

KAROLINA GORAUS-TAŃSKA*
ZUZANNA OSIKA**

Stopnie wyższego wykształcenia a zarobki w Polsce i innych krajach OECD

Wstęp

W XXI wieku posiadanie dyplomu ukończenia szkoły wyższej staje się coraz bardziej powszechne. Wśród krajów OECD udział osób z wyższym wykształceniem w grupie wieku 25–34 lata waha się od 23% w Meksyku i 27% we Włoszech do 60–61% w Kanadzie i Japonii oraz 70% w Korei Południowej (OECD 2017). Równocześnie należy zauważyć, że osoby z wyższym wykształceniem nie są grupą heterogeniczną i część z nich kończy tylko studia pierwszego stopnia, a część kontynuuje naukę na studiach drugiego stopnia. Pod tym względem występują znaczne różnice między krajami. Udział osób z wykształceniem magisterskim w grupie wieku 25–34 lata waha się od 1% w Chile i Meksyku do 31% w Polsce i Luksemburgu (OECD 2017).

Celem niniejszego artykułu jest analiza empiryczna premii za wykształcenie z rozróżnieniem na stopnie studiów dla Polski oraz innych krajów OECD. Zostały w nim omówione dotychczasowe badania poświęcone analizie wpływu wyższego wykształcenia na zarobki, a także wykonano badanie empiryczne służące estymacji premii za wykształcenie wyższe ogólnie oraz z rozróżnieniem na pierwszy i drugi stopień studiów. Autorzy dostępnych badań zajmowali się głównie premią za wykształcenie wyższe ogólnie lub stopą zwrotu z tytułu dodatkowego roku edukacji, natomiast kwestia premii za poszczególne stopnie wyższego wykształcenia jest znacznie słabiej zbadanym obszarem.

Pierwsza część artykułu przybliży teorie poświęcone decyzjom edukacyjnym oraz zawiera przegląd literatury. W części drugiej są omówione dostępne wskaźniki dotyczące udziału osób z wykształceniem wyższym z podziałem na stopnie

* Karolina Goraus-Tańska, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski; e-mail: kgoraus@wne.uw.edu.pl

** Zuzanna Osika, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski; e-mail: z.osika@student.uw.edu.pl

w krajach OECD. Przeanalizowano również różnice w średnich płacach między osobami z pierwszym i drugim stopniem wykształcenia wyższego oraz osobami z niższym poziomem edukacji. Część trzecia zawiera wyniki badania empirycznego, poświęconego opłacalności studiów wyższych. Badanie zostało przeprowadzone w kilku etapach. Najpierw oszacowano, poprzez przeprowadzenie regresji liniowej równania płac, stopę zwrotu z tytułu posiadania wykształcenia wyższego dla wybranych państw OECD. Następnie badanie zostało rozszerzone o rozróżnienie na poszczególne stopnie wykształcenia wyższego. Dzięki użyciu danych pochodzących z Międzynarodowego Badania Kompetencji Osób Dorosłych (PIAAC) możliwe było uwzględnienie w równaniu również umiejętności jednostki oraz oszacowanie ich wpływu na wartość stopy zwrotu. Kolejnym etapem było przeprowadzenie analizy dla Polski, podczas której również oszacowano stopę zwrotu z wykształcenia wyższego oraz wykształcenia wyższego w rozróżnieniu na stopnie (licencjat oraz magister). W przypadku Polski regresja została przeprowadzona na podstawie bazy danych Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL).

1. Przegląd literatury

Ciągła intensyfikacja postępu nauki, zmiany technologiczne, globalizacja, a co za tym idzie zmieniające się rynki pracy – we wszystkich tych zjawiskach kluczową rolę odgrywa edukacja. Pozwala ona tworzyć bardziej wyspecjalizowane i wymagające większej odpowiedzialności stanowiska pracy, podnosi poziom życia oraz zmieniać swoją pozycję społeczną.

W styczniu 2018 r. Bank Światowy wydał raport pt. *The Changing Wealth of Nations*, w którym przeanalizowano źródło bogactwa dla 141 krajów w okresie pomiędzy 1995 a 2015 rokiem. Składowymi bogactwa państwa są kapitały: produkcyjny, naturalny i ludzki oraz zagraniczne aktywa. Wyczenia Banku Światowego wskazują, że z wymienionych komponentów to właśnie kapitał ludzki stanowi największą część bogactwa krajów rozwiniętych. W krajach o wysokim dochodzie należących do OECD kapitał ludzki stanowi 70% ich zamożności, w krajach ze średnio niskim dochodem stanowi on połowę całkowitego bogactwa tych państw (51%). Wyniki te pokazują, jak ważne w dzisiejszym świecie jest wykształcenie, nie tylko dla jednostki, ale dla całej gospodarki oraz społeczeństwa.

W ekonomii istnieją dwie teorie próbujące wytłumaczyć związek pomiędzy edukacją a płacami. Są nimi teoria kapitału ludzkiego oraz teoria sygnalingu. Teoria kapitału ludzkiego wskazuje, że edukacja wpływa na produktywność jednostki – to dzięki zauważalnej, wyższej produktywności na rynku pracy jej zarobki rosną. Jest to model zakładający symetryczną informację na rynku pracy – pracodawca, podejmując decyzję o zatrudnieniu, potrafi określić, jak zwróci się inwestycja w danego kandydata. Termin „kapitał ludzki” nie jest jednoznacznie sprecyzowany. Istnieją dwie jego definicje – szeroka i wąska. Kapitał w rozumieniu szerokim – oprócz podstawowych czynników na niego wpływających, jak edukacja, wykształcenie, kwalifikacje zawodowe oraz zdrowotne – to również impulsy psychofizyczne oraz

kulturowe, światopogląd, aktywność społeczno-ekonomiczna. Termin węższy to wiedza „ucieleśniona” w człowieku, ściślej mówiąc: poziom jego wykształcenia oraz wiedza zdobyta podczas pracy zawodowej. Mark Blaug uważał, że poziom naszego kapitału zależy w głównej mierze od nas samych. Ludzie, inwestując w siebie, mają na uwadze zarówno swoją aktualną użyteczność, jak i przyszłe zyski (Blaug 1995).

Teoria sygnalingu wywodzi się z poglądów o kapitale ludzkim, jednak jej założenia na temat determinantów wpływających na decyzję związaną ze zdobywaniem edukacji obierają inny kierunek. Według sygnalingu jednostka wybierze liczbę lat spędzonych w szkole jako sygnał dla pracodawcy świadczący o jej zdolnościach i produktywności. Za sygnał uważamy jedynie to, na co jednostka ma wpływ i może zmienić. Koszty zmiany sygnału to najczęściej koszty edukacji, nie tylko wydane na nią pieniądze, ale również koszt poświęconego czasu i utraconych korzyści. W teorii ekonomii sygnaling związany jest ściśle z teorią gier. M. Spence, powołując się na teorię sygnalingu, porównuje zatrudnienie nowego pracownika do kupna losu na loterii, a na to, który los wybierze, wpływa jedynie przekazana pracodawcy przez kandydata charakterystyka (Spence 1973). Istnienie sygnalingu to skutek niedoskonałości rynku – asymetrii informacji.

Aby wyjaśnić zależność między zarobkami a poziomem wykształcenia, stosuje się zaproponowane przez J. Mincera w 1958 r. równanie płac, które było rozszerzone przez niego w 1974 roku. W podstawowej wersji równania zmienność płac jest tłumaczona przez edukację oraz doświadczenie zawodowe jednostki (oba mierzone w latach spędzonych w danych instytucjach); przyjmuje ona postać:

$$\ln[w(s,x)] = \alpha_0 + \rho_s s + \beta_0 x + \beta_1 x^2 + \varepsilon,$$

gdzie: $w(s,x)$ to płaca przy pewnym poziomie edukacji s oraz doświadczenia zawodowego x ; ρ_s to stopa zwrotu z edukacji; β_i dla $i = 0, 1$ to współczynniki dla zmiennych s i x ; ε to składnik losowy (Heckman, 2003).

Harmon i in. (2002) wspominają, że Mincer w swoim modelu nie uwzględnił nieobserwowalnych, indywidualnych efektów, które mogą wpływać na decyzję o kształceniu. Efekty te mogłyby zakłócić wyniki badań, dlatego stosuje się wiele sposobów, aby uniknąć tego problemu. Do modeli dodawane są dane dotyczące zdolności jednostek, dzięki czemu zmienna informująca o edukacji nie będzie zakłócona przez różnice umiejętności. Równanie płac rozwijane jest również o zmienne informujące o programach szkoleniowych, jakości szkół, znajomości języków czy nawet wyglądzie zewnętrznym (Hamermesh i Biddle 1998). Również P. Strawiński (2004) wzbogaca równanie płac o charakterystyki społeczne i demograficzne, aby lepiej aproksymować funkcję indywidualnej użyteczności.

Z badań jasno wynika, że premia za edukację istnieje. Zbudowany przez Heckman i in. (2018) dynamiczny model dotyczący wpływu edukacji na różne aspekty życia wykazuje silny wpływ kształcenia na dochody, ale również na zdrowie czy zdrowe zachowania (takie jak np. brak uzależnienia od palenia papierosów). Model składa się z wieloetapowych sekwencji wyborów edukacyjnych i ich konsekwencji oraz jest przeprowadzony na próbie mężczyzn z bazy danych National Longitudinal Sample of Youth.

W badaniach metodą wielowymiarowego MNK z 1995 r., przeprowadzonych na podstawie danych z International Social Survey Programme, najwyższa premia za dodatkowy rok edukacji występuje w Wielkiej Brytanii oraz Australii. Jest to wynik powyżej 10%. W tamtym okresie była ona najniższa dla krajów skandynawskich, Czech, Włoch i Austrii. Dla pozostałych krajów Europy były to wartości między 5% a 10% (Harmon i in. 2002). Obliczana stopa zwrotu z dodatkowego roku nauki w latach 90. była największa dla krajów Ameryki Łacińskiej i Afryki Środkowej; wynosiła kolejno 11,7% oraz 12%. Stopy zwrotu były niższe dla krajów zamożnych OECD – 7,5%, a najniższe dla europejskich krajów nienależących do OECD, krajów Bliskiego Wschodu oraz Północnej Afryki – 7,1%. Od roku 1992 do 2004 premia spadła o 0,6 punktu procentowego, co z pewnością było spowodowane zwiększeniem podaży pracy; wynosiła ona 10% dla świata (Psacharopoulos i Patrinos 2004). Chevalier i in. (2004) wskazują, że stopa zwrotu z inwestycji w dodatkowy rok nauki w Wielkiej Brytanii wynosi prawie 10%. Jest ona wyestymowana na podstawie danych z Labour Force Survey dla Anglii i Walii dla okresu 1993–2001.

Polski rynek pracy doświadczył wielu przemian w XX wieku. Przed transformacją popyt na ludzi wykształconych był bardzo niski, a państwo świadomie ograniczało dostęp do studiów wyższych. To przyczyniło się do niskiej wartości współczynnika skolaryzacji na poziomie wyższym dla Polski w tym okresie. W latach dziewięćdziesiątych ub. wieku zaczęto obserwować przesunięcie się popytu na pracę w kierunku osób o wyższych kwalifikacjach. Strawiński (2004), badając stopę zwrotu z wyższej edukacji dla Polski (na podstawie Badania Budżetów Gospodarstw Domowych z 2000 r.) i wykorzystując model płac zaproponowany przez Mincerę, oszacował, że osoby z wykształceniem wyższym zarabiają o 30% więcej niż te z wykształceniem średnim. Myck i in. (2009) szacują zwrot za każdy rok wyższej edukacji (na podstawie danych z Badania Polskiej Siły Roboczej oraz Budżetów Gospodarstw Domowych) dla mężczyzn na poziomie 6,7–9,7%, a dla kobiet 8–13,4%, zależnie od wzięcia pod uwagę płacy netto lub dochodu brutto oraz od analizowania stawki godzinowej lub płacy miesięcznej. W badaniach S. Roszkowskiej i A. Majchrowskiej (2014), których celem było oszacowanie premii za wykształcenie i doświadczenie według płci w Polsce na podstawie danych pochodzących ze sprawozdań pracodawców, posiadanie wykształcenia wyższego w porównaniu z posiadaniem wykształcenia podstawowego wpływa na wzrost płac w ok. 71,1% dla mężczyzn oraz 71,4% dla kobiet. Autorki do estymacji używają zmodyfikowanego równania płac Mincerę, które uwzględnia nieliniową zależność między poziomem płac a poziomem umiejętności. L. Wincenciak (2017), badając stopę zwrotu z dodatkowego roku wyższej edukacji według grup kierunków nauki w Polsce, oszacował ogólną stopę zwrotu dla danych Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) na poziomie 9,2–10,4%. Gdy użyto danych pochodzących z Międzynarodowego Badania Kompetencji Osób Dorosłych (PIAAC), dzięki czemu w modelu można było kontrolować zdolności jednostek, stopa ta wyniosła 6,9–7,3%. Kontrolując umiejętności numeryczne respondenta na podstawie danych PIAAC z roku 2013, Hanushek i in. (2015) zwrot za dodatkowy rok edukacji w Polsce oszacowali na 9%.

2. Stopnie wyższego wykształcenia a zarobki – Polska na tle innych krajów OECD

Analizy wykazały, że udział osób z wykształceniem wyższym pierwszego oraz drugiego stopnia w grupie wieku 25–65 lat w 2017 r. był bardzo zróżnicowany wśród krajów OECD (rys. 1). Państwami, w których popularniejsze wśród społeczeństwa były studia magisterskie, są: Słowacja (różnica 16 punktów procentowych), Polska, Portugalia, Czechy, Włochy, Estonia, Słowenia, Luksemburg i Hiszpania. Tak niski udział osób z wykształceniem licencyjnym dla państw Europy Wschodniej może być spowodowany faktem, że w większości państw tego regionu trzystopniowa edukacja została wprowadzona dopiero po przystąpieniu do Procesu Bolońskiego. Widoczne jest to na przykład w Polsce, gdzie studia licencyjne zostały wprowadzone dopiero w 2005 roku. Wcześniej na wielu wydziałach dostępne były jedynie jednolite studia magisterskie, a dyplom ukończenia studiów pierwszego stopnia można było uzyskać wyłącznie w postaci dyplomu inżyniera. Dodatkowo, dwa poziomy kształcenia były dostępne na studiach zaocznych, gdzie pierwszy poziom traktowano jako niepełne wyższe wykształcenie, co mogło wpłynąć na postrzeganie tytułu zawodowego licencjata w dzisiejszych czasach jako niepełnego wyższego wykształcenia.

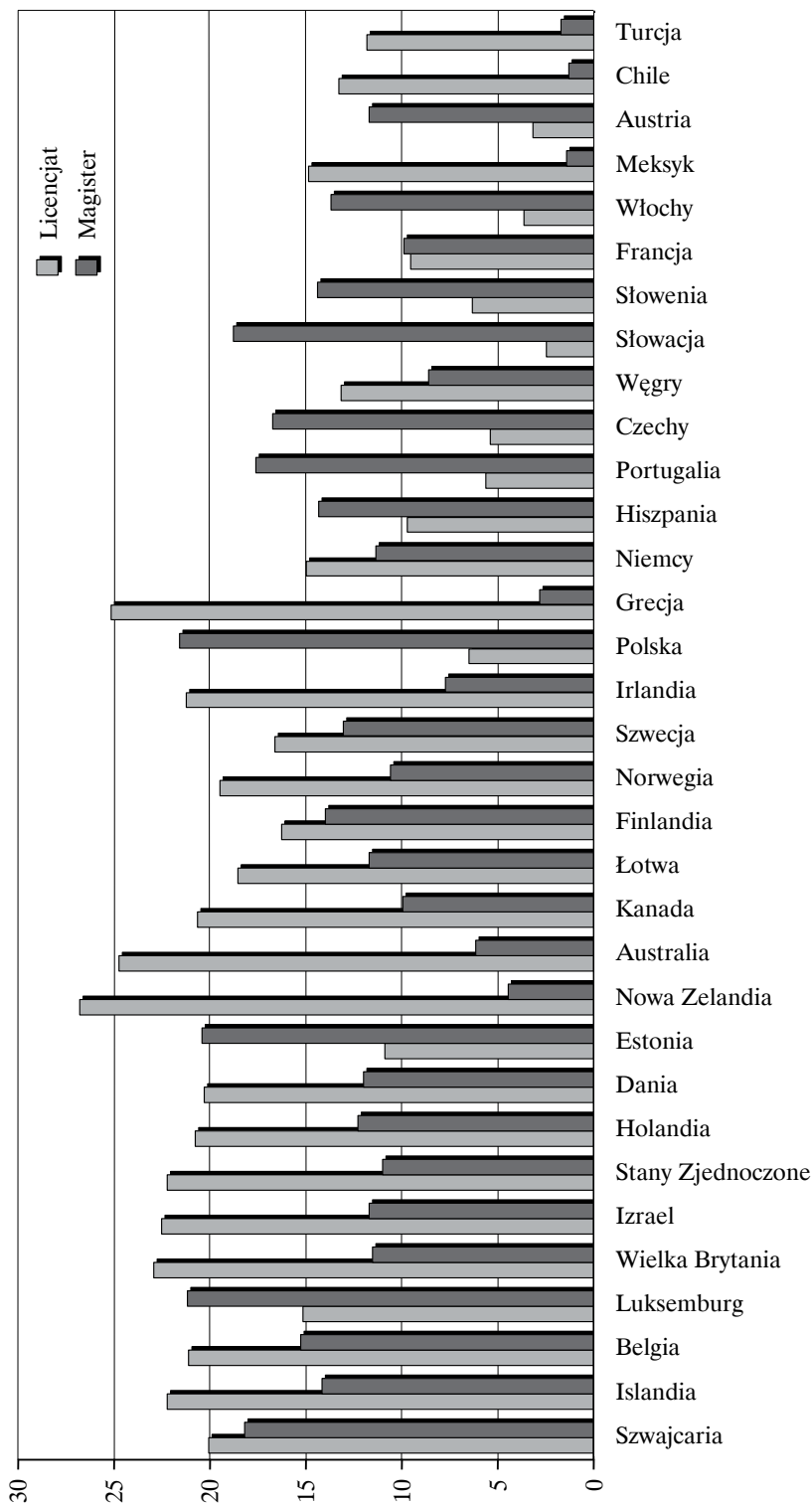
W reszcie analizowanych państw widoczna jest przewaga udziału ludności z wykształceniem wyższym pierwszego stopnia. Największa różnica występuje w Grecji, gdzie wykształcenie magisterskie posiada jedynie 3% społeczeństwa, a licencyjne 25%. Państwami spoza Europy, które przyjmują podobne wartości, są Nowa Zelandia oraz Australia. Najmniejszy udział osób z dyplomem ukończenia drugiego stopnia studiów występuje w krajach Ameryki Południowej oraz Środkowej – w Chile i Meksyku. Państwem z równym udziałem osób z wyższym wykształceniem pierwszego i drugiego stopnia jest Francja (ok. 10% dla obu kategorii).

Na rysunku 2 posłużono się danymi OECD odnoszącymi się do relatywnej płacy dla społeczeństwa w wieku 25–64 lata. Poziomym bazowym (100) tych danych jest płaca osób ze średnim wykształceniem. Dane pochodzą z najnowszego roku dostępnego dla poszczególnych krajów (2014 lub 2015). Największa różnica pomiędzy płacami siły roboczej posiadającej wykształcenie średnie a tej z wyższym wykształceniem występuje w Chile oraz Meksyku, gdzie płaca osób posiadających dyplom ukończenia studiów jest ponad dwa razy wyższa niż płaca jednostek ze wykształceniem średnim. Dla krajów europejskich płaca ta jest wyższa średnio o połowę. Jedynymi wyjątkami są Węgry, gdzie analizowane wynagrodzenie pracowników jest dwukrotnie większe niż to otrzymywane przez grupę pracowników o średnim wykształceniu, oraz Estonia, gdzie posiadając dyplom ukończenia szkoły wyższej zarabia się 26% więcej w porównaniu do nieposiadania go.

Polska jako jedno z państw członkowskich Procesu Bolońskiego musiała zacząć wdrażać jego postanowienia. Od 2000 r. zaczęto planować sposób implementacji podstawowych wymogów, których spełnienie miało doprowadzić do ujednolicenia szkolnictwa wyższego w Europie. Ostatecznie w 2005 r. wprowadzono

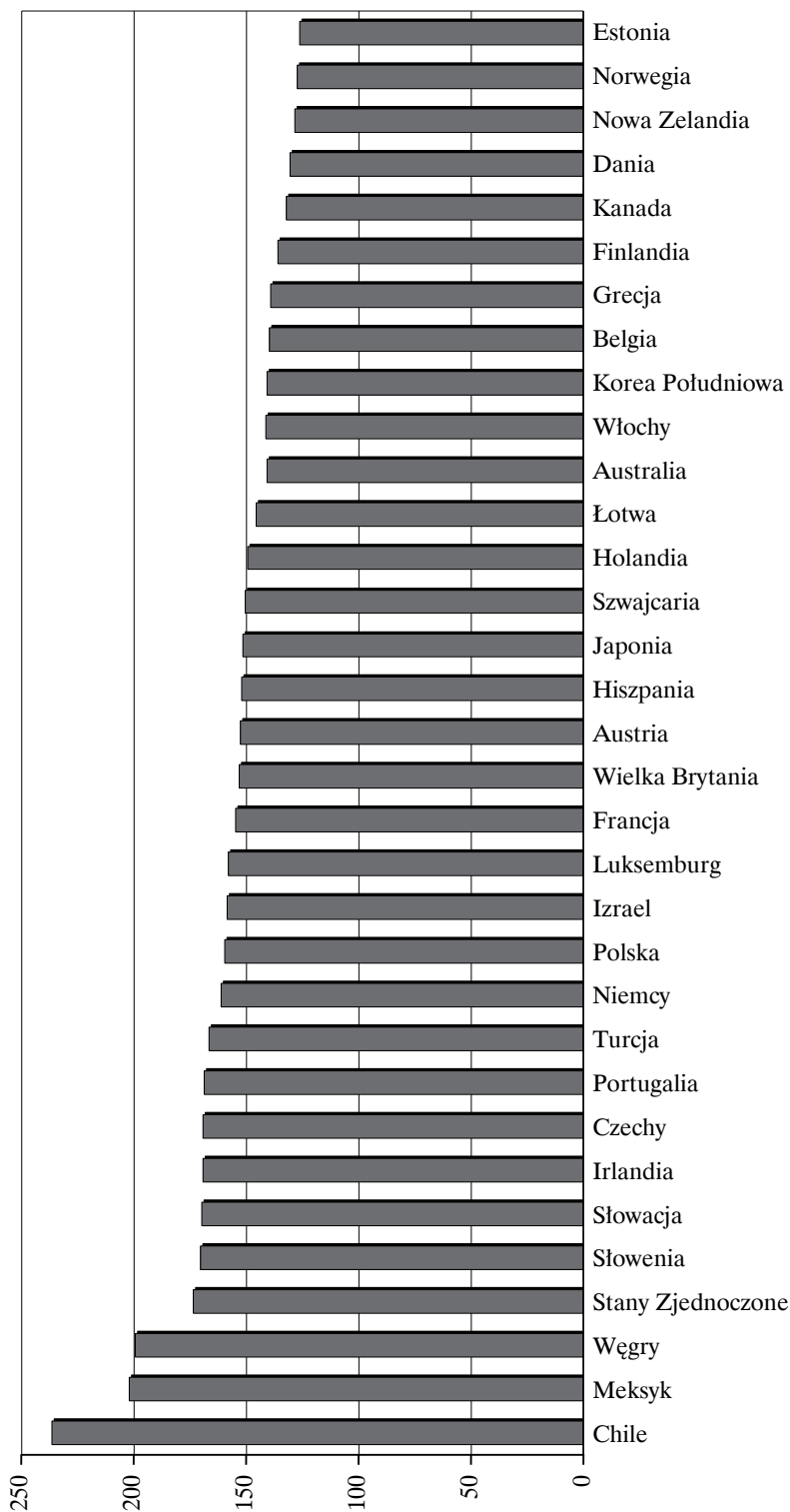
Rysunek 1

Udział osób z wyższym wykształceniem stopnia pierwszego oraz drugiego w całej populacji w wieku 25–64 lata w 2017 r. (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

Rysunek 2
Średnia płaca osób w wieku 25–64 lata z wyższym wykształceniem w stosunku do osób z wykształceniem średnim
(średnia płaca osób o średnim wykształceniu = 100)

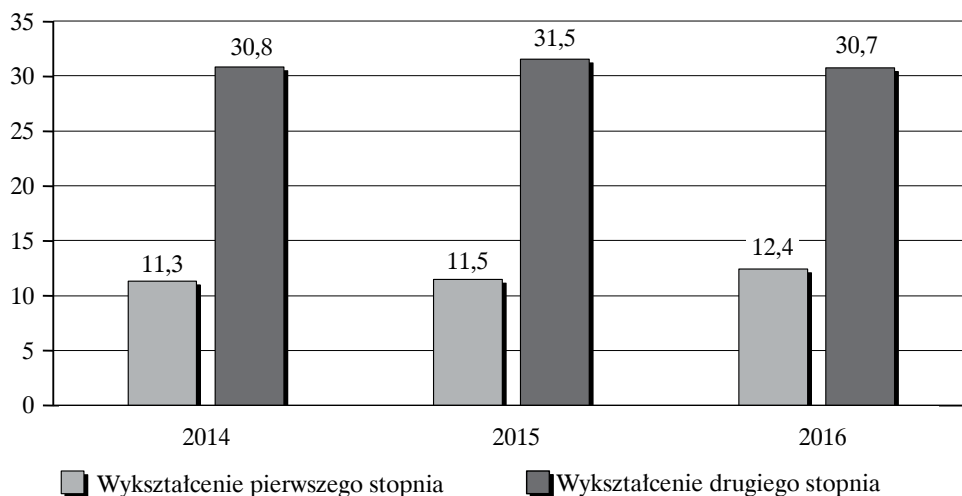


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD. Dane pochodzą z najnowszego roku dostępnego dla poszczególnych krajów (2014 lub 2015).

dzono nową ustawę dotyczącą szkolnictwa wyższego, w której pojawiły się regulacje dotyczące punktów ECTS (artykuł 164a ustawy z 27 lipca 2005) oraz podziału edukacji wyższej na studia pierwszego, drugiego oraz trzeciego stopnia (artykuł 166 tejże ustawy). Podział nie dotknął niektórych kierunków studiów, takich jak prawo czy medycyna, gdzie dalej obowiązuje system jednolitych studiów drugiego stopnia. Chcąc analizować wykształcenie pracowników polskiego rynku pracy, należy więc pamiętać o tym, iż pierwsi absolwenci studiów magisterskich, których dotknęły rozporządzenia zawarte w ustawie, weszli na rynek pracy po 2010 roku. Należy również wyodrębnić grupę wiekową, która była objęta nowym prawem (jeśli chodzi o absolwentów wyższych uczelni, jest to grupa osób w wieku 24–30 lat). Takie informacje dostarcza jedynie baza OECD dla lat 2014–2016 dla Polski. Rysunek 3 przedstawia udział osób z wyższym wykształceniem z rozróżnieniem na stopnie w społeczeństwie, w grupie wiekowej 25–34 lata. Na podstawie obserwacji z trzech lat można zauważyć, że udział absolwentów studiów licencjackich nieznacznie rośnie.

Rysunek 3

Udział osób z wyższym wykształceniem z rozróżnieniem na stopnie dla grupy wieku 25–34 lata w okresie od 2014 do 2016 roku (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD.

3. Badania empiryczne

Przeprowadzona analiza empiryczna skupia się na oszacowaniu stopy zwrotu z wykształcenia wyższego ogólnie oraz z rozróżnieniem na stopnie. Najpierw przeprowadzono estymację dla wybranych państw OECD przy pomocy danych PIAAC, a następnie dla Polski na podstawie danych BAEL.

3.1. Analiza dla wybranej grupy państw OECD

Dostępność danych pozwalających na oszacowanie stopy zwrotu z wykształcenia wyższego z rozróżnieniem na stopnie jest bardzo ograniczona. PIAAC to badanie przeprowadzone przez OECD w celu zmierzenia kompetencji osób dorosłych w przedziale wiekowym 16–64 lat w trzech głównych obszarach związanych z procesowaniem informacji. Są nimi zdolności: analizy i rozumienia informacji tekstowych; analizy, użycia, interpretacji oraz komunikacji informacji w formie numerycznej; rozwiązywania problemów w środowisku bogatym w technologie. W każdym badanym kraju został przeprowadzony wywiad z reprezentatywną próbą osób dorosłych; wywiady były przeprowadzane w ich domach, w ich ojczystym języku. Przed badaniem umiejętności wszyscy jego uczestnicy odpowiedzieli na pytania ogólne, dotyczące ich sytuacji na rynku pracy, zarobków, edukacji. Dzięki rozróżnieniu zmiennej dotyczącej edukacji badanej osoby na wykształcenie wyższe pierwsze, drugiego i trzeciego stopnia (według klasyfikacji ISCED) można było użyć tej bazy danych do badań nad premią za edukację wyższą w rozróżnieniu na stopnie. Dzięki specyficznej tematyce bazy, badanie może być rozszerzone o analizę tej premii z włączeniem oraz wyłączeniem zmiennej dotyczącej umiejętności jednostki. Do analizy wykorzystane będą umiejętności numeryczne, ponieważ są one najbardziej porównywalne pomiędzy państwami (Hanushek i in. 2015).

Analizie poddano 12 państw spośród wszystkich uczestników badania¹. Są nimi: Cypr, Dania, Finlandia, Francja, Irlandia, Japonia, Korea Południowa,

¹ Badania PIAAC zostały przeprowadzone w dwóch turach, a trzecia jest w trakcie realizacji. W pierwszej brały udział 24 kraje; została ona przeprowadzona na przestrzeni lat 2008–2013. Druga tura odbywała się w latach 2012–2016 i została przeprowadzona w 9 krajach: w Chile, Grecji, Indonezji, Izraelu, Litwie, Nowej Zelandii, Singapurze, Słowenii oraz Turcji. Trzecia tura badań rozpoczęła się w 2016 r., a jej koniec planowany był na rok 2019. Miało w niej wziąć udział 6 krajów, m.in. Stany Zjednoczone, które brały już udział w pierwszej turze. Do badania w pracy brano pod uwagę państwa z dwóch zakończonych tur, ponieważ dane dla pierwszych 24 krajów zostały w 2016 r. zaktualizowane, aby dla wszystkich krajów były one jednolite. Krajami bazowymi dla badania zostały więc 33 państwa: Australia, Austria, Belgia, Kanada, Cypr, Czechy, Dania, Estonia, Finlandia, Francja, Niemcy, Irlandia, Włochy, Japonia, Korea Południowa, Holandia, Norwegia, Polska, Słowacja, Hiszpania, Rosja, Szwecja, Wielka Brytania, Stany Zjednoczone Ameryki, Chile, Grecja, Indonezja, Izrael, Litwa, Nowa Zelandia, Singapur, Słowenia, Turcja, z czego dane dla Australii oraz Indonezji nie są dostępne do użytku publicznego, stąd państwa te zostały wyeliminowane. Dalej nastąpiła selekcja krajów na podstawie jakości danych poszczególnych państw. Austria, Kanada, Niemcy, Szwecja, Stany Zjednoczone, Singapur oraz Turcja to państwa, których płace jednostek zostały przedstawione w postaci decyłów, dlatego też zostały one wykluczone z analizy. Co więcej, dane dla Wielkiej Brytanii dotyczące edukacji nie zawierają obserwacji osób z wykształceniem magisterskim, stąd również to państwo zostało wykluczone z dalszej analizy. Druga selekcja państw dotyczyła ich legislacji oraz uwarunkowań historycznych (problem pojawił się jedynie dla państw znajdujących się w Europie). Chcąc, aby badanie dotyczyło jedynie państw, w których całe dorosłe społeczeństwo po 25. roku życia miało możliwość podjęcia studiów zarówno licencjackich, jak i magisterskich, wyeliminowano Holandię, która – według raportu dot. implementacji Procesu Bolońskiego z 2003 r. – wprowadziła system trzystopniowy dopiero w 2002 r.; oraz państwa, których legislacja zmieniła się w latach 90. ub. wieku w wyniku upadku ZSRR – Rosję, Polskę, Czechy, Słowację, Estonię, Słowenię, Litwę (one również posiadały system 5-letnich, jednolitych studiów licencjackich przed zmianami). Z analizy zostały wykluczone również państwa o zbyt małej liczbie obserwacji – Belgia, Włochy oraz Chile.

Norwegia, Hiszpania, Grecja, Izrael, Nowa Zelandia. Badana grupa została ograniczona do osób w wieku 25–64 lata.

Wykorzystując równanie płac Mincera (1970), w pracy Hanushek i in. (2015) – w której w celu porównania zwrotu z posiadania przez osoby dorosłe umiejętności numerycznych wykorzystuje się dane pochodzące z badania PIAAC – użyto modelu w postaci:

$$\ln y_i = \beta_0 + \gamma C_i + \beta_1 E + \beta_2 E^2 + \beta_3 G + \varepsilon_i,$$

gdzie: y_i to godzinowa stawka jednostki; C oznacza zmierzone zdolności jednostki; E to lata doświadczenia na rynku pracy; G to zmienna przyjmująca wartość 1 w przypadku, gdy badany jest kobietą, i 0, gdy jest to mężczyzna; ε_i to składnik losowy. W porównaniu do podstawowego modelu Mincera zmienną mierzącą liczbę lat spędzonych w szkole zastąpiono zmienną odpowiadającą za zdolności jednostki.

Aby określić opłacalność podjęcia studiów wyższych, do równania zaproponowanego przez Hanushek i in. (2015) została użyta zmienna dotycząca stopni wykształcenia. W pierwszej specyfikacji modelu stopnie wyższego wykształcenia nie zostały rozróżnione, przyjmuje on więc postać:

$$\ln y_i = \beta_0 + \gamma_{pvnum} pvnum + \rho_{podst} podst + \rho_{wyż} wyż + \beta_1 dośw + \beta_2 dośw^2 + \beta_3 pl + \varepsilon_i,$$

gdzie: $pvnum$ mierzy zdolności numeryczne jednostki; $podst$ to zmienna przyjmująca wartość 1, gdy badany ma wykształcenie podstawowe, a 0 w przeciwnym wypadku; $wyż$ przyjmuje wartość 1, gdy respondent ma wykształcenie wyższe, oraz 0 w przeciwnym wypadku; $dośw$ mierzy lata doświadczenia respondenta; pl przyjmuje wartość 1, gdy badana osoba jest kobietą, a 0, gdy jest mężczyzną. W modelu poziomem bazowym wykształcenia jest wykształcenie średnie. W celu określenia zwrotu z edukacji wyższej w podziale na poszczególne stopnie, zmienna dotycząca wykształcenia wyższego została zastąpiona dwiema zmiennymi różniącymi jego poziomy:

$$\ln y_i = \beta_0 + \gamma_{pvnum} pvnum + \rho_{podst} podst + \rho_{lic} lic + \rho_{mgr} mgr + \beta_1 dośw + \beta_2 dośw^2 + \beta_3 pl + \varepsilon_i,$$

gdzie lic przyjmuje wartość 1, gdy badana osoba posiada dyplom licencjata, a wartość 0 w przeciwnym przypadku; mgr przyjmuje wartość 1, gdy badana osoba posiada dyplom magistra, a wartość 0 w przeciwnym przypadku. Bazowym stopniem wykształcenia jest ponownie wykształcenie średnie. W badaniu zostały użyte równania z uwzględnieniem zmiennej mówiącej o zdolnościach numerycznych jednostki oraz bez nich, aby przeanalizować, w jakim stopniu wzięcie pod uwagę umiejętności jednostki w modelu wpływa na wysokość premii za edukację (Hanushek i in. 2015). Tabela 1 przedstawia podsumowanie statystyk dla poszczególnych zmiennych w badanych krajach.

Tabela 1
Statystyki opisowe kluczowych zmiennych

	Cypr	Dania	Finlandia	Francja	Irlandia	Japonia
Godzinowe zarobki brutto (waluta krajowa) ^a	Ogółem	181,89 (1,42)	17,26 (0,26)	13,11 (0,10)	18,71 (0,58)	1829,82 (66,47)
	Licencjat	201,10 (4,76)	18,48 (0,33)	15,38 (0,35)	24,49 (1,29)	2298,60 (71,81)
	Magister	254,07 (6,43)	23,67 (0,34)	20,21 (0,57)	27,00 (0,91)	2742,08 (250,53)
Doświadczenie na rynku pracy ^a	Ogółem	16,91 (0,24)	18,63 (0,18)	18,6 (0,18)	16,60 (0,22)	18,66 (0,16)
	Licencjat	13,44 (0,43)	17,60 (0,61)	15,08 (0,40)	14,19 (0,42)	17,44 (0,29)
	Magister	11,43 (0,54)	18,31 (0,47)	15,73 (0,47)	13,81 (0,42)	14,46 (0,52)
Udział kobiet (%)	Ogółem	49	50	51	49	45
	Licencjat	58	53	61	59	29
	Magister	57	50	54	51	17
Liczba obserwacji	Ogółem	2147	4508	3257	3686	3289
	Licencjat	486	375	538	443	848
	Magister	258	577	463	396	107

Tabela 1. c.d.

	Korea Południowa	Norwegia	Hiszpania	Grecja	Izrael	Nowa Zelandia	
Godzinowe zarobki brutto (waluta krajowa) ^a	Ogółem	14370,75 (316,75)	11,50 (1,45)	7,19 (0,19)	99,51 (14,65)	40,42 (13,78)	
	Licencjat	18737,81 (948,79)	245,98 (6,47)	12,47 (0,31)	69,32 (17,61)	31,11 (16,85)	
	Magister	26986,41 (2869,138)	279,61 (8,48)	14,57 (0,42)	11,34 (0,93)	91,99 (11,30)	42,03 (3,65)
Doświadczenie na ryнку pracy ^a	Ogółem	12,82 (0,15)	18,74 (0,16)	17,14 (1,45)	15,26 (0,29)	16,78 (0,22)	
	Licencjat	11,06 (0,28)	18,74 (0,34)	15,95 (0,58)	14,84 (0,71)	17,61 (0,38)	16,85 (0,46)
	Magister	15,05 (1,13)	16,67 (0,44)	15,13 (0,53)	14,15 (1,03)	23,18 (0,61)	20,84 (0,77)
Udział kobiet (%)	Ogółem	42	49	47	45	51	
	Licencjat	37	59	60	56	60	
	Magister	29	51	52	43	58	
Liczba obserwacji	Ogółem	3129	3548	2480	1236	3373	
	Licencjat	747	854	328	227	585	
	Magister	104	510	375	91	267	

^a Wartość średnia i (w nawiasie) odchylenie standardowe.

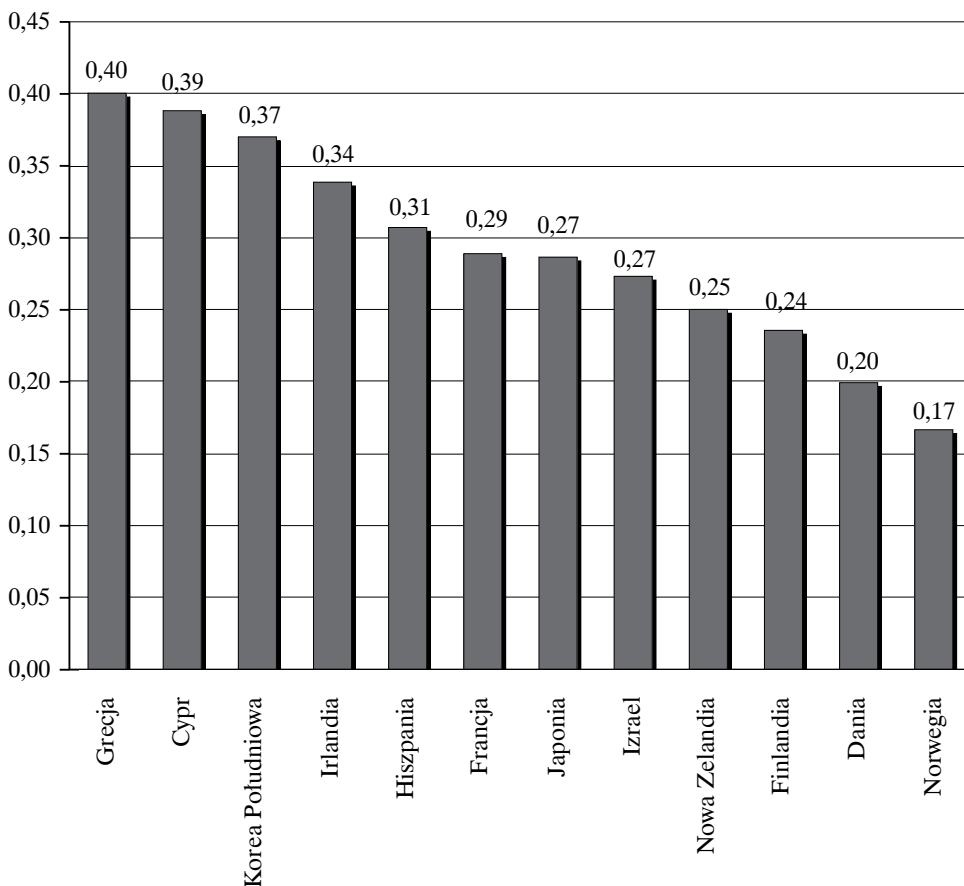
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych PIAAC.

Pierwszym etapem zbadania stopy zwrotu dla wybranych krajów było przeprowadzenie regresji bez rozróżnienia stopni wykształcenia wyższego – szacowano stopę zwrotu z edukacji wyższej. Później regresja została rozszerzona o zmienne odpowiadające za stopnie edukacji wyższej. Na końcu wyniki regresji zostały porównane z wynikami regresji, w której nie uwzględniono umiejętności numerycznych.

Dla równania płac bez rozróżnienia stopni studiów wyższych uzyskane wyniki wskazują, że największy zwrot z edukacji wyższej w Europie występuje w Grecji, gdzie posiadanie dyplomu ukończenia studiów wyższych jest gwarancją zarobków o 40% wyższych w porównaniu do osób ze średnim wykształceniem (rys. 4). Premie za edukację wyższą w krajach Europy Zachodniej i Północnej kształtują się

Rysunek 4

Wartość współczynnika zmiennej dla wyższego wykształcenia (wyniki regresji)

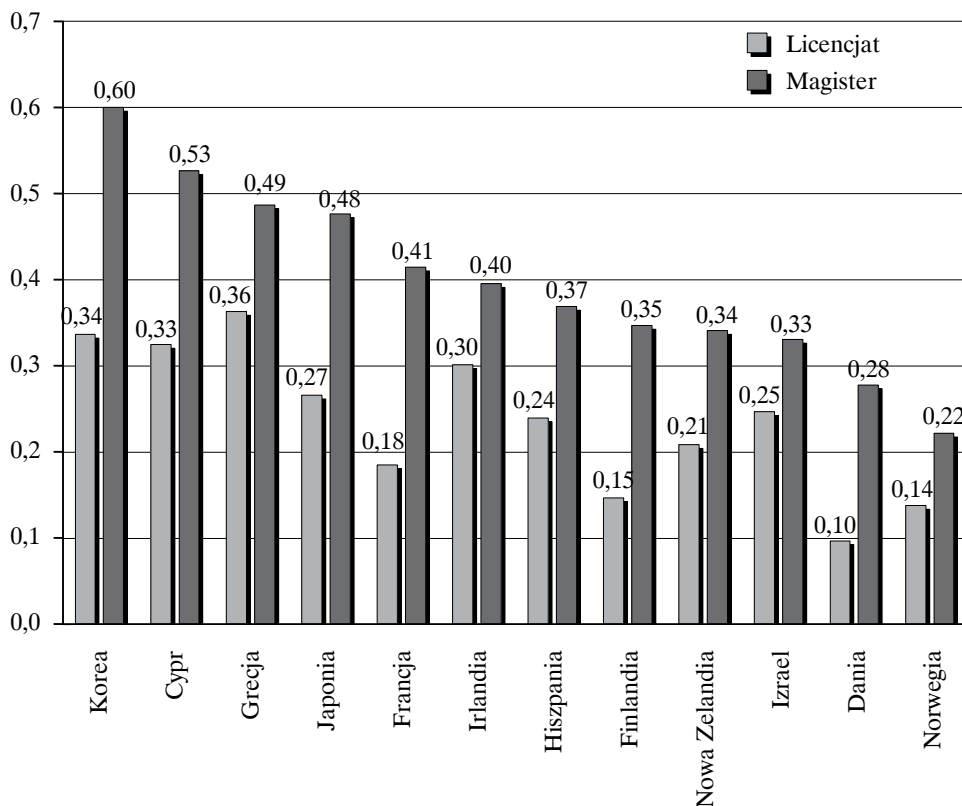


Wartość współczynnika zmiennej dla wyższego wykształcenia z włączeniem umiejętności numerycznych oraz bez rozróżnienia edukacji wyższej na stopnie. Pełne wyniki regresji liniowej znajdują się w Załączniku.

Źródło: opracowanie własne wyników regresji liniowej na podstawie danych PIAAC.

Rysunek 5

Wartość współczynnika zmiennej dla wyższego wykształcenia pierwszego oraz drugiego stopnia (wyniki regresji)



Wartość współczynnika zmiennej dla wyższego wykształcenia z włączeniem umiejętności numerycznych oraz z rozróżnieniem edukacji wyższej na stopnie. Pełne wyniki regresji liniowej znajdują się w Załączniku 1.

Źródło: opracowanie własne wyników regresji liniowej na podstawie danych PIAAC.

na poziomie ok. 20%. Jedynie w Irlandii osoba z wyższym wykształceniem dostaje płacę wyższą o 34%. Najniższa premia za edukację wyższą występuje w Norwegii – wynosi ona tylko 17%. W krajach Europy Południowej premia za wykształcenie wyższe wynosi około 30%. Jeśli chodzi o analizowane państwa Azji, premia za wykształcenie wyższe w Japonii wynosi 29%, a 37% w Korei Południowej. Stopa zwrotu z posiadania wykształcenia wyższego w Nowej Zelandii jest podobna do krajów Europy Północno-Zachodniej, a ta w Izraelu – do krajów Europy Południowej.

Po wprowadzeniu do regresji zmiennych odpowiadających studiom licencjackim i magisterskim dla wszystkich badanych krajów, premia za tytuł zawodowy magistra jest większa niż za tytuł zawodowy licencjata (rys. 5). Najmniejsza stopa zwrotu z tytułu ukończenia studiów magisterskich występuje w Norwegii i wynosi

22%. Korea Południowa jest państwem, w którym osoby z tytułem zawodowym magistra zarabiają najwięcej – o 60% więcej w porównaniu z osobami ze średnim wykształceniem. Jeśli chodzi o różnice w płacach pomiędzy osobami z wykształceniem pierwszego i drugiego stopnia, największy przyrost premii dla tych drugich występuje we Francji, Korei Południowej oraz Japonii (kolejno jest to różnica 30, 26 i 21 punktów procentowych). Spośród badanych państw edukacja na poziomie magisterskim przynosi najmniejszy wzrost zarobków w stosunku do licencjata w Norwegii, Izraelu oraz Irlandii, gdzie różnica w płacy pomiędzy dwoma badanymi stopniami edukacji wyższej wynosi 8 punktów procentowych dla Norwegii i Izraela oraz 10 dla Irlandii.

Relatywna stopa zwrotu z tytułu posiadania wykształcenia magisterskiego w stosunku do licencjackiego jest największa w Danii. W państwie tym stopa zwrotu z wykształcenia magisterskiego jest prawie trzykrotnie większa od stopy zwrotu z wykształcenia licencjackiego. Ponad dwukrotnie większą jej wartość obserwuje się w Finlandii oraz we Francji. Okazuje się więc, że państwami, w których relatywna stopa zwrotu jest największa, są państwa Europy Północno-Zachodniej. Wynikiem, który wyróżnia się spośród pozostałych badanych krajów skandynawskich, jest relacja stóp w Norwegii. Stopa zwrotu z tytułu posiadania wykształcenia drugiego stopnia w Norwegii jest jedynie 1,6 razy większa niż ta z tytułu posiadania wykształcenia pierwszego stopnia. Najniższa relatywna różnica pomiędzy stopami występuje w Irlandii oraz Izraelu. Są to państwa, dla których również różnica w punktach procentowych była najmniejsza (stopa zwrotu z tytułu zawodowego magistra jedynie o ok. 30% wyższa od stopy zwrotu z tytułu zawodowego licencjata). Średnio 60-procentowy wzrost stopy (gdy badany jest zwrot z drugiego stopnia studiów wyższych w porównaniu do pierwszego) jest obserwowany w badanych państwach Europy Południowej (Grecji, Hiszpanii, Cyprze).

Wiele zbiorów danych nie uwzględnia informacji o umiejętnościach. Literatura wskazuje, że z tego powodu premia za edukację może być przeszacowana. W celu zweryfikowania tej hipotezy przeprowadzono analizę, w której zmienna reprezentująca umiejętności została pominięta w regresji. W Załączniku 1 umieszczono wyniki przeprowadzonej regresji równania płac, w której nie uwzględniono umiejętności numerycznych jednostki. Wyniki wskazują, że przy pominięciu w badaniu umiejętności stopa zwrotu za wykształcenie, dla każdego z jego poziomów, nieznacznie spada. Na relację zarobki—umiejętności wpływa fakt, że wyższe umiejętności jednostek przekładają się na większe prawdopodobieństwo kontynuowania przez nie nauki (Hanushek i in. 2015).

3.2. Analiza dla Polski

Polska jest członkiem Procesu Bolońskiego od jego początków, jednak trzystopniowy system edukacji w szkolnictwie wyższym działa jedynie od 13 lat, a pierwsi absolwenci studiów tego systemu weszli na rynek pracy w 2010 roku. Przed tym

okresem można było osiągnąć jedynie stopień magistra. Przeprowadzona analiza ponownie skupia się na oszacowaniu stopy zwrotu z wyższego wykształcenia ogólnie oraz z podziałem na stopnie wyższego wykształcenia, jednak ograniczono odpowiednio analizowaną grupę wieku. Do przeprowadzenia analiz użyto bazy danych BAEL, która z kolei pozwala na uwzględnienie szerszego zestawu zmiennych w równaniach płac.

Badanie aktywności ekonomicznej ludności przeprowadzane jest od 1992 r. przez GUS. Jest to kwartalne, stałe oraz reprezentatywne badanie, które dostarcza danych na temat struktury oraz wielkości siły roboczej dla gospodarstw domowych oraz ludności powyżej 15. roku życia. Badanie przeprowadzane jest w około 55 tysiącach gospodarstw domowych w Polsce, wylosowanych do próby badawczej (Broszura informacyjna na temat BAEL). Sposób przeprowadzenia badania jest oparty o zalecenia Międzynarodowej Organizacji Pracy oraz Eurostatu. Oprócz informacji na temat aktywności ekonomicznej jednostki dostarczane są przez nią dane na temat wykształcenia oraz pochodzenia.

Dane użyte w modelu pochodzą z czterech kwartałów 2016 r. oraz dotyczą osób mających możliwość podjęcia studiów trzystopniowych, które wprowadzone zostały po 2005 roku. Są to więc osoby w grupie wiekowej 24–30 lat (zakładając, że studia rozpoczyna się, mając 19 lat, a studia magisterskie kończy się w wieku 24 lat – po 5 latach). Co więcej, z grupy tej wyeliminowano osoby posiadające stopień naukowy doktora (4 obserwacje). Próba została ograniczona jedynie do osób zatrudnionych na stałe. Jako poziom bazowy w badaniu brane są osoby z wykształceniem średnim. Stawkę godzinową dla każdego badanego otrzymano poprzez przekształcenie zmiennej dotyczącej miesięcznych zarobków netto respondentów. Ostatecznie próba badana obejmuje 5386 obserwacji.

Podstawą formy funkcyjnej modelu dla danych BAEL jest równanie płac Mincera (Heckman 2003), omawiane w pierwszej części pracy. Liczba lat nauki została zastąpiona zmienną informującą o posiadaniu wyższego wykształcenia przez jednostkę w pierwszym modelu oraz zmiennymi informującymi o poziomie edukacji wyższej w drugim.

Model został wzbogacony o zmienne kontrolne, które oddają charakterystyki społeczno-demograficzne respondentów (Strawiński 2004). Zostały one wybrane na podstawie literatury. Strawiński (2004) używa zmiennych kontrolnych takich jak płeć, posiadanie dzieci, wielkość miejscowości, województwo respondenta oraz fakt samozatrudnienia respondenta. Wincenciak (2017), badając stopę zwrotu wykształcenia wyższego w Polsce, biorąc pod uwagę grupy kierunków studiów, do podstawowego równania płac Mincera dodaje zmienne takie jak: płeć, fakt posiadania dzieci, niepełnosprawność, stan cywilny, wielkość firmy, sektor firmy oraz klasę miejscowości respondenta. Gajderowicz i in. (2012) wykorzystują dodatkowe zmienne w równaniu wynagrodzeń, takie jak: płeć, stan cywilny, województwo, klasa miejsca zamieszkania, sektor własności pracodawcy, wielkość firmy, sekcja PKD pracodawcy oraz zawód. Ostatecznie w badaniu zostały użyte następujące zmienne kontrolne: płeć, wielkość miej-

scowości, w której mieszka respondent, fakt bycia w związku małżeńskim oraz zmienne dotyczące charakterystyki wykonywanej pracy – wielkości przedsiębiorstwa oraz sektora gospodarki. Model bez rozróżnienia stopni edukacji wyższej przyjmuje więc postać:

$$\ln y = \alpha_0 + \rho_p \text{podst} + \rho_w \text{wyższe} + \beta_0 \text{pl} + \beta_1 \text{dośw} + \beta_2 \text{dośw}^2 + \\ + \beta_3 \text{wieś} + \beta_4 \text{st_cyw} + \beta_5 \text{wlk_firmy} + \beta_6 \text{prywatny} + \varepsilon,$$

gdzie zmienna *podst* odpowiada za wykształcenie – przyjmuje wartość 1, gdy osoba badana ma wykształcenie podstawowe (jako poziom bazowy w badaniu brani są respondenci o wykształceniu średnim), a wartość 0 w przeciwnym wypadku; zmienna *wyższe* przyjmuje wartość 1, gdy respondent ma wykształcenie wyższe, 0 w przeciwnym przypadku; *pl* przyjmuje wartość 1, gdy respondent jest kobietą; *dośw* to lata doświadczenia zawodowego; zmienna *wieś* przyjmuje wartość 1, gdy respondent mieszka na wsi, a 0 w przeciwnym wypadku; *st_cyw* przyjmuje wartość 1, gdy respondent był w związku małżeńskim podczas badania; *wlk_firmy* to zmienna mówiąca o wielkości firmy, która przyjmuje wartość 1, gdy firma, w której pracuje respondent, zatrudnia poniżej 10 osób, a 0 w przeciwnym wypadku; zmienna *prywatny* przyjmuje wartość 1, gdy respondent pracuje w sektorze prywatnym, a 0, gdy w publicznym; ε to składnik losowy.

Model uwzględniający rozróżnienie stopni edukacji wyższej ma postać:

$$\ln y = \alpha_0 + \rho_p \text{podst} + \rho_l \text{lic} + \rho_m \text{mgr} + \beta_0 \text{pl} + \beta_1 \text{dośw} + \beta_2 \text{dośw}^2 + \\ + \beta_3 \text{wieś} + \beta_4 \text{st_cyw} + \beta_5 \text{wlk_firmy} + \beta_6 \text{prywatny} + \varepsilon,$$

gdzie *lic* przyjmuje wartość 1, gdy respondent posiadał dyplom licencjata, 0 w przeciwnym wypadku; *mgr* przyjmuje wartość 1, gdy respondent posiada dyplom magistra, 0 w przeciwnym wypadku.

Jak przedstawia tabela 2, wszystkie zmienne w równaniu płac – bez rozróżnienia wykształcenia wyższego na stopnie oraz z rozróżnieniem – są istotne, a więc każda z nich wpływa na poziom płac otrzymywanych przez jednostkę. Kierunki zmiennych kontrolnych są zgodne z omawianą literaturą ekonomiczną. W badanej grupie wieku osób wykształconych objętych reformą szkolnictwa wyższego z 2005 r. kobiety zarabiają o 20,5% mniej niż mężczyźni, a gdy wprowadzi się rozróżnienie na stopnie, różnica w płacy zwiększa się – kobiety zarabiają o 21% mniej.

Płacę charakteryzuje nieliniowa zależność od doświadczenia pobierającej ją osoby². Mieszkający na wsi zarabiają o ok. 11% mniej niż mieszkający w miastach. Osoby będące w związku małżeńskim zarabiają więcej – średnio o 5%. Pracując w małej firmie, zarabia się o ok. 14,5% mniej w porównaniu do firmy zatrudniającej powyżej 10 pracowników. Również pracując w firmie z sektora

² W równaniu płac nie użyto zmiennej informującej o wieku respondenta, ponieważ jest ona skorelowana z jego doświadczeniem.

Tabela 2
Wyniki regresji liniowej równania płac
bez rozróżnienia na stopnie oraz z rozróżnieniem

Zmienna	Współczynnik	Zmienna	Współczynnik
<i>pl</i>	-0,204***	<i>pl</i>	-0,211***
	(0,011)		(0,012)
<i>dośw</i>	0,042***	<i>dośw</i>	0,043***
	(0,007)		(0,007)
<i>dośw2</i>	-0,002***	<i>dośw2</i>	-0,002***
	(0,001)		(0,001)
<i>podst</i>	-0,126***	<i>podst</i>	-0,129***
	(0,013)		(0,014)
<i>wyższe</i>	0,24***	<i>lic</i>	0,165***
	(0,013)		(0,017)
		<i>mgr</i>	0,290***
			(0,015)
<i>wieś</i>	-0,108***	<i>wieś</i>	-0,104***
	(0,011)		(0,011)
<i>st_cyw</i>	0,047***	<i>st_cyw</i>	0,043***
	(0,011)		(0,011)
<i>wlk_firmy</i>	-0,145***	<i>wlk_firmy</i>	-0,143***
	(0,013)		(0,012)
<i>prywatny</i>	0,044***	<i>prywatny</i>	0,053***
	(0,015)		(0,015)
<i>stała</i>	2,273***	<i>stała</i>	2,262***
	(0,025)		(0,026)
Liczba obserwacji	5386	Liczba obserwacji	5386
R^2	0,249	R^2	0,259

W nawiasach podane są błędy standardowe, istotność zmiennych przedstawiona jest w następujący sposób:
 * $p < 10\%$, ** $p < 5\%$, *** $p < 1\%$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych BAEL.

prywatnego zarabia się więcej – o ok. 4%, gdy analizowana jest regresja bez rozróżnienia stopni studiów, a o 5%, gdy weźmie się pod uwagę również stopnie studiów.

Spośród omawianych zmiennych najsilniej na płace wpływa wykształcenie wyższe. Posiadająca je osoba otrzymuje płacę wyższą o ok. 24% w porównaniu do osoby ze średnim wykształceniem. Osoba z wykształceniem podstawowym otrzymuje niższą płacę w porównaniu do osoby z wykształceniem średnim – różnica wynosi ok. 13 punktów procentowych. Fakt, że posiadanie wykształcenia wyższego podwyższa poziom płacy, nie jest zaskakujący oraz często jest omawiany w literaturze, jednak mniej dostępna jest informacja o stopie zwrotu z poszczególnych stopni wyższego wykształcenia. Stopa zwrotu z wykształcenia pierwszego stopnia w Polsce dla roku 2016 r. wynosi 16,5%, a z wykształcenia drugiego stopnia 29%. Posiadanie tytułu zawodowego magistra prowadzi do wyższych zarobków – stopa zwrotu takiej osoby wzrasta aż o 76% w porównaniu ze stopą zwrotu z posiadania jedynie tytułu zawodowego licencjata.

Zakończenie

Celem artykułu było zbadanie stopy zwrotu z tytułu posiadania wykształcenia wyższego przez jednostki w dwóch etapach: wykształcenia wyższego ogólnie oraz poszczególnych stopni edukacji wyższej – licencjata oraz magistra dla wybranych państw na świecie. Ostatecznie zostały przeprowadzone dwie analizy przy użyciu dwóch baz danych – jedna dla 12 państw OECD (na podstawie danych PIAAC) oraz druga dla Polski (na podstawie danych BAEL).

Przegląd wskaźników OECD pozwolił określić państwa tej grupy, które charakteryzują się szczególnie wysokim odsetkiem osób posiadających wykształcenie wyższe. Są nimi Kanada, Japonia oraz Izrael. Posiadanie dyplomu ukończenia drugiego stopnia studiów najpowszechniejsze jest w Polsce, Luksemburgu oraz Estonii. Osoby z wykształceniem wyższym otrzymują najwyższą płacę w porównaniu do płacy osób z wykształceniem średnim – w Chile. Jest to państwo o bardzo niskim udziale osób z wyższym wykształceniem w społeczeństwie.

W kolejnej części wykonano własne badanie empiryczne dla wybranych państw OECD. We wszystkich krajach uwzględnionych w badaniu osoby posiadające dyplom ukończenia studiów magisterskich otrzymują wyższe płace w porównaniu do posiadających jedynie tytuł zawodowy licencjata. Krajem, który charakteryzuje się najniższą stopą zwrotu z wykształcenia wyższego spośród badanych państw ogólnie oraz z wykształcenia magisterskiego jest Norwegia, gdzie osoby z wyższym wykształceniem zarabiają o 17% więcej w porównaniu do osób z wykształceniem średnim, a osoby z tytułem zawodowym magistra otrzymują płacę o 22% wyższą od osób ze średnim wykształceniem. Stopa ta jest wyższa od stopy zwrotu z wykształcenia wyższego pierwszego stopnia w tym państwie o jedynie 8 punktów procentowych. Państwem o najwyższej wartości stopy zwrotu z tytułu wykształcenia wyższego ogółem jest Grecja – wynosi ona 40%. Jeśli chodzi o najwyższą stopę zwrotu z wykształcenia wyższego drugiego stopnia, państwem, które wyróżnia się spośród pozostałych branż pod uwagę w badaniu jest Korea Południo-

wa, dla której została ona oszacowana na poziomie 60%. Gdy porównamy stopy zwrotu dla poszczególnych stopni studiów wyższych, okazuje się, że w Danii stopa zwrotu dla osób posiadających wykształcenie magisterskie jest trzy razy większa od tej dla osób o wykształceniu licencjackim (najwyższa wartość spośród badanych państw). Premia za edukację wyższą drugiego stopnia jest większa o jedynie 30% od premii za edukację wyższą pierwszego stopnia w Izraelu oraz Irlandii (najmniejsza różnica). Są to wyniki dla równania płac uwzględniającego umiejętności numeryczne jednostek. Gdy z regresji wyeliminowano zmienną dotyczącą umiejętności, wartości szacowanych parametrów dla zmiennych związanych z edukacją wyższą wzrosły; jest to wynik zgodny z rezultatami dotychczasowych badań w tym zakresie.

W estymacji stóp dla Polski różnica pomiędzy stopą zwrotu z wykształcenia magisterskiego i licencjackiego wyniosła 12,5 punktów procentowych (wartość stopy odpowiednio 29% oraz 16,5%). Stopa zwrotu z edukacji wyższej ogółem wyniosła dla Polski 24%. Ograniczeniem analizy w przypadku Polski jest mała liczba roczników, które objęła reforma szkolnictwa wyższego z 2005 roku. Podobna sytuacja istnieje w innych krajach, które nie mogły zostać uwzględnione w analizie, gdyż stosunkowo niedawno zreformowały swoje systemy szkolnictwa wyższego, przechodząc z jednolitych studiów magisterskich na trzystopniowy system edukacji wyższej w ostatnich dziesięcioleciach, w związku z czym nie była dostępna baza danych zawierająca wystarczającą liczbę obserwacji dla próby ograniczonej do roczników objętych reformą. Z tego względu dodatkowe analizy na ten temat w przyszłości mogłyby być wartościowym wkładem do literatury przedmiotu.

Bibliografia

- Avvisati F., Keslair F. (2014), *REPEST: Stata module to run estimations with weighted replicate samples and plausible values*, Statistical Software Components S457918, Boston College Department of Economics.
- Blaug M. (1995), *Metodologia ekonomii*, PWN, Warszawa.
- Bologna Process Stocktaking* (2005), Report from a working group appointed by the Bologna Follow-up Group to the Conference of European Ministers Responsible for Higher Education, Bergen, 19–20 May, s. 40–41.
- Chevalier A., Harmon C., Walker I. (2004), *Does Education Raise Productivity, or Just Reflect it?*, „Economic Journal, Royal Economic Society” 114(499), s. 499–517.
- Gajderowicz T., Grotkowska G., Wincenciak L. (2012), *Premia placowa z wykształcenia wyższego według grup zawodów*, „Ekonomista” 5, s. 579, 588.
- Hamermesh D., Biddle J. (1998), *Beauty, Productivity and Discrimination: Lawyers' Looks and Lucre*, „Journal of Labor Economics” 16(1), s. 172–201.
- Hanushek E.A., Schwerdt G., Wiederhold S., Woessmann L. (2015), *Returns to skills around the world: Evidence from PIAAC*, „European Economic Review” 73(C), s. 108, 113–114.

- Harmon C., Oosterbeek H., Walker I. (2002), *The return to Education: A review of evidence, and deficiencies in the literature*, ISSC Discussion Paper Series, nr 3, s. 4–39.
- Heckman J.J., Humphries J.E., Gregory V. (2018), *Returns to Education: The Causal Effects of Education on Earnings, Health, and Smoking*, „Journal of Political Economy” 126(S1), University of Chicago Press, s. 197–246.
- Heckman J.J., Lochner L.J., Todd P.E. (2003), *Fifty Years of Mincer Earnings Regressions*, IZA Discussion Papers 775, Institute for the Study of Labor (IZA), s. 4–5.
- Jakubowski M., Pokropek A. (2013), *PIAACTOOLS: Stata module to provide PIAAC tools*, Statistical Software Components S457728, Boston College Department of Economics.
- Lange G.M., Wodon Q., Carey K. (2018), *The Changing Wealth of Nations 2018: Building a Sustainable Future*, World Bank, Washington, DC.
- Majchrowska A., Roszkowska S. (2014), *Premia z wykształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce*, „Materiały i Studia” 302, Narodowy Bank Polski, s. 4–28.
- Mincer J. (1970), *The distribution of labor incomes: a survey with special reference to the human capital approach*, „Journal of Economic Literature” 8(1), s. 1–26.
- Mincer J. (1958), *Investment in Human Capital and Personal Income Distribution*, „Journal of Political Economy” 66(4), s. 281–302.
- Myck M., Nicińska A., Morawski L. (2009), *Count your hours: returns to education in Poland*, IZA Discussion Papers 4332, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Psacharopoulos G., Patrinos H.A. (2004), *Returns to Investment in Education: A Further Update*, „Education Economics” 12(2), s. 112, 113.
- Spence M. (n.d.), *Job Market Signaling*, „The Quarterly Journal of Economics” 87, s. 357.
- Strawiński P. (2004), *Zwrot z inwestycji w wyższe wykształcenie w Polsce*, Uniwersytet Warszawski, <http://coin.wne.uw.edu.pl/pstrawinski/publ/zarobki3hec.pdf>, s. 6, 12.
- Ustawa z dnia 27 lipca 2005 r. Prawo o szkolnictwie wyższym*, Artykuł 164a, Artykuł 166 (Dz.U. z 2005 r., nr 164, poz. 1365).
- Wincenciak L. (2017), *Stopa zwrotu z wykształcenia wyższego w Polsce według kierunków studiów*, „Edukacja” 4(143), s. 5–16.

Bazy danych i strony internetowe:

- Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności 2016, Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl
- The Programme for the International Assessment of Adult Competencies (PIAAC), OECD, www.oecd.org.

Załącznik

Poniższe tabele (tab. 3–6) zawierają dane dotyczące szczegółowych analiz dla państw OECD. Analizy zawierają współczynniki regresji z rozróżnieniem i bez rozróżnienia stopni studiów wyższych, a także z włączeniem i wyłączeniem umiejętności numerycznych.

Tabela 3
Wyniki regresji z rozróżnieniem stopni studiów wyższych oraz z włączeniem umiętności numerycznych

	Dania	Finlandia	Izrael	Nowa Zelandia	Grecja	Cypr
<i>pwnum</i>	zaokr(4)0,0014***	0,0015***	0,002***	0,002***	0,00	0,0013***
	(0,0002)	(0,0002)	(0,0003)	(0,0003)	(0,0003)	(0,0003)
<i>podst</i>	-0,0665***	-0,1423***	-0,1675***	-0,1033***	-0,0609**	-0,1300***
	(0,0133)	(0,0127)	(0,0336)	(0,0234)	(0,028)	(0,0241)
<i>pl</i>	-0,1443***	-0,1009***	-0,1306**	-0,0371	-0,1481***	-0,1989***
	(0,0298)	(0,0242)	(0,0645)	(0,0495)	(0,0392)	(0,0368)
<i>lic</i>	0,0960***	0,1463***	0,2466***	0,2084***	0,3625***	0,3251***
	(0,0217)	(0,0178)	(0,0346)	(0,0265)	(0,0395)	(0,0268)
<i>mgr</i>	0,2775***	0,3467***	0,3307***	0,3402***	0,4869***	0,5258***
	(0,0201)	(0,0173)	(0,0479)	(0,0345)	(0,0574)	(0,0397)
<i>dosw</i>	0,0200***	0,0239***	0,0240***	0,0230***	0,0299***	0,0331***
	(0,0029)	(0,0023)	(0,0056)	(0,0038)	(0,0059)	(0,0037)
<i>dosw2</i>	-0,0003***	-0,0004***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003*	-0,0004***
	(4,3E-05)	(5,2E-05)	(0,0002)	(7,5E-05)	(0,0002)	(8,5E-05)
<i>stata</i>	4,5197***	2,1647***	2,9843***	2,2568***	1,5779***	1,5973***
	(0,0528)	(0,0626)	(0,0904)	(0,0945)	(0,0869)	(0,0824)
Liczba obserwacji	4508	3257	2744	3373	1236	2147
<i>R</i> ²	0,1585	0,2919	0,1519	0,1924	0,3019	0,2800

	Francja	Hiszpania	Irlandia	Japonia	Korea	Norwegia
<i>pwnum</i>	0,0015*** (0,0001)	0,0015*** (0,0003)	0,0018*** (0,0003)	0,0023*** (0,0004)	0,0016*** (0,0004)	0,0018*** (0,0002)
<i>podst</i>	-0,0964*** -0,0116	-0,1274*** -0,0201	-0,0502*** -0,0209	-0,3317** -0,0241	-0,2134*** -0,0249	-0,1370*** -0,0123
<i>pl</i>	-0,0900*** (0,01414)	-0,1841*** (0,0275)	-0,1418*** (0,03086)	-0,0770 (0,05207)	-0,2611*** (0,05129)	-0,1113*** (0,031)
<i>lic</i>	0,1843*** (0,01966)	0,2389*** (0,03082)	0,3018*** (0,02689)	0,2656*** (0,03197)	0,3370*** (0,03682)	0,1375*** (0,0161)
<i>mgr</i>	0,4140*** (0,02078)	0,3688*** (0,03165)	0,3957*** (0,0375)	0,4764*** (0,06)	0,5994*** (0,07212)	0,2209*** (0,02549)
<i>dosw</i>	0,0207*** (0,00197)	0,0163*** (0,00355)	0,0388*** (0,00479)	0,0377*** (0,00445)	0,0295*** (0,00441)	0,0232*** (0,00221)
<i>dosw2</i>	-0,0002*** (4,4E-05)	-0,0001* (8,2E-05)	-0,0006*** (0,00012)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0005*** (0,00011)	-0,0003*** (5,0E-05)
<i>stata</i>	1,9252*** (0,04463)	1,7221*** (0,0757)	1,8651*** (0,07922)	6,2129*** (0,10996)	8,6337*** (0,12454)	4,5623*** (0,05998)
Liczba obserwacji	3686	2480	2801	3289	3129	3548
R ²	0,2962	0,2978	0,2176	0,1974	0,1819	0,2226

W nawiasach podane są błędy standardowe, istotność zmiennych przedstawiona jest w następujący sposób: * $p < 10\%$, ** $p < 5\%$, *** $p < 1\%$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych PIAAC.

Tabela 4
Wyniki regresji bez rozróżnienia stopni studiów wyższych oraz z włączeniem umiejętności numerycznych

	Dania	Finlandia	Izrael	Nowa Zelandia	Grecja	Cypr
<i>pnum</i>	0,0015***	0,0016***	0,0022***	0,0025***	0,0001	0,0014***
	(0,00019)	(0,00018)	(0,00029)	(0,00029)	(0,00032)	(0,00027)
<i>podst</i>	-0,0663***	-0,1440***	-0,1667***	-0,1006***	-0,0643***	-0,13***
	(0,01352)	(0,01254)	(0,03356)	(0,02348)	(0,02814)	(0,02416)
<i>pl</i>	-0,1409***	-0,0975***	-0,1287***	-0,0350	-0,1454***	-0,1925***
	(0,0299)	(0,02426)	(0,06439)	(0,04936)	(0,0391)	(0,03687)
<i>wyż</i>	0,20***	0,24***	0,27***	0,25***	0,40***	0,39***
	(0,01464)	(0,01525)	(0,03284)	(0,02324)	(0,03419)	(0,02529)
<i>dosw</i>	0,0202***	0,0249***	0,0245***	0,0230***	0,03033***	0,0323***
	(0,00219)	(0,00236)	(0,00558)	(0,00382)	(0,00597)	(0,00354)
<i>dosw</i>	-0,0003***	-0,001***	-0,0003	-0,0005***	-0,0004***	-0,0004***
	(4,3E-05)	(5,3E-05)	(0,00012)	(7,4E-05)	(0,00018)	(8,4E-05)
<i>srata</i>	4,4919	2,1138	2,9669	2,2349	1,5618	1,564
	(0,05235)	(0,06202)	(0,09072)	(0,09477)	(0,08632)	(0,08039)
Liczba obserwacji	4508	3257	2744	3373	1236	2147
<i>R</i> ²	0,148365	0,266693	0,150643	0,187485	0,297752	0,269635

	Francja	Hiszpania	Irlandia	Japonia	Korea Południowa	Norwegia
<i>pinum</i>	0,00154*** (0,00014)	0,00155*** (0,00027)	0,00183*** (0,00031)	0,00236*** (0,00036)	0,001592*** (0,00043)	0,00183*** (0,00018)
<i>podst</i>	-0,0998*** (0,01156)	-0,1298*** (0,02021)	-0,05056** (0,0208)	-0,3353*** (0,02407)	-0,21345*** (0,02509)	-0,1383*** (0,01239)
<i>pl</i>	-0,0865*** (0,01419)	-0,1818*** (0,02754)	-0,1414*** (0,03084)	-0,07415 (0,0521)	-0,2623*** (0,05128)	-0,1096*** (0,03093)
<i>wyż</i>	0,29*** (0,01679)	0,31*** (0,02884)	0,34*** (0,02336)	0,29*** (0,03256)	0,37*** (0,03543)	0,17*** (0,01603)
<i>dośw</i>	0,01983*** (0,00198)	0,01608*** (0,00352)	0,03844*** (0,0048)	0,03664*** (0,00451)	0,029685*** (0,00436)	0,0226*** (0,00217)
<i>dośw</i>	-0,0002*** (4,4E-05)	-0,0002*** (8,1E-05)	-0,0006*** (0,00012)	-0,0006*** (0,0001)	-0,0005*** (0,00011)	-0,0003*** (4,9E-05)
<i>stała</i>	1,9196*** (0,04476)	1,7082*** (0,07581)	1,8671*** (0,0792)	6,2080*** (0,11134)	8,624*** (0,12435)	4,5564*** (0,05944)
Liczba obserwacji	3686	2480	2801	3289	3129	3548
R ²	0,277515	0,292392	0,215716	0,194765	0,177927	0,218634

W nawiasach podane są błędy standardowe, istotność zmiennych przedstawiona jest w następujący sposób: * $p < 10\%$, ** $p < 5\%$, *** $p < 1\%$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych PIAAC

Tabela 5
Wyniki regresji bez rozróżnienia stopni studiów wyższych, z wyłączeniem umiętności numerycznych

	Dania	Finlandia	Izrael	Nowa Zelandia	Grecja	Cypr
<i>podst</i>	-0,198***	-0,1276***	-0,24384***	-0,13478**	-0,1489***	-0,2381***
	(0,03289)	(0,02496)	(0,06366)	(0,05513)	(0,04038)	(0,03573)
<i>pl</i>	-0,0845***	-0,1680***	-0,207***	-0,1344***	-0,06511**	-0,1411***
	(0,01258)	(0,01151)	(0,03337)	(0,02444)	(0,02858)	(0,02411)
wyż	0,24***	0,29***	0,36***	0,33***	0,40***	0,42***
	(0,01382)	(0,01258)	(0,03106)	(0,02349)	(0,03185)	(0,02534)
<i>dosw</i>	0,0224***	0,026***	0,0263***	0,0278***	0,0303***	0,0334***
	(0,00208)	(0,00236)	(0,00564)	(0,00393)	(0,00599)	(0,00357)
<i>dosw</i>	-0,0004***	-0,001***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004**	-0,0004***
	(3,98E-05)	(5,28E-05)	(0,00012)	(7,58E-05)	(0,00018)	(8,42E-05)
<i>stała</i>	4,9124***	2,592***	3,5253***	2,8683***	1,5899***	1,9445***
	(0,02663)	(0,0248)	(0,05376)	(0,04251)	(0,05175)	(0,0393)
Liczba obserwacji	4508	3257	2744	3373	1236	2147
R ²	0,121493	0,227908	0,123569	0,140841	0,297557	0,255843

	Francja	Hiszpania	Irlandia	Japonia	Korea Południowa	Norwegia
<i>podst</i>	-0,1585***	-0,2303***	-0,2104***	-0,1663***	-0,3306***	-0,1719***
	(0,01264)	(0,0282)	(0,0319)	(0,05236)	(0,043814)	(0,030311)
<i>pl</i>	-0,119***	-0,163***	-0,08***	-0,36***	-0,2232***	-0,1732***
	(0,01153)	(0,02064)	(0,02140)	(0,02338)	(0,02480)	(0,01212)
<i>wyż</i>	0,35***	0,35***	0,40***	0,37***	0,42***	0,23***
	(0,01633)	(0,0272)	(0,02147)	(0,02873)	(0,03326)	(0,01507)
<i>dośw</i>	0,0205***	0,0177***	0,0418***	0,039***	0,0301***	0,0265***
	(0,00201)	(0,00350)	(0,00454)	(0,00458)	(0,00437)	(0,00217)
<i>dośw2</i>	-0,0003***	-0,0002**	-0,001***	-0,01***	-0,0005***	-0,0004***
	(4,42E-05)	(7,95E-05)	(0,00011)	(0,0001)	(0,00011)	(4,86E-05)
<i>stała</i>	2,3325***	2,12225***	2,3315***	6,886***	9,048***	5,048***
	(0,02033)	(0,04913)	(0,04402)	(0,04155)	(0,04021)	(0,02799)
Liczba obserwacji	3686	2480	2801	3289	3129	3548
<i>R</i> ²	0,244701	0,274961	0,194802	0,180096	0,170925	0,176241

W nawiasach podane są błędy standardowe, istotność zmiennych przedstawiona jest w następujący sposób: * $p < 10\%$, ** $p < 5\%$, *** $p < 1\%$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych PIAAC.

Tabela 6
Wyniki regresji z rozróżnieniem stopni studiów wyższych, z wyłączeniem umiejętności numerycznych

	Dania	Finlandia	Izrael	Nowa Zelandia	Grecja	Cypr
<i>podst</i>	-0,20*** (0,03284)	-0,13*** (0,02481)	-0,24*** (0,06353)	-0,13*** (0,05512)	-0,15*** (0,04037)	-0,24*** (0,03568)
	-0,08*** (0,01232)	-0,16*** (0,01187)	-0,21*** (0,03356)	-0,14*** (0,02427)	-0,06*** (0,02834)	-0,14*** (0,02403)
<i>pl</i>	0,12*** (0,02144)	0,18*** (0,0168)	0,32*** (0,03318)	0,27*** (0,02671)	0,36*** (0,03778)	0,35*** (0,02716)
	0,35*** (0,01889)	0,41*** (0,01405)	0,43*** (0,04671)	0,44*** (0,03494)	0,49*** (0,05572)	0,57*** (0,0389)
<i>mgr</i>	0,02*** (0,00208)	0,02*** (0,00235)	0,03*** (0,00568)	0,05*** (0,00393)	0,03*** (0,00593)	0,03*** (0,0036)
	-0,0003*** (4,0E-05)	-0,0004*** (5,3E-05)	-0,0004*** (0,00012)	-0,0004*** (7,6E-05)	-0,0003*** (0,00018)	-0,0004*** (8,5E-05)
<i>dosw2</i>	4,92*** (0,02657)	2,60*** (0,02432)	3,54*** (0,05413)	2,88*** (0,04246)	1,59*** (0,05169)	1,93*** (0,03946)
	4508 0,13	3257 0,26	2744 0,13	3373 0,15	1236 0,30	2147 0,27
<i>R</i> ²						

	Francja	Hiszpania	Irlandia	Japonia	Korea Południowa	Norwegia
<i>podst</i>	-0,16*** (0,0126)	-0,23*** (0,02822)	-0,21*** (0,03192)	-0,17*** (0,05235)	-0,33*** (0,04375)	-0,17*** (0,03037)
	-0,11*** (0,01161)	-0,16*** (0,02046)	-0,08*** (0,02143)	-0,35*** (0,02343)	-0,22*** (0,02466)	-0,17*** (0,01196)
<i>lic</i>	0,24*** (0,01955)	0,27*** (0,02939)	0,36*** (0,02448)	0,34*** (0,02833)	0,38*** (0,03523)	0,19*** (0,01543)
	0,48*** (0,02068)	0,42*** (0,03)	0,46*** (0,03699)	0,58*** (0,05606)	0,65*** (0,07031)	0,29*** (0,02469)
<i>dosw</i>	0,02*** (0,00199)	0,02*** (0,00353)	0,04*** (0,00454)	0,04*** (0,0045)	0,03*** (0,00441)	0,03*** (0,0022)
	-0,0003*** (4,4E-05)	-0,0002*** (8,0E-05)	-0,0006*** (0,00011)	-0,0007*** (0,0001)	-0,0005*** (0,00011)	-0,0004*** (4,9E-05)
<i>stala</i>	2,32*** (0,01987)	2,12*** (0,04944)	2,33*** (0,04383)	6,87*** (0,04054)	9,05*** (0,04)	5,04*** (0,02842)
	Liczba obserwacji	3686	2480	3289	3129	3548
<i>R</i> ²	0,27	0,28	0,20	0,18	0,18	0,18

W nawiasach podane są błędy standardowe, istotność zmiennych przedstawiona jest w następujący sposób: * $p < 10\%$, ** $p < 5\%$, *** $p < 1\%$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych PIAAC.

STOPNIE WYŻSZEGO WYKSZTAŁCENIA A ZAROBKI W POLSCE I INNYCH KRAJACH OECD

Streszczenie

Artykuł zawiera analizę empiryczną premii za wykształcenie z rozróżnieniem na stopnie studiów w Polsce i niektórych innych krajach OECD. Dostępna literatura zajmowała się głównie premią za wykształcenie wyższe ogólnie lub stopą zwrotu z tytułu dodatkowego roku studiów, natomiast kwestia premii za poszczególne stopnie wyższego wykształcenia jest znacznie mniej zbadanym obszarem. W artykule omówione zostały dotychczasowe badania poświęcone analizie wpływu wyższego wykształcenia na zarobki oraz przedstawione zostały wyniki badania empirycznego dotyczącego estymacji premii za wykształcenie wyższe ogólnie oraz z rozróżnieniem na pierwszy i drugi stopień edukacji wyższej w wybranych krajach OECD. W analizie wykorzystano dane ankietowe międzynarodowego programu badania kompetencji osób dorosłych (PIAAC). Analiza dla Polski została przeprowadzona osobno na podstawie badania aktywności ekonomicznej ludności (BAEL) prowadzonego przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Wyniki otrzymane dla 12 wybranych państw OECD wskazują, że stopa zwrotu z edukacji wyższej w stosunku do wykształcenia średniego jest najwyższa w Grecji (40%), a najniższa w Norwegii (17%). Z kolei wyniki regresji wskazują, że w Danii stopa zwrotu z posiadania tytułu magistra jest prawie trzy razy wyższa w porównaniu do stopy zwrotu dla licencjata, a w Irlandii i Izraelu jest ona wyższa jedynie o około jedną trzecią. W Polsce szacowana stopa zwrotu wyniosła 24% dla wykształcenia wyższego ogólnie, 17% dla wykształcenia licencyjnego, a 29% dla wykształcenia magisterskiego.

Słowa kluczowe: kapitał ludzki, zarobki, premia za wykształcenie, wykształcenie wyższe

JEL: I26, I23, J31, J21, J24

TERTIARY EDUCATION LEVELS AND EARNINGS IN POLAND AND SOME OTHER OECD COUNTRIES

Summary

The article presents an empirical analysis of the wage premium for education, with the consideration of different study levels for Poland and some other OECD countries. The available literature deals mainly with wage premium for higher education in general or with the rate of return for an additional year of study while the question of wage premium for different levels of tertiary education is much less elucidated. The authors discuss the research on the subject made until now and present their own empirical analysis concerning the estimation of the wage premium for higher education in general and from the 1st and 2nd degree of tertiary education in the selected OECD countries. The analysis uses survey data from the Programme for the International Assessment of Adult Competences (PIAAC). The separate analysis for Poland is based on the data from the survey of economic activity of population conducted by the Central Statistical Office. The results obtained for 12 selected OECD countries indicate that the return rate from higher education as compared to secondary education is the highest in Greece (40%) and the lowest in Norway (17%). The regression results indicate that the return rate from possessing the M.A. degree in Denmark is almost three times as high as for

B.A. degree, but in Ireland and Israel it is only about one third higher. In Poland, the estimated return rate was 24% for tertiary education in general, 17% for B.A. degree, and 29% for M.A. degree.

Keywords: human capital, earnings, education premium, higher education

JEL: I26, I23, J31, J21, J24

РАЗНЫЕ СТУПЕНИ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ И ИХ ВЛИЯНИЕ НА ЗАРАБОТКИ В ПОЛЬШЕ И В ДРУГИХ СТРАНАХ ОЭСР

Резюме

Статья содержит эмпирический анализ премии за образование в зависимости от законченных образовательных ступеней в Польше и в некоторых других странах ОЭСР. В доступной литературе анализировалась главным образом премия за высшее образование в целом или норма возврата затрат на дополнительный год учебы, вопрос же премии за отдельные ступени высшего образования оставался без должного внимания. В статье делается обзор имеющихся исследований, посвященных анализу влияния высшего образования на заработки. Представлены результаты эмпирического исследования, касающегося эстимации премии за высшее образование в целом и с разбивкой премии за первую и вторую ступень высшего образования в избранных странах ОЭСР. В анализе использованы анкетные данные международной программы исследования компетенции взрослых (PIAAC). Анализ для Польши был проведен отдельно на основании исследования экономической активности населения (BAEL), проводимого Главным статистическим управлением (ГСУ). Результаты, полученные для 12 избранных государств ОЭСР, указывают, что норма возврата затрат на высшее образование по сравнению со средним образованием является самой высокой в Греции (40%), а самой низкой в Норвегии (17%). В свою очередь, результаты регрессии указывают, что в Дании норма возврата при степени магистра почти в три раза выше по сравнению с нормой возврата для бакалавра, а в Ирландии и Израиле она выше только на одну треть. В Польше оцениваемая норма возврата составила 24% для высшего образования в целом, 17% для бакалавриата и 29% для магистратуры.

Ключевые слова: человеческий капитал, заработки, премия за образование, высшее образование

JEL: I26, I23, J31, J21, J24