

Marta Dziechciarz-Duda, Anna Król

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

PRÓBA ZASTOSOWANIA MODELU MINCERA DO OCENY WPLYWU WYŻSZEGO WYKSZTAŁCENIA NA POZIOM WYNAGRODZEŃ¹

Streszczenie: Rozwój edukacji jest jednym z priorytetów polityki Unii Europejskiej od początków jej istnienia. W ciągu ostatnich 15 lat szczególnie nacisk kładziony jest na modernizację szkolnictwa wyższego, które postrzegane jest jako kluczowe dla rozwoju Unii Europejskiej. Postulowane reformy wymagają zmian w obszarze zarządzania, jak również finansowania uczelni, a szczególnie odejścia od scentralizowanego finansowania zorientowanego na zasoby w kierunku zdecentralizowanego finansowania zorientowanego na wyniki. Transformacja ta powoduje konieczność mierzenia efektywności i skuteczności szkolnictwa wyższego w różnych jego aspektach. Artykuł koncentruje się na badaniu możliwości zastosowania modelu J. Mincera do mierzenia wpływu wyższego wykształcenia na poziom wynagrodzeń i wyznaczania tzw. prywatnej stopy zwrotu z inwestycji w edukację.

Słowa kluczowe: model Mincera, prywatna stopa zwrotu z inwestycji w edukację, błąd doboru próby, korekta Heckmana.

1. Reforma szkolnictwa wyższego w Unii Europejskiej

Rozwój edukacji jest jednym z priorytetów polityki Unii Europejskiej od początków jej istnienia. Koncepcje, takie jak: podnoszenie jakości kształcenia, budowanie społeczeństwa i ekonomii opartych na wiedzy, dostosowywanie systemu edukacji do potrzeb rynku pracy, uczenie się przez całe życie czy wspieranie zdobywania kwalifikacji ułatwiających konkurowanie w warunkach globalizacji, oraz towarzyszące im inicjatywy legislacyjne pozostają nieustannie w centrum uwagi Komisji Europejskiej i rządów poszczególnych państw członkowskich. W ciągu ostatnich 15 lat szczególnie nacisk kładziony jest na modernizację w obszarze szkolnictwa wyższego, którego rola postrzegana jest jako kluczowa dla rozwoju gospodarki opartej na wiedzy oraz stworzenia warunków sprzyjających zwiększeniu konkurencyjności krajów europejskich, zwłaszcza w odniesieniu do Stanów Zjednoczonych oraz azjatyckich systemów gospodarczych, w tym szczególnie gospodarki Chin.

¹ Badanie zostało przeprowadzone w ramach projektu badawczego nr 2011/01/B/HS4/02328 pt. *Metody pomiaru stopy zwrotu z inwestycji na edukację w szkołach wyższych*.

Europejskie reformy szkolnictwa wyższego zapoczątkowane zostały w 1998 r. Deklaracją sorbońską i powołaniem Europejskiego Obszaru Szkolnictwa Wyższego. Ich kontynuacja następowała w postaci Deklaracji bolońskiej (1999 r.), dążącej do harmonizacji i ujednoczenia europejskiego szkolnictwa wyższego sprzyjającego mobilności studentów i pracowników, Strategii lizbońskiej (2000 r.), której założeniem było zdobycie gospodarczej przewagi konkurencyjnej między innymi przez inwestycje w badania i innowacyjność, Planu modernizacji szkolnictwa wyższego (2007 r.) oraz Strategii „Europa 2020” (2010 r.), zakładających zwiększenie liczby studentów i zaradzenie niedoborowi kwalifikacji na rynku przez szkolnictwo wyższe, a także pobudzenie badań naukowych i innowacji na rzecz wzrostu gospodarczego i zatrudnienia. Postulowane reformy zakładają odejście od tradycyjnego uniwersytetu typu humboldtowskiego w kierunku uniwersytetu przedsiębiorczego w celu zapewnienia lepszej jakości, efektywności i większej dostępności edukacji wyższej.

2. Koncepcja uniwersytetu trzeciej generacji

Funkcjonujący w Europie od XIX wieku model humboldtowski staje w obliczu licznych wyzwań współczesnego rynku edukacji i badań. Zwiększająca się liczba studentów, globalizacja, gwałtowny rozwój nowych technologii i idący za tym wzrost kosztów badań naukowych, powstawanie specjalistycznych, niezależnych od uczelni centrów B+R, wzrost znaczenia komercjalizacji i przedsiębiorczości spowodowały powstanie nowej koncepcji funkcjonowania uczelni wyższych – uniwersytetu trzeciej generacji (por. np. [Wissem 2009, s. 24-44]). Próbę podsumowania różnic pomiędzy dwoma typami uniwersytetów prezentuje tab. 1.

W nowych warunkach katalog funkcji, jakie pełni uczelnia wyższa, ulega poszerzeniu. Do tradycyjnych zadań – edukacji i badań naukowych – dołączają m.in. komercjalizacja wyników badań, zdobywanie środków finansowych przez granty, zabieganie o studentów czy współpraca z przemysłem.

Transformacja uniwersytetów do nowoczesnej formy wymaga zmian w sposobie ich zarządzania i finansowania, a szczególnie odejścia od scentralizowanego finansowania zorientowanego na zasoby w kierunku zdecentralizowanego finansowania zorientowanego na wyniki. W tym kontekście jednym z kluczowych zagadnień jest mierzenie efektywności dwóch głównych obszarów działalności uczelni wyższych – badań naukowych i edukacji – tak, aby możliwe było stworzenie skutecznego systemu alokacji środków (por. [Dziechciarz 2011]).

Efektywność w bardzo ogólnym sensie można zdefiniować jako dążenie do osiągnięcia najlepszych rezultatów przy możliwie jak najniższych kosztach. Wobec tego miara efektywności powinna być zestawieniem korzyści z danej działalności z nakładami na tę działalność. Korzyści z badań naukowych czy też edukacji mogą być mierzone z punktu widzenia różnych podmiotów, np. jednostki (naukowca, studenta), uczelni, społeczeństwa, a także w różnych wymiarach, np. korzyści materialne i niematerialne. Podobnie nakłady mogą pochodzić od różnych podmiotów

Tabela 1. Różnice pomiędzy uniwersytetem drugiej i trzeciej generacji

Obszar	Uniwersytet humboldtowski (drugiej generacji)	Uniwersytet przedsiębiorczy (trzeciej generacji)
Charakter badań naukowych	Specjalistyczny, nastawiony na zdobywanie wiedzy	Interdyscyplinarny, syntetyczny, kreatywny, nastawiony na wdrożenia i współpracę z przemysłem
Kształcenie studentów	Nauczanie skierowane na poszerzanie wiedzy, edukacja w ramach monodyscyplinarnych wydziałów	Nauczanie skierowane na kompetencje i umiejętności, elastyczne ścieżki edukacji, interdyscyplinarność
Struktura zarządzania	Tradycyjna (rektor, senat, dziekani)	Nowoczesna (rada nadzorcza, zarząd)
Administracja	Rozbudowana administracja centralna	Wąska, specjalistyczna kadra
Współpraca międzynarodowa z innymi uniwersytetami	Wąska, uniwersytety mają charakter lokalny i funkcjonują w języku narodowym	Szeroka, uniwersytety mają charakter kosmopolityczny i funkcjonują w języku angielskim
Mobilność naukowców i studentów	Niewielka	Bardzo duża
Współpraca z przemysłem i jednostkami B+R	Ograniczona (głównie stypendia i staże)	Kluczowa (klastry i sieci technologiczne, akademickie inkubatory przedsiębiorczości, spółki <i>spin out</i> i <i>spin off</i> , technostarterzy)
Konkurencyjność	Nieistotna; uniwersytety funkcjonują w warunkach lokalnego monopolu	Wysoce istotna (konkurowanie o studentów, naukowców, środki finansowe)
Finansowanie	W głównej mierze z budżetu państwa, finansowanie zorientowane na zasoby	Brak bezpośredniego finansowania z budżetu państwa, finansowanie zorientowane na wyniki, duży udział środków z grantów, opłat za studia, sprzedaży patentów i <i>know-how</i>
Autonomia	Mała	Duża

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Jongbloed 2010; Wissema 2009].

i mieć rozmaity charakter. W rezultacie stworzenie jednego miernika efektywności czy to badań naukowych czy edukacji nie jest możliwe. Dąży się raczej do wypracowania zestawu wskaźników, z których każdy w sposób adekwatny opisywałby jeden z aspektów efektywności.

Szeroko rozpowszechnioną metodą mierzenia efektywności edukacji (w tym również wykształcenia wyższego) z punktu widzenia osoby uczącej się w wymiarze materialnym jest prywatna stopa zwrotu z inwestycji w edukację (*private rate of return to education*), którą najogólniej można wyrazić wzorem:

$$r = \frac{K - N}{N} \cdot 100\%, \quad (1)$$

gdzie: K – wartość bieżąca przyszłych przepływów pieniężnych wynikających z uzyskania określonego poziomu edukacji,

N – wartość bieżąca nakładów poniesionych na uzyskanie określonego poziomu edukacji powiększonych o koszty utraconych korzyści.

Oszacowanie zarówno K , jak i N nastęrcza wielu problemów. Jednym z nich jest zagadnienie mierzenia wysokości premii do wynagrodzenia, jaką uzyskiwał będzie absolwent uczelni (tj. przyrostu wynagrodzenia za pracę związanego z inwestycją w ukończenie studiów wyższych).

Celem niniejszego artykułu jest próba zmierzenia wpływu wyższego wykształcenia na poziom wynagrodzeń oraz weryfikacja hipotezy badawczej, iż możliwe jest zmierzenie poziomu zwrotu z inwestycji w edukację wyższą.

3. Model Mincera i korekta Heckmana

Często stosowanym w literaturze przedmiotu² narzędziem pozwalającym na badanie wpływu osiągniętego poziomu wykształcenia na wynagrodzenia jest model Mincera [1958; 1974] postaci:

$$\ln W_i = \mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

gdzie: W – wynagrodzenie za pracę,

\mathbf{X} – wektor zmiennych mających wpływ na poziom wynagrodzeń,

$\boldsymbol{\beta}$ – wektor nieznanych parametrów,

ε – składnik losowy³.

Składniki macierzy \mathbf{X} w pierwotnej wersji modelu Mincera obejmowały wykształcenie (początkowo wyrażone jako liczba lat edukacji, później również jako zestaw zmiennych zero-jedynkowych określających poziom wykształcenia) i doświadczenie zawodowe (zazwyczaj wyrażone w postaci wielomianu kwadratowego). Podejmowano również próby poszerzenia specyfikacji modelu o inne zmienne niezależne, takie jak płeć, stanowisko, region, wielkość firmy itp.⁴

Założenia modelu Mincera uzasadniają jego log-liniową postać (por. [Heckman i in. 2003]), dodatkowo można empirycznie badać adekwatność specyfikacji modelu np. za pomocą transformacji Boksa-Coksa [Box, Cox 1964]:

² Zestawienie wyników licznych prac empirycznych można znaleźć np. w pracy [Psacharopoulos 2009].

³ Model Mincera jest narzędziem znanym, jednakże opisanym dość dawno, stąd warto przybliżyć jego dokładną specyfikację.

⁴ Ciekawe rozważania polskich ekonomistów dotyczące badanej problematyki można znaleźć m.in. w publikacjach K. Cichego i K. Małagi, Z.B. Liburdy, E. Maj i B. Fiedora.

$$B(W_i, \alpha) = \begin{cases} \frac{W_i^\alpha - 1}{\alpha} & \text{dla } \alpha \neq 0 \\ \ln(W_i) & \text{dla } \alpha = 0 \end{cases}. \quad (3)$$

Ze względu na zmienną zależną w modelu (2) zbiór danych, jaki zostanie użyty do estymacji modelu, nie będzie próbą losową (uwzględnione zostaną tylko osoby, które otrzymują wynagrodzenie za pracę, czyli tylko osoby pracujące). W efekcie istnieje niebezpieczeństwo wystąpienia pewnych zjawisk, które mogą prowadzić do obciążenia wyników estymacji. Po pierwsze, wysoce prawdopodobne jest, że respondenci z wyższym wykształceniem częściej podejmują pracę, co powoduje, że w użytej do badań podpróbie pojawi się większy odsetek osób wykształconych niż w próbie losowej. Po drugie, osoby, które decydują się na podjęcie pracy zawodowej, mogą nie tylko różnić się od osób niepracujących charakterystykami mierzalnymi (takimi jak wykształcenie, płeć czy wiek), lecz również wykazywać odmienność w ważnych, choć niełatwo mierzalnych aspektach, np. mogą mieć wysoki poziom inteligencji, posiadać wyjątkowe uzdolnienia, znajdować się w sytuacji społecznej czy rodzinnej, która motywuje do zarobkowania itp. Pojawienie się jednostek statystycznych w podpróbie, które nie są wykształcone, ale wykazują się wysokimi wartościami niemierzalnych cech, które motywują do osiągnięcia wyższych zarobków, może prowadzić do niedoszacowania wpływu wykształcenia na wynagrodzenia (por. [Sartori 2003]). Rozwiązanie problemu zaproponowane jest w pracy Heckmana [1979].

Korekta Heckmana wprowadzana jest za pomocą tzw. modelu selekcji określającego prawdopodobieństwo podjęcia pracy (czyli również prawdopodobieństwo znalezienia się w podpróbie) na podstawie wektora zmiennych \mathbf{V} :

$$Z_i^* = \mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma} + \mu_i, \quad (4)$$

gdzie: Z^* – zmienna latentna,

\mathbf{V} – wektor zmiennych wpływających na prawdopodobieństwo podjęcia pracy (np. płeć, poziom wykształcenia, stan cywilny),

$\boldsymbol{\gamma}$ – wektor nieznanych parametrów,

μ – składnik losowy.

Mechanizm selekcji do podpróby jest następujący [Greene 2008, s. 886]:

$$\begin{cases} Z_i = 1 & \text{gdy } Z_i^* > 0 \\ Z_i = 0 & \text{gdy } Z_i^* < 0 \end{cases} \quad (5)$$

oraz

$$P(Z_i = 1 | \mathbf{V}_i) = \Phi(\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}), \quad (6)$$

gdzie: Z – zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1, gdy osoba podjęła pracę,

Φ – dystrybuanta standardowego rozkładu normalnego.

Zakłada się, że zmienna Z_i oraz zmienne składowe wektorów \mathbf{X} i \mathbf{V} są obserwowalne w całym zbiorze danych, jednakże zmienna W_i wyłącznie wtedy, gdy i -ta osoba pracuje (tj. gdy $Z_i = 1$). Ponadto zakłada się, że ε i μ mają łączny rozkład normalny: $(\varepsilon, \mu) \sim N(0, 0, \sigma, 1, \rho)$. Wówczas model (2) przyjmuje postać:

$$\begin{aligned} E[\ln W_i | \mathbf{X}_i, Z_i = 1] &= E[(\mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i) | Z_i^* > 0] \\ &= \mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}] \\ &= \mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} + \rho \sigma \lambda_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}) \end{aligned} \quad (7)$$

oraz

$$\ln W_i | Z_i^* > 0 = \mathbf{X}_i^T \boldsymbol{\beta} + \rho \sigma \lambda_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}) + \xi_i, \quad (8)$$

gdzie: λ – stosunek funkcji gęstości rozkładu normalnego do dystrybuanty (tzw. *inverse Mills ratio*):

$$\lambda_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}) = \frac{\phi(\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma})}{\Phi(\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma})}. \quad (9)$$

Powyższa korekta nie jest konieczna, gdy:

- nieobserwowalne czynniki wpływające na wynagrodzenia (ujęte w składniku losowym ε) nie są skorelowane z nieobserwowalnymi czynnikami wpływającymi na prawdopodobieństwo podjęcia pracy (μ), wówczas $\rho = 0$;
- wszystkie zmienne wpływające na prawdopodobieństwo podjęcia pracy (ujęte w wektorze \mathbf{V}) są znane i mierzalne, wówczas można je umieścić jako zmienne niezależne w modelu wynagrodzeń;
- proces selekcji jest czysto losowy, wówczas w podpróbie użytej do badań błąd doboru nie występuje.

Model może być oszacowany metodą największej wiarygodności lub w drodze opracowanej przez Heckmana dwustopniowej procedury estymacji (por. np. [Greene 2008, s. 886]).

Krańcowy wpływ zmiennych objaśniających (szczególnie wyższego wykształcenia) na wynagrodzenia w modelu (8) składa się z dwóch elementów: bezpośredniego wpływu wyrażonego za pomocą oceny parametru β_k oraz wpływu $\lambda_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma})$ na wynagrodzenie:

$$\frac{\partial E[\ln W_i | Z_i^* > 0]}{\partial X_{ik}} = \beta_k - \gamma_k (\rho \sigma) \delta_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}), \quad (10)$$

gdzie:

$$\delta_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}) = [\lambda_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma})]^2 - (-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}) \cdot \lambda_i(-\mathbf{V}_i^T \boldsymbol{\gamma}). \quad (11)$$

4. Zbiór danych

W dalszej części artykułu dokonano próby empirycznego wyznaczenia oceny wpływu faktu posiadania wyższego wykształcenia na poziom wynagrodzenia. W tym celu zostaną wykorzystane modele (2) i (8) przy różnych specyfikacjach zestawu zmiennych w wektorze X . Zbiór danych wykorzystanych w badaniu pochodzi z niemieckiego badania panelowego SOEP⁵ (*Socio-Economic Panel Study*) [Wagner i in. 2007], z najnowszej 27 fali badania przeprowadzonej w 2010 r. i obejmuje 19 080 respondentów⁶. Tabela 2 przedstawia wykaz zmiennych wraz z ich opisem i wartościami podstawowych statystyk opisowych.

Tabela 2. Opis zbioru danych i zmiennych użytych w badaniu

Nazwa zmiennej Liczba obserwacji	Opis zmiennej (przyjmowane wartości, nazwy utworzonych zmiennych zero-jedynkowych)	Skala	Średnia*	Odchylenie standardowe	Struktura zbioru danych** w %
(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
1	2	3	4	5	6
<i>HGEAR</i> 10 350	Wynagrodzenie brutto za godzinę pracy	ilorazowa	16,796	15,007	
<i>YOET</i> 17 940	Liczba lat poświęconych na edukację i szkolenia	ilorazowa	12,341 (12,818)	2,722 (2,745)	
<i>PWE</i> 17 940	Potencjalna liczba lat doświadczenia zawodowego, wyznaczona według wzoru $PWE = AGE - YOET - 6$	ilorazowa	33,298 (25,602)	17,615 (12,182)	
<i>HEDU</i> 18 856	Wyższe wykształcenie (1, jeśli respondent ma wyższe wykształcenie, 0 w przeciwnym wypadku)	nominalna (dychotomiczna)			22,30 (26,60) 77,70 (73,40)
<i>MEDU</i> 18 856	Średnie wykształcenie (1, jeśli respondent ma średnie wykształcenie, 0 w przeciwnym wypadku)	nominalna (dychotomiczna)			95,78 (98,08) 4,22 (1,92)
<i>SEN</i> 10 514	Liczba lat pracy w firmie, w której respondent jest obecnie zatrudniony	ilorazowa	11,533 (11,532)	10,565 (10,566)	
<i>FEM</i> 19 080	Płeć (1, jeśli respondent jest płci żeńskiej, 0 w przeciwnym wypadku)	nominalna (dychotomiczna)			52,44 (48,90) 47,56 (51,10)
<i>TYPE</i> 10 634	Deklarowany typ stanowiska pracy (stażysta – <i>APP</i> , specjalista – <i>SPEC</i> , wolny zawód/specjalista wysokiej klasy – <i>PROF</i> , stanowisko kierownicze – <i>MAN</i> , pozostałe – <i>OTHER</i>)	nominalna (kategorialna)			12,74 12,17 44,69 6,74 23,66

⁵ Przedstawione w artykule badanie ma charakter wstępny – stąd wykorzystanie ogólnie dostępnych niemieckich danych. Przetestowane tutaj narzędzia i ich specyfikacja będą następnie wykorzystane dla innych zbiorów danych, w tym dla danych polskich.

⁶ Po pominięciu brakujących odpowiedzi, odpowiedzi nieprawdopodobnych oraz grupy zawodowej rolników, których wynagrodzenia są nieporównywalne z innymi zawodami, jako że w dużej mierze zależą od wielkości/rodzaju gospodarstwa.

1	2	3	4	5	6
<i>SIZE</i> 9 881	Wielkość firmy, w której respondent jest obecnie zatrudniony (mniej niż 20 osób zatrudnionych – <i>SMALL</i> , pomiędzy 20 a 2000 osób zatrudnionych – <i>MEDIUM</i> , więcej niż 2000 osób zatrudnionych – <i>LARGE</i>)	nominalna (kategorialna)			31,66 47,29 21,05
<i>STATUS</i> 19 031	Stan cywilny (zameżna/zonaty – <i>MARRIED</i> , stanu wolnego – <i>SINGLE</i> , pozostałe – <i>OTHER</i>)	nominalna (kategorialna)			60,27 (61,01) 24,30 (28,07) 15,43 (10,92)
<i>AGE</i> 19 080	Wiek	ilorazowa	50,224 (43,703)	17,984 (12,523)	
<i>EMP</i> 19 080	Zatrudnienie (1, jeśli respondent pracuje, 0 w przeciwnym wypadku)	nominalna (dychotomiczna)			56,73 43,27

* W kolumnach (d) i (e) podano odpowiednio średnią i odchylenie standardowe najpierw dla całej dostępnej liczby obserwacji danej zmiennej, a następnie (w nawiasach) dla osób pracujących. W przypadku identycznych wyników liczby w nawiasach pominięto.

** W kolumnie (f) podano udział procentowy (w całej dostępnej liczbie obserwacji i dla osób pracujących) dla poszczególnych kategorii zmiennej w kolejności zgodnej z ich występowaniem w kolumnie (b).

Źródło: opracowanie własne.

SOEP jest przeprowadzanym rokrocznie reprezentatywnym badaniem panelowym niemieckich gospodarstw domowych (ok. 11 000 gospodarstw i ponad 20 000 respondentów indywidualnych), nadzorowanym przez Niemiecki Instytut Badań Ekonomicznych (DIW Berlin). Badanie rozpoczęło się w roku 1984, obecnie udostępnione są jego wyniki z 27 fal. Obszary i zakres badania SOEP obejmują m.in. takie tematy, jak struktura i skład gospodarstw domowych, edukacja, zdrowie, dochody, wskaźniki satysfakcji, środowisko życia czy mobilność⁷.

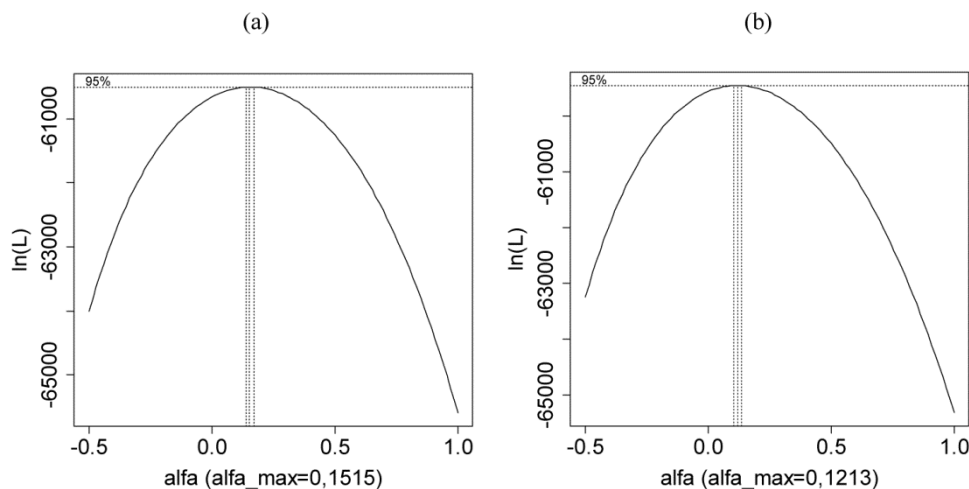
5. Badanie wpływu wykształcenia wyższego na poziom wynagrodzeń w Niemczech w roku 2010

Punkt wyjścia przeprowadzonych badań empirycznych stanowił log-liniowy model regresji wielorakiej (2), który oszacowany został za pomocą Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów (KMNK)⁸. Tabela 3 prezentuje wyniki estymacji modelu wynagrodzeń w pięciu różnych wariantach specyfikacji wektora \mathbf{X} , począwszy od najprostszej postaci zgodnej z klasycznym rozwiązaniem J. Mincera (KMNK(1)), a skończywszy na rozbudowanej specyfikacji osobno ujmującej wyższe i średnie wykształcenie (zmiennie *HEDU* i *MEDU*) oraz wiele zmiennych dodatkowych

⁷ Więcej informacji można znaleźć na stronach internetowych DIW Berlin: <http://www.diw.de> oraz <http://panel.gsoep.de/soepinfo2010>.

⁸ Ze względu na wstępny charakter badań zastosowano metodę KMNK. Dalsze kroki to poprawa adekwatności wybranych zmiennych i użycie innych metod estymacji.

(KMNK(5))⁹. Trafność wyboru log-liniowej postaci funkcyjnej modeli została przetestowana za pomocą transformacji Boksa-Coksa, która umożliwia wybór formy funkcyjnej spośród szerokiej rodziny funkcji, obejmującej szczególnie postać liniową (dla $\alpha = 1$) oraz log-liniową (dla $\alpha = 0$). Dla wszystkich rozpatrywanych w badaniu specyfikacji parametr α nie przekroczył wartości 0,16, wskazując na wyraźną wyższość specyfikacji log-liniowej nad liniową. Rysunek 1 ilustruje wyniki poszukiwania parametru α maksymalizującego logarytm funkcji wiarygodności dla dwóch spośród analizowanych modeli.



Rys. 1. Wartości logarytmu funkcji wiarygodności dla różnych wielkości parametru α : (a) specyfikacja KMNK (2), (b) specyfikacja KMNK (4)

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane wyniki estymacji modelu KMNK(1) pozwalają na stwierdzenie występowania istotnego wpływu zarówno wykształcenia, jak i doświadczenia zawodowego na późniejsze wynagrodzenia. Interpretacja ocen parametrów modelu wskazuje, że każdy dodatkowy rok poświęcony na edukację i szkolenia przynosi, *ceteris paribus*, średnio ok. 9,6-procentowy przyrost w wynagrodzeniu za godzinę brutto. Z kolei doświadczenie zawodowe przynosi z każdym rokiem ok. 5,5-procentowy wzrost wynagrodzenia, przy czym dla osób starszych przyrost ten stopniowo maleje (na co wskazuje ujemny znak oceny parametru przy kwadracie doświadczenia – zmiennej sq_PWE). Wszystkie oceny parametrów są wysoce istotne statystycznie.

⁹ Właściwy dobór zmiennych objaśniających jest kluczowy dla jakości wyników. W artykule pominięto techniczne szczegóły procesu doboru zmiennych. Przedstawione specyfikacje są wyrazem trudnego kompromisowego wyboru pomiędzy wskazaniem teorii a dostępnością i jakością danych statystycznych.

Mankamentem specyfikacji KMNK(1) wydaje się założenie, że każdy rok edukacji i szkolenia (niezależnie od tego, czy jest to edukacja w szkole podstawowej, średniej, wyższej czy też specjalistyczne szkolenie zawodowe) przynosi jednakowy przyrost wynagrodzenia.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu Mincera z wykorzystaniem KMNK

Zmienna zależna: $\ln(HGEAR)$	KMNK (1)	KMNK (2)	KMNK (3)	KMNK (4)	KMNK (5)
stała	0,6323*** ¹⁰	1,784***	1,449***	2,166***	2,029***
<i>YOET</i>	0,09682***				
<i>PWE</i>	0,05515***	0,05496***	0,05483***	0,02718***	0,02733***
<i>sq_PWE</i>	-0,00082***	-0,00087***	-0,00086***	-0,00046***	-0,00046***
<i>HEDU</i>		0,5022***	0,4980***	0,2948***	0,2940***
<i>MEDU</i>			0,3390***		0,1370***
<i>SEN</i>				0,02294***	0,02292***
<i>sq_SEN</i>				-0,00033***	-0,00033***
<i>FEM</i>				-0,1904***	-0,1913***
<i>APP</i>				-0,3711***	-0,3662***
<i>PROF</i>				0,2657***	0,2648***
<i>MAN</i>				0,3366***	0,3361***
<i>SMALL</i>				-0,2298***	-0,2298***
<i>MEDIUM</i>				-0,1227***	-0,1225***
<i>n</i>	9897	9891	9891	9124	9124
Skor. R^2	0,2477	0,2063	0,2090	0,4124	0,4128

Źródło: obliczenia własne.

Kolejne dwie specyfikacje pozwalają na osobne ujęcie edukacji wyższej i średniej (pominięto edukację podstawową ze względu na fakt, iż ten poziom wykształcenia mają wszyscy respondenci w podpróbie) za pomocą wprowadzenia zmiennych zero-jedynkowych (odpowiednio *HEDU* i *MEDU*). Porównanie wyników estymacji pokazuje względną stabilność ocen parametrów przy zmiennych *PWE* i *sq_PWE* – wobec czego interpretacja ich wpływu na wynagrodzenia pozostaje bez zmian. Ujęcie w modelu wyłącznie zmiennej *HEDU* skutkuje oszacowaniem premii uzyskiwanej przez absolwentów szkół wyższych na poziomie ok. $(\exp(0,5022) - 1) \cdot 100\% \approx 65\%$. Jednakże poszerzona o zmienną *MEDU* specyfikacja KMNK(3) koryguje ten zaskakująco wysoki wynik. Już ukończenie szkoły średniej pozwala na uzy-

¹⁰ W tabelach 3,4 i 5 gwiazdki oznaczają poziom istotności ('***' oznacza istotność na poziomie 0,01; '**' oznacza istotność na poziomie 0,05).

skanie premii w wysokości ok. 40%¹¹, a premia za wyższe wykształcenie to dodatkowo ok. 24%.

Dwie ostatnie specyfikacje są rozszerzeniem modeli KMNK(2) i KMNK(3) o szereg zmiennych dodatkowych. Uzupełnienie to miało na celu uwzględnienie w modelu innych znanych determinant wysokości wynagrodzeń, aby uniknąć obciążenia ocen parametrów wynikającego z pominięcia ważnych zmiennych objaśniających. Oceny wszystkich dodanych zmiennych okazały się istotne statystycznie, a ich znaki zgodne z oczekiwaniami. Zmienna *SEN* opisująca staż pracy w obecnej firmie wydaje się „przejmować” wyjaśnianie części zmienności wynagrodzeń wcześniej ujętej w doświadczeniu zawodowym. Kobiety zarabiają o ok. 21% mniej niż pracujący na podobnych stanowiskach, w podobnych firmach, o zbliżonym poziomie wykształcenia i doświadczenia mężczyźni. Zauważalna jest również hierarchia wynagrodzeń zgodna z poziomem zajmowanego stanowiska: stażyci zarabiają mniej od zwykłych pracowników i specjalistów (o ok. 45%), natomiast specjaliści wysokiej klasy i przedstawiciele wolnych zawodów oraz menedżerowie więcej (odpowiednio o ok. 31 i 40%). W mniejszych i średnich firmach zarobki są gorsze niż w firmach dużych. Pracownicy małych firm zarabiają o ok. 26%, a średnich o ok. 13% mniej niż zbliżone pod względem wszystkich innych analizowanych cech osoby zatrudnione w dużych firmach. Oceny parametrów przy interesujących z punktu widzenia niniejszego badania zmiennych określających poziom wykształcenia znacznie spadły. Średnie wykształcenie pozwala na uzyskiwanie wynagrodzeń o ok. 15% wyższych, natomiast wykształcenie wyższe wiąże się ze wzrostem zarobków o ok. 19%.

W dalszej części badania dokonano korekty błędu doboru próby za pomocą modelu Heckmana (znanego w literaturze przedmiotu również jako model Heckit¹²). Obliczenia zaprezentowane w tab. 4 i 5 uzyskano z wykorzystaniem pakietu sample-Selection napisanym przez O. Toomet i A. Henningsen w środowisku R (szczegółowy opis pakietu można znaleźć w pracach [Toomet, Henningsen 2008; 2012]).

Wyniki estymacji modelu wynagrodzeń znacznie nie różnią się od wyników estymacji KMNK, natomiast w przypadku obu rozważanych wariantów specyfikacji (Heckit(1)) i Heckit(2)) korekta (wyrażona za pomocą oceny parametru przy zmiennej λ) okazuje się istotna statystycznie i ujemna. Oznacza to, że wyniki uzyskane przy zastosowaniu modelu tradycyjnego i Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów są obciążone (niedoszacowane). Wartość korekty dla modelu Heckit(1), wyznaczona za pomocą wzoru (10), wynosi ok. $-0,0175$, co oznacza, że premia za wyższe wykształcenie może być oszacowana na poziomie ok. 35%. Natomiast uwzględnienie wykształcenia średniego i korekty Heckmana, czyli specyfikacja Heckit (2),

¹¹ Interpretacja tego wyniku może budzić pewne wątpliwości ze względu na bardzo duży udział osób ze średnim wykształceniem w analizowanej podpróbie (ok. 98%). Weryfikacja tego wyniku wymagałaby powtórzenia badania z wykorzystaniem podpróby zbilansowanej.

¹² Nazwa Heckit jest zlepkim ‘Heck’ pochodzącego od nazwiska autora metody J.J. Heckmana oraz ‘it’ od zastosowanego do opisu mechanizmu selekcji modelu probit.

Tabela 4. Wyniki estymacji modelu Mincera z korektą Heckmana metodą największej wiarygodności – model wynagrodzeń

Zmienna zależna: $\ln(HGEAR)$	Heckit (1)	Heckit (2)
stała	2,195***	2,046***
<i>HEDU</i>	0,2842***	0,2829***
<i>MEDU</i>		0,1495***
<i>PWE</i>	0,02653***	0,02667***
<i>sq_PWE</i>	-0,00043***	-0,00043***
<i>SEN</i>	0,02301***	0,02299***
<i>sq_SEN</i>	-0,00033***	-0,00033***
<i>FEM</i>	-0,1818***	-0,1825***
<i>APP</i>	-0,3711***	-0,3658***
<i>PROF</i>	0,2671***	0,2662***
<i>MAN</i>	0,3367***	0,3359***
<i>SMALL</i>	-0,2292***	-0,2292***
<i>MEDIUM</i>	-0,1230***	-0,1227***
λ	-0,06576**	-0,06858**
σ	0,0499***	0,0499***
ρ	-0,13177**	-0,13741**
<i>n</i>	9124	9124

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Wyniki estymacji modelu Mincera z korektą Heckmana metodą największej wiarygodności – model selekcji (probit)

Zmienna zależna: <i>EMP</i>	Heckit (1)	Heckit (2)
stała	2,675***	2,675***
<i>HEDU</i>	0,52875***	0,52872***
<i>FEM</i>	-0,26662***	-0,26659***
<i>AGE</i>	-0,04798***	-0,04798***
<i>SINGLE</i>	-0,89668***	-0,89649***
<i>MARRIED</i>	0,10189***	0,10201***
<i>n</i>	17 206	17 206

Źródło: obliczenia własne.

pozwała na stwierdzenie, że zarówno średnie, jak i wyższe wykształcenie skutkują premią w wysokości ok. 16% (przy korekcie równej ok. -0,0182).

6. Uwagi końcowe

Celem analiz, których wyniki przedstawia niniejszy artykuł, było zmierzenie wpływu faktu posiadania wyższego wykształcenia na poziom wynagrodzeń. Otrzymane rezultaty stanowią punkt wyjścia dla dalszych badań zmierzających do weryfikacji i ewentualnej modyfikacji istniejących metod wyznaczania tzw. prywatnej stopy zwrotu z inwestycji w edukację oraz przetestowania jej przydatności przy mierzeniu efektywności edukacji wyższej¹³. Dalsze prace powinny obrać następujące kierunki:

- pogłębiona analiza specyfikacji modelu wynagrodzeń (badanie występowania zmiennych pominiętych, analiza wrażliwości ocen parametrów na zmiany w specyfikacji);
- określenie metody wykorzystania wyników uzyskanych w niniejszym badaniu do wyznaczania przyszłych korzyści uzyskiwanych przez absolwentów szkół wyższych;
- wypracowanie sposobu mierzenia prywatnych nakładów na edukację oraz kosztów utraconych korzyści wynikających z podjęcia studiów wyższych;
- empiryczna analiza przydatności innych niż model Mincera metod wyznaczania prywatnej stopy zwrotu z inwestycji w edukację (np. metody NPV) i ich porównanie;
- przetestowanie analizowanych metod z wykorzystaniem innych podobnych baz danych (np. *British Household Panel Survey* czy *Diagnoza Społeczna*) w układzie zarówno przestrzennym, jak i dynamicznym.

Literatura

- Box G.E.P., Cox D.R., *An analysis of transformations*, „Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)” 1964, vol. 26 (2).
- Cichy K., Malaga K., *Human Capital, Technological Progress and Economic Growth in Selected Countries of the European Union*, [w:] E. Panek (red.), “Mathematics in Economics” 2009, Zeszyt Naukowy UEP nr 112.
- Dziechciarz J., *On rate of return measurement in education*, „Econometrics” 2011, no. 194.
- Greene W.H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey 2008.
- Heckman J.J., *Sample selection bias as a specification error*, „Econometrica” 1979, vol. 47 (1).
- Heckman J.J., Lochner L., Todd P.E., *Fifty Years of Mincer Earnings Regressions*, NBER Working Papers (9732), National Bureau of Economic Research 2003.
- Jongbloed B., *Funding Higher Education: a View across Europe*, European Centre for Strategic Management of Universities (ESMU), Brussels 2010.
- Mincer J., *Investment in human capital and personal income distribution*, „Journal of Political Economy” 1958, vol. 66 (4).
- Mincer J., *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York 1974.

¹³ Ważne rozważania na temat najnowszych teoretycznych propozycji w zakresie modeli z kapitałem ludzkim oraz kierunków dalszych badań można znaleźć w pracy [Cichy, Malaga 2009].

- Psacharopoulos G., *Returns to Investment in Higher Education. A European Survey*, Progress in Higher Education Reform Across Europe, Center for Higher Education Policy Studies, Enschede 2009.
- Sartori A., *An estimator for some binary-outcome selection models without exclusion restrictions*, „Political Analysis” 2003, vol. 11.
- Toomet O., Henningsen A., *Sample selection models in R: package sampleselection*, „Journal of Statistical Software” 2008, vol. 27 (7).
- Toomet O., Henningsen A., *Package ‘sampleSelection’*, <http://cran.r-project.org/>, 2012.
- Wagner G.G., Frick J.R., Schupp J., *The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – scope, evolution and enhancements*, „Schmollers Jahrbuch” 2007, vol. 127 (1).
- Wissema J.G., *Towards the Third Generation University. Managing the University in Transition*, EE Publishintg, Cheltenham 2009.

AN APPLICATION OF MINCER MODEL IN THE ANALYSIS OF HIGHER EDUCATION INFLUENCE ON THE WAGES’ LEVEL

Summary: The development of educational system has been one of the priorities of the European Union policy since the beginning of its existence. In the course of the last 15 years particularly strong emphasis has been placed on the modernization of higher education, which is perceived as a key factor for the development of the European Union. The postulated reforms require changes both in the area of governance and funding of universities, and in particular in a shift from centralized funding oriented on the results. This transformation causes the necessity for the measurement of efficiency and effectiveness of various aspects of higher universities activities. The paper focuses on the application of Mincer model in the analysis of higher education influence on the level of wages in order to determine the private rate of return to education.

Keywords: Mincer model, private rate of return to education, sample selection bias, Heckman correction.