

# **Czy w Polsce oplaca się studiować? Wyniki modelu inwestycji w wyższe wykształcenie.**

Paweł Strawiński

Uniwersytet Warszawski

Wydział Nauk Ekonomicznych

pstrawinski@wne.uw.edu.pl

Maj 2007.

Poprawiono Październik 2007

## **Streszczenie**

W artykule analizowana jest wysokość prywatnej stopy zwrotu z inwestycji w wyższe wykształcenie w latach 1998-2004. Konstrukcja modelu oparta jest o równanie płacy typu Mincera uwzględniające nielosowy charakter decyzji o podjęciu studiów wyższych. Prywatna stopa zwrotu z wyższego wykształcenia wynosi w Polsce około 9% i należy do najwyższych w Europie. Zaobserwowano również skokowy wzrost stopy zwrotu. Zmiana została powiązana ze zjawiskiem rozwoju technologicznego promującego wyższe kwalifikacje i skutkującego relatywnym wzrostem płac osób wykwalifikowanych. Stwierdzono, że zwiększa się opłacalność studiów wyższych, oraz że ich ukończenie w pozytywny sposób wpływa na wysokość uzyskiwanych zarobków.

## **Wstęp**

Przeprowadzone w 2004 roku badanie Głównego Urzędu Statystycznego „Ścieżki Edukacyjne Polaków” [D. Kilińska, S. Radkowski 2005], którego celem było zgromadzenie informacji przede wszystkim o czynnikach determinujących i warunkujących wybór ścieżek oraz przebieg karier edukacyjnych wykazało, iż wykształcenie jest obecnie postrzegane przez młode osoby jako inwestycja. Ludzie ją podejmujący oczekują, że zapewni im ona w przyszłości wynagrodzenie na satysfakcjonującym poziomie, lepsze perspektywy rozwoju

zawodowego, przyniesie im wyższy prestiż społeczny, oraz przede wszystkim, zmniejszy ryzyko bezrobocia.

Inwestycja w kapitał ludzki jest w każdej sytuacji szansą dla jednostek, rodzin, przedsiębiorstw i społeczeństwa. Zarazem jest ona najprostszym sposobem na zwiększenie dobrobytu społecznego i poziomu zamożności. Jednocześnie akumulacja kapitału społecznego przyczynia się do rozwoju technologicznego i gospodarczego. Obecnie, w dobie globalizacji, połączonych rynków i ekspansji gospodarki opartej na wiedzy, inwestycje w kapitał ludzki stały się koniecznością. Wprowadzenie nowych technologii jest niemożliwe, gdy brakuje pracowników potrafiących użytkować je w efektywny sposób. Całkowite korzyści płynące z inwestycji w wykształcenie są znacznie wyższe niż ekonomiczna stopa zwrotu, która jest szacowana w niniejszym artykule. Badanie pomija wiele trudnych do zmierzenia i kwantyfikacji aspektów działalności człowieka, takich jak rozwój osobowości, społeczne interakcje czy subiektywne odczucie dobrostanu. Wszystkie one stanowią część społecznego zwrotu edukacji, czyli korzyści jakie odnosi społeczeństwo jako całość z faktu że jego poszczególni członkowie zwiększają zasób swojej wiedzy i umiejętności.

W niniejszym artykule jako stopę zwrotu z wykształcenia rozumiemy procentowy wzrost wynagrodzenia uzyskany dzięki inwestycji w edukację. W ten sposób postrzegany zwrot z inwestowania w określony poziom wykształcenia może być rozpatrywany w kategoriach stopy dyskontowej. W takim przypadku jest on definiowany jako taka wartość stopy, która zrównuje strumień przychodów ze strumieniem kosztów w ustalonym punkcie czasu. Dla studiów wyższych jest to punkt równoważenia między zarobkami osoby z wyższym wykształceniem, a osoby ze średnim wykształceniem przy uwzględnieniu kosztów wykształcenia i utraconych zarobków. Pomiar w ten sposób zdefiniowanej stopy zwrotu może być dokonany przy wykorzystaniu podstawowych narzędzi analizy finansowej.

Prywatna stopa zwrotu mierzy wielkość dodatkowych przychodów finansowych osiągniętych dzięki uzyskaniu wyższych kwalifikacji. W celu jej oszacowania bierze się pod uwagę jedynie prywatnie poniesione koszty edukacji, oraz oczekiwany wzrost dochodów netto bez uwzględniania podatków i transferów społecznych. Polityka społeczna prowadzona przez państwo ma znaczący wpływ na opłacalność inwestycji edukacyjnych. Z jednej strony transfery i ulgi dla osób podejmujących naukę wpływają na wzrost całkowitej stopy zwrotu z edukacji, obniżając jednak prywatną stopę zwrotu. Z drugiej strony na obniżenie prywatnej

stopy zwrotu ma wpływ rozbudowany system pomocy społecznej i powiązany z nim progresywny system podatkowy. Jak pokazuje A. de la Fuente [2003] w Europie inwestycja w kształcenie wydaje się być bardziej atrakcyjna od inwestycji finansowej, ponieważ do nich zachęca państwo. Tego typu inwestycje są wspomagane poprzez rekompensatę części lub całości ponoszonych kosztów. Zwykle ma ona charakter subsydium lub ulgi podatkowej. Istnienie systemu zachęt powoduje, że nawet w państwach posiadających progresywny system podatkowy przychody z kapitału ludzkiego są obłożone ujemnym podatkiem [C. Harmon i in. 2002].

Artykuł składa się z pięciu części. W pierwszej przedstawiono metody badań stopy zwrotu z wykształcenia wyższego, oraz wyniki uzyskane w różnych krajach, koncentrując uwagę na badaniach europejskich. W drugiej części została przedstawiona metodologia badania. Opisano model ekonomiczny oraz wynikające z niego restrykcje nałożone na postać analityczną. W części trzeciej zaprezentowano analizowane zbiory danych empirycznych, a w czwartej uzyskane wyniki. Praca kończy się ich dyskusją i podsumowaniem.

### **Zwrot ze studiów na świecie**

Wiele badań ekonomicznych przeprowadzonych w różnych krajach wskazuje na pozytywny związek między poziomem posiadanego wykształcenia a wysokością uzyskiwanych zarobków. Badania dotyczące Stanów Zjednoczonych wskazują, że każdy dodatkowy rok edukacji przekłada się na 7,5% wzrost zarobków [D. Acemoglu i J. Angrist 1999]. W sąsiedniej Kanadzie Y. Bar-Or wraz ze współpracownikami oszacował stopę zwrotu ze studiów wyższych na 30 % [Y. Bar-Or i in 1995]. W nowszym badaniu V. Caponi i M. Plesca [2007] pokazali, że osoby z wyższym wykształceniem zarabiają od 30 do 40 procent więcej niż osoby, które zakończyły edukację na poziomie szkoły średniej. Z kolei R. Blundell i in. [2001] za pomocą różnych metod ekonometrycznych wykazali, że dyplom studiów uniwersyteckich przyczynia się do wzrostu przeciętnej płacy w Wielkiej Brytanii o 25%. W innym badaniu dotyczącym tego samego państwa D. Card [1999] oszacował roczną stopę zwrotu z dodatkowego roku studiów wyższych na 6 do 11% w zależności od wybranego kierunku.

Podobne wyniki uzyskano w badaniach dotyczących innych państw należących do Unii Europejskiej. G. Brunello, S. Coni i C. Lucifora [2001] analizując dane z włoskiego rynku

pracy uzyskali oszacowanie przeciętnej rocznej stopy zwrotu ze studiów wyższych na poziomie 6,2% dla mężczyzn, oraz 7,5% dla kobiet. Ten wynik został potwierdzony w badaniu C. Mendolichcio [2005]. Wykazała ona, że stopa zwrotu z edukacji na poziomie wyższym jest w większości krajów wyższa dla kobiet i waha się w przedziale 7-12%, podczas gdy dla mężczyzn w przedziale 6,5-11%. Zbliżone wyniki, w badaniu dotyczącym piętnastu krajów należących do Unii Europejskiej, uzyskali C. Harmon H. Oosterbeek i I. Walker [2002] szacując przeciętną stopę zwrotu na 6,5%. A. de la Fuente [2003] w raporcie przygotowanym dla Komisji Europejskiej oszacował roczną stopę zwrotu z edukacji na 6,2%, podkreślając, że w długim okresie pojawia się dodatkowa premia w wysokości około 3,1% z racji szybszego rozwoju technologicznego.

Jak zauważył G. Psacharopoulos [1993], stopa zwrotu z inwestycji w wyższe wykształcenie zmniejsza się wraz ze wzrostem poziomu dochodu narodowego na osobę. W związku z tym, należy spodziewać się, że w krajach Europy Środkowo Wschodniej, a więc i w Polsce, stopa zwrotu z edukacji będzie przeciętnie wyższa niż w krajach, które wcześniej przystąpiły do Unii Europejskiej. W dłuższym okresie czasu, wraz z postępującym rozwojem gospodarczym, przeciętna stopa zwrotu będzie maleć. Dotychczas przeprowadzone badania empiryczne dotyczące szkolnictwa w krajach Europy Środkowej i Wschodniej wskazują jednak na inne wyniki. A. Newell i B. Reilly [1999] przeanalizowali ewolucję rozkładu zarobków w dziecięciu państwach przechodzących transformację ustrojową, potwierdzając powszechne odczucie, iż w gospodarkach centralnie planowanych zwrot z tytułu wyższego wykształcenia był relatywnie niski. Oszacowali oni stopę zwrotu z wyższego wykształcenia na 2%. Do podobnej konkluzji w swoim badaniu dotyczącym Białorusi doszli F. Pastore i A. Verashchagina [2006]. Proces transformacji i decentralizacji przyczynił się do wzrostu stóp zwrotu z wykształcenia wyższego. Osiągnęło ono w połowie lat dziewięćdziesiątych poziom 4-5% w zależności od kraju. Porównując to z wynikami G. Psacharopoulos [2003], który dla krajów rozwiniętych oszacował zwrot ze studiów wyższych w przedziale 7-12% rocznie, okazuje się, że w krajach Europy Środkowo-Wschodniej, wyższe wykształcenie nie było doceniane. Co prawda wiązało się z jego posiadaniem prestiż społeczny, lecz nie miało to przełożenia na wysokość uzyskiwanych zarobków.

Analizując powyższe wyniki należy wziąć pod uwagę, że w drugiej połowie lat dziewięćdziesiątych wszystkie kraje przechodzące transformację dotknął okresowy kryzys. Jedną z przyczyn kryzysu był deficyt pracowników o kwalifikacjach zawodowych na

odpowiednio wysokim poziomie. W efekcie transformacji poważnej zmianie uległa struktura rynku pracy. Podniosły się oczekiwania pracodawców odnoszące się do kwalifikacji pracowników. Zmalał popyt na pracę niskokwalifikowaną, a zwiększył się popyt na pracę wykwalifikowaną. W rezultacie młodzi ludzie po ukończeniu nauki na poziomie szkoły średniej mieli poważne trudności w znalezieniu zatrudnienia. Jednym z popularnych sposobów na uniknięcie bezrobocia była kontynuacja edukacji. Na efekt wywołany przez transformację systemową, w Polsce nałożył się efekt demograficzny. W tym okresie w pełnoletność zaczęły wchodzić roczniki wyżu demograficznego. Wystąpienie w tym samym czasie czynników zwiększających popyt na usługi edukacyjne wywołało boom edukacyjny. Liczba osób podejmujących studia na przestrzeni 15 lat znacząco wzrosła. Na początku okresu transformacji w roku akademickim 1990/91 wynosiła 9,8%, a w roku akademickim 1998/99 już 25,4%. Od tego momentu rosła w tempie około 2 punktów procentowych rocznie osiągając 36,8% w roku 2004/05. Obecnie nieznacznie przekracza 38%.

System szkolnictwa wyższego w Polsce od lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku podlegał przemianom związanym z transformacją ustrojową i dostosowaniem do nowych oczekiwań i wymagań stawianych przez rynek pracy. Najważniejszym nowym elementem rynku edukacyjnego było powstanie prywatnych szkół wyższych. W szkołach niepaństwowych, w odróżnieniu od państwowych, nauka jest z reguły odpłatna. Rozwój sektora niepaństwowego w szkolnictwie wyższym został przyspieszony w momencie, w którym zróżnicowano magisterski system studiów, poprzez wprowadzenie dwustopniowego systemu kształcenia. Spowodowało to powstanie licznych szkół prywatnych oferujących studia wyłącznie na poziomie licencjackim. Innym ważnym aspektem jest znaczne zwiększenie liczby oferowanych miejsc na studiach w trybie zaocznym i eksternistycznym. Zmianie uległa struktura osób kształcących się według systemu edukacji. W szkolnictwie wyższym zmniejsza się odsetek osób kształcących się w systemie dziennym, rośnie natomiast liczba osób studiujących w systemie niestacjonarnym [D. Kilińska, S. Radkowski 2005]. Dzieje się tak, pomimo tego, że z reguły studia w trybie niestacjonarnym są studiami płatnymi.

Dynamiczny rozwój prywatnego szkolnictwa wyższego, wywołany przez czynniki natury popytowej stoi w opozycji do wyników badań empirycznych wskazujących na niskie stopy zwrotu z edukacji w krajach przechodzących transformację gospodarczą. Jednym z możliwych wytłumaczeń tej pozornej sprzeczności jest prawdopodobne niedoszacowanie wartości stopy zwrotu. Przyczyną niedoszacowania było pominięcie dualnego charakteru

gospodarki we wczesnych etapach transformacji. Budowane modele zarobków przyjmowały założenie o rynkowym mechanizmie kształtowania wysokości płacy. To założenie było prawdziwe odniesieniu do badań dotyczących gospodarek rynkowych, oraz do powstającego sektora prywatnego. Jednak w sektorze publicznym wysokość płac nie była kształtowana przez mechanizm rynkowy. Dodatkowo, w początkowym okresie państwo było głównym pracodawcą. W efekcie uzyskano niskie wartości oszacowań stop zwrotu ze szkolnictwa wyższego. Innym elementem, który niewątpliwie odcisnął swój ślad na uzyskanych rezultatach był wysoki i szybko zmieniający się poziom inflacji. Spowodowało to poważne rozbieżności między wynikami uzyskanymi na podstawie modeli, a rzeczywistością.

### **Metodologia**

Oszacowania zwrotu z inwestowania w wyższe wykształcenie można uzyskać za pomocą różnych podejść metodologicznych. W artykule zostanie wykorzystany sposób zaproponowany przez J. Mincera [1974]. Jest to jedna z najczęściej używanych metod w ekonomicznych badaniach empirycznych. Równania płac Mincera znajdują zastosowanie w wielu obszarach ekonomii rynku pracy, takich jak pomiar stopy zwrotu z wykształcenia, badanie nierówności płacowych, czy dyskryminację ze względu na płeć. Metoda sprowadza się on do dopasowania do zbioru danych logarytmu aktualnych zarobków za pomocą modelu regresji. Jako zmienne objaśniające służą poziom wykształcenia, wiek jako miara doświadczenia zawodowego, oraz charakterystyki społeczno-demograficzne. Ta podstawowa metoda zostanie rozszerzona, o mechanizm pozwalający na uwzględnienie braku losowego charakteru populacji osób posiadających wyższe wykształcenie.

Ekonomiczny model płacy oparty jest na teorii przewagi komparatywnej. Każda jednostka dokonuje wyboru poziomu wykształcenia w sposób dla siebie optymalny, porównując strumienie swoich przyszłych dochodów netto przy alternatywnych, możliwych do uzyskania, poziomach edukacji. W każdym momencie może wycofać się z procesu kształcenia. Kontynuowanie edukacji jest swoistą inwestycją, ponieważ występuje konieczność dokonania wyboru pomiędzy poziomem bieżących kosztów i przyszłych zysków. Podjęcie edukacji odsuwa w przyszłość chwilę, w której jednostka rozpocznie uzyskiwać dochody i skraca okres jej aktywności zawodowej. Analogicznie do standardowej metody analizy opłacalności projektu inwestycyjnego, można oszacować poziom wewnętrznej stopy zwrotu. Jest ona

zdefiniowana jako stopa procentowa zrównująca obecną wartość strumienia kosztów z obecną wartością strumienia oczekiwanych przychodów.

W celu uproszczenia analizy stopa zwrotu z edukacji jest traktowana jako parametr charakterystyczny dla jednostki. Zakłada się, że zmiana poziomu inwestycji na poziomie jednostki nie zmienia stanu równowagi gospodarki, a co z tym się łączy krańcowej indywidualnej stopy zwrotu. Całkowite uchylenie tego założenia jest niecelowe, z uwagi na wysoką heterogeniczność cech indywidualnych. Rozwiązanie pośrednie, to jest obliczenie stóp zwrotu oddzielnie dla wyróżnionych subpopulacji, niepotrzebnie komplikuje model. Kolejnym modelowym uproszczeniem jest przyjęcie założenia, że koszty uzyskania wykształcenia są równomiernie rozłożone na cały okres pobierania nauki. W rzeczywistości są one nieco wyższe na początku procesu kształcenia.

Niech  $Y_{ij}$  będzie dochodem osiąganym z pracy w ciągu całego życia przez osobę  $i$ , która posiada poziom wykształcenia  $j$ . Niech  $X_i$  będzie wektorem obserwowanych umiejętności oraz charakterystyk społeczno-demograficznych osoby  $i$ , a  $\varepsilon_i$  wektorem czynników nieobserwowanych, od których zależy dochód. Z każdym poziomem wykształcenia  $j$  jest związany koszt jego uzyskania  $C_{ij}$ . Jest on różny dla różnych jednostek z powodu indywidualnego zróżnicowania specyficznych umiejętności i predyspozycji do osiągnięcia różnych poziomów wykształcenia. Niech  $V_{ij}$  oznacza wartość funkcji użyteczności związaną z wyborem poziomu wykształcenia  $j$  dla osoby  $i$ . Mechanizm wyboru poziomu wykształcenia zapisujemy jako:

$$Y_{ij} = f(X_i, \varepsilon_i) \quad (1)$$

$$V_{ij} = \max_j (Y_{ij} - C_{ij}) \quad (2)$$

Osoba wybiera taki poziom wykształcenia  $j$ , który maksymalizuje różnicę pomiędzy strumieniem przychodów związanych z danym poziomem wykształcenia, a kosztem związanym z jego uzyskaniem.

Analityczna postać modelu jest rozwinięciem modelu J. Willisa i S. Rosena [1979]. W pracy ograniczamy się do analizy wyboru między wykształceniem wyższym (W) i średnim (S).

Przyjmujemy założenie, że zarobki z roku na rok rosną w stałym tempie. Tempo wzrostu zarobków jest uzależnione od poziomu uzyskanego przez pracownika wykształcenia i wynosi  $g_w$  dla osoby z wykształceniem wyższym oraz  $g_s$  dla osoby z wykształceniem średnim. Osiągnięcie wyższego wykształcenia jest procesem wymagającym poświęcenia czasu. Zajmuje to około 12% potencjalnego okresu aktywności na rynku pracy. Czas, jaki osoba musi poświęcić na osiągnięcie wykształcenia wyższego oznaczony jest przez  $T$  i wyrażony w latach. Jeżeli osoba wybiera wykształcenie wyższe, strumień jej zarobków może być wyrażony jako:

$$y_{wi}(t) = \begin{cases} 0 & 0 \leq t \leq T \\ y_{wo} \exp(g_w(t-T)) & T < t < \infty \end{cases} \quad (3)$$

Zmienna  $y_{wo}$  jest płacą początkową dla osób z wykształceniem wyższym, parametr  $t$  obrazuje czas pracy, a  $(t-T)$  jest miarą doświadczenia zawodowego. W celu uproszczenia analizy i uzyskania rozwiązania analitycznego sformułowanego modelu przyjmujemy za J. Willisem i S. Rosenem [1979] nieskończony horyzont czasowy. Takie postępowanie jest do pewnego stopnia uprawnione, gdyż podejmująca decyzję jednostka nie jest w stanie określić jak długo będzie pracować (żyć). Podobne równanie zapisujemy dla osób z wykształceniem średnim:

$$y_{si}(t) = y_{s0} \exp(g_s t) \quad 0 \leq t < \infty \quad (4)$$

Strumień przyszłych dochodów jest zdeterminowany przez dwa parametry: początkowe zarobki osoby przy danym poziomie wykształcenia  $y_{i0}$  i tempo ich wzrostu  $g_i$ . Osoba podejmująca decyzję o rozpoczęciu, studiów porównuje zdyskontowaną wartość obu strumieni dochodów.

$$PV_{wi} = \int_T^{\infty} y_{wi}(t) \exp(-r_i t) dt = \frac{y_{w0}}{(r_i - g_w)} \exp(-r_i T) \quad (5)$$

$$PV_{si} = \int_0^{\infty} y_{si}(t) \exp(-r_i t) dt = \frac{y_{s0}}{(r_i - g_s)} \quad (6)$$

gdzie  $r_i$  jest stopą dyskontową.

Zdyskontowana wartość kosztów edukacji wynosi  $PV(C)$ . Zatem osoba  $i$  wybiera wykształcenie wyższe, jeżeli  $PV(W) - PV(C) > PV(S)$ , czyli korzyści netto z tytułu posiadania wykształcenia wyższego przewyższają korzyści z posiadania wykształcenia średniego.

Równania zdyskontowanej wartości poziomu wykształcenia wyrażone przez (5) lub (6) nie są równaniami płacy. Są one matematycznym zapisem ekonomicznego mechanizmu wyboru między dwoma poziomami wykształcenia. Wysokość otrzymywanej zapłaty za pracę jest funkcją wykształcenia, doświadczenia zawodowego mierzonego wiekiem oraz charakterystyk społeczno-demograficznych. Znanym stylizowanym faktem mikroekonomicznym jest to, że rozkład zarobków w społeczeństwie jest dobrze przybliżany przez rozkład logarytmiczno-normalny.

Równanie płacy dla każdego z analizowanych poziomów wykształcenia można zapisać w formie klasycznego modelu regresji liniowej. Taka postać funkcyjna modelu wymaga podziału populacji na dwie części i oszacowania dwóch oddzielnych modeli. Jak zauważył G. Becker [1999], poziom uzyskanego wykształcenia jest w pewnym stopniu determinowany przez środowisko społeczne i otoczenie w jakim jednostka jest wychowywana. Teorie społeczne i socjologiczne nie wskazują na bezpośrednie miary jakości oddziaływanie społecznego, jednak podkreślają, że charakterystyki społeczne i demograficzne danej osoby do pewnego stopnia są determinowane przez środowisko, w którym ona się wychowuje i przebywa.

Wobec powyższego, decyzja o podjęciu studiów nie jest procesem losowym. Występuje zjawisko samoselekcji jednostek do wybranej subpopulacji. Ten proces może być przedstawiony jako deterministyczna funkcja obserwowanych i nieobserwowanych (ukrytych) charakterystyk społecznych i demograficznych. W rezultacie podróbki, które powstaną w wyniku podziału, nie będą miały charakteru próby losowej. Wystąpi problem nielosowej selekcji obserwacji. Stanowi to poważny problem, gdyż uzyskane za pomocą standardowych technik oszacowania wielkości parametrów dla obu modeli będą obciążone i nie będą zgodne.

W takim przypadku, jak wskazuje współczesna literatura ekonomiczna [D. Card 1999; R. Blundell i in. 2001; C. Harmon i in. 2002], w celu wyeliminowania obciążenia związanego z nielosowym charakterem selekcji należy rozszerzyć model o równanie selekcji. Opisuje ono

mechanizm wyboru obserwacji do próby, na podstawie, której szacowane jest równanie zarobków. W efekcie możemy zapisać model jako:

$$\begin{cases} w_0 = Z_i \delta + \xi_i \\ \ln(w) = X_i \beta + W_i \gamma + \varepsilon_i \end{cases} \quad (7)$$

w którym  $w_0$  jest zmienną wskazującą, czy dana obserwacja jest brana pod uwagę przy szacowaniu równania płacy,  $Z_i$  jest macierzą zmiennych, które decydują o selekcji do próby,  $W_i$  jest zmienną wskazującą czy osoba posiada wyższe wykształcenie. Parametry modelu mogą zostać zgodnie oszacowane z wykorzystaniem procedury dwustopniowej zaproponowanej przez Heckmana [J. J. Heckman 1979] lub metodą największej wiarygodności. Pierwszy sposób polega na oszacowaniu parametrów równania selekcji i obliczeniu na ich podstawie tzw. odwróconych ilorazów Millsa<sup>1</sup>. W drugim kroku są one użyte do skorygowania oszacowań o obciążenie wynikające z nielosowości próby. Drugi sposób polega na jednoczesnym oszacowaniu obu równań modelu (7) za pomocą metody największej wiarygodności. Jednak ten ostatni sposób wymaga spełnienia restrykcyjnego założenia o dwuwymiarowej normalności składnika losowego.

### Charakterystyka danych

Dane empiryczne wykorzystane w badaniu pochodzą z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych. Jest to coroczne, reprezentatywne badanie obejmujące podstawowe informacje o gospodarstwie domowym, koncentrujące się na strukturze dochodów i wydatków. Badanie przeprowadzane jest w formie panelu rotacyjnego. Co rok jest wymieniane 50% badanych gospodarstw, a co cztery lata losowana jest nowa próba. Rotowanie, czyli okresowa wymiana gospodarstw, zapobiega utracie obserwacji wskutek odmowy badania.

Badana próba w każdym roku zawiera ponad 30.000 gospodarstw domowych. Każde gospodarstwo przez jeden miesiąc wypełnia szczegółową ankietę na temat struktury demograficznej, oraz książeczkę budżetową, w której dokonuje zapisów odnoszących się do wszystkich przychodów, jakie wpłynęły do gospodarstwa w badanym miesiącu i wszystkich rozchodów związanych z funkcjonowaniem gospodarstwa domowego. W każdym miesiącu

---

<sup>1</sup> ang. inverse Mills ratio.

badane jest ponad 2500 gospodarstw. Ten sposób zbierania danych powoduje pewne trudności przy szacowaniu dochodów w ujęciu rocznym ze względu na okresowe występowanie dochodów zaliczanych do pewnych kategorii. W załączniku metodologicznym GUS informuje, że dochodów z działalności rolniczej oraz dochodów z prac sezonowych nie należy uogólniać na okres roku. Z tego powodu, z bazy danych zostały usunięte informacje o osobach, których głównym źródłem utrzymania było posiadanie, bądź użytkowanie gospodarstwa rolnego. Takie postępowanie jest również uzasadnione na gruncie teorii ekonomicznej. Wysokość dochodu rolniczego w większym stopniu zależy od produktywności ziemi, niż produktywności kapitału ludzkiego [T. Czekaj 2006]. W związku z tym przychód osób zatrudnionych w rolnictwie jest w niewielkim stopniu determinowany przez poziom ich wykształcenia i umiejętności nabytych w trakcie procesu edukacyjnego.

Badanie stóp zwrotu z wykształcenia obejmuje lata 1998-2004. Przedział czasowy badania jest determinowany przez dostępność i koherentność danych. Dane z lat wcześniejszych nie są zgodne z danymi współcześnie zbieranymi ze względu na zmianę schematu losowania, który nastąpił po reformie administracyjnej<sup>2</sup>.

Przed przystąpieniem do szacowania profili płacowych i stopy zwrotu z wykształcenia wyższego oczyszczono bazę danych. Badanie koncentruje swoją uwagę na osobach z wykształceniem wyższym, a w zasadzie na różnicy w zarobkach pomiędzy osobami z wykształceniem wyższym a wykształceniem średnim. Znajduje to swoje uzasadnienie w fakcie, że przed uzyskaniem wykształcenia wyższego, w polskim systemie szkolnictwa, należy uzyskać wykształcenie średnie. Z tego powodu stanowi ono poziom odniesienia uzyskanych wyników.

Ponieważ badane są dochody z pracy, próba ogranicza się do osób pracujących w wieku produkcyjnym (16-65 lat), uzyskujących dochody z pracy najemnej lub prowadzących działalność gospodarczą. W celu skorygowania uzyskanych oszacowań parametrów równania płacy o występujący proces selekcji, pozostawiono również w próbie informacje o osobach niepracujących. Z próby zostały usunięte osoby pracujące na niepełny etat (około 120 obserwacji w każdym roku), gdyż pracując mniejszą ilość godzin pracy osiągają niższe

---

<sup>2</sup> Dane 1998 w celach porównawczych zostały przez GUS przeliczone do formatu roku 1999. Niestety dane jednostkowe z lat wcześniejszych nie mogą być porównywane z danymi zbieranymi po roku 1998 wskutek licznych zmian w schemacie losowania.

dochody. Z uwagi na brak informacji o liczbie przepracowanych godzin niemożliwe jest odtworzenie hipotetycznej płacy pełnoetatowej. Uwzględnienie tych obserwacji utrudniłoby identyfikację zależności między poziomem wykształcenia a zarobkami. Ponadto, usunięto informacje o osobach, które łączą dochody z pracy z dochodami ze świadczeń społecznych takich jak emerytura czy renta. Osoby, dla których dochód z pracy jest uzupełnieniem świadczeń społecznych, stanowią oddzielną kategorię na rynku pracy, ponieważ wysokość ich zarobków jest limitowana przez obowiązujące przepisy prawne. Analogicznie do osób pracujących na niepełny etat, ta grupa osób w odmienny sposób podejmuje decyzje o wysokości podaży pracy. Dodatkowo, z próby wyeliminowano osoby, dla których praca nie była głównym źródłem utrzymania. Osoby uzyskujące większość dochodu z innego źródła niż praca zarobkowa mogą z różnych powodów godzić się na niższą płacę, wobec tego ich wynagrodzenia nie można traktować jako wyceny ich umiejętności zawodowych.

Tabela 1. Podstawowe charakterystyki opisowe próby.

Nazwa zmiennej	Charakterystyki		
	średnia	min	max
płeć	0,4362	0,4264	0,4473
wiek	39,2503	39,1224	39,5212
wiek <sup>2</sup>	1636,9641	1622,3160	1669,4420
wiek*wyższe	10,7013	10,0711	12,0790
(wiek <sup>2</sup> )*wyższe	452,5175	431,8404	501,6163
stanowisko kierownicze	0,2721	0,2422	0,2914
stanowisko administracyjne	0,3387	0,2903	0,3826
rodzina	0,7814	0,7518	0,7978
logarytm dochodu	7,1067	6,9066	7,2317

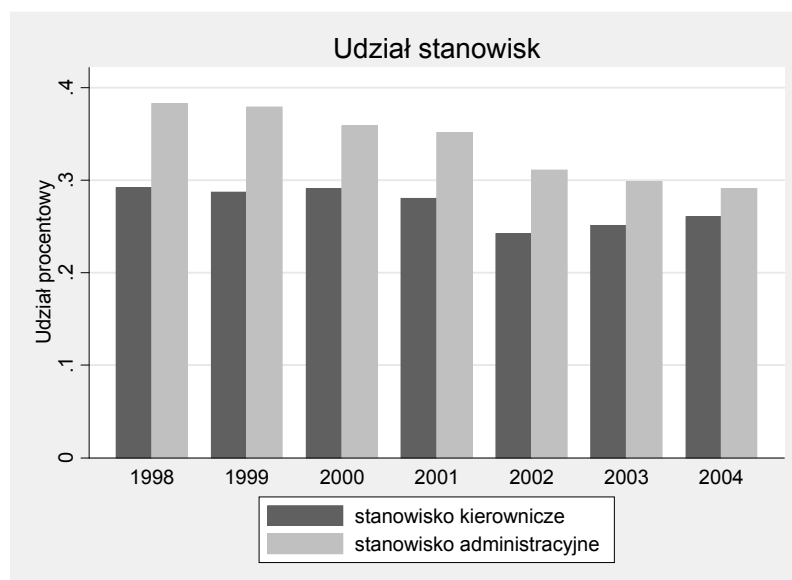
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS

Stanowisko kierownicze to stanowisko z pierwszej i drugiej grupy zawodów według klasyfikacji ISCO1, stanowisko administracyjne to stanowisko z trzeciej, czwartej albo piątej grupy zawodów według klasyfikacji ISCO1, rodzina to zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 jeżeli respondent posiada osoby na utrzymaniu, logarytm dochodu – logarytm dochodu netto w złotych.

Po usunięciu danych niepełnych i niepożądanych w próbie z każdego roku pozostało około 35.000 obserwacji jednostkowych. Z racji na to, że w badaniu budżetów gospodarstw domowych nadmiernie reprezentowane są gospodarstwa o niskich dochodach, a nieproporcjonalnie mniej jest gospodarstw o stosunkowo wysokich dochodach zdecydowano się przeważyć próbę. Ta dysproporcja jest związana z relatywnie większą trudnością w dotarciu do osób o relatywnie wysokich dochodach. Dane obejmują wyłącznie osoby, które zakończyły edukację i uzyskały wykształcenie na poziomie średnim lub wyższym. W próbie większy udział posiadają kobiety (57,03%). Jest to związane z faktem, iż dużo częściej

mężczyźni niż kobiety decydują się na zakończenie edukacji na etapie zasadniczej szkoły zawodowej i podjęcie pracy. Jak pokazują badania dotyczące polskiego rynku pracy i edukacji [D. Kilińska, W. Radkowski 2005] w większości przypadków takie działanie wynika z przymusu ekonomicznego lub jest rezultatem świadomego wyboru. Przeciętny wiek w analizowanej próbie jest wyższy niż w populacji osób aktywnych zawodowo. Z uwagi na wysoką zastępowalność zarobków w grupie osób o niskim wykształceniu decydują się one na szybsze opuszczenie rynku pracy. Osoby lepiej wykształcone na dezaktywizacji tracą relatywnie więcej, więc przeciętnie pracują dłużej. Zmienna *wyższe* jest indykatorem wyższego wykształcenia i pełni w badaniu funkcje zmiennej pomocniczej. Osoby aktywne zawodowo z wyższym wykształceniem są przeciętnie o 10 lat starsze od osób z wykształceniem średnim.

Rysunek 1. Procent populacji zatrudnionej wg stanowisk



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych BBGD GUS

Oddzielnego komentarza wymaga struktura zatrudnienia według zajmowanych stanowisk. W efekcie restrukturyzacji gospodarki ciągu 7 lat uległa ona poważnej zmianie. Jak pokazują A. Newell i M. Socha [2007] w latach 1998-2002 zatrudnienie w sektorze prywatnym wzrosło o połowę i przekroczyło zatrudnienie w sektorze publicznym. Straciły na znaczeniu sektory produkcyjne gospodarki (rolnictwo, górnictwo, przemysł) na rzecz sektora usługowego. Wzrósł również odsetek osób prowadzących jednoosobową działalność gospodarczą. Ludzie pracujący na własny rachunek stanowią około 11 procent populacji. W przypadku tej grupy osób trudno jest jednoznacznie określić charakter zajmowanego stanowiska i wykonywanej

pracy. Dodatkowo jest to grupa bardzo zróżnicowana obejmująca zarówno wolne zawody, jak również rzemieślników i robotników. Jej obecność może w pewnym stopniu zakłócać obraz wyłaniający się z analizy danych empirycznych

Z roku na rok spada procentowy udział osób zatrudnionych na stanowiskach kierowniczych i administracyjnych<sup>3</sup>. Jako główną przyczynę tej zmiany można przyjąć prywatyzację i związane z nią redukcje w administracji. Wolniejsze tempo wzrostu zatrudnienia na stanowiskach kierowniczych wynika z mniejszych potrzeb, a przede wszystkim z braku specjalistów o wysokich kwalifikacjach. Z kolei udział stanowisk określanych jako robotnicze wzrósł z 30% do 40%. Ten wzrost przypada na okres 2002-2004 i może być przypisany dwóm zjawiskom. Po pierwsze, pewną rolę odgrywa dynamiczny rozwój sektora usługowego. Pracownicy tego sektora zaliczani są do robotników, bowiem praca w handlu czy gastronomii nie wymaga wysokich kwalifikacji zawodowych. Ponadto wzrost może być efektem inwestycji zagranicznych związanym z przygotowaniem do akcesji Polski do Unii Europejskiej. W tym okresie firmy rozpoczęły proces realokacji produkcji do państw Europy Środkowej i Wschodniej.

## Wyniki

Przed przystąpieniem do prezentacji kalkulacji stopy zwrotu z wykształcenia wyższego przeanalizujemy podstawowe charakterystyki rynku pracy. Analizę rozpoczniemy od wysokości przeciętnego wynagrodzenia netto w gospodarce, następnie na podstawie danych zbudujemy hipotetyczne profile płacowe dla osób podejmujących pracę i osób kontynuujących edukację<sup>4</sup>. Następnie dokonamy analizy inwestycji edukacyjnej zwracając szczególną uwagę na koszt ekonomiczny podjęcia studiów z uwzględnieniem kosztu alternatywnego.

Przeciętne wynagrodzenie netto za wykonywaną pracę rosło przez cały analizowany okres. Tempo wzrostu poziomu płac w ujęciu realnym oczywiście było dużo wolniejsze. Warto też jest odnotować spadek przeciętnych płac realnych, jaki nastąpił w 1999 roku. Ten spadek można powiązać z efektem wprowadzenia czterech reform gospodarczych i perturbacji z tym związanych. Wynagrodzenia brutto w ujęciu nominalnym wzrosły przeciętnie o 12 %, ale

---

<sup>3</sup> Sektor usług, z wyłączeniem usług finansowych, zaliczono do stanowisk robotniczych.

<sup>4</sup> Por. Strawiński (2006)

zarazem w rezultacie procesu ubruttowienia obciążenie płacy składkami wzrosło o 25%. Te zaburzenia mogą mieć wpływ na wartości oszacowanej stopy zwrotu z wykształcenia.

Rzeczywista wysokość płacy zostanie porównana z hipotetycznymi profilami płacowymi uzyskanymi z modelu ekonometrycznego. Przyjęte ramy teoretyczne kształtowania wysokości dochodów z pracy determinują zastosowanie modelu, który uwzględnia nielosowy mechanizm selekcji obserwacji. Forma funkcyjna równania płacy jest standardowym równaniem typu Mincera, uwzględniającym zróżnicowanie ze względu na miejsce zamieszkania (wielkość miejscowości, region polski), oraz rodzaj wykonywanej pracy (stanowisko robotnicze, administracyjne lub kierownicze) i formę prawną (etat albo samozatrudnienie). Zadaniem dodatkowych zmiennych uwzględnionych w modelu jest oddzielenie czynników, których wpływ na wysokość zarobków jest niezależny od poziomu posiadanego wykształcenia, od takich, które determinują poziom uzyskiwanej płacy.

Tabela 2. Przeciętne miesięczne wynagrodzenie netto w gospodarce.

rok	Zarobki nominalne netto	Zarobki realne netto w cenach 2004
1998	975,94 zł	1318,26 zł
1999	1001,04 zł	1237,18 zł
2000	1129,09 zł	1279,56 zł
2001	1207,96 zł	1286,23 zł
2002	1249,12 zł	1288,27 zł
2003	1289,47 zł	1314,57 zł
2004	1342,85 zł	1342,85 zł

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Rocznika Statystycznego GUS

Dla każdego roku oszacowano oddzielne równanie wysokości płacy. W rezultacie uzyskano siedem zestawów oszacowań parametrów. W tabeli 3. przedstawiono charakterystykę wartości współczynników.

Zmienne zawarte w równaniu płacy posiadają znaki, które są zgodne przewidywaniami wynikającymi z teorii ekonomicznej opisującej rynek pracy. Dodatni współczynnik przy zmiennej *pleć* oznaczają, że pracodawca w Polsce płaci przeciętnie więcej mężczyznom niż kobietom, gdy osoby posiadają zbliżone kwalifikacje zawodowe. Taka sytuacja może wskazywać na występowanie zjawiska dyskryminacji płacowej kobiet. Znaki przy zmiennej *wiek* i jej kwadracie, można interpretować jako malejące przychody krańcowe z doświadczenia zawodowego. Premia związana z posiadaniem wyższego wykształcenia jest

dodatnia. Najwięcej zarabiają osobny na stanowiska kierowniczych, a najgorzej zarabiają zatrudnieni na stanowiskach robotniczych. Ta ostatnia grupa zawodowa jest kategorią

Tabela 3. Oszacowania wartości współczynników równań selekcji i płacy dla lat 1998-2004<sup>5</sup>.

zmienna/rok	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<u>równanie płacy</u>							
płeć	0,1625*	0,1775*	0,1936*	0,2089*	0,2293*	0,2140*	0,2246*
wiek	0,0526*	0,0497*	0,0489*	0,0562*	0,0688*	0,0682*	0,0669*
wiek2	-0,0006*	-0,0005*	-0,0005*	-0,0006*	-0,0008*	-0,0008*	-0,0008*
wyższe*wiek	0,0260*	0,0281*	0,0279*	0,0230*	0,0249*	0,0247*	0,0229*
wyższe*wiek2	-0,0002*	-0,0003*	-0,0003*	-0,0002*	-0,0002*	-0,0002*	-0,0002*
samozatrudnienie	0,1856*	0,1761*	0,1992*	0,1960*	0,1715*	0,1616*	0,1332*
rodzina na utrzymaniu	0,0831*	0,0750*	0,0898*	0,0893*	0,1048*	0,1354*	0,1296*
stanowisko kierownicze	0,1981*	0,2157*	0,2206*	0,2922*	0,3012*	0,3621*	0,3781*
stanowisko w administracji	0,1485*	0,1597*	0,1756*	0,2088*	0,2029*	0,2204*	0,2409*
region NE	-0,0100	-0,0306	-0,0519*	-0,0270	-0,0279	-0,0275	-0,0173
region NW	0,0265	0,0103	-0,0139	0,0115	0,0100	-0,0149	-0,0387*
region SE	-0,0056	-0,0149	-0,0672*	-0,0411	-0,0632*	-0,0609*	-0,0623*
miasto duże	0,3772*	0,3625*	0,3681*	0,3378*	0,3228*	0,3377*	0,3438*
miasto średnie	0,2209*	0,1864*	0,2183*	0,1817*	0,1716*	0,1549*	0,1526*
<u>równanie selekcji</u>							
płeć	-0,4256*	-0,4148*	-0,4118*	-0,3887*	-0,1922*	-0,1700*	-0,1494*
wiek	0,0453*	0,0463*	0,0347*	0,0384*	0,0810*	0,0725*	0,0716*
wiek2	-0,0006*	-0,0006*	-0,0004*	-0,0005*	-0,0010*	-0,0009*	-0,0009*
wyższe*wiek	0,0823*	0,0054*	0,0877*	0,0916*	0,0828*	0,0819*	0,0760*
wyższe*wiek2	-0,0008*	-0,0010*	-0,0008*	-0,0009*	-0,0009*	-0,0008*	-0,0008*
rodzina na utrzymaniu	0,0642*	-0,0369	0,0123	0,0122	0,0444	0,0963*	0,0775*
region NE	-0,0345	-0,0040	0,0631*	0,0141*	0,0019	0,0045	-0,0133
region NW	0,0944*	0,1201*	0,0913*	0,0756*	0,0351	-0,0034	-0,0001
region SE	0,0340	0,0555*	-0,0060	0,0150	0,0105	0,0085	0,0195
miasto duże	0,6892	0,7420*	0,7468*	0,7067*	0,6402*	0,6758*	0,6264*
miasto średnie	0,3998	0,3601*	0,4069*	0,4453*	0,3700*	0,3594*	0,3493*
Lambda	0,4588*	0,4537*	0,4630*	0,3926*	0,4395*	0,4526*	0,4605*
Rho	0,8880*	0,8464*	0,8444*	0,7701*	0,8094*	0,8151*	0,8164*

\* oznacza statystyczną istotność współczynnika przy poziomie istotności 1%.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BBGD GUS.

Stanowisko kierownicze to stanowisko z pierwszej i drugiej grupy zawodów według klasyfikacji ISCO1, stanowisko administracyjne to stanowisko z trzeciej, czwartej albo piątej grupy zawodów według klasyfikacji ISCO1, rodzina to zmienna zero-jedynkowa przyjmująca wartość 1 jeżeli respondent posiada osoby na utrzymaniu, logarytm

referencyjną w równaniu płacy. Wynagrodzenie osób na stanowiskach kierowniczych rośnie dużo szybciej niż wynagrodzenie robotników. Wskazuje to, że posiadanie wysokich kwalifikacji jest coraz lepiej wynagradzane na rynku pracy. Parametry przy zmiennych

<sup>5</sup> Z uwagi na znaczną objętość, w tekście artykułu prezentowane są najważniejsze wyniki. W załączniku zamieszczone są wyniki dla roku 2004. Pełne wyniki można uzyskać od autora.

kontrolnych, opisujących wielkość miejscowości i region kraju odzwierciedlają terytorialne zróżnicowanie wysokości przeciętnej płacy. Jej poziom rośnie wraz z wielkością miejscowości i zbliżaniem się do zachodniej granicy.

Cechą charakterystyczną jest powolny wzrost wraz z upływem czasu wartości współczynników przy zmiennych opisujących stanowisko pracy. Takie kształtowanie się wartości współczynników potwierdza występowanie zjawiska rozwoju technologicznego promującego wysokie kwalifikacje<sup>6</sup> [D. Card, J. DiNardo 2002]. Gdy nierówności płacowe występują w efekcie zjawiska SBTC to rosną przede wszystkim płace pracowników wykwalifikowanych w zatrudnionych w sektorach gospodarki, w których następuje najszybszy postęp technologiczny. Z kolei płace pracowników o niskich kwalifikacjach relatywnie obniżają się.

W modelu występuje selekcja o czym świadczy istotność parametru *lambda*. Zgodnie z oczekiwaniami parametr *rho* jest dodatni, wskazując na dodatnią korelację pomiędzy decyzją o podjęciu pracy i osiągniętych zarobkach. Częściej na uczestnictwo w rynku pracy decydują się osoby, które mogą potencjalnie otrzymać wyższe płace. Znaki przy współczynnikach równania selekcji są spójne pomiędzy latami i zgodne z teorią ekonomiczną. Kobiety z mniejszym prawdopodobieństwem niż mężczyźni podejmują pracę. Wiek wpływa w sposób nieliniowy na prawdopodobieństwo posiadania płacy. Zdobywanie wyższego wykształcenia poprawia pozycję na rynku pracy, o czym świadczy dodatni współczynnik w równaniu selekcji. Zmienne określające wielkość miasta wskazują że w dużych skupiskach ludności łatwiej jest o pracę. Większość współczynników przy zmiennych regionalnych jest nieistotna.

Korzystając z wyników oszacowań równania płacy, dla każdego roku utworzono hipotetyczne profile płacowe w zależności od uzyskanego poziomu wykształcenia i wieku osoby. Na ich podstawie obliczono dochody z okresu całego życia<sup>7</sup>. Ze względu na oszczędność miejsca, w niniejszym artykule ich prezentacja zostanie pominięta. Pełen opis metodologiczny oraz profile płacowe dla roku 2000 można znaleźć w P.Strawiński [2006], dla pozostałych lat mają one zbliżony przebieg. Zarobki w obu subpopulacjach różniących się poziomem uzyskanego wykształcenia wykazują podobne tendencje. W początkowym okresie kariery zawodowej rosną wraz z nabywaniem doświadczenia zawodowego przez pracowników. Osoby z

---

<sup>6</sup> ang. Skill Biased Technological Change (SBTC)

<sup>7</sup> ang. life-time earnings.

wyższym wykształceniem rozpoczynając prace uzyskują wyższe zarobki niż osoby z wykształceniem średnim. Ponadto dla tej grupy tempo wzrostu zarobków jest szybsze. Najwyższe zarobki osiągają osoby w przedziale 44-48 lat, po przekroczeniu 50 lat zarobki nieznacznie spadają. Spadek ten może być wiązany z utratą produktywności starszych pracowników. Ten efekt jest w dużo większym stopniu kompensowany przez nabyte doświadczenie u osób o wyższych kwalifikacjach zawodowych.

W celu dokonania inwestycji należy zgromadzić środki w wysokości adekwatnej do jej kosztu. Koszt ekonomiczny procesu kształcenia można dekomponować na dwie główne składowe. Pierwszą z nich stanowi koszt finansowy. Uwzględnienie wysokości czesnego jest sprawą oczywistą. W Polsce mniej więcej połowa studentów w analizowanym okresie bezpośrednio płaciła za możliwość nauki na poziomie wyższym. Studenci studiów bezpłatnych czynią to po ukończeniu studiów w sposób pośredni poprzez system podatkowy. Racjonalna jednostka podejmując decyzję edukacyjną musi uwzględnić ten składnik kosztu. Uwzględnienie kosztów utrzymania po jedynie stronie osób studiujących wynika bezpośrednio z podejścia do studiowania jako inwestycji. Inwestor musi pokryć wszystkie jej koszty<sup>8</sup>. Obejmuje on wysokość opłaty za wnoszonej za studia oraz koszty utrzymania. Drugim elementem składowym jest koszt alternatywny podjęcia studiów. Osoba podejmująca studia rezygnuje z uczestnictwa w rynku pracy, w związku z tym kwota potencjalnych utraconych zarobków może być traktowana jako koszt alternatywny podjęcia decyzji o studiowaniu. Obliczając koszt alternatywny należy uwzględnić poza utraconymi zarobkami prawdopodobieństwo ich uzyskania. Jest ono równoważne z prawdopodobieństwem znalezienia pracy przez osobę młoda.

Wysokość opłat za studia w analizowanym okresie nie była stała. Do roku akademickiego 2002/2003 przeciętna wysokość czesnego wzrastała w tempie inflacji. W kolejnych latach sytuacja uległa zmianie. Stopniowe nasycenie rynku edukacyjnego powstałe w efekcie zakładania nowych szkół wyższych sprawiło, że coraz większą rolę zaczęły odgrywać aspekty podażowe. Z uwagi na malejącą liczbę kandydatów na studia płatne związaną z końcem wyżu demograficznego i niższą inflacją większość szkół wyższych zdecydowała się prowadzić działania zachęcające młode osoby do studiowania. Ten proces zahamował wzrost opłat za studia. Większość szkół wykorzystwała okres niższej inflacji i zdecydowała się na

---

<sup>8</sup> Zakładamy tu sytuację idealną, w której studenci nie pracują zawodowo.

utrzymywanie czesnego na stałym poziomie. Oznacza to, że w ujęciu realnym koszt studiowania zmniejszył się. Przeciętna wysokość opłaty za studia w roku akademickim 2000/2001 wynosiła 6300 zł<sup>9</sup>.

Drugim składnikiem kosztu finansowego są koszty utrzymania. Podczas trwania studiów student musi mieć miejsce zamieszkania oraz zapewnić sobie utrzymanie. Zgodnie z szacunkami w artykule P. Strawińskiego [2006] można przyjąć, że całkowity roczny koszt utrzymania wynosił 9600 zł w 2000 roku. Zakładając, że tempo zmian poziomu kosztów utrzymania jest równe tempie zmian indeksu cen towarów konsumpcyjnych, można tę kwotę ekstrapolować na cały analizowany przedział czasowy.

Tabela 4. Roczne koszty studiów wyższych.

rok	kwota czesnego	koszt utrzymania	razem
1998	5300 zł	7400 zł	12 700 zł
1999	5700 zł	8100 zł	13 800 zł
2000	6300 zł	8800 zł	15 100 zł
2001	6700 zł	9600 zł	16 300 zł
2002	6900 zł	10200 zł	17 100 zł
2003	7000 zł	10500 zł	17 500 zł
2004	7000 zł	10700 zł	17 700 zł

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS

W okresie siedmiu lat koszt finansowy studiów wzrósł o 40% w ujęciu nominalnym, co jest równoważne obniżeniu się realnego kosztu finansowego studiów o około 9 %. Koszt realny studiów zmalał wskutek spadku udziału kosztów czesnego w całkowitym koszcie finansowym związanym z podjęciem studiów.

Tabela 5. Szacunki kosztu alternatywnego 5 letnich studiów.

rok	Koszt alternatywny	Koszt alternatywny w cenach 2004
1998	54 000 zł	72 941,00 zł
1999	60 100 zł	74 277,35 zł
2000	68 700 zł	77 855,03 zł
2001	73 600 zł	78 369,20 zł
2002	73 500 zł	75 803,61 zł
2003	75 200 zł	76 663,32 zł
2004	81 600 zł	81 600,00 zł

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BBGD GUS

<sup>9</sup> Dane GUS rozróżniają studia licencjackie od studiów magisterskich dopiero od roku 2002. Kwotę uzyskano porównując liczbę studentów stacjonarnych i niestacjonarnych z udziałem przychodów dotacji budżetowej i czesnego w budżecie uczelni.

Oszacowanie kosztu alternatywnego studiów wyższych zostało dokonane poprzez wykorzystanie utworzonych hipotetycznych profili płacowych dla przeciętnych jednostek. Koszt jest równy kwocie utraconych potencjalnych zarobków, jakie osoba mogłaby uzyskać, gdyby podjęła pracę zawodową. Jest to suma potencjalnych zarobków hipotetycznej osoby w wieku 18-22 lata.

Realna wartość hipotetycznych rocznych zarobków jest równoważna zarobkom miesięcznym na poziomie 1300 złotych netto w cenach roku 2004. Wielkość oszacowanej kwoty nie budzi większych wątpliwości, ponieważ odpowiada ona kwocie rzeczywistych zarobków oferowanych absolwentom szkół średnich w rozpatrywanym okresie.

Wykształcenie jest jedną z charakterystyk opisujących kapitał ludzki, zatem analogicznie jak w przypadku kapitału fizycznego można określić wysokość nakładów, które trzeba ponieść w celu podniesienia jego poziomu. Punktem początkowym dla przeprowadzenia analizy ekonomicznej jest przyjęcie założenia, że jednostki dokonują racjonalnych wyborów kierując się zasadą maksymalizacji oczekiwanej użyteczności. W przeprowadzonej analizie potraktowano studia wyższe jako inwestycję, na którą młoda osoba musi zaciągnąć kredyt finansowy.

Wykorzystując hipotetyczne profile płacowe dla osób z wykształceniem średnim i wyższym zsumowano zarobki, obliczając potencjalny dochód uzyskany w ciągu całego życia. Od kwoty zarobionej przez osobę z wyższym wykształceniem odjęto koszt finansowy podjęcia studiów, wraz z kosztem kredytu, który zapewniał finansowanie utrzymania, oraz uwzględniono koszt alternatywny. W ten sposób uzyskano kwotę zysku netto z inwestycji w wykształcenie dla osoby z wykształceniem wyższym. Stopę zwrotu uzyskano poprzez podzielenie hipotetycznego zysku netto przez sumę zarobków obliczoną dla osoby, która po skończeniu szkoły średniej podjęła pracę.

Oszacowanie przeciętnej rocznej stopy zwrotu na poziomie 6-9% należy uznać za wielkość zgodną z oczekiwaniami. Wielkość jest nieznacznie wyższa niż w krajach UE15. Podobny wynik uzyskał Strawiński we wcześniejszej pracy [P. Strawiński 2006]. W celu sprawdzenia poprawności oszacowań i ich odporności ze względu na uwzględnianie obserwacji wątpliwych, oraz dobór zmiennych przeprowadzono oszacowanie wielu alternatywnych

wariantów równania płacy. Z każdym razem uzyskane oszacowania stóp zwrotu z inwestycji w wyższe wykształcenie oscyloowało w granicach 5-10% rocznie, w zależności od rozpatrywanej specyfikacji równania selekcji i równania płacy.

Tabela 6. Stopa zwrotu z wykształcenia wyższego

rok	Roczna stopa zwrotu z wykształcenia wyższego	Stopa zwrotu z wykształcenia wyższego	Roczna stopa zwrotu z wykształcenia wyższego	Stopa zwrotu z wykształcenia wyższego
	z kosztem alternatywnym		bez kosztu alternatywnego	
1998	6,8%	34,2%	8,4%	42,1%
1999	6,1%	30,5%	7,7%	38,4%
2000	6,6%	33,0%	8,2%	41,0%
2001	5,4%	27,2%	7,0%	35,2%
2002	8,7%	43,6%	10,3%	51,3%
2003	9,3%	46,4%	10,6%	53,1%
2004	8,8%	43,9%	10,2%	51,0%

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BBGD GUS

Zastanawiający jest skokowy wzrost stopy zwrotu z inwestycji w wykształcenie pomiędzy rokiem 2001 a 2002. Jest on obecny we wszystkich rozpatrywanych specyfikacjach, poza jedną, nie uwzględniającą wykonywanego zawodu. W tym ostatnim modelu stopy zwrotu z wyższego wykształcenia pozostawały przez cały okres na poziomie 6-7% rocznie. Aby dokładniej przedstawić zachodzące przemiany na polskim rynku pracy obliczono współczynniki obrazujące dynamikę kształtowania się płac oraz ich zróżnicowanie. Płace nominalne wzrosły w analizowanym okresie przeciętnie o 50% na stanowiskach nie wymagających wysokich kwalifikacji. W grupie pracowników zatrudnionych na stanowiskach kierowniczych nastąpiło zróżnicowanie wzrostu płac ze względu na wykształcenie. Osoby zatrudnione na stanowiskach kierowniczych posiadające wyższe wykształceniem zarabiają nominalnie o 100% więcej, gdy wzrost zarobków dla osób ze średnim wykształceniem nie odbiegał od średniej. Podobne zróżnicowanie, choć nieco słabsze, zanotowano wśród pracowników średniego personelu. Najwyższy wzrost płac zaobserwowano w grupie specjalistów. Nominalne zarobki w tej grupie wzrosły przeciętnie o 100% dla osób ze średnim wykształceniem, oraz o 150% dla osób z wyższym wykształceniem.

Dodatkowo obliczono współczynniki Giniego dla płac w poszczególnych grupach zawodowych. W tabeli 7 przedstawiono stosunek średniej wartości współczynnika Giniego dla lat 2003-2004 w stosunku dla średniej dla lat 1998-1999. Wyniki uśredniono z uwagi na

niewielkie liczebności niektórych grup zawodowych. Celem działania było zminimalizowanie wpływu pojedynczych obserwacji na wartość średnią<sup>10</sup>.

Tabela 7. Ilorazy współczynników Giniego dla grup zawodowych dla lat 2003/04 w stosunku do lat 1998/99.

Lp.	grupa zawodowa	wykształcenie		
		razem	średnie	wyższe
1	Kierownicy	1,01530	1,014089	1,018976
2	Specjaliści	1,05709	1,129829	1,050545
3	średni personel	1,01303	1,006045	1,062197
4	obsługa biura	1,06058	1,059848	0,952484
5	Usługi	1,09649	1,017509	1,195164
6	pracownicy przemysłu	1,05078	1,026416	1,253883
7	operatorzy maszyn	1,03983	1,058462	0,659507
8	robotnicy	0,97366	0,965421	0,844315

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BBGD GUS

Stopień dywergencji płac wzrósł we wszystkich grupach zawodowych, poza grupą robotników. Wśród tych ostatnich zaobserwowano odwrotną tendencję. Zróżnicowanie zmalało o 3%, przy czym płace silniej wyrównały się w grupie pracowników o wyższych kwalifikacjach, niż wśród osób ze średnim wykształceniem. Na stanowiskach wymagających najwyższych kwalifikacji zawodowych zróżnicowanie płac nieznacznie się zwiększyło. Za wysoką wartość współczynnika Giniego dla specjalistów o wykształceniu średnim w większym stopniu odpowiada niska liczebność tej kategorii niż rzeczywisty stopień zróżnicowania płac. Największa dywergencja płac ze względu na posiadane wykształcenie nastąpiła w przemyśle i sektorze usług, czyli dziedzinach w których intensywnie wdrażane są innowacje oraz wykorzystywane nowe technologie. Potwierdza to hipotezę rozwoju technologicznego promującego wysokie kwalifikacje (por. A. Newell, M. Socha [2005]). Kolejnym argumentem przemawiającym za potwierdzeniem tej hipotezy jest konwergencja płac w grupie robotników i relatywnie niski w porównaniu z innymi grupami wzrost zróżnicowania w grupie operatorów maszyn. Obie te grupy skupiają pracowników wykonujących proste prace nie wymagające ponadprzeciętnych zdolności.

Biorąc pod uwagę silny wzrost relatywnego wynagrodzenia dla osób o wysokich kwalifikacjach, może on tłumaczyć skokowy wzrost stopy zwrotu z wykształcenia wyższego. Innym wytłumaczeniem skokowej zmiany wartości stopy zwrotu jest przesunięcie ciężaru

<sup>10</sup> Konstrukcja BBGD nie zapewnia reprezentatywności danych na poziomie poszczególnych zawodów, czy grup zawodowych.

kształcenia studentów z sektora publicznego na prywatny. Obecnie w prywatnych szkołach wyższych studiuje ponad połowa wszystkich studentów. Malejący udział wydatków budżetowych na szkolnictwo wyższe, zmniejsza efekt wypychania wydatków prywatnych, powodując wzrost prywatnej stopy zwrotu z kształcenia.

Inwestycja w wyższe wykształcenie w Polsce charakteryzuje się relatywnie wysoką stopą zwrotu, wynoszącą około 6,5% pod koniec dwudziestego wieku, oraz 9,5% w ostatnich latach. Jest to wartość zbliżona do poziomu stóp zwrotu w innych krajach europejskich, plasująca Polskę wśród krajów o najwyższej stopie zwrotu. Jest to zgodne z oczekiwaniami (por. G. Psacharopoulos [2002]), gdyż w kraju o relatywnie niskim poziomie PKB w stosunku do innych krajów europejskich i szybkim tempie wzrostu gospodarczego występuje duży popyt na pracowników o wysokich kwalifikacjach. Młodzi ludzie podejmując decyzję, biorą pod uwagę obecny poziom płac i oczekują, że znacznie zyskają kończąc studia. Oczywiście takie rozumowanie ma słaby punkt. Rynek pracy nie jest stały, zmienia się w czasie. To że w momencie podjęcia decyzji o rozpoczęciu studiów zwrot poziom stopy zwrotu jest relatywnie niski bądź relatywnie wysoki, nie oznacza, że taka sama będzie rzeczywista stopa zwrotu. Niestety oszacowanie jej prawdziwej wartości z przyczyn oczywistych jest niemożliwe.

Zatem aktualnym pozostaje pytanie czy opłaca się studiować? Oszacowana prywatna stopa zwrotu ze studiów wyższych jest dodatnia i należy do najwyższych w Europie. Ukończenie studiów wpływa pozytywnie zarówno na prawdopodobieństwo znalezienia pracy, jak i poziom uzyskiwanej płacy. Jednak nie istnieje ogólna odpowiedź na tak sformułowane pytanie. Na podstawie uzyskanych wyników można stwierdzić, że ludzie studiujący na początku lat dziewięćdziesiątych podjęli bardzo dobrą decyzję inwestycyjną. Jak korzystna będzie ta sama decyzja dla kolejnych kohort okaże się za kilka lat. Uzyskane w pracy wyniki wskazują, że opłacalność studiów nie zmniejszyła się, a wręcz przeciwnie rośnie.

## Bibliografia

- Acemoglu D., Angrist J. *How Large Are the Social Returns to Education? Evidence From Compulsory Schooling Laws*, „NBER Working Paper” 1999, Nr 7444.
- Ashenfelter O. *Estimating the Effect of Training Programs on Earning*, „The Review of Economics and Statistics” 1978, vol. 60 nr 1.
- Bar-Or Y., Burbidge J., Magee L., Robb A., *The Wage Premium to a University Education in Canada 1971-1991*, „Journal of Labour Economics” 1995, vol. 13, nr 4.
- Becker, G. *Ekonomiczna teoria zachowań ludzkich*, PWN, Warszawa 1990.
- Brunello G., Coni S., Lucifora C. *The Returns to Education in Italy: A New Look at the Evidence*, „IZA Working Paper” 2000 nr 130.
- Borland J. *New Estimates of the Private Rate of Return to University Education in Australia*, Melbourne Institute Working Paper no 14/02. 2002.
- Blundell R., Dearden L., Sianesi B. *Estimating the Return to Education: Models, Methods and Results*, „IFS Working Paper” 2001 nr 19.
- Caponi V., Plesca M. *Can Ability Bias Explain the Earnings Gap Between College and University Graduates?*, 2007, IZA Discussion Paper nr. 2784.
- Card D. *The Casual Effect of Education on Earnings*, w O.Ashenfelter, D.Card *Handbook of Labour Economics*, North Holland, Amsterdam 1999.
- Card D. *Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Present Econometric Problems*, „NBER Working Paper” 2000 nr 7769.
- Card D., Di Nardo J. *Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles*, „Journal of Labour Economics” 2002, vol. 20, nr 4.
- Czekaj T. *Dochodowość materialnych czynników produkcji w gospodarstwach indywidualnych w 2004 roku*, IERiGŻ Raport Programu Wieloletniego 2005-2009 "Ekonomiczne i społeczne uwarunkowania rozwoju polskiej gospodarki żywnościowej po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej" nr 32/2006.
- De la Fuente A. *Human Capital in a Global and Knowledge-based Economy. Part 2: Assessment at the EU Country Level*. Raport Komisji Europejskiej. 2003.
- GUS *Rocznik statystyczny*. GUS, Wydania obejmujące lata 1998-2005.
- GUS *Szkoły wyższe i ich finanse*. GUS, Wydania obejmujące lata 1998-2005.
- Harmon C., Oosterbeek H., Walker I. *The Returns to Education: A Review of Evidence*, Center for Economics of Education, Londyn 2002.

- Heckman J.J. *Sample Selection Bias as a Specification Error*, „Econometrica” 1979, vol. 47, nr 1.
- Jonhson P., Lloyd R. *Does Higher Education Pay? Results From The Returns to Education Model*, Working Paper. Conference of Economists, Gold Coast, 3-6 Czerwiec 2000.
- Kołaczek B. *Ścieżki edukacyjne Polaków*, “Polityka Społeczna”, 2006, vol. 3.
- Kilińska D., Radkowski S. . *Ścieżki edukacyjne Polaków*, GUS, 2005.
- Mincer, J. *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York 1974.
- Newell A., Reilly B. *Rates of return to educational qualifications in the transitional economies*, „Education Economics”, 1999. vol. 7.
- Newell A., Socha M. *The Polish Wage Inequality Explosion*, 2007, IZA Discussion Paper nr 2644.
- Neumark D., Taubmann P. *Why do Wage Profiles Slope Upward? Test of the General Human Capital Model*, „Journal of Labor Economics” 1995, vol. 13, nr 4.
- Pastore F., Verashchagina A. *Private Returns to human capital over transition: A case study of Belarus*, „Economics of Education Review” 2006, vol 25.
- Psacharopoulos G. *Returns to Investment in Education: A Global Update*, World Development, 1994, vol 22. no. 9.
- Psacharopoulos G., Patrinos A. *Returns to Investment in Education: A Further Update*, World Bank Policy Research Working Paper 2881, 2002.
- Sloane P., O’Leary N. *The Return to a University Education in Great Britain*, 2004, IZA Discussion Paper no 1199.
- Strawiński P. *Zwrot z inwestowania w wyższe wykształcenie*, „Ekonomista” 2006, nr 6.
- Willis R.J., Rosen S. *Education and Self Selection*, „Journal of Political Economy” 1979, vol. 98, nr 5.

## Załącznik

### Wyniki oszacowania równania zarobków i równania selekcji dla danych 2004

Log wiarygodności	-31590	Liczba obserwacji	39427
Test Walda (14)	10665	Ocenzurowanych	23380
p-value Walda	0,000	Nieocenzurowanych	16097

Zmienna	Współczynnik	Błąd std	Z	P> Z	przedział ufności	
<u>log zarobki</u>						
płeć	0,2191017	0,0083064	23,68	0,000	0,2028215	0,2353819
wiek	0,0778576	0,0032346	24,07	0,000	0,0715179	0,0841973
wiek^2	-0,0008891	0,0000416	-21,63	0,000	-0,0009707	-0,0008075
w*wiek	0,0216444	0,001113	19,45	0,000	0,019463	0,0238258
w*wiek^2	-0,0001401	0,0000229	-6,11	0,000	-0,000185	-0,0000951
samozatr	0,1331077	0,0108426	12,28	0,000	0,1118567	0,1543588
rodzina	0,1341548	0,0097929	13,70	0,000	0,1149611	0,1533484
region NE	-0,0283324	0,0121165	-2,34	0,019	-0,0520802	-0,0045846
region NW	-0,0600526	0,0117807	-5,10	0,000	-0,0831424	-0,0369628
region SE	-0,0648013	0,0101922	-6,36	0,000	-0,0847776	-0,0448251
m. duże	0,3180484	0,0112739	28,21	0,000	0,2959521	0,3401448
m. średnie	0,1376046	0,0101346	13,58	0,000	0,1177411	0,157468
kierownik	0,3785803	0,0115024	32,91	0,000	0,3560361	0,4011245
admin.	0,2403102	0,0083335	28,84	0,000	0,2239768	0,2566436
stała	4,565504	0,061099	74,72	0,000	4,445752	4,685255
<u>selekcja</u>						
płeć	-0,1468367	0,0136302	-10,77	0,000	-0,1735514	-0,120122
wiek	0,0974468	0,0050747	19,20	0,000	0,0875007	0,107393
wiek^2	-0,0012616	0,0000651	-19,38	0,000	-0,0013892	-0,0011341
w*wiek	0,0730786	0,0024221	30,17	0,000	0,0683314	0,0778259
w*wiek^2	-0,0006899	0,0000543	-12,71	0,000	-0,0007963	-0,0005835
rodzina	0,563692	0,0169421	3,33	0,001	0,0231634	0,0895751
region NE	-0,0237509	0,0202678	-1,17	0,241	-0,063475	0,0159731
region NW	-0,0332526	0,0199316	-1,67	0,095	-0,0723178	0,0058126
region SE	0,0009634	0,0174919	0,06	0,956	-0,03332	0,0352469
m. duże	0,5513894	0,0208287	26,47	0,000	0,510566	0,5922128
m. średnie	0,311696	0,0176096	17,70	0,000	0,2771819	0,3462102
stała	-2,295592	0,0912569	-25,16	0,000	-2,474452	-2,116732
Arctanh(rho)	1,130396	0,0269296	41,98	0,000	1,077615	1,183177
Ln(sigma)	-0,5734828	0,009808	-58,47	0,000	-0,592706	-0,5542595
rho	0,8111547	0,0092107			0,792313	0,8284508
sigma	0,5635593	0,0055274			0,5528293	0,5744975
lambda	0,4571338	0,0092183			0,4390663	0,4752012
Test niezależności równań (rho=0)			555,37	0,000		

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS

Gdzie w jest zmienną zero-jedynkową, o wartości 1 dla osób z wykształceniem wyższym.