

Efekt zewnętrzny wykształcenia**

Wprowadzenie

Rezultaty badań przeprowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny w 2005 roku czynników determinujących wybory i kariery edukacyjne pokazały, że edukacja jest postrzegana przez osoby młode w kategoriach inwestycji [GUS, 2005]. Akumulacja wiedzy jest jednym ze sposobów na zapewnienie wysokich dochodów w przyszłości. Ludzie, którzy decydują się podjąć taką inwestycję rozważają nie tylko czysty zwrot finansowy, ale również inne korzyści i koszty z nią związane. Oczekują, że taka inwestycja w niedalekiej przyszłości zapewni im dochód na satysfakcjonującym poziomie, a także większe możliwości rozwoju zawodowego, większy prestiż społeczny, oraz ponadto, co jest nie mniej ważne, zmniejszy ryzyko bezrobocia. Te wszystkie elementy nie są wprost wymierne w pieniądzu i składają się na całkowity prywatny zwrot z edukacji, przewyższający prywatną stopę zwrotu, która w literaturze jest utożsamiana z techniczną stopą zwrotu.

Inwestowanie w kapitał ludzki otwiera nowe możliwości przed osobami, rodzinami, firmami i społeczeństwem. Jest ono najprostszą metodą na osiągnięcie wyższego dobrobytu. Akumulacja kapitału ludzkiego przyspiesza rozwój technologiczny i ekonomiczny. Obecnie, w dobie globalizacji, połączonych rynków i ekspansji gospodarki opartej na wiedzy inwestycje w rozwój kapitału ludzkiego stają się koniecznością. Zdobyte wykształcenie podnosi produktywność pracowników i przez to wpływa na ich zarobki. Jednakże całkowite korzyści z inwestycji w edukację przewyższają całkowitą ekonomiczną stopę zwrotu. Dodatkowo, podczas analiz należy wziąć pod uwagę inne czynniki z nią związane. Wykształceni ludzie są postrzegani jako bardziej innowacyjni i otwarci na zmiany, a pozostała część społeczeństwa naśladuje ich zachowania i styl życia. W ten sposób powstają pozytywne efekty zewnętrzne dla społeczeństwa, takie jak na przykład wyższe standardy higieniczne czy dbałość o kondycję fizyczną i zdrowie. Pomimo tego że aspekty te trudno zmierzyć i kwantyfikować, np. rozwój osobisty, interakcje społeczne, aktywność obywatelska, wszystkie one

* Autor jest pracownikiem Katedry Statystyki i Ekonometrii na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego. Artykuł wpłynął do redakcji w marcu 2009 r.

** Skrócona wersja artykułu była prezentowana na konferencji COMPETE w Warszawie w czerwcu 2008, oraz podczas Warsaw International Economic Meeting w lipcu 2008. Autor dziękuje dwóm anonimowym recenzentom, oraz uczestnikom obu konferencji za komentarze i cenne uwagi, które zostały wykorzystane w niniejszej pracy. Opinie wygłaszane w artykule są opiniami autora i nie powinny być kojarzone z instytucją, w której pracuje.

stanowią ważną część społecznego zwrotu z edukacji, to jest korzyści, jakie odnosi społeczeństwo z faktu, że część jego członków uzyskuje dodatkową wiedzę. Innym ważnym czynnikiem jest potencjalny efekt rozprzestrzeniania się wiedzy (ang. *spill-over*).

Prowadzone badania wskazują, że dodatkowy rok nauki podnosi indywidualne zarobki mniej więcej o 5-10%. Jednakże ekonomiczne konsekwencje zmian w przeciętnym poziomie wykształcenia mogą się różnić od prywatnej stopy zwrotu. Zmiana przeciętnego poziomu wykształcenia przyczynia się do wzrostu płac ludzi wykształconych wynikającego ze wzrostu produktywności pracowników i podnosi podaż wykwalifikowanej siły roboczej. Wzrost produktywności jest efektem zmian w otoczeniu ekonomicznym. Obserwowany wzrost płac może być jednak niższy niż prywatna stopa zwrotu z edukacji w sytuacji, gdy posiadane wykształcenie pełni rolę sygnału na rynku pracy, albo gdy podaż czynników produkcji jest nieelastyczna. Podobnie wartość wykształcenia dla społeczeństwa może przekraczać prywatną stopę zwrotu, z uwagi na występujący pozytywny zwrot zewnętrzny wynikający ze zmian w relatywnych płacach, albo efektów zewnętrznych wynikających ze zwiększonej liczby wykształconych pracowników. Pomimo tego że te kwestie wydają się ważne, szczególnie dla prowadzenia polityki gospodarczej, dużo mniej jest wiadomo na temat zwrotu zewnętrznego z edukacji niż prywatnej stopy zwrotu.

Koncepcja kapitału ludzkiego w ostatnich latach uzyskała akceptację wśród badaczy zajmujących się ekonomią. Znajduje ona zastosowanie w różnych dziedzinach ekonomii, począwszy od ekonomicznej teorii wzrostu a skończywszy na ekonomii instytucjonalnej. Jest ona również z powodzeniem stosowana w ekonomicznej analizie edukacji. Społeczny zwrot z edukacji można zdefiniować jako część stopy zwrotu, którą można przypisać kapitałowi społecznemu. Za Colemanem [1988] dokonano rozróżnienia pomiędzy kapitałem społecznym i kapitałem ludzkim, który obejmuje wykształcenie i umiejętności, które pracownik dostarcza na rynku pracy i odróżniamy oba pojęcia od kapitału finansowego. Dzielenie się nabytą wiedzą i umiejętnościami poprzez formalne i nieformalne współdziałanie może wykreować pozytywne efekty zewnętrzne wśród pracowników. W taki sposób zdefiniowany efekt społeczny podnosi stopę zwrotu z edukacji, ale nie może być uwzględniony w standardowym modelu kapitału ludzkiego.

Z drugiej strony prywatna stopa zwrotu z inwestycji edukacyjnej może być postrzegana jako stopa dyskontowa. W takim przypadku jest zdefiniowana jako wartość, która wyrównuje strumień przychodów oraz strumień wydatków w określonym momencie. Prywatna stopa zwrotu mierzy dodatkowy przychód finansowy, który może być przypisany uzyskaniu wyższych kwalifikacji zawodowych. W ten sposób zdefiniowana prywatna stopa zwrotu jest również określana jako techniczna stopa zwrotu. W celu oszacowania jej wartości należy porównać prywatnie poniesione koszty oraz oczekiwany wzrost przyszłych zarobków, bez uwzględniania podatków i transferów socjalnych. Prowadzona przez rząd polityka społeczna wpływa na opłacalność inwestycji edukacyjnych. Podnoszony jest argument, że transfery skierowane do młodych osób i redukcje

czesnego dla młodych studentów podnoszą całkowitą stopę zwrotu z edukacji, ale jednocześnie obniżają prywatną stopę zwrotu. Z drugiej strony, prywatna stopa zwrotu jest niższa w krajach z rozwiniętym systemem pomocy socjalnej oraz progresywnym systemem podatkowym. Jak pokazał de la Fuente [2003], w Europie inwestycje w wyższe wykształcenie wydają się być bardziej atrakcyjne od inwestycji finansowych, ponieważ te pierwsze są wspierane przez państwo. Podstawowym narzędziem wspomagającym jest pokrycie znacznej części lub nawet całkowitego jej kosztu przez państwo. Stosowanymi instrumentami są w takim przypadku subsydia i redukcje (odpisy) podatkowe. W efekcie realne opodatkowanie jest dużo niższe niż stawki nominalne. Jak pokazali Harmon i in. [2002] publiczne wspomaganie inwestycji edukacyjnych może prowadzić do sytuacji, w której nawet w krajach z progresywnym systemem podatkowym występuje negatywne opodatkowanie kapitału ludzkiego.

Spółeczną stopę zwrotu z wykształcenia można zdefiniować analogicznie do stopy zwrotu z aktywów finansowych. Uznaje się wówczas, że społeczna stopa zwrotu jest równa stopie dyskontowej zrównującej obecną wartość kosztów społecznych kształcenia i przychodów społecznych wynikających z uzyskania wyższego poziomu wykształcenia. Kluczowa różnica w stosunku do prywatnej stopy zwrotu polega na tym, że społeczna stopa zwrotu zależy od efektu uzyskania wykształcenia dla osoby i jej ekonomicznego otoczenia, a nie wyłącznie od wysokości płac. Dodatkowo podczas obliczeń społecznej stopy zwrotu, w odróżnieniu od stopy prywatnej, uwzględniane są efekty redystrybucyjne. Standardowe rozważania dotyczące popytu i podaży sugerują, że płace niskokwalifikowanych pracowników zyskują dzięki niedoskonałej substytucji pomiędzy niewykwalifikowaną a wykwalifikowaną siłą roboczą, oraz występowaniu efektów zewnętrznych. Ponadto efekt rozprzestrzeniania się edukacji może powstać z powodu występujących niedostosowań na rynku pracy, oraz endogenicznego rozwoju promującego wyższe kwalifikacje [Acemoglu i Angrist, 1999].

Niestety, nie istnieją bezpośrednie miary społecznego zwrotu z edukacji. Zwykle sugerowaną w literaturze i stosowaną w badaniach miarą przybliżającą, jest efekt wzrostu udziału pracowników o wyższych kwalifikacjach w sile roboczej. Taki wzrost może spowodować wzrost wynagrodzeń oraz prywatnej stopy zwrotu z edukacji z dwóch powodów. Po pierwsze, standardowy model neoklasyczny sugeruje, że jeśli wykształceni i niewykształceni robotnicy są niedoskonałymi substytutami, wzrost udziału wykształconych robotników w sile roboczej spowoduje wzrost płac dla obu grup. Po drugie, może występować efekt rozprzestrzeniania się (ang. *spill-over*) kapitału ludzkiego. Z powyższych powodów prywatna i społeczna stopa zwrotu powinny być szacowane jednocześnie.

Artykuł analizuje ewolucję społecznej stopy zwrotu z edukacji na poziomie wyższym z uwzględnieniem podziału na prywatną i zewnętrzną stopę zwrotu w Polsce w latach 1998-2005. Ekonomiczny model korzyści edukacyjnych bazuje na teorii przewagi komparatywnej i używa równań płacy Mincera. Porównane zostały ekonomiczne koszty i korzyści wynikające z uzyskania wyższego

wykształcenia. W rezultacie oszacowano wielkość wewnętrznej stopy zwrotu z edukacji. Celem pracy jest wykazanie istnienia pozytywnych efektów zewnętrznych związanych ze wzrostem poziomu wykształcenia.

Artykuł został podzielony na cztery części. W pierwszej, zaprezentowano metodę oraz wyniki badań stopy zwrotu z edukacji w różnych krajach europejskich. W drugiej analizowane są problemy o charakterze metodologicznym, oraz przedstawiony jest model teoretyczny wyboru poziomu wykształcenia wraz z implikacjami dla formy analitycznej. W trzeciej części zaprezentowany jest zbiór danych empirycznych oraz wyniki przeprowadzonej analizy. Artykuł kończy się podsumowaniem i dyskusją uzyskanych wyników.

Zwrot z edukacji

Wielu ekonomistów badało stopę zwrotu z inwestycji edukacyjnej w kapitał ludzki. Szereg badań wskazuje na pozytywny związek pomiędzy wykształceniem a wysokością zarobków. Badania rynku pracy prowadzone dla Stanów Zjednoczonych Ameryki wskazują, że osoby lepiej wykształcone zarabiają przeciętnie o 7,5% więcej za każdy ukończony dodatkowy rok nauki na poziomie wyższym [Acemoglu i Angrist, 1999]. W sąsiadującej Kanadzie Bar-Or [1995] ze współpracownikami oszacował stopę zwrotu z czteroletnich studiów na 30%. W ostatnio przeprowadzonym badaniu Caponi i Plesca [2007] pokazali, że osoby z wyższym wykształceniem zarabiają 30-40% więcej niż absolwenci szkół średnich. W podobnym badaniu Blundell i in. [2005] pokazali, używając różnych technik ekonometrycznych, że posiadanie dyplomu uniwersyteckiego lub ekwiwalentnego przyczynia się do uzyskiwania przeciętnie o 25% wyższych zarobków rocznie w Wielkiej Brytanii. We wcześniejszym badaniu dla tego kraju Card [1999] oszacował roczną stopę zwrotu z edukacji na 6-11% w zależności od wybranego przez studenta kierunku studiów. Wyższą stopę zwrotu uzyskują absolwenci studiów wyższych zatrudnieni w firmach prywatnych w sektorach związanych z wykorzystaniem nowych technologii. Natomiast w sektorach tradycyjnie zdominowanych przez państwo (np. edukacja) stopa zwrotu z wykształcenia wyższego jest niższa.

Podobne wyniki uzyskano w badaniach dotyczących państw Unii Europejskiej. Brunello, Comi i Lucifora [2001] analizowali dane z włoskiego rynku pracy i pokazali, że przeciętny roczny zwrot z tytułu edukacji na poziomie wyższym wynosi 6,2% dla mężczyzn, oraz 7,5% dla kobiet. Ten wynik został potwierdzony przez Mendolichcio [2005]. Pokazała ona, że stopa zwrotu z wykształcenia wyższego dla kobiet zawiera się w przedziale 7-12%, a dla mężczyzn jest nieznacznie niższa i należy do przedziału 6,5-11%. Podobne wyniki dla EU-15 uzyskali Harmon, Oosterbeek i Walker [2002]. Oszacowali oni przeciętną roczną stopę zwrotu na 6,5%. De la Fuente [2003], w raporcie dla Komisji Europejskiej uzyskał oszacowanie rocznej stopy zwrotu z edukacji na poziomie 6,2%, zaznaczając, że w długim okresie dzięki wzrostowi udziału ludzi o wyższych kwalifikacjach w społeczeństwie staje się ono bardziej inno-

wacyjne. Dzięki temu powstaje dodatkowa 3,1% premia z tytułu szybszego rozwoju technologicznego.

Jak wskazał Psacharopoulos [1994] stopa zwrotu z inwestycji w edukację spada wraz ze wzrostem produktu narodowego na mieszkańca. W rezultacie należy oczekiwać, że w krajach Europy Środkowej i Wschodniej, więc także i w Polsce, stopa zwrotu z edukacji oparta na kapitale ludzkim jest wyższa niż przeciętna dla starych członków Unii Europejskiej. Jednakże wiele przeprowadzonych badań empirycznych wskazuje na całkiem odmienny obraz. Newell i Reilly [1999] analizowali rozkład płac w krajach przechodzących transformację gospodarczą i wskazali, że stopa zwrotu z edukacji, szczególnie na poziomie wyższym, kształtowała się na zaskakująco niskim poziomie. Oszacowali oni jej wysokość na tylko 2%. Pastore i Verashchagina [2006] w studium dotyczącym Białorusi i innych państw byłych republik radzieckich doszli do podobnych konkluzji.

Proces transformacji ekonomicznej i decentralizacji gospodarki przyczynił się do wzrostu stopy zwrotu z wykształcenia. Osiągnęła ona 4-5% w zależności od czynników specyficznych dla analizowanego kraju. W przeciwieństwie do uprzednio przywoływanych prac Strawiński [2006, 2007] pokazał, że techniczna stopa zwrotu z edukacji dla Polski wahała się w przedziale 6-9,5% w latach 1998-2006. Jeżeli ten wynik zostanie porównany z rezultatami uzyskanymi przez Psacharopoulosa i Patrinosą [2002], którzy dla krajów rozwiniętych oszacowali stopę zwrotu na 7-12% rocznie, stanie się oczywistym, że w krajach Europy Środkowej i Wschodniej edukacja była niedowartościowana w okresie transformacji. Była wynagradzana w postaci prestiżu, ale nie była odzwierciedlona w wysokości zarobków. Z tego powodu należy się spodziewać, że społeczna stopa zwrotu obejmująca również stopę zewnętrzną powinna być zdecydowanie wyższa.

Literatura empiryczna dotycząca społecznej stopy zwrotu z wykształcenia nie jest obszerna. Studia o charakterze mikroekonomicznym odnoszą logarytm indywidualnych zarobków do liczby lat spędzonych w systemie edukacyjnym, przeciętnej liczby lat jaka jest poświęcana na naukę przez osoby z bliskiego otoczenia geograficznego, oraz do innych zmiennych o charakterze kontrolnym. Społeczna stopa zwrotu w tym podejściu jest sumą dwóch współczynników wykształcenia: jednego dla zwrotu z kapitału ludzkiego oraz drugiego dla zewnętrznej stopy zwrotu. Pośród nielicznych prac w tym zakresie należy wyróżnić, że Rauch [1993] uzasadnił istnienie społecznej stopy zwrotu i oszacował ją na 8,1% w tym 3,3% przypada na zewnętrzną stopę zwrotu. Analiza została przeprowadzona poprzez porównanie wzrostu indywidualnej płacy z przeciętnym wzrostem zarobków w danej okolicy. Acemoglu i Angrist [1999] oszacowali społeczną stopę zwrotu na 7,5%, w tym część przypadającą na zewnętrzną stopę zwrotu na 4,6% za pomocą metodologii klasycznej, oraz uzyskali oszacowanie w wysokości 9,1% w tym 1,8% stopa zewnętrzna, wykorzystując metodę zmiennych instrumentalnych. Moretti [2004] oszacował efekt *spill-over* dla edukacji na poziomie średnim poprzez porównanie płac dla podobnych pod względem wszystkich cech społecznych i demograficznych

pracowników, poza tym, że pracowali oni w miastach z różnym udziałem absolwentów w pracującej populacji. Znalazł on pozytywną i istotną statystycznie zależność pomiędzy większą liczbą osób ze średnim wykształceniem w miastach i przeciętnymi płacami. Uzyskanie wyniku wskazuje na silną pozytywną relację pomiędzy indywidualnymi płacami i udziałem ludzi wykształconych w sile roboczej, nawet gdy kontrolowany jest bezpośredni wpływ wykształcenia na płacę. Również zaobserwował on występowanie efektu *spill-over*. Lepiej wykształceni pracownicy obniżają podaż ludzi o niskich kwalifikacjach i powoduje to wzrost płac w tej ostatniej grupie.

Podejście makroekonomiczne do analizy stopy zwrotu z edukacji używa porównań międzynarodowych wykorzystujących modele regresji oparte o model wzrostu endogenicznego. Logarytm PKB *per capita* jest tłumaczony przez zasoby pracy, kapitału, przeciętne wykształcenie jako miarę poziomu edukacji i dodatkowe zmienne kontrolne. Heckman i Klenow [1997] oszacowali rozmiar efektu zewnętrznego porównując współczynnik dla wykształcenia z modelu kapitału ludzkiego oraz z modelu makroekonomicznego. Uzyskali oszacowanie społecznej stopy zwrotu w wysokości 10,6%. Blis i Klenow [2000] zastosowali podobne podejście. Dodatkowo uwzględnili różnice w technologii, przez co społeczna stopa zwrotu stała się podobna do prywatnej stopy zwrotu. W podobnym badaniu Topel [1999] także zastosował porównanie międzynarodowe i uzyskał oszacowanie zewnętrznej stopy zwrotu w wysokości 6,2%. Acemoglu i Angrist [1999] przeanalizowali wpływ przeciętnego wykształcenia na zarobki pracowników i znaleźli znaczące efekty zewnętrzne. Pomimo to, przeciętne i indywidualne wykształcenie mogą być w wysokim stopniu skorelowane. Dodatkowo Psacharopoulos i Patrinos [2002] ostrzegają, że wyniki analiz są niekonkluzywne.

Metodologia

Pomiar kapitału społecznego jest niezmiernie trudnym zadaniem. Nie istnieje wśród badaczy zgoda, w jaki sposób należy mierzyć kapitał społeczny. Jest to jedna z metodologicznych słabości tej koncepcji. Podstawowym problemem jest fakt, że nie wszystkie czynniki, które są potencjalnie odpowiedzialne za tworzenie kapitału społecznego można prosto kwantyfikować. Część metod proponowanych w literaturze wskazuje, że przeciętny poziom wykształcenia populacji i stopień koncentracji wykształconej ludności są dobrymi miarami przybliżającymi zachowania społeczne, i dzięki temu mogą być w analizach stosowane jako miary kapitału społecznego.

Istnieje wiele sposobów pomiaru stopy zwrotu z edukacji. W niniejszym artykule zostanie zastosowany model oparty o ekonomiczną teorię kapitału ludzkiego Mincer [1974]. Jest to najczęściej stosowany model w empirycznych badaniach ekonomicznych. Równania płacy Mincera są stosowane w wielu obszarach rynku pracy, takich jak stopa zwrotu z edukacji, nierówności płacowe, czy dyskryminacja ze względu na płeć. W tej metodzie model ma postać liniową,

a zmienną zależną jest logarytm uzyskiwanych zarobków. Zbiór zmiennych niezależnych zawiera charakterystyki, takie jak poziom wykształcenia, wiek jako miara doświadczenia zawodowego, oraz pozostałe charakterystyki socjologiczno-demograficzne są używane jako zmienne objaśniające. Kapitał ludzki może być postrzegany jako zawarty w charakterystykach osobistych [Pracel i Dufur, 2001]. Ten podstawowy model zostanie rozszerzony poprzez uwzględnienie mechanizmu pozwalającego na kontrolowanie nielosowego doboru osób do edukacji na określonym poziomie. Matematyczna reprezentacja korekty o nielosowy dobór obserwacji bazuje na pracy Heckmana [1979].

Podczas analizy społecznej stopy zwrotu z edukacji obok technicznej stopy zwrotu należy wziąć pod uwagę efekt zewnętrzny edukacji. Poziom wykształcenia społeczeństwa może wpływać na dochód narodowy w sposób, którego nie można zmierzyć poprzez płace, np. wykształcenie pozytywnie wpływa na uczestnictwo w sile roboczej, ale fakt uczestnictwa nie jest odzwierciedlany w wysokości płac pracowników. Wiele aspektów codziennego życia, jak na przykład, standardy zdrowotne czy normy bezpieczeństwa, uczestnictwo i sposób oddawania głosów w wyborach zależy od stopnia wykształcenia społeczeństwa. Na przykład w krajach rozwijających się dzietność kobiet jest ujemnie skorelowana z edukacją, oraz edukacja jest dodatnio skorelowana ze stanem zdrowia niemowląt [Krueger i Lindahl, 2001]. Bardziej wykształcone społeczeństwa lepiej rozumieją współzależności pomiędzy różnymi czynnikami, i uważa się, że podejmują lepsze decyzje. Te wszystkie efekty pośrednie są ważną częścią zwrotu społecznego z wykształcenia. Moretti [2004] sformułował ramy teoretyczne modelu uwzględniającego zwrot społeczny. W jego modelu równowagi ogólnej wzrost liczby wykształconych pracowników na lokalnym rynku pracy może spowodować wzrost przeciętnej płacy powyżej prywatnej stopy zwrotu z wykształcenia, nawet w przypadku braku efektu *spill-over*. Jest to przypadek rynku z dużym wyposażeniem w pracowników o wysokich kwalifikacjach. Pewnym problemem jest fakt, że zgodnie z modelem pracownicy w regionach o dużej intensywności wykształconego kapitału ludzkiego są generalnie lepszymi pracownikami niż osoby o identycznych charakterystykach mieszkające w regionach o niskiej intensywności kapitału ludzkiego. W takiej sytuacji, jak przewiduje model selekcji Roya, może wystąpić problem samoselekcji.

Strategia przeprowadzenia badania empirycznego przyjęta w artykule jest podobna do pracy Acemoglu i Angrista [1999]. Stopa zwrotu z kapitału społecznego jest zdefiniowana jako suma stopy zwrotu z kapitału ludzkiego oraz pośredniego efektu mierzonego poprzez wpływ wzrostu udziału wykształconych pracowników w sile roboczej na wysokość płac. Ten ostatni efekt jest nazywany w literaturze płacowym efektem zewnętrznym. Jest on równy efektowi wzrostu udziału wykształconych pracowników minus prywatna stopa zwrotu z wykształcenia. Model ekonomiczny jest oparty na teorii przewagi komparatywnej. Każda osoba wybiera preferowany poziom wykształcenia. Aby tego dokonać porównuje strumień oczekiwanych przyszłych przychodów przy założeniu różnych poziomów wykształcenia. W każdym momencie może wycofać się z podjętej decyzji o kontynuowaniu nauki. Kontynuowanie edukacji jest

postrzegane jako inwestycja, ponieważ osoba musi wybrać pomiędzy bieżącymi kosztami a przyszłymi dochodami. Studia odkładają moment wejścia na rynek pracy i skracają czas aktywności zawodowej. Analogicznie do standardowej analizy kosztów i korzyści dla projektu inwestycyjnego można obliczyć wewnętrzną stopę zwrotu. Ta stopa jest definiowana jako poziom dyskonta, który zrównuje obecną wartość strumienia kosztów z obecną wartością strumienia przyszłych dochodów.

W celu zredukowania stopnia złożoności analizy, stopa zwrotu z wykształcenia jest traktowana jako parametr charakterystyczny dla osoby. Założono, że podjęcie decyzji przez jednostkę nie ma wpływu na stan równowagi ogólnej gospodarki. Zatem krańcowa stopa zwrotu nie jest uzależniona od decyzji podjętych przez pozostałych członków społeczeństwa. Kolejnym upraszczającym założeniem jest przyjęcie, że koszty studiowania są jednostajnie rozłożone na cały okres studiów. W rzeczywistości są one na początku wyższe, a następnie nieznacznie spadają.

Niech Y_{ij} będzie sumą zarobków podczas kariery zawodowej osoby i z poziomem wykształcenia j . Niech X_i będzie wektorem obserwowanych zdolności i charakterystyk społeczno-demograficznych a ε_i wektorem czynników nieobserwowanych, które mają wpływ na wysokość uzyskiwanych zarobków. Wtedy całkowity dochód w ciągu kariery zawodowej można zdefiniować jako:

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

Zakładamy, że koszt uzyskania wykształcenia j dla osoby i wynosi C_{ij} . Jest on zróżnicowany pomiędzy osobami z uwagi na heterogeniczność specyficznych zdolności i predyspozycji. Niech V_{ij} będzie wartością funkcji użyteczności wyprowadzoną dla osoby i o poziomie wykształcenia j . Mechanizm wyboru pożądanego poziomu wykształcenia może być przedstawiony jako:

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

Założono, że osoby zachowują się zgodnie z teorią optymalizacji użyteczności. Zatem osoba wybiera taki poziom wykształcenia j , który maksymalizuje różnicę pomiędzy strumieniem przyszłych dochodów związanych z tym poziomem wykształcenia i kosztami niezbędnymi do jego uzyskania.

Analityczna formuła jest rozszerzeniem modelu Willisa i Rosena [1979] połączonego z podejściem Morettiego [2004]. W prezentowanym modelu obok zwrotu kapitału ludzkiego wprowadzono stopę zwrotu z kapitału społecznego. Rozróżniono pomiędzy pracownikami o wysokich kwalifikacjach zawodowych H i niskokwalifikowaną siłą roboczą L . W analizie skupiono uwagę na stopie zwrotu z wykształcenia na poziomie średnim (szkoła średnia lub równoważna) i wyższym (poziom uniwersytecki lub równoważny). Pierwszy poziom edukacji, szkoła podstawowa, jest obowiązkowy i z tego powodu nie można znaleźć odpowiedniej grupy porównawczej, aby obliczyć stopę zwrotu dla tego poziomu wykształcenia. Jednym ze „stylizowanych faktów” ekonomicznych, stwierdzeń

niepotwierdzonych na gruncie teoretycznym, ale znajdujących uzasadnienie w danych empirycznych, jest obserwacja że przeciętne płace rosną wraz z wiekiem. W modelu założono, że płace są rosnącą funkcją czasu. Stopa wzrostu płac zależy od poziomu umiejętności uzyskanych podczas kształcenia i wynosi g_{hi} dla osób z wyższym wykształceniem (poziom uniwersytecki lub ekwiwalentny w przypadku stopy zwrotu z wyższego wykształcenia, lub poziom szkoły średniej lub ekwiwalentnej dla drugiego stopnia edukacji) oraz g_{li} dla pracowników o niskich kwalifikacjach. Kształcenie jest czasochłonnym procesem. Aby uzyskać wyższe kwalifikacje, osoba musi poświęcić część potencjalnego czasu aktywności zawodowej. Czas niezbędny dla uzyskania wyższego wykształcenia oznaczono jako T lat. Jeżeli osoba wybierze wykształcenie wyższe, jej strumień przyszłych dochodów będzie danych przez:

$$y_{hi}(t) = \begin{cases} 0 & 0 \leq t \leq T \\ \bar{y}_{ho} \exp(g_{hi}(t - T)) & T < t < \infty \end{cases} \quad (3)$$

Zmienna t przedstawia czas aktywności zawodowej, a $(t - T)$ jest miarą doświadczenia zawodowego. W podobny sposób można zapisać równanie płacy dla osoby o niskich kwalifikacjach:

$$y_{li}(t) = \bar{y}_{lo} \exp(g_{li}t) \quad 0 \leq t < \infty \quad (4)$$

Strumień dochodów jest determinowany przez dwa parametry: początkowy poziom zarobków charakterystyczny dla każdego poziomu wykształcenia y_{i0} i stopę ich wzrostu g . Osoba podejmując decyzję o pożądanym poziomie wykształcenia porównuje zdyskontowane wartości potencjalnych przyszłych dochodów.

$$PV_{hi} = \int_T^{\infty} y_{hi}(t) \exp(-r_i t) dt = \frac{\bar{y}_{ho}}{(r_i - g_{hi})} \exp(-r_i T) \quad (5)$$

$$PV_{li} = \int_0^{\infty} y_{li}(t) \exp(-r_i t) dt = \frac{\bar{y}_{lo}}{(r_i - g_{li})} \quad (6)$$

Zdyskontowana wartość kosztów wykształcenia jest równa $PV(C)$. Osoba i wybiera wykształcenie uniwersyteckie, jeżeli $PV(H) - PV(C) > PV(L)$, czyli gdy korzyść netto z uzyskania wyższego poziomu wykształcenia jest wyższa niż przychód z niższego poziomu wykształcenia.

Zdyskontowane wartości przychodów z różnych poziomów wykształcenia dane przez (5) i (6) nie są równaniami zarobków. One jedynie odzwierciedlają ekonomiczny mechanizm wyboru pomiędzy dwoma różnymi poziomami wykształcenia. Uzyskiwane zarobki są funkcją wykształcenia, doświadczenia zawodowego mierzonego wiekiem oraz charakterystyk społecznych i demograficznych. W ekonomii rynku pracy powszechnie się przyjmuje, że rozkład

zarobków jest dobrze przybliżany przez rozkład log-normalny. Równanie zarobków dla każdego poziomu wykształcenia można przedstawić jako liniowy model regresji. Przyjmując identyczne założenia jak Acemoglu i Angrist [2000] oraz Moretti [2004], założono występowanie efektu *spill-over* dla kapitału ludzkiego, poprzez uzależnienie produktywności pracowników od intensywności wykształconych pracowników na lokalnym rynku pracy. W tym celu dodano miarę jakości kapitału ludzkiego do równania płacy

$$\ln(w) = X_i\beta + Y_{edui}\gamma + \left(\frac{H}{H+L}\right)\delta + \varepsilon_i \quad (7)$$

gdzie X_i jest macierzą charakterystyk społeczno-demograficznych, Y_{edui} jest liczbą lat spędzanych w systemie edukacyjnym (przybliżenie poziomu wykształcenia), H jest liczbą pracowników o wysokich kwalifikacjach na lokalnym rynku pracy a L jest rozmiarem siły roboczej o niskich kwalifikacjach zawodowych. Współczynnik γ jest oszacowaniem przeciętnego rocznego zwrotu z wykształcenia a δ jest miarą przybliżającą efekt zewnętrzny.

Jak wskazuje Moretti [2004] zarobki pracowników o niskich kwalifikacjach w_L korzystają w dwójnasób ze wzrostu liczby wykształconych pracowników. Po pierwsze, wzrost liczby wykształconych pracowników powoduje wzrost produktywności pracowników o niższych kwalifikacjach z powodu niedoskonałej substytucji. Po drugie, występuje efekt zewnętrzny podnoszący ich produktywność.

Podstawowym problemem występującym przy szacowaniu zależności przyczynowej pomiędzy wykształceniem i płacami jest identyfikacja. Wykształcenie pojedynczej osoby i przeciętny poziom wykształcenia są skorelowane z poziomem płac z wielu powodów, w rezultacie obserwowana relacja pomiędzy zmiennymi nie musi posiadać charakteru przyczynowo-skutkowego [Acemoglu i Angrist, 1999]. Poziom wykształcenia do pewnego stopnia jest predeterminowany przez środowisko społeczne, w jakim osoba się wychowuje [Becker, 1990]. Również, jak zostało pokazane w wielu pracach, zarobki osób są skorelowane z obserwowanymi charakterystykami. W rezultacie występuje problem endogeniczności i potencjalnie problem nielosowej selekcji. Będąc świadomymi tych problemów, tak jak wskazuje współczesna literatura ekonomiczna [Blundell i in., 2005], [Harmon i in., 2002], w celu usunięcia problemu endogeniczności należy użyć zmiennych instrumentalnych, a w przypadku selekcji koniecznym jest jej uwzględnienie jako dodatkowego równania w modelu. Opisuje ono mechanizm doboru obserwacji do próby, na podstawie której szacowane są parametry modelu. Kompletny model można przedstawić jako:

$$\begin{cases} w_0 = Z_i\delta + \xi_i \\ \ln(w) = X_i\beta + Y_{edui}\gamma + \left(\frac{H}{H+L}\right)\delta + \lambda(Z_i\delta) + \varepsilon_i \end{cases} \quad (8)$$

gdzie w_0 jest indykatorem selekcji, Z_i macierzą zmiennych odpowiedzialnych za selekcję, Y_{edui} jest zmienną określającą czas kształcenia, a λ korektą ze

względu na nielosową selekcję. Parametry modelu można zgodnie oszacować wykorzystując procedurę dwukrokową albo metodę największej wiarygodności [Heckman, 1979].

Charakterystyki próby

Głównym źródłem danych wykorzystanych w badaniu jest Badanie Budżetów Gospodarstw Domowych (BBGD). Jest to roczne reprezentatywne badanie obejmujące informacje o gospodarstwach domowych. Szczególna uwaga jest przywiązana do identyfikacji źródeł dochodu i struktury wydatków. Corocznie kwestionariusz wypełnia ponad 30 000 gospodarstw domowych. Gospodarstwa do badania są losowane z zastosowaniem metody rotacji, co oznacza, że po roku wymieniana jest połowa próby i zastępowana przez nowe gospodarstwa. Co cztery lata losowana jest kompletnie nowa próba. Powodem okresowej wymiany próby jest zachowanie reprezentatywności wyników na poziomie województw.

Każde gospodarstwo domowe podczas miesiąca, w którym jest badane wypełnia ankietę dotyczącą struktury demograficznej, osobistych charakterystyk jego członków, a także raportuje przychody i wydatki. Taki sposób gromadzenia informacji powoduje pewne problemy związane z ich późniejszym wykorzystaniem. Aby go rozwiązać w badaniu pominięto informacje z tych gospodarstw, dla których rolnictwo było głównym bądź przeważającym źródłem dochodu. Taki sposób rozwiązania problemu znajduje uzasadnienie w teorii ekonomicznej. Dochody rolnicze są w wysokim stopniu skorelowane z produktywnością ziemi, a bardzo słabo z produktywnością kapitału ludzkiego. W rezultacie, dochody rolników tylko w niewielkim stopniu są determinowane przez ich wykształcenie i umiejętności.

Tablica 1

Charakterystyki próby

Zmienna	1998		2005	
	populacja	pracująca populacja	populacja	pracująca populacja
Logarytm dochodu	6,75 (0,47)	6,76 (0,47)	6,99 (0,51)	7,01 (0,51)
Lata nauki	11,55(2,15)	11,99 (2,11)	10,99 (4,55)	11,95 (3,80)
Lata doświadczenia	21,28(12,08)	18,86 (9,57)	21,84(12,89)	19,72 (10,86)
Wiek	39,84 (11,65)	37,95 (9,45)	39,84 (11,31)	38,67 (9,94)
Mężczyzna	0,56 (0,50)	0,57 (0,50)	0,55 (0,50)	0,57 (0,49)
Samozatrudnienie	0,09 (0,28)	0,10 (0,31)	0,10 (0,29)	0,11 (0,31)
Sektor publiczny	0,37 (0,48)	0,49 (0,50)	0,27 (0,44)	0,35 (0,48)
Posiadanie rodziny	0,80 (0,39)	0,82 (0,38)	0,78 (0,41)	0,79 (0,41)
Wykształcenie wyższe	9,45%	12,25%	15,33%	19,66%
Wykształcenie średnie	33,20%	38,66%	35,42%	39,17%

cd. tablicy 1

Zmienna	1998		2005	
	populacja	pracująca populacja	populacja	pracująca populacja
Wykształcenie zawodowe	38,44%	39,13%	36,34%	34,78%
Wykształcenie podstawowe	18,18%	9,94%	12,77%	6,33%
Miasto 500+	11,15%	14,25%	10,89%	13,47%
Miasto 200-500	9,89%	12,57%	8,91%	10,78%
Miasto 100-200	6,39%	8,01%	6,60%	8,24%
Miasto 20-100	17,36%	21,33%	18,09%	22,03%
Miasto –20	11,25%	13,38%	10,96%	12,65%
Wieś	43,96%	30,47%	44,55%	32,83%

W nawiasach błędy standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD

Próba empiryczna jest ograniczona do osób w wieku produkcyjnym (16-65 dla mężczyzn, 16-60 dla kobiet), którzy uzyskują dochody z pracy na etacie lub pracy na własny rachunek. Dodatkowo pominięto informacje o osobach pracujących na niepełny etat oraz o osobach łączących dochody z pracy z dochodami z pomocy społecznej, oraz takie które deklarują, że dochód z pracy nie stanowi głównego źródła utrzymania. Ten krok był konieczny, ponieważ nie były dostępne dane dotyczące faktycznie przepracowanej liczby godzin, w związku z tym nie można było dla takich osób obliczyć hipotetycznych zarobków z pełnego etatu. Ponadto wszystkie uprzednio wspomniane grupy pracowników podejmują decyzję o pracy z pobudek innych niż ekonomiczne. W efekcie wysokość ich płac nie musi odzwierciedlać prawdziwej wartości rynkowej ich umiejętności. W celu oszacowania wielkości korekty, niezbędnej z uwagi na występujący mechanizm nielosowej selekcji, w próbie pozostawiono również informacje o osobach w wieku produkcyjnym, które nie pracują, są w stanie podjąć pracę zarobkową, ale jej nie podejmują.

Przed dokonaniem kalkulacji stopy zwrotu z wykształcenia, przeanalizowano podstawowe charakterystyki badanej populacji. Po dokonaniu opisywanych korekt zbioru w próbie pozostało około 35 000 obserwacji. W tablicy 1 zaprezentowano charakterystyki opisowe dla pełnej próby (lewa kolumna) oraz dla wyselekcjonowanej populacji aktywnej zawodowo (prawa kolumna). Charakterystyki osób podejmujących pracę zawodową nie zmieniły się znacznie w latach 1998-2005. Przeciętny okres nauki oraz przeciętne doświadczenie zawodowe jest bardzo zbliżone, wzrosło natomiast zróżnicowanie cech. Warto zauważyć, że zróżnicowanie okresu kształcenia mierzone odchyleniem standardowym niemal podwoiło się. Natomiast zróżnicowanie pod względem doświadczenia zawodowego tylko nieznacznie wzrosło. Można to wytłumaczyć stopniowym zastępowaniem starszych pracowników przez młodszych. Starsi pracownicy nie tak dobrze wykształceni jak młodsze generacje powoli opuszczają rynek pracy, a młodzi ludzie wkraczają na rynek pracy. Mężczyźni posiadają większy udział

w analizowanej próbie (55-57%). Można to przypisać obserwacji, że częściej kobiety decydują się na pozostawanie poza siłą roboczą. Wysoki procent kobiet decyduje się na opiekę nad dziećmi rezygnując z aktywności zawodowej. Cechą, która jest charakterystyczna i wyróżniająca polski rynek pracy, jest wysoki udział osób pracujących na własny rachunek (10%). Warty zaznaczenia jest to, że struktura zatrudnienia podlegała dynamicznym zmianom podczas analizowanego okresu w rezultacie transformacji. Jak pokazują Newell i Socha [2007] pomiędzy 1998 a 2002 rokiem zatrudnienie w sektorze prywatnym wzrosło o 50% i przekroczyło zatrudnienie w sektorze publicznym. Tradycyjne sektory produkcji (rolnictwo, górnictwo, przemysł) tracą na znaczeniu. Z drugiej strony, nastąpił burzliwy rozwój szeroko rozumianego sektora usług. Udział zatrudnionych w sektorze publicznym spadł z 49% pracujących zawodowo w 1998 do nieco ponad 35% w 2005. Struktura zatrudnienia w podziale na wielkość miejscowości wydaje się być stabilna w czasie. Należy jednak pamiętać, że w omawianym okresie całkowite zatrudnienie znacząco wzrosło.

Jak łatwo zauważyć analizując tablicę 2, dokonały się znaczne zmiany w strukturze populacji i populacji aktywnej zawodowo. Zaznacza się wyraźny wzrost udziału osób z wyższym lub równoważnym wykształceniem. Liczba osób, które ukończyły studia poważnie wzrosła w analizowanym okresie, a w tym samym czasie zmniejszył się udział osób o najniższych kwalifikacjach zawodowych.

Tablica 2

Struktura wykształcenia

Województwo	1998		2005	
	Wykształcenie średnie i wyżej	Wykształcenie wyższe i wyżej	Wykształcenie średnie i wyżej	Wykształcenie wyższe i wyżej
Dolnośląskie	48,98%	10,75%	53,12%	15,95%
Kujawsko-Pomorskie	38,18%	7,68%	45,35%	10,48%
Lubelskie	37,74%	8,52%	46,92%	12,02%
Lubuskie	42,71%	9,05%	52,63%	14,14%
Łódzkie	44,39%	9,43%	49,10%	13,09%
Małopolskie	43,13%	11,28%	48,00%	15,83%
Mazowieckie	50,96%	13,19%	57,72%	19,69%
Opolskie	40,92%	7,18%	51,52%	16,75%
Podkarpackie	38,20%	7,91%	47,26%	14,00%
Podlaskie	37,72%	6,82%	48,85%	13,66%
Pomorskie	42,38%	10,72%	49,35%	17,58%
Śląskie	44,36%	9,45%	55,40%	16,78%
Świętokrzyskie	35,40%	7,92%	46,51%	12,44%
Warmińsko-Mazurskie	38,22%	5,77%	49,09%	14,46%
Wielkopolskie	37,06%	7,37%	47,39%	14,20%
Zachodniopomorskie	49,00%	10,34%	52,12%	15,74%

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych BBGD

Poza tym zaobserwowane zmiany nie były równo rozłożone w sensie geograficznym. Nadal jest wyraźna różnica w przeciętnym poziomie wykształcenia społeczeństwa pomiędzy centrum (Dolnośląskie, Mazowieckie, Śląskie), które to regiony korzystają z rozwoju ekonomicznego i boomu edukacyjnego oraz peryferiami (Kujawsko-Pomorskie, Lubelskie, Podkarpackie, Podlaskie, Świętokrzyskie), gdzie uwidacznia się wzrost udziału osób ze średnim wykształceniem, ale wzrost liczby osób z wykształceniem wyższym jest dużo wolniejszy. Słabo uprzemysłowione regiony próbują dogonić pod względem rozwoju edukacyjnego centra handlowe i przemysłowe (duże miasta i ich okolice), jednakże należy pamiętać, że nowe technologie są szybciej adaptowane w centrach, a nie na peryferiach. Różnica w stopie wykształcenia spadła z 13% do 10% procent dla wykształcenia średniego, oraz z 7,5% do 7% dla wykształcenia na poziomie uniwersyteckim. Jednak międzyregionalne różnice w poziomie kapitału ludzkiego są ciągle duże.

Wyniki

W tej części pracy zaprezentowane zostaną wyniki oszacowań modelu społecznej stopy zwrotu bazującego na danych przekrojowych z BBGD. W celu zapewnienia odporności wyników, analiza została przeprowadzona z użyciem różnych technik estymacji. Pamiętając o wszystkich pułapkach metodologicznych omówionych w początkowej części pracy zdecydowano się zastosować podejście oparte o zmienne instrumentalne (IV). Jest to standardowa technika szacowania stosowana w przypadku występowania zmiennych endogenicznych w estymowanym równaniu. W kontekście niniejszego badania jest oczywistym, że poziom wykształcenia danej osoby może być potencjalnie skorelowany z przeciętnym poziomem edukacji w najbliższej okolicy.

O szereg standardowo stosowanych estymatorów, między innymi o MNK oraz IV, można myśleć jako o specjalnym przypadku estymatorów uogólnionej metody momentów (GMM). Ten ostatni estymator ma niezaprzeczną przewagę nad zwykłym estymatorem IV. Jeżeli składnik losowy modelu jest heteroscedastyczny, estymator GMM jest bardziej efektywny, gdy składnik losowy spełnia założenie o homoscedastyczności, estymator GMM jest asymptotycznie nie gorszy niż IV [Baum i in., 2002]. W niniejszym badaniu używane są dane przekrojowe, i z tego powodu można oczekiwać, że składnik losowy modelu jest heteroscedastyczny. Ponadto używana jest duża próba, a więc użycie estymatora GMM jest metodologicznie poprawne.

Spółeczna stopa zwrotu z edukacji jest zagadnieniem, które nie było przedmiotem szerokiej liczby badań. Przypuszczamy, że jest ona heterogeniczna, co oznacza, że może być różna dla różnych poziomów wykształcenia. Obecnie większość uczniów kończy z sukcesem średni poziom edukacji. Do pewnego stopnia jest to spowodowane regulacjami prawnymi, ponieważ obowiązek szkolny ciąży aż do momentu osiągnięcia pełnoletności (18 lat). Sprawa ma się inaczej z wykształceniem na poziomie wyższym. W czasach socjalizmu

i podczas wczesnych etapów transformacji studentów było niewielu i tylko około 7% populacji legitymowało się wyższym wykształceniem.

Proces transformacji wpłynął w poważnym stopniu na zmianę sytuacji. Po pierwszym etapie transformacji nastąpił wzrost popytu na kwalifikacje i wystąpił boom edukacyjny. Obecnie około 50% młodych ludzi kontynuuje naukę na trzecim poziomie edukacji. Ten odsetek jest prawdopodobnie najwyższy w Europie. Przepuszczalnie ekonomiczny i społeczny efekt edukacji nie jest stały w czasie i zmienia się wraz z rozwojem gospodarczym i zakresem stosowania zaawansowanych technologii. Rozwojowi technologicznemu musi towarzyszyć wzrost liczby wysoko kwalifikowanych pracowników. Zatem przypuszczamy, że obie stopy zwrotu techniczna i społeczna ze średniego wykształcenia obniżyły się, ale odpowiednie stopy zwrotu dla wykształcenia wyższego wzrosły. Aby zweryfikować występowanie tego efektu, oszacowano osobne modele i osobno raportowano wyniki dla wpływu średniego i wyższego wykształcenia na społeczną stopę zwrotu.

Oszacowania efektu zewnętrznego wykształcenia są zaprezentowane w tabelicy 3. Kolumny (2)-(4) zawierają wyniki dla roku 1998, a kolumny (5)-(7) dla roku 2005 odpowiednio. Rezultaty w każdej kolumnie są uzyskane inną metodą. Wyniki w kolumnach (2) i (5) pochodzą z estymacji dwustopniową metodą najmniejszych kwadratów dla zmiennych instrumentalnych, kolumny (3) oraz (6) zawierają oszacowania metodą GMM dla zmiennych instrumentalnych. W (4) i (7) kolumnie zaprezentowane są wyniki dwustopniowego modelu uwzględniającego selekcję. W metodzie zmiennych instrumentalnych przeciętne wykształcenie w danym regionie jest traktowane jako zmienna endogeniczna, podczas gdy w modelu selekcji uzyskany poziom wykształcenia traktowany jest jako wynik ekonomicznej decyzji podjętej przez osobę. W tym modelu jako instrumenty zostały użyte: płeć osoby, doświadczenie zawodowe i jego kwadrat, liczba lat nauki, indyktor posiadania rodziny na utrzymaniu, a także zmienne zero-jedynkowe opisujące region i wielkość miasta. W modelu selekcji te same zmienne oraz dodatkowo dochód pozapłacowy są użyte w konstrukcji równania partycypacji w rynku pracy.

Tablica 3

Oszacowania stopy zwrotu z wykształcenia średniego

Zmienna	1998			2005		
	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja
Wykształcenie średnie	0,0068 (0,0005)	0,0062 (0,0005)	0,0070 (0,0005)	0,0131 (0,0007)	0,0127 (0,0008)	0,0138 (0,0008)
Mężczyzna	0,2844 (0,0051)	0,2820 (0,0052)	0,2739 (0,0052)	0,2591 (0,0060)	0,2530 (0,0063)	0,2459 (0,0066)
Doświadczenie	0,0247 (0,0011)	0,0247 (0,0011)	0,0234 (0,0011)	0,0192 (0,0010)	0,0186 (0,0010)	0,0206 (0,0011)
Doświadczenie ²	-0,0005 (0,0000)	-0,0005 (0,0000)	-0,0004 (0,0000)	-0,0003 (0,0001)	-0,0003 (0,0001)	-0,0003 (0,0000)

cd. tablicy 3

Zmienna	1998			2005		
	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja
Lata nauki	0,0766 (0,0015)	0,0758 (0,0017)	0,0765 (0,0017)	0,0572 (0,0012)	0,0552 (0,0013)	0,0596 (0,0013)
Sektor publiczny	0,0220 (0,0053)	0,0203 (0,0053)	0,0184 (0,0053)	0,0786 (0,0062)	0,0840 (0,0063)	0,0701 (0,0062)
Samozatrudnienie	0,2937 (0,0084)	0,2940 (0,0116)	0,2865 (0,0086)	0,2098 (0,0090)	0,2095 (0,0121)	0,1944 (0,0092)
Rodzina	0,1065 (0,0076)	0,1040 (0,0070)	0,0087 (0,0068)	0,1782 (0,0081)	0,1727 (0,0080)	0,1216 (0,0073)
Selekcja/lambda	0,1320 (0,0796)	0,1061 (0,0784)	0,0078 (0,0267)	1,3851 (0,0954)	1,2912 (0,0988)	0,3738 (0,0315)
Stała	5,0819 (0,0542)	5,1230 (0,0570)	5,1544 (0,0414)	4,7848 (0,0688)	4,8613 (0,0748)	5,1472 (0,0565)

W nawiasach błędy standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD

Współczynniki przy zmiennych zawartych w równaniu płacy są zgodne z przewidywaniami ekonomicznej teorii rynku pracy. Dodatni znak dla zmiennej *płeć* pokazuje, że pracodawcy wydają się oferować wyższe płace mężczyznom niż kobietom, nawet gdy posiadają oni zbliżone kwalifikacje i doświadczenie zawodowe. Może to wskazywać na występującą dyskryminację płacową kobiet. Współczynniki równania płacy typu Mincer są zbliżone do wartości znajdowanych w innych badaniach. Wartości współczynników dla doświadczenia zawodowego i jego kwadratu mogą być interpretowane jako malejące przychody krańcowe z doświadczenia zawodowego. Premia z tytułu dodatkowego roku nauki jest dodatnia i znajduje się w przedziale od 6% do 7%.

W celu wychwycenia ewentualnie występującego efektu *spill-over* dla wykształcenia użyto udziału osób ze średnim i wyższym wykształceniem. Jednakże średni poziom wykształcenia w regionie może być skorelowany z indywidualnym poziomem wykształcenia. Z tego powodu niezbędne jest użycie zmiennych instrumentalnych, aby wyeliminować korelację. Niestety, w dostępnym zbiorze danych nie ma idealnego instrumentu dla przeciętnego poziomu wykształcenia w regionie. Wobec tego poszukiwano takiej zmiennej, która byłaby skorelowana z przeciętnym poziomem edukacji, ale nie byłaby skorelowana z indywidualnym poziomem wykształcenia.

Pierwszym kandydatem na instrument jest zbiór zero-jedynkowych zmiennych regionalnych. Z reguły zmienne regionalne nie są stosowane w tym kontekście w badaniach dotyczących innych krajów z uwagi na problem związany z brakiem jednorodności demograficznej wynikający z imigracji (por. [Blundell i in., 2005]). Polska jest krajem homogenicznym pod względem etnicznym, wobec tego nie ma powodu, aby sądzić, że któryś z regionów jest uprzywilejowany albo zacofany pod względem edukacyjnym. Dodatkowo zakładamy, że aspiracje edukacyjne są jednakowe we wszystkich regionach. Jednak występuje

problem dysparytetu edukacyjnego pomiędzy miastami a wsią [Jakubowski i Sakowski, 2006]. Na szczęście procent populacji mieszkającej w miastach nie jest bezpośrednio skorelowany z edukacyjnymi aspiracjami i zdolnościami, i dzięki temu zmienne zero-jedynkowe dla wielkości miejscowości mogą posłużyć jako instrumenty dla udziału edukacji na danym poziomie. W celu sprawdzenia poprawności użytych instrumentów przeprowadzono test Shea i pokazano, że instrumenty w sposób statystycznie istotny wyjaśniają zmienność zmiennej endogenicznej. Upewniono się, że instrumenty są niezależne od nieobserwowanego procesu za pomocą testu Sargana. W celu wyeliminowania ewentualnie występującej heteroscedastyczności obok estymatorów IV wykorzystujących 2MNK, zostały użyte estymatory IV oparte na odpornej macierzy GMM. Różnica w wynikach między tymi dwoma podejściami jest pomijalnie mała. Dzięki temu przekonano się, że uzyskane rezultaty są odporne na błędy wynikające z użytej techniki estymacji.

Znaczącą obserwacją jest fakt, iż proces selekcji jest statystycznie istotny jedynie w równaniu oszacowanym na podstawie danych z 2005. W 1998 stopa bezrobocia była relatywnie wysoka i część bezrobotnych pracowała nie z własnego wyboru, a raczej było to bezrobocie przymusowe. W 2005 roku, po przystąpieniu do wspólnot europejskich gospodarka rozwija się w stosunkowo szybkim tempie i każda osoba, która chce pracować jest w stanie znaleźć pracę, szczególnie niskokwalifikowaną w sektorze usług.

Podobne wyniki i zbliżoną interpretację można sformułować w odniesieniu do modeli dla wyższego wykształcenia. Wszystkie znaki i wartości współczynników są zgodne z oczekiwaniami i potwierdzają teorię ekonomiczną. Oszacowanie stopy zwrotu z kapitału ludzkiego na poziomie 7% dla wykształcenia na poziomie wyższym jest zgodne z oczekiwaniami. Podobne wyniki uzyskał Strawiński w swoich wcześniejszych pracach [Strawiński, 2006, 2007]. Obserwowany jest nieznaczny spadek zwrotu z lat edukacji i doświadczenia zawodowego. Proces selekcji jest silniejszy dla wykształcenia na poziomie wyższym, wskazując, że nieobserwowane umiejętności i zdolności odgrywają ważną rolę i nie powinny być pomijane podczas analizy.

Tablica 4

Oszacowania stopy zwrotu z wykształcenia wyższego

Zmienna	1998			2005		
	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja
Wykształcenie wyższe	0,0165 (0,0013)	0,0151 (0,0013)	0,0176 (0,0013)	0,0275 (0,0012)	0,0272 (0,0013)	0,0292 (0,0014)
Mężczyzna	0,2831 (0,0051)	0,2806 (0,0052)	0,2720 (0,0052)	0,2657 (0,0060)	0,2623 (0,0063)	0,2530 (0,0070)
Doświadczenie	0,0244 (0,0011)	0,0244 (0,0011)	0,0228 (0,0011)	0,0205 (0,0010)	0,0201 (0,0010)	0,0226 (0,0011)
Doświadczenie2	-0,0005 (0,0000)	-0,0005 (0,0000)	-0,0004 (0,0000)	-0,0003 (0,0000)	-0,0003 (0,0000)	-0,0003 (0,0000)

cd. tablicy 4

Zmienna	1998			2005		
	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja	IV 2SLS	IV GMM	Selekcja
Lata nauki	0,0752 (0,0015)	0,0746 (0,0017)	0,0746 (0,0016)	0,0595 (0,0012)	0,0583 (0,0014)	0,0628 (0,0014)
Sektor publiczny	0,0226 (0,0053)	0,0200 (0,0053)	0,0189 (0,0053)	0,0793 (0,0061)	0,0817 (0,0063)	0,0711 (0,0062)
Samozatrudnienie	0,2937 (0,0084)	0,2948 (0,0116)	0,2864 (0,0086)	0,2069 (0,0090)	0,2081 (0,0120)	0,1916 (0,0092)
Rodzina	0,1059 (0,0076)	0,1034 (0,0070)	0,0894 (0,0068)	0,1871 (0,0081)	0,1846 (0,0080)	0,1210 (0,0073)
Selekcja/lambda	0,0555 (0,0789)	0,0458 (0,0777)	0,0401 (0,0263)	1,7188 (0,0981)	1,6734 (0,1030)	0,5079 (0,0332)
Stała	5,2588 (0,0478)	5,2804 (0,0503)	5,3210 (0,0336)	4,8600 (0,0597)	4,8944 (0,0654)	5,3040 (0,0439)

W nawiasach błędy standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie BBGD

Zewnętrzna stopa zwrotu z wykształcenia podwoiła się w latach 1998-2005. Wartość współczynnika dla wykształcenia na poziomie średnim wynosi około 0,7% w 1998 roku oraz 1,3% w 2005 (tablica 3). Dla wykształcenia wyższego analogiczne wartości wynoszą odpowiednio 1,6% oraz 2,8%. Oznacza to, że społeczna stopa zwrotu z wykształcenia wyższego wynosi około 9,2% rocznie. Interesujące jest to, że poziom stopy zwrotu jest stały w czasie, natomiast nastąpiło przesunięcie. Spadł udział zwrotu z kapitału ludzkiego zawartego w charakterystykach osobistych, a wzrosła zewnętrzna stopa zwrotu. Odmienne zachowywała się społeczna stopa zwrotu ze średniego wykształcenia. W latach 1998-2005 zewnętrzna stopa zwrotu wzrosła, podczas gdy społeczna stopa zwrotu obniżyła się.

Różnica w kształtowaniu stopy zwrotu ze średniego i wyższego wykształcenia jest zgodna z wynikami badania Kreugera i Lindahla [2001]. Argumentują oni, że rozwój kapitału ludzkiego na niższym poziomie redukuje stopę przestępczości i liczbę korzystających z pomocy socjalnej, gdy rozwój kapitału ludzkiego na poziomie studiów wyższych powoduje efekt *spill-over* w formie wzrostu produktywności i postępu technologicznego. Zatem, wyższa stopa zwrotu mierzona poprzez płace powinna być obserwowana dla wykształcenia uniwersyteckiego.

Niestety, zastosowane podejście badawcze ma potencjalne i dość oczywiste słabe punkty. Model ekonometryczny bazuje na danych indywidualnych, i z tego powodu pomijane są pewne dodatkowe i potencjalnie ważne efekty zewnętrzne. Największy problem wydaje się być związany z mobilnością międzyregionalną i migracjami wieś-miasto. Szkoły średnie, uczelnie wyższe, a także kompleksy usługowe i przemysłowe są z reguły lokowane w miastach. Zatem, miasta gromadzą kapitał ludzki i obserwowany efekt *spill-over* może być do pewnego stopnia efektem koncentracji kapitału w miastach. Nie powinno stanowić to

dużego problemu w niniejszym badaniu, z uwagi na specyficzną konstrukcję zmiennej przybliżającej udział pracowników o danym poziomie wykształcenia. Posiada ona stałą wartość dla całego województwa. Niemniej, część stopy zwrotu może odzwierciedlać zróżnicowanie regionalne. Po drugie, z racji na zastosowanie danych przekrojowych niemożliwa była eliminacja różnic międzyregionalnych.

Wnioski

Istnienie efektów zewnętrznych i społecznych wykształcenia ma wpływ zarówno na teorię ekonomiczną, jak i politykę gospodarczą. Bogata literatura wskazuje, że stopa zwrotu z dodatkowego roku nauki wynosi między 6 a 10% rocznie. Jednak prywatna stopa zwrotu stanowi jedynie część całkowitego efektu. Jeżeli występują pozytywne efekty społeczne, prywatna stopa zwrotu jest zaniżoną miarą ekonomicznej wartości wykształcenia. Literatura ekonomiczna podkreśla rolę występowania efektów zewnętrznych edukacji. Duża liczba badań opartych o dane na poziomie jednostkowym potwierdza występowanie pozytywnych efektów społecznych wykształcenia, które przewyższają czystą techniczną stopę zwrotu. Z drugiej strony, badania w skali makro dotyczące efektów zewnętrznych wykształcenia dają niejednoznaczny obraz. Najbardziej obiecujące wyniki uzyskali Lechner i Moretti [2004] dotyczące zależności przyczynowo-skutkowych pomiędzy uczęszczaniem do szkoły, wykształceniem i redukcją przestępczości.

Celem badania był pomiar społecznej stopy zwrotu z wykształcenia w Polsce. Aby go zrealizować odwołano się do metodologii zaproponowanej przez Morettiego [2004]. W pierwszej części pracy opisany jest model ekonometryczny. Użyto danych z Badania Budżetów Gospodarstw Domowych. Identyfikacja społecznej stopy zwrotu wymaga egzogenicznego zróżnicowania wykształcenia zarówno na poziomie indywidualnym, jak również na poziomie regionów. W artykule użyto geograficznej i demograficznej struktury ludności, aby odzwierciedlić to zróżnicowanie. Przyjęta strategia okazała się dobrym rozwiązaniem, ponieważ wystąpiło przesunięcie popytu na wykształcenie, szczególnie wzrósł popyt wykształcenia na poziomie uniwersyteckim. W drugiej części opisano wyniki uzyskanych oszacowań dla różnych specyfikacji modelu. Ten krok pozwolił stwierdzić, że uzyskane wyniki są odporne. Pokazano, że społeczna stopa zwrotu z wykształcenia średniego wynosiła 8,2% w 1998 roku i spadła do 7,4% w 2005, podczas gdy społeczny zwrot z wykształcenia wyższego wzrósł z 9,1% w 1998 roku do 9,2% w roku 2005.

Uzyskane wyniki są zgodne z istniejącą literaturą empiryczną. Znalaziono pozytywny efekt zewnętrzny wykształcenia. Współczynnik przy zmiennej obrazującej proporcje wykształconych ludzi w regionie jest znacznie wyższy dla wykształcenia na poziomie uniwersyteckim. Z drugiej strony procentowemu wzrostowi liczby osób z wykształceniem średnim w społeczeństwie towarzyszył wzrost płac. Sugeruje to, że również dla tego poziomu wykształcenia występuje pozytywny efekt *spill-over*.

Zaprezentowany w artykule model nie uwzględnia nieobserwowanej heterogeniczności umiejętności. Osoby mieszkające w regionach z dużą intensywnością kapitału ludzkiego mogą być generalnie lepszymi pracownikami od tych mieszkających w regionach z niskim poziomem kapitału ludzkiego. Jak wskazuje Rauch [1993] pracownicy o wyższych umiejętnościach mogą migrować do obszarów z wyższym poziomem kapitału ludzkiego. Takie zachowanie jest bezpośrednią konsekwencją wynikającą z implikacji modelu Roya, w którym wykwalifikowani pracownicy poszukują lepiej płatnych posad. Regiony o strukturze przemysłowej wymagającej dużej liczby wykształconych pracowników zazwyczaj oferują wyższe wynagrodzenie za nieobserwowane zdolności [Moretti, 2004].

Bibliografia

- Acemoglu D., Angrist J., [1999], *How large are the social returns to education? Evidence from compulsory schooling laws*, NBER Working Paper Nr 7444.
- Acemoglu D., Angrist J., [2000], *How large are human capital externalities? Evidence from compulsory schooling laws*, MIT (mimeo).
- Bar-Or Y., Burbidge J., Magee L., Robb A., [1995], *The Wage Premium to a University Education in Canada 1971-1991*, „Journal of Labour Economics”, Vol. 13, nr 4.
- Baum K., Schaffer M., Stillman S., [2002], *Instrumental variables and GMM: Estimation and testing*, Boston College Working Paper, nr 545.
- Becker G., [1990], *Ekonomiczna teoria zachowań ludzkich*, PWN, Warszawa.
- Brunello G., Comi S., Lucifora C., [2001], *The Returns to Education in Italy: A New Look at the Evidence*, IZA Working Paper 2001, nr 130.
- Bils M., Klenow P.J., [2000], *Does schooling cause growth?*, „American Economic Review”, Vol. 90/5, s. 1160-1183.
- Blundell R., Dearden L., Sianesi B., [2005], *Evaluating the impact of education on earnings in the UK: Models, methods and results from the NCDS*, „Journal of the Royal Statistical Society”, Series A, Vol. 168, nr 3.
- Caponi V., Plesca M., [2007], *Post-Secondary Education in Canada: Can Ability Bias Explain the Earnings Gap Between College and University Graduates?*, IZA Discussion Paper nr 2784, oczekuje na publikację w Canadian Journal of Economics.
- Card D., [1999], *The Casual Effect of Education on Earnings*, [in:] O. Ashenfelter, D. Card, *Handbook of Labour Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Coleman J.S., [1988], *Social capital in the creation of human capital*, „American Journal of Sociology”, Vol. 94, s. S94-S120.
- De la Fuente A., [2003], *Human Capital in a Global and Knowledge-based Economy. Part 2: Assesment at the EU Country Level*, Raport Komisji Europejskiej.
- GUS, [2005], *Ścieżki edukacyjne Polaków*.
- GUS, *Szkoły wyższe i ich finanse*, Various issues from 1998-2005.
- Harmon C., Oosterbeek H., Walter I., [2002], *The returns to education: A review of evidence*, Center for Economics of Education, Working Paper.
- Heckman J.J., [1979], *Sample Selection Bias as a Specification Error*, „Econometrica”, Vol. 47/1.
- Heckman J.J., Klenow P., [1997], *Human Capital Policy*, University of Chicago, mimeo.
- Kreuger A., Lindahl M., [2001], *Education for growth: Why and for whom?*, „Journal of Economic Literature”, Vol. 39, s.1101-1136.

- Mendolicchio C., [2005], *Gender and Private Return to Education: a Cross-European Analysis*, UCL discussion paper 56/2005.
- Mincer J., [1974], *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- Moretti E., [2004], *Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data*, „Journal of Econometrics”, Vol. 121, s. 175-212.
- Newell A., Reilly B., [1999], *Rates of return to educational qualifications in the transitional economies*, „Education Economics”, Vol. 7.
- Newell A., Socha M., [2007], *The Polish Wage Inequality Explosion*, „Economics of Transition”, Vol. 15/4.
- Pastore F., Verashchagina A., [2006], *Private Returns to human capital over transition: A case study of Belarus*, „Economics of Education Review”, Vol. 25.
- Pracel T., Dufur M., [2001], *Capital at home and at school: Effect on child social adjustment*, „Journal of Marriage and Family”, Vol. 63/1, s. 32-47.
- Psacharopoulos G., [1994], *Returns to investment in education: A global update*, World Development, Vol. 22, nr 9.
- Psacharopoulos G., Patrinos H., [September 2002], *Returns to investment in education: A further update*, World Bank Policy Research Working Paper 2881.
- Rauch J., [1993], *Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities*, „Journal of Urban Economics”, Vol. 34, s. 380-400.
- Strawiński P., [2006], *Zwrot z inwestowania w wyższe wykształcenie*, „Ekonomista”, Vol. 6.
- Strawiński P., [2007], *Changes in Return to Higher Education*, in M.Bevc [red] *Funding, Equity and Efficiency of Higher Education*, 2007, s. 301-313.
- Topel R., [1999], *Labor markets and economic growth*, [in:] O. Ashenfalter, D. Card, *Handbook of Labour Economics*, North Holland.
- Willis R.J., Rosen S., [1979], *Education and Self Selection*, „Journal of Political Economy”, Vol. 98/5.

THE EXTERNAL EFFECT OF EDUCATION

Summary

The author sets out to measure the external rate of return on secondary and university-level education in Poland. The rate is defined as the excess rate of return for human capital. However, the author says it is difficult to precisely quantify the rate due to methodological problems and the unavailability of data. The economic model used in the article is based on the comparative advantage theory. The econometric model identifies the external rate of return on education thanks to the use of instrumental variables.

The analysis confirms that there was a shift in the structure of demand for higher education in Poland in 1998-2005. The author uses empirical data to show the positive external effect linked with education. The private annual rate of return on education in Poland exceeded 7 percent in 1998-2005 and was among the highest in Europe. Additionally, the author shows that there is an external effect linked with education. It stands at 1%-5% annually, Strawiński says.

The results obtained in the analysis were confirmed using various model options and estimation methods. Moreover, Strawiński showed that as the proportion of the population with a secondary education increased, people began to earn higher

paychecks. This means that secondary education generates a spillover effect, Strawiński concludes.

Keywords: education, external rate of return, excess rate of return, private rate of return, instrumental variables, spillover effect