

MAŁGORZATA SZREDER, KRZYSZTOF KALISIAK,
KAJA BIAŁOWAŚ, TOMASZ SZAPIRO*

Premia płacowa z wykształcenia wyższego według kierunku studiów

Wprowadzenie

Głównym celem artykułu jest przedstawienie oraz wstępna ekonometryczna weryfikacja nowej metody modelowania decyzji edukacyjnych podejmowanych przez osoby podejmujące studia w sprawie wyboru jednej z dostępnych ścieżek kształcenia na poziomie akademickim. W artykule poddano analizie potencjalne korzyści, które determinują podejmowaną przez absolwentów szkół średnich decyzję o wyborze kierunku studiów. Wbrew dominującemu trendowi w literaturze przedmiotu założono przy tym, że wiele pozapłacowych czynników, takich jak prestiż społeczny czy styl życia związany z daną profesją, ma nie mniejszy wpływ na decyzję edukacyjną niż oczekiwana wysokość zarobków.

Uwzględnienie finansowego i niefinansowego zwrotu z edukacji umożliwiło całościowe objaśnienie decyzji edukacyjnych, co z uwagi na właściwą alokację zasobów w celu maksymalizacji dobrobytu społecznego ma znaczenie dla polityki edukacyjnej państwa oraz sposobu subsydiowania systemu edukacji. Analiza wniosków płynących z przedstawionego modelu może stanowić wskazówkę, jak oddziaływać na potencjalnych studentów dodatkowymi bodźcami w celu zapewnienia pożądanej struktury absolwentów poszczególnych kierunków studiów.

Wcześniejsze badania dotyczące polskiego rynku edukacyjnego zostały szeroko omówione we wcześniejszej pracy zbiorowej autorów tego artykułu [*Mechanizmy...* 2004]. Jej autorzy rozpatrują zarówno indywidualne decyzje edukacyjne, jak i makroekonomiczne decyzje o inwestowaniu w edukację w kontekście tworzenia polityki edukacyjnej państwa. Badanie ścieżek edukacyjnych studentów

* Prof. dr hab. Tomasz Szapiro – Szkoła Główna Handlowa, Instytut Ekonometrii; pozostali autorzy są asystentami i doktorantami w Instytucie Ekonometrii SGH; mgr Krzysztof Kalisiak – obecnie doktorant w Northwestern University, a mgr Małgorzata Szreder – London School of Economics; e-mail: bialowas.kaja@gmail.com, k.kalisiak@gmail.com, tszapiro@sgh.waw.pl, malgorzataszreder@gmail.com.

ogranicza to się jednak tylko do studentów kierunku zarządzanie i marketing. Niniejszy artykuł analizuje szerszy zbiór danych, obejmujący studentów wszystkich kierunków studiów. Autorzy proponują także alternatywną metodę modelowania decyzji edukacyjnych, a jej zasadniczą część rozpoczyna omówienie autorskiego rozszerzenia modelu zaproponowanego przez Mahseredjian, Cannings i Montmarquette'a [2002] o wektor reprezentujący oczekiwany niefinansowy zwrot z edukacji, ważony prawdopodobieństwem sukcesu. Następnie przedstawiono teoretyczną typologię kierunków studiów dla polskiego rynku edukacyjnego, skonstruowaną na podstawie przeglądu literatury i dostępnej bazy danych [*Diagnoza społeczna...* 2009]. Artykuł kończy wstępna weryfikacja części modelu oparta na równaniu Mincera, która potwierdza hipotezę o znaczącym wpływie kierunku studiów na finansowy zwrot z edukacji.

Artykuł jest częścią szerszego badania styków rynku pracy z rynkiem edukacyjnym prowadzonego w ramach projektu pt. „Przez edukację do gospodarczego wzrostu. Dynamika kapitału ludzkiego w sieciach społecznych i technologicznych”. Autorzy pragną podziękować Fundacji na rzecz Nauki Polskiej za wsparcie tego projektu.

1. Postać testowa modelu

Celem tego punktu jest przedstawienie teoretycznej postaci testowej modelu wyjaśniającego decyzję edukacyjną podejmowaną przez absolwenta szkoły średniej co do dalszego kierunku kształcenia na poziomie akademickim. Model przyporządkowuje jednostce prawdopodobieństwo wyboru tej z czterech ścieżek studiów w zależności od wektora oczekiwanego zwrotu z edukacji (wektor **A**), wektora cech indywidualnych (**B**) oraz wektora składnika losowego (**ϵ**). Zgodnie z ideą tego artykułu dokonamy dekompozycji składowych wektora na część przypisywaną finansowemu (**F**) i niefinansowemu (**NF**) zwrotowi z kształcenia na poziomie akademickim, co umożliwi uchwycenie niezbadanych dotąd zależności.

Ze względu na fakt, że główną trudnością w empirycznej analizie niepieniężnego zwrotu z edukacji jest problematyczna kwantyfikacja i pomiar czynników determinujących, koncepcja weryfikacji pozostanie czysto teoretyczna. Ponadto wśród badaczy nie ma zgody co do sposobu pomiaru czy też w ogóle brania pod uwagę poszczególnych bodźców, co dodatkowo utrudnia znalezienie zbioru danych statystycznych zawierającego kompletne informacje. Można mieć jednak nadzieję, że w najbliższej przyszłości uda się pokonać powyższe problemy i zostanie dokonana estymacja przedstawionego modelu na danych dotyczących polskiego systemu kształcenia.

Przedstawiona poniżej postać testowa modelu jest rozszerzeniem modelu Mahseredjian, Cannings i Montmarquette'a [2002] o składową zawierającą niefinansowy zwrot z edukacji. Poprawnie zbudowany model objaśniający decyzję edukacyjną określonej jednostki musi uwzględniać niepieniężny zwrot z kształce-

nia. Brak uwzględnienia tego czynnika prowadzi do obciążonej estymacji parametru wyrażającego wpływ przyrostu płacy związanego z każdym kolejnym rokiem nauki, a przez to do uzyskania błędnej informacji na temat efektywnej alokacji zasobów ludzkich.

Znaczącym krokiem naprzód w badaniu decyzji podejmowanej przez kandydatów na wyższe uczelnie dotyczącej wyboru kierunków studiów było uwzględnienie przez cytowanych wyżej autorów zróżnicowanych zarobków oraz prawdopodobieństwa ukończenia danego kierunku studiów przez konkretną osobę w zależności od wyboru ścieżki kształcenia. Pozwoliło to odzwierciedlić mechanizm znany z rynku finansowego, a mianowicie fakt, że wyższe ryzyko pociąga za sobą wyższy zwrot z inwestycji. W zależności od preferencji danej osoby wobec ryzyka, wyrażonej m.in. przez wektor zdolności i cech osobniczych, przyporządkowywano jednostce rodzaj decyzji. Rozszerzenie tego modelu dokonane przez autorów tego artykułu polega na dołączeniu do wektora zwrotu finansowego wektora zwrotu niefinansowego (obu ważonych prawdopodobieństwem sukcesu), czyli osłabieniu założenia przyjętego w pierwotnej postaci modelu, że do podjęcia określonej decyzji motywuje tylko możliwość otrzymania wyższego wynagrodzenia.

Niech p_{ij} będzie oczekiwanym prawdopodobieństwem sukcesu i -tej jednostki w odniesieniu do j -tego kierunku studiów, gdzie $i = 1, \dots, N$ to liczba osób badanych, a $j = 1, \dots, P$ to liczba badanych ścieżek edukacyjnych. Sukcesem określono takie zdarzenie, że j -ta jednostka dostała się na studia i ukończyła je pomyślnie. Niech e_{ij} i g_{ij} będą odpowiednio zwrotem finansowym i zwrotem niefinansowym i -tej jednostki kończącej j -ty kierunek, przy założeniu, że wielkości te są znane jednostkom podejmującym decyzje. Wtedy oczekiwana użyteczność i -tej jednostki wybierającej j -ty kierunek jest określona wzorem:

$$E(u_{ij}) = p_{ij}(\mathbf{L})(e_{ij}(\mathbf{M}) + g_{ij}(\mathbf{O})) + (1 - p_{ij}(\mathbf{L}))(e_{i0}(\mathbf{M}) + g_{i0}(\mathbf{O})), \quad (1)$$

gdzie \mathbf{L} , \mathbf{M} , \mathbf{O} to odpowiednio wektory determinujące prawdopodobieństwo sukcesu, zwrot finansowy i zwrot niefinansowy, a e_{ij} to odpowiednio zwrot finansowy i zwrot niefinansowy osoby, która nie ukończyła studiów wyższych.

Oznacza to, że i -ta jednostka będzie preferowała j -ty kierunek przed k -tym, jeżeli:

$$E(u_{ij}) \geq E(u_{ik}), \quad (2)$$

co można zapisać jako:

$$p_{ij}(\mathbf{L})(e_{ij}(\mathbf{M}) - e_{ik}(\mathbf{M})) + p_{ij}(g_{ij}(\mathbf{O}) - g_{ik}(\mathbf{O})) + \\ + (p_{ij}(\mathbf{L}) - p_{ik}(\mathbf{L}))(e_{ik}(\mathbf{M}) + g_{ik}(\mathbf{O}) - e_{i0}(\mathbf{M}) - g_{i0}(\mathbf{O})) \geq 0.$$

Powyższa nierówność ma ciekawą interpretację – jeżeli p_{ij} i p_{ik} nie różnią się znacząco, to główny wpływ na decyzję edukacyjną będą miały czynniki wyrażające różnicę między oferowanymi przez różne kierunki studiów zwrotami finansowo-

wymi i niefinansowym. Na przykład, jeżeli zdolny kandydat ocenia prawdopodobieństwo ukończenia kierunku humanistycznego i kierunku przyrodniczego na podobnym poziomie, a oceniane przez niego zwroty finansowe są zbliżone, to przeważający wpływ na preferencje będzie miał czynnik związany z niepieniężnym zwrotem z edukacji. Z kolei jeżeli różnica między p_{ij} a p_{ik} jest znaczna, to sama wielkość zwrotów może nie mieć wielkiego wpływu na decyzję edukacyjną. Należy przy tym zauważyć, że i -ta jednostka musi najpierw podjąć decyzję, czy w ogóle kształcić się na poziomie akademickim.

Jednostka podejmie decyzję o rozpoczęciu studiów wyższych, jeżeli spełniony jest następujący warunek:

$$\int_s^{n+s} (p_{ij}(\mathbf{L})(e_{ij}(\mathbf{M}) + g_{ij}(0)) + (1 - p_{ij}(\mathbf{L}))(e_{i0}(\mathbf{M}) + g_{i0}(\mathbf{O}))) \exp(-rt) dt \geq \\ \geq \int_0^n e_{i0}(\mathbf{M}) \exp(-rt) dt + \int_0^n g_{i0}(\mathbf{O}) \exp(-rt) dt + \int_0^s sc_{ij} \exp(-rt) dt,$$

gdzie: n – liczba lat, które i -ta osoba zamierza przepracować, s – liczba dodatkowych lat nauki, r – stopa dyskontowa¹, sc_{ij} – koszt kształcenia (czesne). Z powyższej nierówności wyznaczmy p_{ij} :

$$(p_{ij}(\mathbf{L})(e_{ij}(\mathbf{M}) + g_{ij}(\mathbf{O})) + (1 - p_{ij}(\mathbf{L}))(e_{i0}(\mathbf{M}) + g_{i0}(\mathbf{O}))) \int_s^{n+s} \exp(-rt) dt \geq \\ \geq e_{i0}(\mathbf{M}) \int_0^n \exp(-rt) dt + g_{i0}(\mathbf{O}) \int_0^n \exp(-rt) dt + sc_{ij} \int_0^s \exp(-rt) dt, \\ p_{ij}(\mathbf{L}) \geq \frac{(\exp(rs) - 1) \left(e_{i0}(\mathbf{M}) + g_{i0}(\mathbf{O}) + \frac{sc_{ij}}{1 - \exp(-rn)} \right)}{(e_{ij}(\mathbf{M}) - e_{i0}(\mathbf{M})) + (g_{ij}(\mathbf{O}) - g_{i0}(\mathbf{O}))}. \quad (3)$$

Jeżeli powyższa nierówność będzie spełniona, to i -ta jednostka zdecyduje się na podjęcie studiów wyższych, stanie więc przed problemem wyboru kierunku dalszej edukacji.

Niech u_{ij}^* będzie oczekiwaną użytecznością czerpaną przez i -tą jednostkę po ukończeniu j -tego kierunku studiów, zależną liniowo od wektora oczekiwanego zwrotu z edukacji (A_{ij}), wektora cech indywidualnych (\mathbf{B}_{ij}) i nieobserwowalnego składnika losowego (ϵ_{ij}). Mamy wtedy:

$$u_{ij}^* = A_{ij}^* \alpha + \mathbf{B}_{ij} \beta + \epsilon_{ij}, \quad (4)$$

gdzie: $A_{ij}^* = F_{ij}^* + NF_{ij}^*$. Stąd

$$u_{ij}^* = F_{ij}^* \alpha_1 + NF_{ij}^* \alpha_2 + \mathbf{B}_{ij} \beta + \epsilon_{ij},$$

Należy zauważyć, że zgodnie z zapowiedzią w rozszerzonej wersji modelu dokonaliśmy dekompozycji wektora zwrotu z edukacji na część przypisywaną zwrotowi finansowemu (\mathbf{F}) i niefinansowemu (\mathbf{NF}). Z uwagi na to, że u_{ij}^* jest nieobserwowalne, wprowadźmy nową zmienną C_{ij} , która reprezentuje wybór jednostki zgodnie ze wzorem:

¹ Zakłada się, że $r \neq 0$.

$$C_{ij} = \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ jeżeli } u_{ij}^* \geq u_{ik}^* \text{ dla } k \neq j \\ 0 \text{ jeżeli } u_{ij}^* < u_{ik}^* \end{array} \right\}.$$

Taki zapis pozwala wykorzystać opracowany przez McFaddena [1973] model losowej użyteczności (*random utility model*), z którego, jeżeli reszty są niezależne i pochodzą z identycznego rozkładu Gumbela (składniki IID), można stworzyć mieszany model dyskretnego wyboru o prawdopodobieństwie, że i -ta jednostka wybierze i -ty kierunek [por. Mahseredjian, Cannings, Montmarquette 2002]. Przyjmuje on następującą postać:

$$P_{ij} = P(C_{ij} = 1) = \frac{\exp(F_{ij}^* \alpha_1 + NF_{ij}^* \alpha_2 + \mathbf{B}_{ij} \beta + \epsilon_{ij})}{\sum_{k=1}^P \exp(F_{ij}^* \alpha_1 + NF_{ij}^* \alpha_2 + \mathbf{B}_{ij} \beta + \epsilon_{ij})}. \quad (5)$$

Powyższy wzór pozwala wyznaczyć prawdopodobieństwo P_{ij} , że i -ta jednostka wybierze j -ty kierunek studiów w zależności od indywidualnego oczekiwanego zwrotu finansowego z edukacji, oczekiwanego zwrotu niefinansowego oraz wektora cech osobniczych.

Jak łatwo zauważyć, zmienne wykorzystywane we wzorze (5), F_{ij} i NF_{ij} są nieobserwowalne, stąd zachodzi potrzeba ich wcześniejszego wyznaczenia na podstawie oszacowań p_{ij} , e_{ij} , e_{i0} , g_{ij} i g_{i0} i dla każdej osoby i dla każdego kierunku, co oznacza, że procedura estymacji parametrów modelu danego równaniem (5) będzie dwustopniowa. W pierwszym etapie należy oszacować poniższe regresje, a następnie wyznaczyć wartości teoretyczne zmiennych objaśnianych dla każdej osoby dla każdego kierunku. Mamy następujące równania regresji²:

$$p_{ij} = \mathbf{X}_i \gamma_j + \mu_{ij} \quad (6)$$

$$\forall i = 1, 2, \dots, N, j = 1, 2, \dots, P \quad e_{ij} = \mathbf{Z}_i \lambda_j + \eta_{ij} \quad (7)$$

$$g_{ij} = \mathbf{T}_i \theta_j + \xi_{ij} \quad (8)$$

Wzór (6) objaśnia prawdopodobieństwo w zależności od wektora \mathbf{X}_i , na który składają się cechy osobnicze, wśród których należałoby uwzględnić zmienne określające umiejętności kandydata (np. wyniki z niezależnie przeprowadzanych sprawdzianów z matematyki lub języka polskiego), jego społeczne pochodzenie (np. wykształcenie rodziców i starszego rodzeństwa, zarobki rodziców, miejsce zamieszkania, płeć) oraz możliwości studiowania (np. istnienie wyższej uczelni w miejscu zamieszkania). Do oszacowania parametrów tego równania należy wykorzystać binarny model probitowy. Na podstawie tej estymacji można przypisać każdej jednostce oczekiwane prawdopodobieństwo ukończenia j -tego kierunku studiów. Z takich danych można wyciągnąć ciekawe wnioski dotyczące różnic między rzeczywistą i postrzeganą trudnością ukończenia różnych grup kierunków.

Wzór (7) określa oczekiwane zarobki absolwenta w zależności od wektora \mathbf{Z}_i , stanowi więc podstawę do wyznaczenia finansowego zwrotu z edukacji, który stanowi średnią ważoną wynagrodzenia osoby po skończeniu studiów i bez wyższego

² Zakłada się niezależność składników losowych ϵ_{ij} , μ_{ij} , η_{ij} , ξ_{ij} (egzogenicność p_{ij} , e_{ij} , g_{ij}).

wykształcenia. W tym miejscu warto wykorzystać przetransformowane równanie Mincera [1974], które objaśniało przyrost zarobków związany z każdym kolejnym rokiem studiów. Proponujemy wykorzystać tu wyniki estymacji otrzymane dla polskiego rynku edukacji w równaniu (10). Jako składowe wektora \mathbf{Z}_i można wykorzystać zmienne określające liczbę lat nauki, doświadczenie, płeć, bezrobocie w regionie, wymiar pracy oraz zmienne zero-jedynkowe określające ukończoną ścieżkę kształcenia. Powyższy zestaw można uzupełnić o zmienne dotyczące pochodzenia społecznego kandydata oraz jego umiejętności (wyrażonych np. wynikami odpowiednich testów).

Wreszcie równanie (8) służy do wyznaczenia oczekiwanego niefinansowego zwrotu z edukacji w zależności od wektora \mathbf{T}_i . Należy przy tym uważnie zdefiniować każdy z regresorów, tak aby miara niefinansowego zwrotu była jednoznaczna i miała klarowny związek ze zwrotem z edukacji, co, biorąc pod uwagę ograniczenia w operacyjnym wykorzystaniu modelu, może okazać się trudne. Naszym zdaniem wśród zmiennych składających się na wektor \mathbf{T}_i należy przede wszystkim uwzględnić: prawdopodobieństwo znalezienia pracy w zawodzie odpowiadającym kompetencjom danej jednostki, które może być wagą oczekiwanych korzyści niefinansowych, zmienne zero-jedynkowe definiujące prestiż społeczny pracy, warunki higieniczno-sanitarne (w tym wpływ na zdrowie), uciążliwość pracy (delegacje, podróże służbowe), tempo deprecjacji wiedzy, perspektywy rozwoju zawodowego, wartość dyplomu na rynku pracy przy ubieganiu się o pracę w innej dziedzinie (*signalling*), chęć studiowania (przypisuje się jedynkę, gdy kierunek jest zgodny z zainteresowaniami kandydata). W pierwszych estymacjach niefinansowego zwrotu z edukacji można na szeroką skalę korzystać ze zmiennych zero-jedynkowych w celu precyzyjnego określenia badanego zjawiska, jednak po wprowadzeniu jednoznacznej miary można przejść do wielostopniowych skal. Trzeba też zaznaczyć, że regresantem w równaniu (8) może być ogólna miara satysfakcji z pracy z wyłączeniem efektu wynagrodzenia.

Do wyznaczenia wartości F_{ij} i NF_{ij} potrzebne są również wielkości e_{i0} i g_{i0} , z których ta pierwsza może być w przybliżeniu średnią wysokością zarobków osoby pracującej, która ukończyła jedynie szkołę średnią, a druga pochodzi z przekształconego równania (3):

$$p_i(\mathbf{L}) \geq \frac{(\exp(rs) - 1) \left(e_{i0}(\mathbf{M}) + g_{i0}(\mathbf{O}) + \frac{sc_i}{1 - \exp(-m)} \right)}{(e_i(\mathbf{M}) - e_{i0}(\mathbf{M})) + (g_i(\mathbf{O}) - g_{i0}(\mathbf{O}))},$$
$$\hat{g}_{i0}(\mathbf{O}) \leq \frac{p_i(\mathbf{L})(e_i(\mathbf{M}) - e_{i0}(\mathbf{M})) + p_i(\mathbf{L})g_i(\mathbf{O}) - (\exp(rs) - 1) \left(e_{i0} + \frac{sc_i}{1 - \exp(-m)} \right)}{\exp(rs) - 1 + p_i(\mathbf{L})}, \quad (9)$$

gdzie:

- p_i – przeciętne oczekiwane prawdopodobieństwo sukcesu,
- e_i – przeciętny oczekiwany zwrot finansowy po studiach,
- g_i – przeciętny oczekiwany zwrot niefinansowy po studiach.

Drugi krok estymacji polega na oszacowaniu parametrów mieszanego wielomianowego modelu logitowego na podstawie uprzednio przygotowanych wartości teoretycznych i wektora cech indywidualnych. Mając wyestymowane parametry modelu, można określić prawdopodobieństwo, że i -ta jednostka wybierze j -ty kierunek studiów. Statystyczna weryfikacja takiego modelu pozwoli określić istotność parametrów przy zmiennych F_{ij} i NF_{ij} , a więc tym samym potwierdzić lub odrzucić hipotezę o znaczeniu niefinansowego zwrotu z edukacji w podejmowaniu decyzji edukacyjnej przez kandydatów na studia wyższe.

2. Klasyfikacja kierunków studiów

W celu stworzenia modelu umożliwiającego wnioskowanie na temat zwrotów z edukacji powiązanych z wyborem ścieżki studiów konieczne jest podzielenie wszystkich kierunków studiów na spójne podgrupy. Rozpatrywanie każdego kierunku osobno prowadziłoby do modelu o zbyt dużej liczbie zmiennych zero-jedynkowych i uniemożliwiłoby wyciąganie ogólnych wniosków. Poniżej zostaną omówione pokrótce podziały stosowane w piśmiennictwie poświęconym ocenie wpływu kierunku studiów na wysokość zwrotu z edukacji. Analiza literatury z tego zakresu zostanie uzupełniona o artykuły podejmujące tematykę wyboru ścieżki studiów w innych kontekstach, takich jak niedostosowanie poziomu kwalifikacji do wykonywanej pracy czy badanie czynników wpływających na decyzje edukacyjne. Następnie zostanie omówiony podział na grupy kierunków zaproponowany przez autorów tego artykułu, dostosowany do polskich realiów i ograniczeń w dostępie do danych, wykorzystany w estymacji modelu przedstawionej w dalszej części artykułu.

Podstawową typologię kierunków studiów zastosował w swojej pracy Berger [1988], badając prognozowane przyszłe zarobki według kierunku studiów. Podział ten składa się z czterech jednorodnych grup: kierunki ekonomiczne (*business*), humanistyczne (*liberal arts*), ścisłe i inżynierskie (*science and engineering*) oraz związane z edukacją (*education*). Warto nadmienić, że Berger wykazał, że jednostki są bardziej skłonne wybierać kierunki o większym strumieniu dochodów niż te o większym zarobku początkowym. Taki sam podział został zastosowany w pracy Mahseredjian, Cannings i Montmarquette'a [2002]. Autorzy skupili się na badaniu wpływu poszczególnych czynników na decyzję edukacyjną w warunkach niepewności, zależną przede wszystkim od prawdopodobieństwa sukcesu, określonego przez wysiłek konieczny do ukończenia studiów i przewidywane zarobki po ukończeniu studiów lub, w przypadku niepowodzenia, po skończeniu szkoły średniej. Podobnie Del Rossi i Hersch [2007] w publikacji na temat wpływu studiowania drugiego kierunku na osiągnięte zarobki odwołują się do wyżej wymienionych grup.

Analizy dotyczące wyboru kierunku studiów w przeważającej większości klasyfikują specjalizacje w cztery rozdzielne podzbiory. Różnice, jeśli występują, dotyczą nazewnictwa lub składowych poszczególnych grup, co jest spowodowane przede wszystkim różnorodnością badań pod względem geograficznym. W litera-

turze występują jednak również nieco odmienne, często dogłębniejsze, klasyfikacje. Tak na przykład w badaniach dotyczących Stanów Zjednoczonych [Arcidiacino 2004] specjalizacje zostały podzielone z uwzględnieniem wyników egzaminów matematycznych i ustnych SAT oraz przeciętnych zarobków. W efekcie wyodrębniono bardzo podobne cztery grupy: *natural sciences* (kierunki matematyczne i inżynierskie), *business* (kierunki ekonomiczne), *social science / humanities / other* (kierunki humanistyczne oraz nauki społeczne) i *education* (edukacja). Choć zostały zastosowane dodatkowe kryteria podziału, grupy nie różnią się znacząco od poprzednich propozycji, co świadczy o zasadności stosowania takiej typologii. Autorzy nie przywołują dokładnych nazw kierunków wchodzących w skład wymienionych grup, ponieważ różnią się one w poszczególnych badaniach, opartych na heterogenicznych danych pochodzących z różnych krajów oraz różnych okresów.

Różnice pomiędzy klasyfikacjami dotyczą zarówno dodawania kolejnych, jak i agregowania wyżej wymienionych kierunków. W pracy dotyczącej wpływu płci, rasy i oczekiwanych zarobków na wybór kierunku studiów Staniec [2004] łączy grupę kierunków biznesowych, nauk społecznych oraz edukację, dodaje natomiast kategorię „wykształcenie zawodowe”. Z uwagi na fakt, że niniejszy przegląd dotyczy zwrotu z edukacji na poziomie akademickim, nie będziemy zagłębiać się w tę tematykę, poprzestając jedynie na zasygnalizowaniu potrzeby uwzględniania w badaniach empirycznych także innych rodzajów dyplomów. Badania przeprowadzone na podstawie danych kanadyjskich, w których analizowano zróżnicowanie finansowego zwrotu z edukacji pomiędzy kierunkami studiów [Finnie, Frenette 2003], były oparte na dokładniejszym podziale specjalizacji, poprzedzonym wstępną analizą różnic w zarobkach. Wyodrębnione w ten sposób grupy to: edukacja, sztuki piękne i kierunki humanistyczne, handel (biznes i administracja), ekonomia, inne nauki społeczne, nauki biologiczne i rolne, kierunki inżynierskie (łącznie z architekturą i informatyką), ochrona zdrowia (pielęgniarstwo i nauki medyczne), kierunki matematyczne i fizyczne oraz „inne kierunki” i „brak specjalizacji”. Dokładniejsza klasyfikacja, wyróżniająca ponad 20 kierunków studiów stosowana jest w literaturze dotyczącej niedostosowania kwalifikacji do wykonywanej pracy.

Wszystkie analizy dotyczące wpływu kierunku studiów na zarobki jednoznacznie stwierdzają duże zróżnicowanie płac pomiędzy poszczególnymi grupami zawodów. Empiryczne badania wykazują, że średnio najwięcej zarabiają osoby, które ukończyły kierunki ścisłe, następnie biznesowe, a na końcu humanistyczne. Te ostatnie z kolei cechują się największą wariancją zarobków, co świadczy o tym, że na zarobki jednostki duży wpływ ma indywidualny sukces. Zróżnicowanie zarobków w zależności od ukończonego kierunku studiów jest dostatecznym dowodem na to, że analizując zwrot z edukacji za pomocą równania regresji nie można pominąć zmiennych związanych z wybraną specjalizacją.

Dane użyte do skonstruowania naszego modelu pochodzą z „Diagnozy społecznej z 2009 r. [Diagnoza społeczna... 2009]. Kierunki studiów pogrupowane zostały na 22 kategorie. Ponieważ model opiera się na równaniu objaśniającym finansowy zwrot z edukacji, klasyfikowanie kierunków zaczęto od standardowego podziału na cztery główne grupy, który jest stosowany w badaniach wpływu kie-

runku studiów na płacę. Podstawą do zastosowania takiej typologii była chęć zapewnienia porównywalności wyników z już przeprowadzonymi badaniami. Warto jeszcze raz podkreślić, że to zróżnicowanie zarobków doprowadziło do takiej, a nie innej typologii ścieżek studiów. Cztery szerokie kategorie wyodrębniane zazwyczaj w podobnych badaniach to: kierunki społeczne, ścisłe i techniczne, przyrodnicze i humanistyczne.

Wyróżnienie kierunków społecznych oraz ścisłych i technicznych jako dwóch osobnych kategorii jest oparte na podziale zaproponowanym przez Arcidiacono [2004]. Główną różnicą między topologią stosowaną w literaturze i klasyfikacją zaproponowaną przez autorów tego artykułu jest brak grupy kierunków określanych mianem „edukacja”. Uważamy, że wydzielenie kierunków związanych z edukacją jako osobnej grupy nie jest adekwatne do sytuacji w Polsce. Choć „Diagnoza społeczna” wyróżnia kierunki pedagogiczne, nie daje jednak możliwości uwzględnienia osób innych profesji, które studiowały na innym kierunku o profilu nauczycielskim i uzyskały też *de facto* wykształcenie pedagogiczne. Ponadto nauczyciel nie jest zaliczany w Polsce do grupy zawodów prestiżowych, a jego wykonywanie jest powiązane głównie z sektorem publicznym. Podział na cztery główne grupy kierunków studiów nie jest jednak w pełni satysfakcjonujący. Wyodrębnione grupy są mocno zróżnicowane, co wpływa niekorzystnie na jakość estymacji. Z tego względu w naszym badaniu zostały wyodrębnione dwie dodatkowe kategorie.

W większości podziałów jest wyróżniania grupa kierunków ogólnie określanych jako biznesowe. Idąc tym tropem, postanowiliśmy dodatkowo wydzielić z kategorii kierunków społecznych „nauki społeczne”³, do których jest zaliczana ekonomia. Dane z „Diagnozy społecznej” nie pozwalają niestety na wyróżnienie samej ekonomii. Kolejną grupą zawodową wyróżniającą się spośród kierunków społecznych są prawnicy. Tak samo jak zawód ekonomisty, zawód prawnika związany jest w Polsce z dużym prestiżem zawodowym. Obie grupy charakteryzują także zarobki powyżej średniej dla wszystkich kierunków. Dlatego w naszym badaniu wydzieliśmy z grupy kierunków społecznych osobną kategorię zawierającą nauki społeczne i prawo.

Kolejną grupą zawodową, która wyróżnia się dużym autorytetem społecznym przekładającym się na poziom wynagrodzenia, są profesje związane z ochroną zdrowia. Ta przesłanka skłoniła nas do wydzielenia ich jako osobnej ścieżki kierunków z grupy nauk przyrodniczych. Dzięki temu grupa kierunków przyrodniczych staje się w większym stopniu homogeniczna.

Ostatecznie, wydzieliśmy sześć grup kierunków: społeczne, ścisłe i techniczne, przyrodnicze, humanistyczne oraz dodatkowo: prawo i nauki społeczne oraz ochrona zdrowia (tabela 1). Adekwatność tego podziału, który powstał na podstawie typologii stosowanej w literaturze zagranicznej, po przystosowaniu do polskich realiów, została przetestowana przy estymacji modelu empirycznego.

³ Podobieństwo nazw wynika z nazewnictwa przyjętego w badaniu „Diagnoza społeczna”, gdzie „nauki społeczne” stanowiły podgrupę tzw. kierunków społecznych.

Tabela 1
Podział kierunków studiów

SPOŁECZNE
1. Pedagogika
2. Dziennikarstwo i informacja
3. Gospodarka i administracja (zarządzanie, marketing, finanse, bankowość, rachunkowość i podatki, ubezpieczenia, nauki o zarządzaniu i administracji)
4. Ochrona i bezpieczeństwo
5. Opieka społeczna (usługi społeczne)
6. Usługi dla ludności i usługi transportowe
7. Zdrowie publiczne

ŚCISŁE I TECHNICZNE
1. Nauki fizyczne
2. Matematyka i statystyka
3. Komputeryzacja (informatyka)
4. Nauki techniczne (technika, przemysł, budownictwo)
5. Produkcja i przetwórstwo
6. Architektura i budownictwo

PRZYRODNICZE
1. Rolnictwo, leśnictwo, rybactwo
2. Weterynaria
3. Nauki biologiczne
4. Ochrona środowiska, usługi sanitarne i komunalne

HUMANISTYCZNE
1. Sztuka
2. Nauki humanistyczne (religia, historia, archeologia, języki obce i język ojczysty, filozofia)

NAUKI SPOŁECZNE
1. Psychologia
2. Socjologia
3. Demografia
4. Nauki polityczne
5. Ekonomia
6. Prawo

OCHRONA ZDROWIA
1. Medycyna
2. Stomatologia
3. Pielęgniarstwo
4. Farmacja

Źródło: opracowanie własne.

3. Model empiryczny

Empiryczne badanie indywidualnego zwrotu z edukacji, oparte na danych dotyczących Polski, rozpoczęto od zbudowania modelu opartego na równaniu typu Mincera, rozszerzonego o zmienne odnoszące się do cech indywidualnych (płeć,

znajomość języka angielskiego, wymiar pracy, uzyskany tytuł naukowy) i otoczenia (stopa bezrobocia w regionie). Wpływ wybranego kierunku studiów na poziom płacy próbowaliśmy uchwycić, włączając do modelu szereg zmiennych zero-jedynkowych i porównując różne warianty równania. Badanie finansowego zwrotu z edukacji w zależności od kierunku studiów stanowi w literaturze nowe podejście do zagadnienia inwestycji w kapitał ludzki i jest wstępnym krokiem do analizy czynników determinujących wybór ścieżki studiów.

3.1. Dane

Dane niezbędne do szacowania modelu pochodzą z „Diagnozy społecznej” z 2009 r. [*Diagnoza społeczna...* 2009] oraz z GUS [*Liczba bezrobotnych...* 2009]. W badaniu uwzględniono wszystkie osoby w wieku produkcyjnym (tj. 18–64 lat w przypadku mężczyzn oraz 18–59 lat dla kobiet), które posiadają wyższe wykształcenie, tzn. które uzyskały co najmniej tytuł licencjata. Warto podkreślić, że nie ograniczono badania do osób pracujących zgodnie z założeniem, że zwrot z edukacji dla osób bezrobotnych wynosi po prostu 0 czy też jest w przypadku posiadania prawa do zasiłku odpowiednio niski. Analiza objęła tym samym wszystkie osoby, dla których autorzy posiadali komplet danych, które ostatecznie składały się na próbę liczącą aż 2145 osób. Duża liczebność próby nie jest bez znaczenia, ponieważ najbardziej rozbudowany wariant modelu zawiera 15 zmiennych (w tym stałą). Ponadto dzięki temu każda z podgrup wyznaczonych przez ukończone ścieżki studiów charakteryzuje się dużą liczbą obserwacji, co zapewnia istotność zmiennych odnoszących się do kierunków.

Zmienna $\ln w$ oznacza logarytm naturalny z wartości dochodu danej jednostki. Dochód jest obliczany jako średnia uzyskanego dochodu osobistego z trzech ostatnich miesięcy. Warto przypomnieć, że jednostkowe zmiany regresorów wpływają na procentowe zmiany dochodu, ponieważ zmienna objaśniana występuje w równaniu w postaci logarytmu. Zmienna S oznacza liczbę lat nauki w 2009 r. Za wartości zmiennych wyrażających doświadczenie (E , E^2) przyjęto staż pracy danej jednostki (oraz staż podniesiony do kwadratu). W literaturze bardzo często impu-tuje się te dane na podstawie wieku oraz liczby lat nauki respondenta. Wówczas:

$$E = W - S.$$

Dane uzyskane z „Diagnozy społecznej” pozwalają jednak na bardziej precyzyjne określenie wartości tej zmiennej.

Zmienne P , A , F , MGR , DR są zmiennymi zero-jedynkowymi i przyjmują wartość w przypadku, gdy ankietowany jest mężczyzną, zna czynnie język angielski (w mowie i w piśmie), pracuje w pełnym wymiarze godzin, ma tytuł magistra (i nie ma wyższego tytułu) oraz posiada co najmniej tytuł doktora. Stopa bezrobocia w województwie (U) pochodzi z danych GUS i została wyliczona na koniec listopada 2009 r., zatem pochodzi z tego samego okresu co pozostałe dane.

Nieco więcej uwagi poświęcimy konstrukcji zmiennych opisujących wybrany kierunek studiów. Na początku, zgodnie z podziałem przedstawionym w poprzednim punkcie, wyodrębniono cztery kategorie kierunków studiów: ścisłe i techniczne, humanistyczne, ekonomiczno-społeczne oraz przyrodnicze⁴. W celu uwzględnienia ich wpływu na poziom płac stworzono trzy zmienne zero-jedynkowe: H , V , G , które przyjmują wartość w przypadku, gdy dana osoba kończyła kierunek odpowiednio humanistyczny, przyrodniczy lub ekonomiczno-społeczny. W związku z taką konstrukcją oszacowane parametry stojące przy wyżej wymienionych zmiennych mogą być interpretowane jako zmiany procentowe płac w stosunku do kierunków ścisłych i technicznych. W trakcie analizy modelu testowaliśmy różne warianty podziału kierunków, modyfikując zmienne opisujące kierunki studiów poprzez wyodrębnienie z nich dodatkowych podgrup, co zostanie dokładniej omówione przy analizie wyników estymacji poszczególnych modeli.

3.2. Estymacja i wyniki

Standardowo wykorzystywaną metodą estymacji jest KMNK, a podstawowy model ma następującą postać:

$$\ln w = a_0 + a_1 \cdot S + a_2 \cdot E + a_3 \cdot E^2 + b \cdot \mathbf{Z} + c \cdot \mathbf{Q} + \epsilon, \quad (10)$$

gdzie \mathbf{Q} stanowi wektor zmiennych zero-jedynkowych charakteryzujących wybraną ścieżkę studiów zgodnie z opisanym podziałem, a \mathbf{Z} stanowi wektor dodatkowych zmiennych warunkujących płace. W skład wektora \mathbf{Z} wchodzi zmienne odnoszące się do płci (P), bezrobocia w regionie (U), wymiaru pracy (F) oraz znajomości języka angielskiego (A). Dodatkowo ostatni z modeli został poszerzony o zmienne MGR i DR , które mają pomóc określić wpływ posiadanego tytułu naukowego na uzyskiwane zarobki.

Oszacowanie pierwszego z modeli KMNK dało niesatysfakcjonujące rezultaty w kontekście testu heteroskedastyczności. Warto zauważyć, że nie jest to przypadek odosobniony w literaturze. Brak stałej wariancji w podpróbach jest częstym problemem w przypadku agregacji danych. Akbari i Ogwang [1997] przeprowadzili wiele testów na kanadyjskich danych z lat 1981–1991 i okazało się, że w żadnym z przypadków założenia modelu Mincera zarówno w kwestii heteroskedastyczności, jak i normalności składnika losowego nie są zachowane. Można stąd wnioskować, że zasadne jest sprawdzanie sferyczności składnika losowego podczas estymacji równania Mincera, a pominięcie diagnostyki modelu byłoby zbyt dużym uproszczeniem. W związku z otrzymanym wynikiem testu, na podstawie którego odrzucono hipotezę o homoskedastyczności składnika losowego, wszystkie modele były estymowane z zastosowaniem UMNK.

⁴ Zastosowany podział stanowi uproszczenie podziału przedstawionego w tabeli 1. Zagregowano jedynie grupy: „społeczne” z „nauki społeczne”, a także „przyrodnicze” z „ochroną zdrowia”.

Ostateczne wyniki estymacji tego modelu są przedstawione w tabeli A1. Regresja okazała się istotna, a skorygowany współczynnik \bar{R}^2 wynosi 0,1982. Parametr przy zmiennej S jest dodatni i wynosi 0,0359, co oznacza, że każdy dodatkowy rok nauki zwiększa płacę średnio o ok. 3,6%. Zwykle oczekuje się, że zwrot z edukacji wyniesie ok. 8%, jednakże niecałe 4% jest wynikiem, który mieści się w granicach poprawności. Ponadto badanie zostało przeprowadzone jedynie wśród osób z wyższym wykształceniem, zatem należało się spodziewać mniejszej zmienności, więc otrzymane oszacowanie jest sensowne. Poprawne są również oszacowania przy zmiennych odnoszących się do doświadczenia, ponieważ parametr przy zmiennej E wynosi 0,0448, a przy E^2 jest ujemny i wynosi $-0,0009$.

Wszystkie zmienne są istotne przy każdym poziomie istotności, a kierunki oddziaływań są zgodne z oczekiwaniami. Niepokojąco wysoki z socjologicznego punktu widzenia jest parametr przy zmiennej odnoszącej się do płci (P), ponieważ w obu modelach wskazuje on, iż mężczyźni zarabiają o ok. 26% więcej niż kobiety. Dużą wartość, ok. 0,36, przyjął również współczynnik przy zmiennej, co jednak nie dziwi, ponieważ oczywiste jest, iż praca w pełnym wymiarze godzin przynosi wyższy dochód niż praca w niepełnym wymiarze. Należy podkreślić, że włączenie tej zmiennej do analizy w znacznym stopniu wynika z faktu, iż do szacowania płac musiano wykorzystać dane dotyczące miesięcznego dochodu. W przypadku estymacji opartej na stawkach godzinowych nie byłoby potrzeby uwzględniania wymiaru czasu pracy. Warto również zwrócić uwagę na oszacowanie parametru przy zmiennej wyrażającej stopę bezrobocia w województwie. Wartość tego parametru wynosi ok. $-1,83$, co wskazuje na występowanie w Polsce zróżnicowania geograficznego poziomu płac spowodowanego presją na obniżkę wynagrodzeń w przypadku regionów o wysokim bezrobociu. Istotnie dodatni jest również wpływ znajomości języka angielskiego i zgodnie z uzyskanymi wynikami odpowiada ona za wzrost zarobków o ok. 16%.

Niezadowolające są jednakże oszacowania parametrów tzw. zmiennych „kierunkowych”, wchodzących w skład wektora. Przede wszystkim istotny okazał się tylko wpływ przedmiotów humanistycznych, ale współczynnik stojący przy zmiennej H jest o wiele niższy niż w przypadku poprzedniego modelu. Pozostałe zmienne, V oraz G , okazały się nieistotne. Najprawdopodobniej nieistotność zmiennych kierunkowych wynika z niewłaściwej dla celu badania agregacji danych, która została narzucona przez ograniczoną dostępność danych. W związku z takimi oszacowaniami postanowiliśmy skorygować podział kierunków studiów na cztery grupy i w kolejnym etapie analizy wprowadziliśmy model z wyodrębnionymi dodatkowymi kierunkami.

Ze względu na przyjętą w literaturze zasadę, aby traktować nauki ekonomiczne jako osobną kategorię, postanowiliśmy włączyć do modelu dodatkową zmienną, która umożliwi wyszczególnienie tej grupy kierunków. Nowa zmienna, C , obejmuje wszystkie osoby, które ukończyły „nauki społeczne”. Utworzona kategoria jest niestety szeroka i obejmuje nie tylko nauki ekonomiczne, jednak wyodrębnienie nowej zmiennej w taki sposób zostało narzucone przez sposób agregacji kierunków w „Diagnozie społecznej”. Warto jeszcze podkreślić, że

włączona do modelu zamiast G zmienna GC obejmuje wszystkie kierunki ekonomiczno-społeczne, które nie wchodzą w skład nowo utworzonej zmiennej C . Oszacowania tego modelu znajdują się w tabeli A2. Porównując rezultaty z poprzednim modelem, należy podkreślić, że rozdzielenie kategorii kierunków społeczno-ekonomicznych znacząco poprawiło istotność zmiennej GC , która jest istotna przy 5-procentowym poziomie istotności, a parametr przy niej stojący jest ujemny.

Biorąc pod uwagę poprawienie się oszacowań, postanowiliśmy z kierunków społeczno-ekonomicznych dodatkowo wyodrębnić prawo. Jest to poniekąd związane ze specyfiką warunków na polskim rynku pracy i faktem, że zawód prawnika wiąże się z dużym prestiżem społecznym oraz wysokimi zarobkami. W miejsce zmiennych GC i C utworzono zatem zmienne GCL oraz CL , przy czym pierwsza odnosi się do kierunków społeczno-ekonomicznych z wyjątkiem „nauk społecznych” i prawa, które uwzględnią ta druga. Oszacowania kolejnego wariantu modelu przedstawia tabela A3. Łatwo można zauważyć, iż przesunięcie prawa pomiędzy wyodrębnionymi kategoriami poprawia estymację. Zmienna GCL jest istotna przy 5-procentowym poziomie istotności, co jest wynikiem zadowalającym. Zupełnie nieistotna okazała się zmienna CL , co niestety nie jest zaskoczeniem, zważywszy na różnorodność kierunków, jakie w sobie łączy. Należałoby z kierunków społeczno-ekonomicznych wyodrębnić jedynie „nauki ekonomiczne” oraz ewentualnie prawo. Można spodziewać się, że wówczas obie zmienne byłyby istotne, i o ile współczynnik przy zmiennej GCL powinien być ujemny, to trudno jednoznacznie określić, jakiego znaku należałoby oczekiwać przy zmiennych C i L .

Aby poprawić podział kierunków studiów przyjęty w „Diagnozie społecznej”, analogicznie postąpiono z kierunkami przyrodniczymi, wyodrębniając z nich „ochronę zdrowia”. Oszacowania dla modelu ze skorygowanym podziałem kierunków przyrodniczych zawiera tabela A4. Zauważmy, że ta korekta bardzo istotnie poprawiła estymację, ponieważ zarówno zmienna VM , jak i zmienna M są istotne. Okazało się zatem, iż w Polsce kierunki przyrodnicze przynoszą niższy zwrot z edukacji niż kierunki ścisłe i techniczne, ale wyjątkiem od tej reguły są kierunki związane z ochroną zdrowia. Można to tłumaczyć prestiżem, z jakim wiąże się wykonywanie zawodu lekarza. Warto przy tej okazji również zwrócić uwagę na wysoką wariancję oszacowania parametru zmiennej M . Prawdopodobnie wynika to z faktu, że w grupie kierunków określonych mianem „ochrona zdrowia” wśród lekarzy, stomatologów i farmaceutów znaleźli się również absolwenci pielęgniarstwa. O ile pierwsze trzy grupy zawodowe cechują zazwyczaj ponadprzeciętnie wysokie zarobki, to w przypadku pielęgniarzy i pielęgniarek sytuacja nie jest taka oczywista. Szczególnie w sytuacji osób zatrudnionych w tych zawodach w publicznej służbie zdrowia można mieć wątpliwości, czy wykształcenie wiąże się z jakąkolwiek premią płacową.

Ostatnim etapem korekty agregacji kierunków studiów będzie estymacja modelu, w którym zarówno kierunki społeczno-ekonomiczne, jak i przyrodnicze rozbito na podkategorie. Wyniki dla tak szacowanego modelu przedstawia tabe-

la A5. Gdy uwzględnimy błąd wynikający z nieco wymuszonego grupowania kierunków, to wyniki można uznać za zadowalające. Wszystkie zmienne z wyjątkiem *CL*, której problem opisano wcześniej, są istotne przy 5-procentowym poziomie istotności, a współczynniki mają znaki zgodne z przewidywaniami i są sensowne ekonomicznie.

Na koniec oszacowano model uwzględniający nieregularności związane z posiadaniem określonego tytułu zawodowego lub stopnia naukowego⁵. Ostatnie równanie zawiera 15 regresorów, wśród których znajdują się zarówno zmienne odnoszące się do indywidualnych cech pracownika, jak i do charakteru pracy, otoczenia oraz ukończonego kierunku studiów, a jego oszacowanie zostało przedstawione w tabeli A6. Regresja okazała się istotna, a skorygowany współczynnik \bar{R}^2 wyniósł 0,222, co jest wynikiem satysfakcjonującym. Zmienna *S* jest istotna nawet przy 1-procentowym poziomie istotności, a parametr przy niej stojący, uznawany za miarę zwrotu z edukacji, ma dużo niższą wartość niż ta, którą najczęściej spotykamy w literaturze, i wynosi on 2,2. Wynika to z faktu, iż do analizy włączono zmienne uwzględniające premie płacowe związane z uzyskaniem dyplomu danej uczelni. Zmienne odnoszące się do doświadczenia w każdej z szacowanych regresji są istotne, a ich wpływ kształtuje się na podobnym poziomie. W ostatnim modelu wartości parametrów stojących przy zmiennych *E* i *E*² wyniosły odpowiednio 0,046 i -0,00087. Oszacowania zmiennych utożsamianych wcześniej z wektorem *Z* również nie uległy dużym zmianom. Zmienne dotyczące uzyskanych dyplomów okazują się istotne, przy czym wpływ tytułu doktora (lub wyższego) jest prawie dwukrotnie większy.

Warto jeszcze zwrócić uwagę na istotność oraz sensowność oszacowań parametrów zmiennych kierunkowych. Okazuje się, że najwyższy finansowy zwrot z edukacji przynoszą zgodnie z oczekiwaniami kierunki ścisłe i techniczne, o czym świadczą ujemne parametry pozostałych zmiennych kierunkowych. Wyjątek stanowią jedynie kierunki określone mianem „ochrona zdrowia”, które charakteryzuje istotnie wyższy zwrot z edukacji. Co ciekawe, wbrew oczekiwaniom oraz tezom stawianym w literaturze, wariancja parametru stojącego przy zmiennej *H* nie jest istotnie wyższa od wariancji w przypadku pozostałych parametrów zmiennych kierunkowych. Nie jest to zgodne z twierdzeniem, że kierunki humanistyczne wiążą się z większym ryzykiem w zakresie zwrotu z edukacji niż pozostałe kierunki i że wśród przeciętnie mniej zarabiających absolwentów tego typu kierunków zdarzają się wyjątki. Niejasny jest wpływ kierunków „nauki społeczne i prawo” (*GCL*), a pytanie o kierunek tej zależności powinno być punktem wyjścia do kolejnych, bardziej szczegółowych badań dotyczących indywidualnego zwrotu z edukacji.

⁵ W literaturze występowanie premii płacowych w wynikających nie z liczby lat nauki, a z uzyskania dyplomu określa się mianem *sheepskin effect*. Efekt ten był badany wielokrotnie, m.in. przez Carda, Parka, a także Heckmanna, Lochnera i Todda [Card 1999; Park 1994; Heckmann, Lochner, Todd 2003]. Wykorzystanie informacji, czy dana jednostka posiada tytuł licencjata, magistra, doktora lub wyższy, poprzez wprowadzenie zmiennych *MRG* oraz *DR* stanowi bardzo prostą próbę uchwycenia nieliniowości pojawiającej się w związku z tym zjawiskiem.

Wnioski

Podsumowując, można stwierdzić, że rozszerzony model płac oparty na równaniu Mincera dosyć dobrze tłumaczy uzyskiwany przez jednostkę finansowy zwrot z edukacji. Należy podkreślić, że pomyślne rezultaty przyniosła próba powiązania wysokości otrzymywanego wynagrodzenia z ukończonym kierunkiem studiów. Zmienne „kierunkowe” okazały się istotne, a oszacowania stojących przy nich parametrów mają spodziewane znaki. Skorygowany współczynnik R^2 sięga 22%, co w przypadku tego typu badań jest dość zadowalającym wynikiem.

Badanie zwrotów z edukacji na poziomie wyższym w zależności od wybranej ścieżki studiów wydaje się zatem całkowicie zasadne i należałoby się tylko zastanowić, w jaki sposób można ulepszyć estymację przedstawionych modeli. Przede wszystkim trzeba przeprowadzić oszacowanie modelu na danych dotyczących płac wyrażonych w stawkach godzinowych, co pozwoli uniknąć błędów wynikających z różnego wymiaru czasu pracy, co staraliśmy się w naszej analizie korygować za pomocą dodatkowej zmiennej. Bardzo ważny jest również sposób agregacji kierunków w grupy, których oddziaływanie na płace chcemy badać. Choć w naszym badaniu kategorie grupujące kierunki studiów, wymuszone w pewnym stopniu brakiem dokładniejszych danych, okazały się istotne, to stworzenie zbioru homogenicznych grup jest warunkiem koniecznym uzyskania sensownych wyników. Na koniec należy jeszcze podkreślić, że chociaż uwzględnienie wpływu ukończonego kierunku studiów na płace stanowi znaczące rozszerzenie analizy indywidualnego finansowego zwrotu z inwestycji w kapitał ludzki, to jest to dopiero pierwsza część badania decyzji edukacyjnych.

W dalszych badaniach należałoby zwrócić większą uwagę na analizę horyzontalną, co umożliwi modelowanie indywidualnych wyborów, a także na szacowanie zewnętrznego (społecznego) zwrotu z edukacji. W ramach tak ujętych badań należałoby podjąć starania o uwzględnienie, obok finansowego zwrotu, indywidualnego niefinansowego zwrotu z edukacji. Nie można bowiem właściwie objaśnić decyzji edukacyjnej bez uwzględnienia efektów niepieniężnych, które wedle przeprowadzonych w literaturze szacunków dorównują znaczeniu efektów finansowych, co jest *nota bene* zgodne ze współczesnym behawiorystycznym spojrzeniem na inwestycje dokonywane na rynku finansowym.

Zasadniczą częścią artykułu było przedstawienie teoretycznej postaci testowej modelu, który w sposób całościowy, a więc z uwzględnieniem zarówno finansowego, jak i niefinansowego oczekiwanego zwrotu z edukacji, wyjaśnia indywidualną decyzję edukacyjną. Omówiony dwustopniowy proces estymacji mieszanego wielomianowego modelu logitowego, wykorzystujący przedstawione w artykule oszacowania równania Mincera, pozwala na przyporządkowanie i -tej jednostce prawdopodobieństwa wyboru j -tego kierunku oraz na jakościową analizę wartości parametrów strukturalnych.

Zaproponowana przez autorów typologia kierunków dla polskiego rynku edukacyjnego okazuje się, mimo licznych niedoskonałości, dostateczna i spójna z literaturą zagraniczną. Główną trudnością w agregacji poszczególnych kierunków stu-

diów do czterech obszarów kształcenia jest brak dokładnych danych, uniemożliwiający rozdzielenie znacznej liczby kierunków. Pomimo to w równaniu płacy większość grup okazała się statystycznie istotna, co prowadzi do wniosku, że hipoteza o wpływie kierunku studiów na finansowy zwrot z edukacji jest słuszna. Z oszacowań modelu wynika, że największe przyszłe korzyści finansowe przynoszą kierunki ścisłe i techniczne, co stanowi wskazówkę zarówno dla kandydatów na wyższe uczelnie, jak i polityków gospodarczych. Analiza wyników uzyskanych z estymacji przedstawionego modelu potwierdziła przypuszczenia autorów i stanowi przyczynek do dalszych prac, zmierzających do jego pełnej ekonometrycznej weryfikacji.

Tekst wpłynął 3 czerwca 2011 r.

Bibliografia

- Akbari A.H., Ogwang T., *The Canadian Earnings Functions under Test*, „Applied Economics Letters” 1997, nr 4(2).
- Arcidiacono P., *Ability Sorting and the Returns to College Major*, „Journal of Econometrics” 2004, nr 1–2.
- Berger M.C., *Predicted Future Earnings and Choice of College Major*, „Industrial and Labor Relations Review” 1988, nr 3.
- Card D., *Education and Earnings*, w: *Handbook of Labor Economics*, tom 3, red. O. Ashenfelter, D. Card, Elsevier Science, Amsterdam 1999.
- Del Rossi A.F., Hersch J., *Double Your Major, Double Your Return?* „Economics of Education Review” 2008, nr 4.
- Diagnoza społeczna 2009: zintegrowana baza danych*, <http://www.diagnoza.com> (29.12.2009).
- Finnie R., Frenette M., *Earning Differences by Major Field of Study: Evidence from Three Cohorts of Recent Canadian Graduates*, „Economics of Education Review” 2003, nr 2.
- Heckman J.J., Lochner L.J., Todd P.E., *Earnings Functions and Rates of Return*, „NBER Working Papers Series” 2008, nr 13780.
- Liczba bezrobotnych zarejestrowanych oraz stopa bezrobocia według województw, podregionów i powiatów*, GUS, <http://www.stat.gov.pl> (31.12.2009).
- Mahseredjian S., Cannings K., Montmarquette C., *How Do Young People Choose College Majors?*, „Economics of Education Review” 2002, nr 6.
- McFadden D.L., *Conditional Logit Analysis of Quantitative Choice Behavior*, w: *Frontiers in Econometrics*, red. P. Zarembka, Academic Press, New York 1973.
- Mechanizmy kształtujące decyzje edukacyjne*, red. T. Szapiro, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2004.
- Mincer J., *Investment in Human Capital and Personal Income Distribution*, „Journal of Political Economy” 1958, nr 3.
- Mincer J., *Schooling, Experience and Earnings*, NBER, New York 1974.
- Park J.H., *Returns to Schooling: A Peculiar Deviation from Linearity*, „Princeton University Working Papers” 1994, nr 335.
- Staniec F.O., *The Effects of Race, Sex, and Expected Returns on the Choice of College Major*, „Eastern Economic Journal” 2004, nr 4.

Aneks statystyczny

Tabela A1

Wyniki estymacji modelu: wariant 1
(estymacja UMNK, liczba obserwacji 2145, zmienna zależna: $\ln w$)

	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	6,4395	0,1560	41,2757	0,0000
<i>S</i>	0,0359	0,0079	4,5210	0,0000
<i>E</i>	0,0448	0,0040	11,1268	0,0000
<i>E</i> ²	-0,0009	0,0001	-7,8229	0,0000
<i>P</i>	0,2582	0,0237	10,9120	0,0000
<i>U</i>	-1,8316	0,3531	-5,1868	0,0000
<i>A</i>	0,1617	0,0236	6,8556	0,0000
<i>F</i>	0,3641	0,0605	6,0148	0,0000
<i>H</i>	-0,1070	0,0412	-2,5987	0,0094
<i>V</i>	-0,0039	0,0402	-0,0960	0,9235
<i>G</i>	-0,0479	0,0403	-1,5751	0,1154
<i>SEE</i>	0,5037			
\bar{R}^2	0,1982			

Tabela A2

Wyniki estymacji modelu: wariant 2
(estymacja UMNK, liczba obserwacji 2145, zmienna zależna: $\ln w$)

	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	6,4325	0,1538	41,2764	0,0000
<i>S</i>	0,0359	0,0079	4,5207	0,0000
<i>E</i>	0,0456	0,0041	11,2387	0,0000
<i>E</i> ²	-0,0009	0,0001	-7,9274	0,0000
<i>P</i>	0,2579	0,0235	10,9770	0,0000
<i>U</i>	-1,8891	0,3611	-5,2315	0,0000
<i>A</i>	0,1621	0,0236	6,8626	0,0000
<i>F</i>	0,3706	0,0591	6,2750	0,0000
<i>H</i>	-0,1049	0,0417	-2,5167	0,0119
<i>V</i>	-0,0077	0,0405	-0,1892	0,8499
<i>GC</i>	-0,0638	0,0316	-2,0212	0,0434
<i>C</i>	0,0002	0,0387	0,0041	0,9967
<i>SEE</i>	0,5032			
\bar{R}^2	0,2001			

Tabela A3
Wyniki estymacji modelu: wariant 3
(estymacja UMNK, liczba obserwacji 2145, zmienna zależna: $\ln w$)

	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	6,4597	0,1567	41,2279	0,0000
<i>S</i>	0,0342	0,0080	4,2926	0,0000
<i>E</i>	0,0460	0,0040	11,4857	0,0000
<i>E</i> ²	-0,0009	0,0001	-8,1442	0,0000
<i>P</i>	0,2592	0,0235	11,0343	0,0000
<i>U</i>	-1,8343	0,3594	-5,1035	0,0000
<i>A</i>	0,1608	0,0235	6,8447	0,0000
<i>F</i>	0,3636	0,0606	6,0030	0,0000
<i>H</i>	-0,1034	0,0421	-2,4577	0,0141
<i>V</i>	-0,0065	0,0407	-0,1599	0,8730
<i>GCL</i>	-0,0810	0,0320	-2,5367	0,0113
<i>CL</i>	0,0231	0,0372	0,6223	0,5338
<i>SEE</i>	0,5021			
\bar{R}^2	0,2039			

Tabela A4
Wyniki estymacji modelu: wariant 4
(estymacja UMNK, liczba obserwacji 2145, zmienna zależna: $\ln w$)

	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	6,4597	0,1567	41,2279	0,0000
<i>S</i>	0,0342	0,0080	4,2926	0,0000
<i>E</i>	0,0460	0,0040	11,4857	0,0000
<i>E</i> ²	-0,0009	0,0001	-8,1442	0,0000
<i>P</i>	0,2592	0,0235	11,0343	0,0000
<i>U</i>	-1,8343	0,3594	-5,1035	0,0000
<i>A</i>	0,1608	0,0235	6,8447	0,0000
<i>F</i>	0,3636	0,0606	6,0030	0,0000
<i>H</i>	-0,1034	0,0421	-2,4577	0,0141
<i>VM</i>	-0,0065	0,0407	-0,1599	0,8730
<i>M</i>	-0,0810	0,0320	-2,5367	0,0113
<i>G</i>	0,0231	0,0372	0,6223	0,5338
<i>SEE</i>	0,5001			
\bar{R}^2	0,2081			

Tabela A5
Wyniki estymacji modelu: wariant 5
(estymacja UMNK, liczba obserwacji 2145, zmienna zależna: $\ln w$)

	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	6,4740	0,1568	41,2990	0,0000
<i>S</i>	0,0332	0,0080	4,1717	0,0000
<i>E</i>	0,0459	0,0039	11,7951	0,0000
<i>E</i> ²	-0,0009	0,0001	-8,2769	0,0000
<i>P</i>	0,2662	0,0233	11,4303	0,0000
<i>U</i>	-1,8510	0,3639	-5,0865	0,0000
<i>A</i>	0,1627	0,0233	6,9802	0,0000
<i>F</i>	0,3554	0,0599	5,9303	0,0000
<i>H</i>	-0,0976	0,0420	-2,3248	0,0202
<i>VM</i>	-0,1271	0,0409	-3,1109	0,0019
<i>M</i>	0,2429	0,0668	3,6353	0,0003
<i>GCL</i>	-0,0774	0,0319	-2,4258	0,0154
<i>CL</i>	0,0289	0,0371	0,7801	0,4354
<i>SEE</i>	0,4984			
\bar{R}^2	0,2153			

Tabela A6
Wyniki estymacji modelu: wariant 6
(estymacja UMNK, liczba obserwacji 2145, zmienna zależna: $\ln w$)

	Współczynnik	Błąd stand.	<i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>
<i>const</i>	6,5909	0,1560	42,2558	0,0000
<i>S</i>	0,0222	0,0082	2,7190	0,0066
<i>E</i>	0,0429	0,0039	10,9780	0,0000
<i>E</i> ²	-0,0008	0,0001	-7,6830	0,0000
<i>P</i>	0,2731	0,0232	11,7502	0,0000
<i>U</i>	-1,8996	0,3647	-5,2085	0,0000
<i>A</i>	0,1509	0,0233	6,4640	0,0000
<i>F</i>	0,3576	0,0587	6,0967	0,0000
<i>MGR</i>	0,1310	0,0277	4,7213	0,0000
<i>DR</i>	0,2322	0,1074	2,1628	0,0307
<i>H</i>	-0,1044	0,0430	-2,4290	0,0152
<i>VM</i>	-0,1348	0,0428	-3,1514	0,0016
<i>M</i>	0,2209	0,0635	3,4805	0,0005
<i>GCL</i>	-0,0768	0,0322	-2,3826	0,0173
<i>CL</i>	0,0217	0,0365	0,5932	0,5531
<i>SEE</i>	0,4955			
\bar{R}^2	0,2218			

WAGE PREMIUM FROM HIGHER EDUCATION BY FIELD OF STUDY

Summary

The aim of the article is to propose and econometrically verify a new method of modelling educational decisions regarding the choice of educational tracks. The analysis of potential benefits from education is extended beyond the traditional approach by taking into consideration, apart from wage premium, also non-financial factors, e.g. social status or the lifestyle combined with the job. Inclusion of both financial and non-financial return to education allows for a comprehensive explanation of educational decisions taken by individual agents.

The proposed way of modelling educational decisions is an extension to the model proposed by Mahseredjian, Cannings, Montmarquette (2002), by including a vector representing the expected non-financial return to education, weighted by the probability of being employed. The decomposition of the individual expected return to higher education into a financial and a non-financial part allows to avoid the bias in the estimation of the parameter representing the remuneration increase attributable to the subsequent years of studies.

For the purposes of the empirical verification of the proposed model, typology of the major fields of study in the Polish educational market was prepared, based on the literature review and available database. The model was partly tested by the application of Mincerian equation, and the hypothesis about the influence of college majors on the financial return to education was confirmed. Estimations show that the highest future financial benefits are yielded by science and engineering, which is a good hint both for university candidates and policymakers. The initial analysis of the results has confirmed the expectations of the authors. It is the first step towards a full econometric verification of the proposed model.

Key words: higher education • financial and non-financial return to education • decision support

ФИНАНСОВАЯ ПРЕМИЯ ЗА ВЫСШЕЕ ОБРАЗОВАНИЕ ПО НАПРАВЛЕНИЯМ ОБУЧЕНИЯ

Резюме

В статье представлен и эконометрически проверен новый метод моделирования решений, которые принимаются людьми при желании получить высшее образование. Список потенциальных выгод от образования был расширен и кроме традиционной премии в виде более высокой зарплаты были учтены также другие факторы, такие как социальный престиж или образ жизни, свойственный людям данной профессии. Учет финансовых и нефинансовых выгод от образования позволяет полнее объяснить решения людей при выборе направления обучения.

Предлагаемый метод моделирования решений, касающихся выбора направлений обучения, является расширением модели предложенной Махсереджян, Каннингс, Монтмаркветт (Mahseredjian, Cannings, Montmarquette) в 2002 г. на вектор ожидаемой нефинансовой выгоды от образования, взвешенный вероятностью получения работы.

Декомпозиция индивидуальной выгоды от образования на финансовую и нефинансовую выгоду позволяет избежать загрузки параметра, выражающего влияние прироста заработной платы, связанного с каждым очередным годом учебы.

С целью проведения эмпирической проверки модели, на основе обзора литературы и доступной базы данных была построена теоретическая типология направлений обучения для польского рынка образования. Затем часть модели была проверена опираясь на уравнение Минцера, подтверждая гипотезу о значительном влиянии направления обучения на финансовую выгоду от образования. Из оценок вытекает, что самые большие будущие финансовые выгоды приносят точные и технические направления, что является рекомендацией как для кандидатов в вузы, так и политиков. Предварительный анализ полученных результатов подтвердил предположения авторов и является основанием для дальнейшей работы по полной эконометрической проверке модели.

Ключевые слова: система высшего образования • финансовая и нефинансовая выгода от образования • помощь в принятии решений