

Sylwia ROSZKOWSKA*

REGIONALNE ZRÓŻNICOWANIE STÓP ZWROTU Z WYKSZTAŁCENIA W EUROPIE

Słowa kluczowe: stopa zwrotu z edukacji, równanie Mincera, kapitał ludzki

1. Wprowadzenie

Powszechnie wiadomo, że analizy wpływu ludzkich zdolności na zarobki są przedmiotem zainteresowania ekonomistów od czasów Adama Smitha i jego *Bogactwa narodów* z 1776 r. Jednak, pierwsze próby pomiaru kapitału ludzkiego zostały podjęte przez Jacoba Mincera (1958)¹. Mincer w swoich analizach określił czynniki determinujące rozkład dochodów ludności. Do podstawowych czynników zaliczył on kapitał ludzki oraz inwestycje w ów kapitał. Kapitał ludzki jest definiowany jako ‘suma wiedzy zdobywanej w szkole w trakcie edukacji formalnej oraz doświadczenia w trakcie wykonywania pracy’ i mierzony jest długością okresu edukacji formalnej oraz wiekiem człowieka (będącym odwzorowaniem doświadczenia zawodowego). Mincer nie skupiał uwagi na samym pojęciu kapitału ludzkiego, lecz na powiększaniu zasobu tego kapitału poprzez inwestycje.

Mincer podkreślał, że sam zasób kapitału ludzkiego jest wielkością niemierzalną. Wprowadził on jednak pojęcie inwestowania w zasób kapitału ludzkiego, które rozumiał jako proces uczenia się i nabywania umiejętności. Rozwinął badania w zakresie wpływu wielkości kapitału ludzkiego na rozkład dochodów. Postawił też hipotezę, że nierówności płacowe w poszczególnych grupach zawodowych zwiększają się wraz ze wzrostem posiadanych przez jednostki umiejętno-

* Dr, Katedra Makroekonomii, Uniwersytet Łódzki; e-mail: sylwiaroszkowska@gmail.com

¹ **J. Mincer**, *Investment in human capital and personal income distribution*, The Journal of Political Economy 1958/66 (4), s. 281–302.

ści. Oznacza to, że w grupach zawodów wymagających większych umiejętności różnice w płacach będą większe. Ponadto, z jego badań wynika, że nierówności płacowe wzrastają wraz z wiekiem². Można również wskazać na pewne słabości modelu Mincera. Po pierwsze, model ten nie uwzględnia innych, poza doświadczeniem zawodowym i poziomem wykształcenia, determinant płac. Po drugie, w rzeczywistości możliwe jest jednoczesne kształcenie się oraz zdobywanie doświadczenia zawodowego. Warto zauważyć, że jednoczesne odzwierciedlenie takiej sytuacji w danych makroekonomicznych jest praktycznie niemożliwe. Co więcej, w modelu tym nie uwzględnia się również zmian wykonywanego zawodu, po których to zmianach pracownicy zaczynają gromadzić nowe doświadczenia zawodowe. Podsumowując, model Mincera (mimo m.in. wspomnianych słabości) jest wygodnym narzędziem do objaśniania różnic w płacach pomiędzy poszczególnymi grupami zawodowymi czy wiekowymi.

Koncepcja Mincera została wykorzystana jako punkt wyjścia w wielu badaniach, przy czym wskazano na konieczność modyfikacji przez uwzględnienie nieliniowej zależności pomiędzy wynagrodzeniem a doświadczeniem zawodowym³.

Zapoczątkowane przez Mincera w 1974 r. badania empiryczne stóp zwrotu z edukacji w szkole i edukacji w miejscu pracy stały się inspiracją dla wielu badaczy. Analizy wskazują, że stopa zwrotu z edukacji formalnej w szkole nie przekracza 10% za dodatkowy rok nauki bądź 35–40% za dodatkowy poziom wykształcenia.

Dostępne jest kilkanaście opracowań, np. Psacharopoulos (1994), Psacharopoulos i Patrinos (2004), Hanushek i Woessmann (2010) oraz Strauss, de La Maisonnette (2007), zawierających przeglądy badań stóp zwrotu z edukacji formalnej i edukacji nieformalnej. Parametry równania Mincera szacowane są na ogół na zbiorach danych indywidualnych, pochodzących z badań aktywności ekonomicznej ludności (LFS). Na poziomie makroekonomicznym wykorzystane są dane przekrojowe lub przekrojowo-czasowe⁴. Główne przyjęte założenie w analizach przekrojowych dla grupy krajów to homogeniczność parametrów mierzących wpływ poziomu wykształcenia oraz doświadczenia zawodowego na

² Por. *ibidem*.

³ T. Lemieux, *The Mincer Equation Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings*, [w:] S. Grossbard-Shechtman (ed.), *Jacob Mincer, A Pioneer of Modern Labour Economics*, Springer Verlag, New York 2006.

⁴ Por. J.A. Hausman, W.E. Taylor, *Panel Data and Unobservable Individual Effects*, *Econometrica* 1981/49 (6); E. Moretti, *Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data*, *Journal of Econometrics* 2004/121; A.B. Krueger, M. Lindahl, *Education for Growth: Why and For Whom?*, *Journal of Economic Literature* 2001/39.

plące. Tym samym zakłada się, że w poszczególnych gospodarkach stopy zwrotu z wykształcenia i doświadczenia zawodowego są takie same.

W prezentowanym artykule uchylone zostaje założenie o identycznym wpływie kapitału ludzkiego na poziom wynagrodzeń w krajach europejskich. Zróżnicowanie parametrów w poszczególnych gospodarkach zostało uzyskane przez szacowanie parametrów równania Mincera dla poszczególnych gospodarek oddzielnie.

2. Dane

W analizach empirycznych wykorzystano dane pochodzące z reprezentatywnego badania struktury wynagrodzeń według zawodów. Dane dotyczą poziomu wynagrodzeń faktycznie otrzymywanych przez pracowników (a nie deklarowanych, jak ma to miejsce w przypadku danych pochodzących z badań aktywności ekonomicznej ludności) według stażu pracy, grupy zawodowej i płci. Badania struktury wynagrodzeń przeprowadzane są cyklicznie. Dla gospodarek europejskich dostępne są dane dla lat 2002, 2004, 2010⁵.

Niewątpliwą 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 z inwestowania w trakcie życia zawodowego (mierzonego stażem pracy).

Dodatkowo wykorzystano informacje pochodzące z Międzynarodowej Klasyfikacji Zawodów⁶. Zgodnie z tą klasyfikacją można wyróżnić 4 grupy umiejętności i przypisać te poziomy do poszczególnych grup zawodowych. Poziom umiejętności jest zdefiniowany jako poziom wykształcenia i kwalifikacji niezbędny do wykonywania danego zawodu. Zgodnie z klasyfikacją ISCO-08, można wyodrębnić cztery poziomy umiejętności. Pierwszy poziom umiejętności związany jest z podstawowymi kwalifikacjami i może być utożsamiany z podsta-

⁵ <http://ec.europa.eu/eurostat>; stan na dzień 5.06.2014 r.

⁶ *International Standard Classifications: ISCO-08*, vol. 1, International Labour Office, Geneva 2012.

wowym i gimnazjalnym poziomem edukacji szkolnej. Drugi poziom umiejętności przypisany został osobom z wykształceniem zasadniczym zawodowym, ogólnym i zawodowym technicznym. Trzeci poziom można przypisać do wykształcenia policealnego i wyższego na pierwszym stopniu. Czwarty poziom umiejętności tożsamy jest z wykształceniem wyższym.

TABELA 1: Grupy zawodowe według ISCO-08 i poziomu umiejętności

	Grupa zawodowa według ISCO-08	Poziom umiejętności
1	Przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy	3 + 4
2	Specjaliści	4
3	Technicy i inny średni personel	3
4	Pracownicy biurowi	2
5	Pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	2
6	Rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	2
7	Robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	2
8	Operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	2
9	Pracownicy przy pracach prostych	1
10	Siły zbrojne	1 + 2 + 4

Źródło: *International Standard Classifications: ISCO-08*, vol. 1, International Labour Office, Geneva 2012.

W analizach, ze względu na duże braki danych, pominięto pierwszą grupę zawodową (tj. przedstawiciele władz publicznych, urzędników i kierowników) oraz ze względu na niejawność danych – grupę siły zbrojne.

Wybrany okres badawczy to rok 2010. Dla uchwycenia ewentualnych zmian przeprowadzono również analizy dla roku 2002. Ponieważ nie udało się uchwycić wyraźnych tendencji, to analizy dla roku 2002 nie będą szczegółowo komentowane w niniejszym artykule.

Tabela 2 zawiera podstawowe statystyki opisowe dotyczące płac w wybranych gospodarkach europejskich w latach 2002 i 2010. Najwyższe wynagrodzenie godzinowe (ok. 18–19 PPS w 2010 r.) można odnotować w przypadku Danii, Luksemburga, Norwegii i Belgii. Najniższy zaś poziom płacy godzinowej był w gospodarkach bułgarskiej, rumuńskiej oraz gospodarkach nadbałtyckich. W latach 2002–2010 ranking gospodarek ze względu na poziom płac nie uległ istotnym zmianom, ale zmieniły się różnice między płacami, a stąd wydaje się, że można mówić o pewnego rodzaju konwergencji w zakresie płac.

TABELA 2: Statystyki opisowe godzinnych stawek plac w wybranych gospodarkach europejskich w 2002 i 2010 r. (w PPS)

Gospodarka	2010						2002					
	średnia	p50	min.	maks.	std	cv	średnia	p50	min.	maks.	std	cv
Austria	15,1	13,0	6,2	46,4	7,6	0,502	14,3	12,3	6,5	36,9	6,8	0,473
Belgia	17,6	15,0	10,0	42,1	7,2	0,407	16,8	14,2	8,7	36,9	7,2	0,428
Bułgaria	4,7	4,0	2,1	13,1	2,6	0,547	2,8	2,3	1,3	7,1	1,4	0,519
Czechy	7,3	6,3	3,7	20,1	3,4	0,471	6,6	5,6	3,0	17,5	3,1	0,474
Dania	18,6	17,4	11,5	35,7	4,9	0,265	16,5	15,1	11,0	30,8	4,1	0,251
Estonia	7,1	6,4	3,2	17,8	3,1	0,445	5,1	4,4	2,2	13,5	2,3	0,453
Finlandia	14,8	12,8	7,8	35,4	5,7	0,382	12,8	11,2	8,1	29,1	4,6	0,357
Francja	13,7	11,6	6,7	40,3	6,0	0,438	14,7	11,7	6,9	62,7	8,1	0,555
Grecja	12,0	10,0	6,2	43,0	6,2	0,517	12,1	11,0	5,3	27,7	5,2	0,425
Hiszpania	13,2	10,8	7,2	35,9	6,1	0,463	12,4	9,7	6,6	36,5	6,2	0,503
Holandia	15,2	13,6	6,8	32,4	5,4	0,358	14,8	13,7	7,0	30,1	4,9	0,334
Irlandia	17,7	15,3	9,0	40,3	7,1	0,400	16,3	14,0	8,7	40,3	6,7	0,412
Islandia	11,5	10,3	7,1	24,5	3,8	0,326	12,9	11,4	7,6	29,7	4,8	0,368
Litwa	5,4	4,8	2,8	12,0	2,2	0,417	4,5	4,1	1,9	10,6	1,9	0,426
Luksemburg	18,5	14,2	8,5	58,5	10,1	0,543	18,1	14,4	9,4	47,0	8,9	0,492
Łotwa	5,7	5,2	2,6	13,2	2,3	0,393	4,2	3,6	1,9	9,6	1,8	0,428
Malta	11,4	10,2	6,5	24,0	3,8	0,338	4,1	3,7	2,3	7,9	1,3	0,321
Niemcy	16,0	13,9	7,5	40,0	7,6	0,471	15,0	12,8	8,3	41,8	6,2	0,410
Norwegia	18,2	16,7	11,7	34,1	4,7	0,257	16,4	15,2	10,2	30,1	4,2	0,258
Polska	7,8	6,5	3,6	22,6	4,2	0,536	6,3	5,2	3,0	17,3	3,4	0,541
Portugalia	9,6	6,7	4,0	31,2	6,9	0,712	8,6	5,9	2,9	30,2	6,3	0,724
Rumunia	5,2	4,3	2,3	15,3	3,2	0,618	3,3	2,8	1,6	9,9	2,1	0,633
Słowacja	7,0	5,8	3,3	19,0	3,4	0,487	5,4	4,4	2,9	17,2	2,9	0,535
Słowenia	11,5	8,7	5,5	33,9	6,5	0,564	11,0	7,9	4,5	33,9	6,9	0,631
Szwecja	13,9	12,6	9,6	28,1	3,8	0,276	13,1	11,7	9,1	26,9	3,8	0,287
Węgry	7,1	6,0	3,8	19,7	3,7	0,519	5,6	4,7	2,7	13,5	2,8	0,504
Wielka Brytania	15,0	12,5	7,6	36,4	6,7	0,444	16,6	13,6	8,7	36,3	7,4	0,442
Włochy	14,1	11,0	7,0	42,6	8,2	0,580	14,9	11,6	7,4	47,5	8,5	0,570

Objaśnienia: **średnia** – średnia arytmetyczna; **p50** – mediana; **min.** – wartość najmniejsza; **maks.** – wartość największa; **std** – odchylenie standardowe; **cv** – współczynnik zmienności oparty na odchyleniu standardowym.

Źródło: oprac. własne na podst. danych Eurostat.

W ogólności można przyjąć, że przeciętne wyższe godzinowe stawki płac były notowane w krajach z grupy UE-15 (z wyjątkiem Portugalii). Podobny wzorzec można zauważyć w przypadku zróżnicowania płac w poszczególnych gospodarkach. Największe zróżnicowanie płac (mierzone współczynnikiem zmienności opartym na odchyleniu standardowym) odnotowano w gospodarkach Europy południowej (Portugalia, Włochy, Rumunia, Bułgaria i Szwecja). Najniższe (poniżej 0,3) współczynniki zmienności były w przypadku gospodarek skandynawskich (Dania, Norwegia i Szwecja).

Wstępne analizy wskazują na zróżnicowanie płac w Europie ze względu na poziom wykształcenia i doświadczenia zawodowego. Stąd uzasadnione wydaje się odrzucenie założenia o zróżnicowaniu stóp zwrotu edukacji i doświadczenia zawodowego.

3. Analizy danych empirycznych

Standardowe równanie Mincera przyjmuje następującą postać:

$$\ln wage_t = \alpha_0 + \alpha_1 edu_t + \alpha_2 age_t + \alpha_3 age_t^2 + \varepsilon_t$$

gdzie:

- $\ln wage_t$ – t -ta obserwacja przeciętnego wynagrodzenie godzinowego w danej grupie wiekowej i danej grupie zawodowej (w PPS),
- age_t – zmienna mierząca doświadczenie w pracy, $age = 1 \dots 5$ i zależy od grupy wiekowej, przy czym wyróżnić można 5 grup wiekowych: 1 – mniej niż 30 lat, 2 – od 30 do 39 lat, 3 – od 40 do 49 lat, 4 – od 50 do 59 lat, 5 – 60 lat i więcej;
- edu_t – zmienna mierząca poziom wykształcenia, przy czym $edu = 1 \dots 4$ zgodnie z klasyfikacją zawodów i przypisanym im poziomem umiejętności (por. tab. 1),
- $\alpha_1 > 0$ – parametr mierzący wpływ poziomu edukacji formalnej (uzyskanej w szkole) na poziom płac,
- $\alpha_2 > 0$ i $\alpha_3 > 0$ – mierzą nieliniowy wpływ doświadczenia zawodowego na płace
- α_0 – stała bez bezpośredniej interpretacji ekonomicznej.

Parametry powyższego równania Mincera szacowane były MNK z wykorzystaniem danych przekrojowych dla gospodarek europejskich, dotyczących przeciętnego wynagrodzenia godzinowego kobiet i mężczyzn według grup zawodowych oraz wieku. Wykorzystano dane dla lat 2002 i 2010. Jak już wcześniej wspomnia-

no, nie nastąpiły znaczące zmiany w zakresie estymowanych parametrów, stąd w analizowanym okresie uwaga zostanie skupiona na oszacowaniach dla 2010 r.

Wyniki estymacji punktowej zaprezentowane zostały w tabeli 3, gdzie również zawarto informacje o skorygowanym współczynniku determinacji, liczbie obserwacji i statystykach testowych t-Studenta. Oszacowane parametry α_1 mogą być traktowane jako stopy zwrotu z wykształcenia. Z wyników zawartych w tabeli 3 można wyciągnąć następujące wnioski:

1. We wszystkich gospodarkach istnieje dodatnia i statystycznie istotna zależność pomiędzy poziomem umiejętności, utożsamianym z wykształceniem, a wielkością wynagrodzenia.
2. Oszacowana stopa zwrotu z edukacji dla całej próby, z założeniem homogeniczności tej stopy we wszystkich gospodarkach, wynosi ok. 34–35% i jest praktycznie niezmienna w czasie.
3. Wydaje się, że przyjęcie wspólnej stopy zwrotu z edukacji jest dużym nadużyciem, bo – jak pokazują wyniki dla poszczególnych gospodarek – stopa ta różni się w zależności od regionu. W analizowanych krajach europejskich wzrost poziomu umiejętności powodował wzrost wynagrodzenia godzinowego o 17–51%.
4. Najwyższe stopy zwrotu z edukacji można odnotować w Portugalii (51%), Rumunii (47%) i Bułgarii (44%). Dość wysokie (ok. 40–41%) stopy odnotowano również w Polsce, Chorwacji, Słowenii i na Węgrzech.

TABELA 3: Szacunki parametrów równania Mincera dla krajów europejskich w 2002 i 2010 r.

Kraj	2010						2002					
	edu	age	age ²	stała	skor. R ²	obs.	edu	age	age ²	stała	skor. R ²	obs.
Cała próba	0,347 (36,82)	0,238 (7,16)	-0,030 (-5,56)	1,071 (21,64)	0,336	2889	0,339 (24,38)	0,285 (5,60)	-0,041 (-4,95)	0,833 (11,10)	0,218	2261
Austria	0,345 (14,69)	0,364 (4,24)	-0,046 (-3,25)	1,163 (9,16)	0,762	80	0,358 (14,53)	0,411 (4,56)	-0,051 (-3,45)	1,037 (7,78)	0,765	80
Belgia	0,296 (20,30)	0,252 (4,74)	-0,028 (-3,24)	1,619 (20,55)	0,860	80	0,277 (12,20)	0,361 (4,87)	-0,044 (-3,62)	1,360 (11,46)	0,807	50
Bułgaria	0,439 (17,96)	0,113 (1,33)	-0,021 (-1,51)	0,248 (1,96)	0,784	90	0,357 (16,22)	0,238 (2,95)	-0,032 (-2,47)	-0,619 (-5,20)	0,776	80
Czechy	0,363 (16,71)	0,194 (2,56)	-0,029 (-2,33)	0,744 (6,60)	0,761	90	0,326 (15,91)	0,161 (2,15)	-0,027 (-2,24)	0,623 (5,62)	0,764	80
Dania	0,180 (14,04)	0,320 (7,17)	-0,042 (-5,81)	1,960 (29,49)	0,763	90	0,184 (14,50)	0,319 (6,88)	-0,045 (-5,92)	1,851 (27,00)	0,775	80
Estonia	0,351 (15,51)	0,162 (1,99)	-0,033 (-2,52)	0,884 (7,19)	0,745	86	0,334 (15,54)	0,051 (0,65)	-0,020 (-1,57)	0,572 (4,92)	0,768	80
Finlandia	0,272 (15,21)	0,226 (3,61)	-0,030 (-2,90)	1,624 (17,47)	0,739	90	0,253 (17,89)	0,178 (3,44)	-0,024 (-2,86)	1,554 (20,32)	0,810	80

Kraj	2010						2002					
	edu	age	age ²	stała	skor. R ²	obs.	edu	age	age ²	stała	skor. R ²	obs.
Francja	0,312 (19,00)	0,181 (3,16)	-0,016 (-1,68)	1,415 (16,57)	0,826	90	0,330 (20,48)	0,210 (2,57)	-0,026 (-1,60)	1,457 (14,82)	0,877	64
Grecja	0,292 (13,44)	0,378 (4,90)	-0,040 (-3,21)	0,984 (8,54)	0,758	87	0,309 (13,91)	0,439 (5,41)	-0,051 (-3,85)	0,660 (5,50)	0,778	80
Hiszpania	0,335 (17,83)	0,138 (2,10)	-0,005 (-0,44)	1,313 (13,43)	0,816	89	0,381 (18,63)	0,346 (4,62)	-0,042 (-3,47)	0,821 (7,43)	0,834	80
Holandia	0,264 (17,39)	0,423 (7,98)	-0,055 (-6,37)	1,357 (17,21)	0,825	90	0,224 (12,31)	0,363 (5,42)	-0,049 (-4,46)	1,513 (15,30)	0,717	79
Irlandia	0,280 (14,70)	0,459 (6,90)	-0,065 (-5,95)	1,461 (14,78)	0,758	90	0,315 (14,36)	0,358 (4,48)	-0,051 (-3,91)	1,339 (11,30)	0,744	80
Islandia	0,231 (12,57)	0,197 (2,94)	-0,031 (-2,82)	1,571 (15,82)	0,674	80	0,318 (13,88)	0,195 (2,36)	-0,034 (-2,48)	1,394 (11,44)	0,718	79
Litwa	0,351 (17,78)	0,023 (0,33)	-0,005 (-0,45)	0,728 (6,97)	0,787	86	0,351 (21,23)	0,124 (2,05)	-0,022 (-2,27)	0,181 (2,02)	0,852	80
Luksemburg	0,382 (15,57)	0,362 (4,20)	-0,046 (-3,26)	1,294 (10,10)	0,761	88	0,359 (14,76)	0,286 (3,23)	-0,034 (-2,34)	1,382 (10,64)	0,758	78
Łotwa	0,330 (17,12)	0,077 (1,15)	-0,014 (-1,32)	0,800 (8,00)	0,767	90	0,260 (11,50)	0,041 (0,50)	-0,012 (-0,90)	0,443 (3,62)	0,629	80
Malta	0,278 (22,62)	0,204 (4,56)	-0,032 (-4,29)	1,426 (21,71)	0,869	81	0,225 (10,17)	0,241 (2,94)	-0,038 (-2,77)	1,282 (10,77)	0,598	75
Niemcy	0,357 (19,08)	0,440 (6,73)	-0,058 (-5,46)	1,132 (11,66)	0,832	90	0,327 (11,56)	0,357 (3,45)	-0,048 (-2,82)	1,331 (8,69)	0,657	80
Norwegia	0,191 (15,98)	0,265 (6,35)	-0,037 (-5,37)	2,012 (32,41)	0,778	90	0,216 (19,42)	0,255 (6,26)	-0,038 (-5,70)	1,781 (29,58)	0,841	80
Polska	0,408 (17,53)	0,219 (2,70)	-0,030 (-2,27)	0,619 (5,12)	0,780	90	0,455 (19,15)	0,240 (2,76)	-0,033 (-2,03)	0,136 (1,06)	0,826	80
Portugalia	0,508 (17,22)	0,338 (3,28)	-0,041 (-2,45)	0,279 (1,83)	0,782	90	0,509 (16,27)	0,414 (3,62)	-0,062 (-3,30)	0,222 (1,32)	0,778	80
Rumunia	0,471 (17,92)	0,120 (1,30)	-0,017 (-1,13)	0,180 (1,32)	0,783	90	0,473 (17,03)	0,280 (2,76)	-0,040 (-2,41)	-0,699 (-4,65)	0,790	80
Słowacja	0,360 (15,53)	0,144 (1,76)	-0,021 (-1,57)	0,765 (6,32)	0,736	88	0,327 (13,81)	0,230 (2,66)	-0,040 (-2,84)	0,355 (2,78)	0,713	80
Słowenia	0,402 (20,98)	0,139 (2,05)	-0,007 (-0,58)	0,993 (9,88)	0,862	84	0,396 (19,48)	0,149 (1,97)	-0,007 (-0,59)	0,745 (6,72)	0,851	77
Szwecja	0,197 (14,56)	0,212 (4,49)	-0,029 (-3,78)	1,805 (25,71)	0,729	90	0,251 (21,56)	0,208 (4,89)	-0,030 (-4,33)	1,517 (24,09)	0,862	80
Węgry	0,402 (19,29)	0,059 (0,81)	-0,003 (-0,28)	0,736 (6,80)	0,809	90	0,353 (18,42)	0,057 (0,82)	-0,004 (-0,36)	0,467 (4,50)	0,812	80
Wielka Brytania	0,346 (19,09)	0,362 (5,68)	-0,054 (-5,21)	1,295 (13,70)	0,818	89	0,342 (17,59)	0,332 (4,67)	-0,054 (-4,64)	1,370 (13,01)	0,806	80
Włochy	0,370 (14,46)	0,296 (3,30)	-0,033 (-2,26)	1,102 (8,28)	0,732	90	0,435 (13,64)	0,471 (4,04)	-0,058 (-3,05)	0,684 (3,96)	0,737	80

Objaśnienia: **edu**, **age**, **age²** – zmienne w równaniu Mincera; **skor. R²** – skorygowany współczynnik determinacji; **obs.** – liczba obserwacji; w nawiasach pod oszacowaniami podano wartości statystyk *t*-Studenta.

Źródło: opracowania własne na podstawie danych Eurostat.

5. Najniższe stopy zwrotu z edukacji (18–20%) odnotowano w gospodarkach skandynawskich (Danii, Norwegii oraz Szwecji).
6. Względnie niskie stopy zwrotu z edukacji (poniżej 35%) obserwowane były w gospodarkach z grupy UE-15.
7. W większości gospodarek doświadczenie zawodowe statystycznie istotnie (w sposób nieliniowy) wpływało na kształtowanie się płac. Stąd też oszacowane parametry związane z wiekiem pracowników nie mogą być w sposób bezpośredni interpretowane jako stopy zwrotu z doświadczenia zawodowego.
8. Okazuje się, że w niektórych gospodarkach (Bułgarii, Litwy, Łotwy, Rumunii i Słowacji w 2010 r. oraz Estonii, Węgier, Łotwy i Słowenii w 2002 r.) wpływ doświadczenia zawodowego na płace był statystycznie równy zeru. Zestawiając to z wynikami uzyskanymi w zakresie stopy zwrotu z edukacji, można przypuszczać, że w gospodarkach tych edukacja formalna odgrywa główną rolę w kształtowaniu się inwestycji w kapitał ludzki.
9. Ponadto, można zauważyć, że względnie wysokie oszacowane parametry α_2 można odnotować w przypadku gospodarek skandynawskich oraz Europy zachodniej. Gospodarki te wyraźnie wyżej wyceniają doświadczenie zawodowe niż poziom edukacji.
10. Porównując uzyskane wyniki estymacji ze statystykami opisowymi, można zauważyć, że wyższe stopy zwrotu z edukacji obserwowane były w gospodarkach z niższymi i bardziej zróżnicowanymi płacami. W gospodarkach tych również doświadczenie zawodowe nie miało wpływu lub miało względnie mały (w porównaniu z gospodarkami o wyższych płacach) wpływ.

4. Podsumowanie, wnioski

Głównym celem opracowania była estymacja parametrów rozszerzonego równania Mincera dla gospodarek europejskich. W opracowaniu uchylono założenie o homogeniczności wpływu kapitału ludzkiego (mierzonego poziomem edukacji formalnej i doświadczenia zawodowego) na płace w Europie. Zatem parametry równania Mincera dla każdej gospodarki szacowane były oddzielnie.

Analizy pokazują statystycznie istotny wpływ poziomu umiejętności, utożsamianego z poziomem wykształcenia, na płace. W zależności od kraju stopa zwrotu z edukacji kształtuje się na poziomie od ok. 17% w gospodarkach skandynawskich do ok. 50% w krajach Europy południowej. Zmiany w stopach zwrotu z edukacji pomiędzy 2002 i 2010 r. nie były znaczące.

Analizując poziom oszacowanych stóp zwrotu z edukacji można zauważyć, że stopy te były wyższe w gospodarkach o przeciętnie niższych płacach. W gospodarkach tych również zróżnicowanie płac było znacząco wyższe.

Również doświadczenie zawodowe, aproksymowane wiekiem pracowników, miało w większości gospodarek wpływ na kształtowanie się płac. W gospodarkach bardziej rozwiniętych, o wyższych płacach, wpływ ten pozostawał wyższy niż w krajach Europy środkowej i wschodniej. W nielicznych gospodarkach (m.in. republikach nadbałtyckich, Rumunii, Bułgarii i Węgrzech) odnotowano brak statycznie istotnego wpływu doświadczenia zawodowego na poziom płac.

Bibliografia

- Hanushek E.A., Woessmann L.**, *The economics of international differences in educational achievement*, NBER Working Paper 2010/15949.
- Hausman J.A., Taylor W.E.**, *Panel Data and Unobservable Individual Effects*, *Econometrica* 1981/49 (6), s. 1377–1398.
- International Standard Classifications: ISCO-08*, vol. 1, International Labour Office, Geneva 2012.
- Krueger A.B., Lindahl M.**, *Education for Growth: Why and For Whom?*, *Journal of Economic Literature* 2001/39, s. 1101–1136.
- Lemieux T.**, *The Mincer Equation Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings*, [w:] S. Grossbard-Shechtman (ed.), *Jacob Mincer, A Pioneer of Modern Labour Economics*, Springer Verlag, New York 2006, s. 127–145.
- Mincer J.**, *Investment in human capital and personal income distribution*, *The Journal of Political Economy* 1958/66 (4), s. 281–302.
- Mincer J.**, *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research, New York 1974.
- Moretti E.**, *Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data*, *Journal of Econometrics* 2004/121, s. 175–212.
- Psacharopoulos G.**, *Returns to investment in education: a global update*, *World Development* 1994/22 (9), s. 1325–1343.
- Psacharopoulos G., Patrinos H.A.**, *Returns to Investment in Education: A Further Update*, *Education Economics* 2004/12/2, s. 111–134.
- Strauss H., de La Maisonroue Ch.**, *The wage premium on tertiary education: New estimates for 21 OECD countries*, OECD 2007.

Sylwia ROSZKOWSKA

REGIONAL DIVERSIFICATION OF RETURNS TO EDUCATION IN EUROPE

(Summary)

The main aim of the paper is estimation of the Mincer equation parameters for European countries. The Mincer equation describes the impact of years of schooling and the work experience to the wages. The estimates of that equation were obtained using cross-section data for selected European in 2002 and 2010. Obtained results show huge differences returns to education in European countries. It seems that countries with better labor market outcomes can be characterized by lower rates to education. The variation of estimated rates stayed unchanged in analyzed period.

Keywords: returns to education, Mincer equation, human capital