalny*, red. M. Herbst, Scholar, Warszawa 2007.
3. Fallon P., Verry D., *The economics Economics of Labour Markets*, Philip Allan, Hertfordshire 1988.
4. Gajderowicz T., Grotkowska G., Wincenciak L., *Premia płacowa z wykształcenia wyższego według grup zawodów*, „*Ekonomista*” 2012, nr 5, s. 577–603.
5. Mincer J., *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, New York 1974.
6. Mincer J., *The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings: Variations on a Theme*, „*Journal of Labor Economics*” 1997, vol. 15, no. 1, s. 26–47.
7. Myck M., Nicinska A., Morawski L., *Count Your Hours: Returns to Education in Poland*, IZA Discussion Papers, no. 4332, 2009.
8. Newell A., Socha M.W., *The Polish Wage Inequality Explosion*, „*Economics of Transition*” 2007, vol. 15(4), s. 733–758.
9. Puhani P.A., *The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique*, „*Journal of Economic Surveys*” 2000, vol. 14(1), s. 53–68.
10. Roszkowska S., Rogut A., *Rozkład płac i kapitału ludzkiego w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*” 2007, nr 11–12, s. 55–84.
11. Strawieński P., *Zwrot z inwestowania w wyższe wykształcenie*, „*Ekonomista*” 2006, nr 6, s. 805–821.
12. *Struktura wynagrodzeń według zawodów*, GUS, Warszawa 2004, 2006, 2008, 2010, www.stat.gov.pl.

Aneks

Tabela A1. Klasyfikacja zawodów i specjalności i przyporządkowany poziom wykształcenia

| | | Liczba grup średnich (3-cyfrowych) | | | | Poziom wykształcenia |
|----|--------------------------------------------------------------------|---------------------------------------|------|------|------|-------------------------|
| | | 2004 | 2006 | 2008 | 2010 | |
| 1. | Przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy | – | – | – | – | – |
| 2. | Specjaliści | 19 | 19 | 19 | 30 | 5 |

| | | | | | | |
|-----|------------------------------------------|----|----|----|-----|---|
| 3. | Technicy i inny średni personel | 16 | 15 | 15 | 18 | 4 |
| 4. | Pracownicy biurowi | 7 | 7 | 7 | 8 | 3 |
| 5. | Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy | 6 | 7 | 7 | 12 | 3 |
| 6. | Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy | 4 | 6 | 6 | 2 | 2 |
| 7. | Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy | 17 | 17 | 17 | 14 | 2 |
| 8. | Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń | 20 | 20 | 20 | 14 | 2 |
| 9. | Pracownicy przy pracach prostych | 8 | 8 | 8 | 9 | 1 |
| 10. | Siły zbrojne | – | – | – | – | – |
| | RAZEM | 97 | 99 | 99 | 107 | |

* * *

Do education and working experience play a role? The results of Mincer's equation for Poland

The aim of the paper is the empirical verification of the Mincer equation for Poland based on the Structure of Wages and Salaries by Occupation data. The analyses of relation between wages and education and experience were undertaken on the three-digit occupational level in 2004–2010. The results indicate that individual's pay increase with increasing education level and job experience however the impact of both variables is non-linear. Moreover in case of occupations where individuals have to increase qualifications at work the salaries increase with job experience but only to some point. The lowest wages were received by persons with general secondary education and by persons with basic skills. No need for improving skills during their working life translates into a very small increase in the remuneration of those employees with increasing seniority.

Keywords: wages, education, job experience, Mincer equation (Poland), rates of return

Zgodnie z deklaracją autorek, ich udział w przygotowaniu artykułu wynosi odpowiednio: Aleksandra Majchrowska – 50%, Sylwia Roszkowska – 50%.