

MODELE PŁAC TYPU MINCERA NA PRZYKŁADZIE PRACOWNIKÓW NAUKOWO-DYDAKTYCZNYCH POLSKICH WYŻSZYCH UCZELNI PUBLICZNYCH

Mariusz Franciszek Kaszubowski

Katedra Nauk Ekonomicznych, Politechnika Gdańska

e-mail: mkaszubo@zie.pg.gda.pl

Streszczenie: Artykuł przedstawia wyniki badań, których celem było wyznaczenie oraz zestawienie modeli płac typu Mincera dla grupy pracowników naukowo-dydaktycznych polskich wyższych uczelni publicznych. Dane wykorzystane do analizy pochodziły z ankiety ogólnopolskiej przeprowadzonej na wiosnę 2012 roku. Porównywane modele dotyczyły wynagrodzenia faktycznie otrzymywanego na a także poza uczelnią macierzystą oraz wynagrodzenia progowego dla hipotetycznego kontraktu wprowadzającego warunek jednoetatowości.

Słowa kluczowe: płaca progowa, model płac typu Mincera, wynagrodzenia nauczycieli akademickich

WSTĘP

Celem badania było wyznaczenie oraz porównanie modeli płac typu Mincera dla grupy pracowników naukowo-dydaktycznych polskich wyższych uczelni publicznych. Konfrontacji poddano modele wynagrodzenia faktycznie otrzymywanego z modelami wynagrodzenia progowego (reservation wage) dla hipotetycznego kontraktu wprowadzającego warunek jednoetatowości. Do analizy wykorzystano dane otrzymane w wyniku przeprowadzonej ankiety ogólnopolskiej.

W literaturze pojawia się wiele analiz dotyczących modeli płac typu Mincera dla różnych grup zawodowych, w tym również dla nauczycieli akademickich [Sadeghi i in. 2012] jednak nie sposób znaleźć tam tychże modeli dla płacy progowej wyznaczonej przy warunku ograniczenia wieloetatowości. Dodatkowo poniższa analiza daje obraz oczekiwań środowiska akademickiego w kontekście wchodzącej reformy Szkolnictwa Wyższego w Polsce.

PRZEGLĄD LITERATURY

Pierwszy model, w którym pojawia się zależność pomiędzy wynagrodzeniem a sumą wiedzy zdobytej w szkole i doświadczenia z pracy pojawił się w modelu kapitału ludzkiego zaproponowanego przez Mincera [Mincer 1958]. Równanie, uznane później za tradycyjne, w którym zależność logarytmu płac wyrażała funkcja kwadratowa zdobytego doświadczenia pojawia się nieco później [Mincer 1974]. W międzyczasie również w pracy [Schultz 1961] można było znaleźć argumentację, według której główną przyczyną wzrostu wynagrodzenia jest inwestycja w kapitał ludzki. Od tego momentu pojawiać zaczęły się kolejne modyfikacje tego modelu. O różnicach w wynagrodzeniu wynikające ze zmiany produktywności w zależności od stażu pracy pisał [Becker 1962]. On też w swojej pracy tłumaczył zmniejszający się wzrost zarobków wraz z wiekiem czy też zwiększoną liczbę szkoleń w pracy wśród młodych pracowników. Kolejną wersją równania Mincera wprowadził [Ben-Porath 1967]. Jego model oparty był na funkcji produkcji kapitału ludzkiego i zakładał maksymalizację wartości bieżącej sumy swoich zarobków. Wykorzystując teorię optymalnego sterowania [Sheshinski 1968] wyznaczał ekstrema zaproponowanych wcześniej funkcji. Wykorzystując tę samą metodę podobne badania prowadził [Haley 1973]. Kilka lat później w swojej propozycji modelu płac [Ryder i in. 1976] dodatkowo uwzględnili wpływ wolnego czasu. Jeszcze w tym samym roku [Haley 1976] zastosował metodę wyznaczania współczynników dla regresji nieliniowej. [Leibowitz 1976] pokazał natomiast, że intensywność samokształcenia ma istotny wpływ na kształt krzywej Mincera. [Driffill 1980] dodatkowo uwzględnił w swoich rozważaniach wpływ wieku przejścia na emeryturę. W równaniu zaproponowanym przez [Behrman i Birdsall 1983] pojawia się natomiast podejście polegające na rozpatrywaniu stopy zwrotu z inwestycji w edukację jako funkcji jakości początkowego stadium nauki. Postać omawianej zależności weryfikowali również [Heckman i Polachek 1974] oraz [Frazis i Loewenstein 2005].

Równanie Mincera całkiem dobrze spisywało się w wieloletniej historii empirycznych badań wysokości płac w zależności od poziomu edukacji i stażu pracy [Lemieux 2003, Heckman 2003, Heckman 2006]. Kwadratowa postać zależności logarytmu płacy od doświadczenia często jednak niedoszacowuje wartości płac w początkowym okresie i przeszacowuje je w późniejszym okresie w szczególności dla pracowników wysoko wykwalifikowanych. Wielomian trzeciego stopnia lepiej obrazuje wspomnianą zależność jeżeli jednostka badanej społeczności ma możliwość wyboru optymalnego poziomu kontynuacji nauki przez cały swój okres pracy. Pisali o tym [Murphy i Welch 1990] zaś ostatnio uzasadnił przedstawiając dowód i interpretacje [Hamlen 2012]. Uznali oni, że pewne grupy zawodowe przykładowo prawnicy, lekarze, księgowi borykają się z podjęciem decyzji czy warto jeszcze inwestować w dalszy swój rozwój (który zapoczątkuje w przyszłości). Rozwój w rozumieniu ponad minimum niezbędne by

pozostać na stanowisku. W podobnej sytuacji są polscy nauczyciele akademicy. Taki stan rzeczy powoduje, że marginalna użyteczność dochodu pomniejszonego o nakłady na kontynuację nauki jest malejącą funkcją czasu. Innymi słowy, funkcja określająca udział obecnego wynagrodzenia poświęconego na kontynuowanie edukacji jest funkcją malejącą i wypukłą ku górze a nie jak zakładano dotychczas w tradycyjnym modelu płac typu Mincera - liniową zależnością. Na koniec warto wspomnieć, że w wielu opracowaniach model płac typu Mincera wzbogacany był również o nieliniową zależność logarytmu płac od poziomu edukacji [Mincer 1997, Card i Krueger 1992, Heckman 1996, Deschênes 2001].

MATERIAŁ I METODY

Materiał statystyczny, który posłużył do wyznaczenia modeli płac pochodził z ankiety przeprowadzonej w dniach 28 lutego do 30 kwietnia 2012 roku. Populacja objęta badaniem to wszyscy pracownicy naukowo-dydaktyczni polskich wyższych uczelni publicznych. Grupa ta liczyła 51334 osób (stan na okres 2010/2011) [GUS, 2011]. Badanie miało charakter całościowy a decyzja o uczestnictwie w badaniu leżała w gestii dziekanów poszczególnych wydziałów. Respondentów pytano drogą elektroniczną o obecnie otrzymywane wynagrodzenie na uczelni macierzystej jak i poza nią a także o najniższą akceptowalną płacę dla hipotetycznego kontraktu wprowadzającego warunek jednoetatowości. Otrzymałą próbę oczyszczono z obserwacji błędnie wypełnionych oraz o wartościach odstających. Pozostałym nadano odpowiednie wagi względem płci, rodzaju uczelni i zajmowanego stanowiska.

Ostatnim zabiegiem było przeliczenie wynagrodzenia progowego z netto na brutto oraz wystandaryzowanie wynagrodzenia pod względem pensum ustalając je na wysokość 180 godzin.

Tabela 1. Charakterystyka populacji generalnej i próby

Grupa	Liczba osób	
	Populacja	Próba
Pracownicy naukowo-dydaktyczni polskich wyższych uczelni publicznych	51334	1618
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku asystenta	6937	253
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku adiunkta	28520	978
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku adiunkta z habilitacją	2331	71
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku profesora nadzwyczajnego	9287	222
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku profesora zwyczajnego	4272	94
Kobiety	20477	670
Mężczyźni	30857	948

Źródło: opracowanie własne na podstawie ankiety oraz GUS

Do oszacowania modeli płac zastosowano najpopularniejszą Metodę Najmniejszych Kwadratów. Alternatywą mogła być proponowana po raz pierwszy przez [Bierens 1997] Metoda Momentów Ważonych, lecz ponieważ daje ona podobne wyniki co wcześniej wspomniana mniej skomplikowana MNK podobnie jak większość badaczy [m.in. Kot 1999] zastosowano metodę prostszą numerycznie.

Weryfikacja założenia homoscedastyczności elementu losowego dla modeli regresji wielorakiej sprawdzono testem White'a, gdyż jest on stosowany również dla modeli nieliniowych. Założenie normalności zweryfikowano poddając ocenie graficznej histogramy reszt. Zdecydowano się na takie podejście z dwóch powodów. W sytuacji dużych prób większość znanych testów normalności nakazują odrzucenie hipotezy zerowej mimo zadawalającego dopasowania oraz testy służące do weryfikacji istotności modelu i poszczególnych jego współczynników (test t i F) są odporne na niewielkie odchylenia od normalności [Greene 2002].

W prezentowanej analizie pojawiają się osobno modele dla dwóch zmiennych zależnych. Pierwsza to miesięczne, wystandaryzowane wynagrodzenie progowe, brutto dla hipotetycznego kontraktu przy założeniu pensum 180 godzin zwane później wynagrodzeniem progowym. Druga zmienna to średni, miesięczny, łączny, faktyczny dochód brutto (z tytułu pracy na i poza uczelnią macierzystą) nazwany dochodem. Statystyczna istotność przedstawionych modeli jak i ich poszczególnych zmiennych objaśniających zostały zweryfikowane dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$.

W modelu płac typu Mincera pojawia się zależność logarytmu płac od wykształcenia jak i zdobytego doświadczenia. Ponieważ w przypadku grupy pracowników naukowo-dydaktycznych wszyscy ukończyli studia wyższe za zmienną określającą poziom wykształcenia uznano zajmowane stanowisko. Za zmienną określającą zdobyte doświadczenie wybrano wiek respondentów, gdyż jest on silnie skorelowany ze stażem pracy ($R = 0,973$) oraz lepiej opisuje poziom płac [Kot 1999]. Dokładną specyfikację zmiennych przedstawia Tabela 2.

Tabela 2. Zmienne wykorzystane w prezentowanych modelach

w	logarytm naturalny wynagrodzenia progowego
d	logarytm naturalny dochodu
X	wiek liczony w latach
S	stanowisko: asystent - wartość 1, adiunkt - wartość 2, adiunkt z habilitacją - wartość 3, profesor nadzwyczajny - wartość 4, profesor zwyczajny - wartość 5
G	płeć: mężczyzna - wartość 1, gdy kobieta - wartość 0
T	dorabia poza uczelnią macierzystą: gdy tak - wartość 1, nie - wartość 0
K_{ad}	adiunkt - wartość 1, w pozostałych przypadkach - wartość 0
K_{adh}	adiunkt z habilitacją - wartość 1, w pozostałych przypadkach - wartość 0

K_{pnzw}	profesor nadzwyczajny - wartość 1, w pozostałych przypadkach - wartość 0
K_{pzw}	profesor zwyczajny - wartość 1, w pozostałych przypadkach - wartość 0

Źródło: opracowanie własne

WYNIKI

W pierwszej kolejności wyznaczone zostały cztery modele płac typu Mincera, dwa dla płacy progowej (model 1 i model 2) oraz dwa dla dochodu (model 3 oraz model 4). Model 1 oraz model 3 są modelami liniowej zależności zaś w modelach 2 i 4 wykorzystano szeroko opisaną w literaturze zależność wielomianową. Dokładne postacie modeli przedstawione są poniżej.

Model 1

$$\ln(w_i) = a_0 + a_1 \cdot T + a_2 \cdot X + a_3 \cdot G + a_4 \cdot K_{ad} + a_5 \cdot K_{adh} + a_6 \cdot K_{pnzw} + a_7 \cdot K_{pzw} + \varepsilon_i$$

Model 2

$$\ln(w_i) = a_0 + a_1 \cdot T + a_2 \cdot X + a_3 \cdot X^2 + a_4 \cdot X^3 + a_5 \cdot G + a_6 \cdot S + a_7 \cdot S^2 + \varepsilon_i$$

Model 3

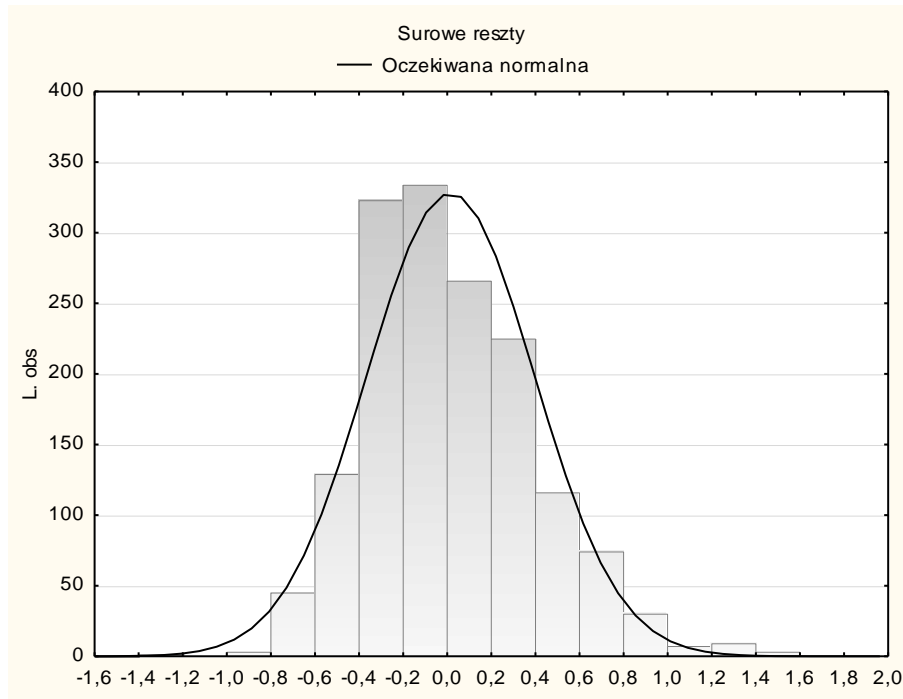
$$\ln(d_i) = a_0 + a_1 \cdot T + a_2 \cdot X + a_3 \cdot G + a_4 \cdot K_{ad} + a_5 \cdot K_{adh} + a_6 \cdot K_{pnzw} + a_7 \cdot K_{pzw} + \varepsilon_i$$

Model 4

$$\ln(d_i) = a_0 + a_1 \cdot T + a_2 \cdot X + a_3 \cdot X^2 + a_4 \cdot X^3 + a_5 \cdot G + a_6 \cdot S + a_7 \cdot S^2 + \varepsilon_i$$

Jedno z podstawowych założeń zastosowanej metody wyznaczania i oceny współczynników modeli wymagało rozkładu normalnego otrzymanych reszt. Z powodów wcześniej opisanych dokonano to poprzez ocenę histogramów reszt. We wszystkich czterech przypadkach nie było rażących odstępstw od oczekiwanej normalnej. Przykładem takiej oceny jest Rysunek 1.

Rysunek 1. Surowe reszty na tle oczekiwanej krzywej normalnej dla modelu 1



Źródło: opracowanie własne przy użyciu programu Statistica 10

Kolejne założenie o homoskedastyczności zweryfikowano testem White'a przyjmując poziom istotności $\alpha = 0,05$. Ponieważ dla modelu 3 i 4 test ten nakazywał odrzucenie hipotezy zerowej do oceny błędów standardowych użyto estymatora Huber-White'a zwanego potocznie „kanapkowym”. Wyniki oszacowań dla wyznaczonych modeli przedstawiają poniższe tabele.

Tabela 3. Oceny parametrów modelu 1

$\ln(w_i)$	parametr	błąd standardowy	z	$P > z $
T	0,1600184	0,019457	8,22	0,000
X	0,0048445	0,001379	3,51	0,000
G	0,1060614	0,0198689	5,34	0,000
K_{adh}	0,3916986	0,0310213	12,63	0,000
K_{adh}	0,6916645	0,0582922	11,87	0,000
K_{pzw}	0,8188634	0,0473392	17,30	0,000
K_{pzw}	0,9617728	0,0590833	16,28	0,000
stała	8,101558	0,0517887	156,43	0,000
$R^2 = 0,4542$ $RMSE = 0,37729$ $F(7,1557) = 185,11$ ($p = 0,0000$)				

Źródło: opracowanie własne z użyciem pakietu Stata 12

Tablica 4. Oceny parametrów modelu 2

$\ln(w_i)$	parametr	błąd standardowy	z	$P > z $
T	0,1559131	0,0193785	8,05	0,000
X	0,0845319	0,0256975	3,29	0,001
X^2	-0,0014442	0,0005079	-2,84	0,005
X^3	0,00000813	0,00000327	2,48	0,013
G	0,108479	0,019804	5,48	0,000
S	0,4125297	0,0560723	7,36	0,000
S^2	-0,0306066	0,008951	-3,42	0,001
stała	6,415316	0,3912656	16,40	0,000
$R^2 = 0,4574$ $RMSE = 0,37619$ $F(7,1557) = 187,52$ ($p = 0,0000$)				

Źródło: opracowanie własne z użyciem pakietu Stata 12

Tablica 5. Oceny parametrów modelu 3

$\ln(d_i)$	parametr	błąd standardowy	z	$P > z $
T	0,3827293	0,024501	15,62	0,000
X	0,0051465	0,0018615	2,76	0,006
G	0,1009102	0,0259889	3,88	0,000
K_{adh}	0,3429024	0,0448158	7,65	0,000
K_{adh}	0,4176427	0,0712181	5,86	0,000
K_{pzw}	0,7376633	0,0663263	11,12	0,000
K_{pzw}	0,8900061	0,0745313	11,94	0,000
stała	7,957867	0,071587	111,16	0,000
$R^2 = 0,3870$ $RMSE = 0,45623$ $F(7,1557) = 114,81$ ($p = 0,0000$)				

Źródło: opracowanie własne z użyciem pakietu Stata 12

Tablica 6. Oceny parametrów modelu 4

$\ln(d_i)$	parametr	błąd standardowy	z	$P > z $
T	0,3839765	0,0245306	15,65	0,000
X	0,0890766	0,0277757	3,21	0,001
X^2	-0,0018309	0,0005102	-3,59	0,000
X^3	0,0000127	0,00000299	4,25	0,000
G	0,1002058	0,025816	3,88	0,000
S	0,3626509	0,0754832	4,80	0,000
S^2	-0,0247951	0,0117828	-2,10	0,036
stała	6,430035	0,4391086	14,64	0,000
$R^2 = 0,3879$ $RMSE = 0,45590$ $F(7,1557) = 127,91$ ($p = 0,0000$)				

Źródło: opracowanie własne z użyciem pakietu Stata 12

Na podstawie wyników estymacji wszystkich modeli można sądzić, że wynagrodzenie progowe jak i dochód w przypadku grupy mężczyzn jest przeciętnie o około 10% wyższe niż dla grupy kobiet. Osoby, które posiadają dodatkowy dochód poza wynagrodzeniem na uczelni macierzystej byłoby skłonni zrezygnować z „dorabiania” podając wysokość płacy progowej średnio o 16% wyższą niż pozostałe osoby. Dodatkowo ta sama grupa pracowników naukowo-

dydaktycznych posiada o około 38% wyższy średni miesięczny dochód brutto niż grupa „niedorabiających” poza uczelnią. Patrząc na zajmowane stanowiska widzimy, że adiunkci, adiunkci z habilitacją, profesorowie nadzwyczajni i profesorowie zwyczajni akceptują hipotetyczny kontrakt dla wynagrodzenia o odpowiednio 39%, 69%, 82% i 96% wyższego od tego co przyjmują asystenci, zaś łączny dochód jest odpowiednio wyższy o 34%, 42%, 74% i 89% od dochodu grupy asystentów. Widać wyraźnie, że największego wzrostu wynagrodzenia w stosunku do faktycznego dochodu oczekuje grupa adiunktów z habilitacją.

Ciekawych spostrzeżeń daje również obraz profili wiekowo-płacowych dla modelu 2 oraz modelu 4. W celu wyznaczenia zależności płacy progowej i dochodu od wieku pracownika w miejsca pozostałych zmiennych objaśniających podstawione zostały wartości przeciętne, które przedstawia tabela 7.

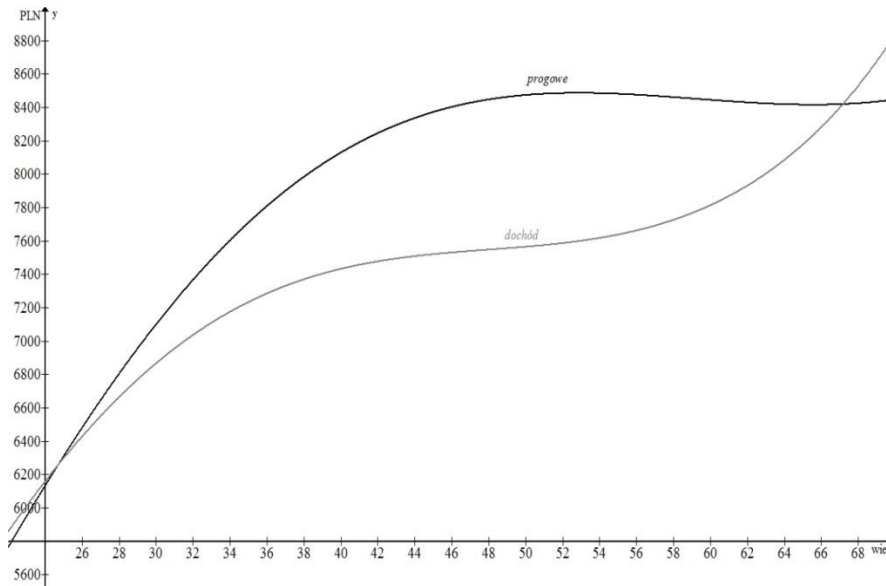
Tabela 7. Wartości przeciętnych wybranych zmiennych

zmienna	średnia
w	8,940
d	8,875
X	42,896
S	2,508
G	0,587
T	0,585
K_{ad}	0,561
K_{adh}	0,042
K_{pnzw}	0,179
K_{pzw}	0,082

Źródło: opracowanie własne z użyciem Statistica 10

Uzyskane zależności pozwalają stwierdzić, że płaca progowa dominuje nad faktycznym, łącznym dochodem w przedziale wieku od 25 do 67 lat. Powyżej 67 lat dochód wyraźnie przewyższa wynagrodzenie progowe. Takiego stanu rzeczy można dopatrywać się w tym, iż wielu pracowników mimo przejścia na emeryturę wciąż pracuje zatem posiada wysokie dochody, zaś ich potrzeby a zarazem oczekiwania płacowe nie rosną z wiekiem. Nadto funkcja wynagrodzenia progowego posiada maksimum lokalne dla wieku 53 lat zaś funkcja dochodu nie posiada żadnego ekstremum lokalnego. Wnioski te widoczne są na poniższym rysunku.

Rysunek 2. Profile wiekowo-płacowe dla płacy progowej i dochodu



Źródło: opracowanie własne z użyciem programu Graph 4.4.

PODSUMOWANIE

W prezentowanej analizie modele regresyjne płac typu Mincera ukazywały zależność logarytmu płacy progowej i dochodu pracowników naukowo-dydaktycznych w zależności od wieku, zajmowanego stanowiska oraz płci. Niezależnie od zastosowanej postaci modelu wnioski były podobne. Kobiety otrzymują mniejsze wynagrodzenia i mniejsze też mają oczekiwania. Im wyższe stanowisko tym wyższy dochód i płaca progowa z tym, że oczekiwania grupy adiunktów z habilitacją są relatywnie wyższe niż pozostałych. Podobnie, wprowadzając warunek jednoetatowości, większego wynagrodzenia oczekują osoby mające dodatkowy dochód poza uczelnią niż osoby niedorabiające. Profile płacowo-wiekowe pokazują natomiast, że wraz z wiekiem dochód typowego uczonego rośnie zaś płaca progowa osiąga swoje maksimum dla 53 lat i wynosi niespełna 8500 zł brutto.

BIBLIOGRAFIA

- Becker G. (1962) Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special References to Education, NY, Columbia University Press.
- Becker G. (1962) Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, Journal of Political Economy, Vol. 70, pp. 9-49.

- Behrman J., Birdsall N. (1983) The Quality of Schooling: Quantity Alone Is Misleading, *American Economic Review*, Vol. 73, No. 5, 1983, pp. 928-946.
- Ben-Porath Y. (1967) The Production of Human Capital and Life Cycle of Earnings, *The Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 4, p. 352-365.
- Bierens H. J. (1997) Integrated Conditional Moment Estimation and Testing of Median Regression Models, with an Application to a Mincer-Type Equation, *Econometric Society European Meeting*, Toulouse, 27-30 sierpnia.
- Card D., Krueger A. (1992) Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States, *Journal of Political Economy* 100, February, pp. 1-40.
- Deschênes O. (2001) Unobserved Ability, Comparative Advantage and the Rising Return to Education in the United States: A Cohort-Based Approach, *Princeton University Industrial Relations Section Working Paper No. 465*, August.
- Driffill J. (1980) Life-Cycles with Terminal Retirement, *International Economic Review*, Vol. 21, No. 1, 1980, pp. 45-62.
- Frazis H., Loewenstein M. (2005) Reexamining the Returns to Training: Functional Form, Magnitude, and Interpretation, *The Journal of Human Resources*, Vol. 40, No. 2, pp. 453-476.
- Greene W. H. (2002) *Econometric analysis*, Fifth edition, NY University, New Jersey.
- GUS (2011) *Szkoły wyższe i ich finance w 2010 r.*, GUS, Warszawa.
- Haley W. (1973) Human Capital: The Choice between Investment and Income, *American Economic Review*, Vol. 63, No. 5, 1973, pp. 929-944.
- Haley W. (1976) Estimation of the Earnings Profile from Optimal Human Capital Accumulation, *Econometrica* Vol. 44, No. 6, 1976, pp. 1223-1238.
- Hamlen S., Hamlen W. (2012) The Inconsistency of the Quadratic Mincer Equation: A Proof, *Theoretical Economics Letters*, no. 2, p. 115-120.
- Heckman J., Lochner L., Todd P. (2003) Fifty Years of Mincer Earnings Regressions, *NBER WP 9732*.
- Heckman J., Lochner L., Todd P. (2006) Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond, In: E. Hanishek and F. Welch, Eds., *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier, Amsterdam, pp. 307-458.
- Heckman J., Polachek S. (1974) Empirical Evidence of the Functional Form of the Earnings-Schooling Relationship, *Journal of the American Statistical Association* Vol. 69, No. 346, pp. 350-354.
- Heckman J., Layne-Farrar A., Todd P. E. (1996) Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of Schooling Quality on Earnings, *Review of Economics and Statistics* 78, November, pp. 562-610.
- Kot S. M. (red.) (1999) *Analiza ekonomiczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, PWN, Warszawa, Kraków.
- Leibowitz A., (1976) Years of Intensity of Schooling Investment, *American Economic Review*, Vol. 66, No. 3, pp. 321-334.
- Lemieux T. (2003) *The Mincer Equation Thirty Years after Schooling, Experience and Earnings*, Center for Labor Economics, University of California-Berkeley, Berkeley.

- Mincer J. (1958) Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, *Journal of Political Economy*, Vol. 66, pp. 281-302.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia Univ. Press, New York.
- Mincer, J. (1997) Changes in Wage Inequality, 1970-1990, *Research in Labor Economics* 16, pp. 1-18.
- Murphy K., Welch F. (1990) Empirical Age-Earnings Pro-files, *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 2, pp. 202-229.
- Ryder H., Stafford F., Stephan P. (1976) Labor, Leisure and Training over the Life-Cycle, *International Economic Review*, Vol. 17, No. 3, p. 651-674.
- Sadeghi J. M., Shirouyehzad L., Samadi S. (2012) Estimating the Impact of Education on Income with Econometric Approach: A Case Study in Universities, *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, Vol. 2, No. 6, pp. 175-185.
- Schultz T. (1961) Investment in Human Capital, *American Economic Review*, Vol. 51, pp. 1-17.
- Sheshinski E. (1968) On the Individual's Lifetime Allocation Between Education and Work, *Metroeconomica*, Vol. 20, No. 1, 1968, pp. 42-49.

MINCER-TYPE WAGE EQUATION MODELS IN THE CASE OF POLISH ACADEMICS IN PUBLIC UNIVERSITIES

Abstract: The article presents the results of research which main aim was to determine and compare the Mincer-wage type models for group of polish academics in public universities. The data used for the analysis came from a national survey carried out in the spring of 2012. Compared models were related to salary actually received and the reservation wage for the hypothetical contract with no extra work condition.

Keywords: Mincer-type wage equation, reservation wage, academics salary