

Jacek LIWIŃSKI*

Premia płacowa z kształcenia na studiach podyplomowych¹

Streszczenie: Celem artykułu jest stwierdzenie, czy kształcenie na studiach podyplomowych podejmowane przez osoby pracujące ma wpływ na wysokość zarobków w głównym miejscu pracy. Z teoretycznego punktu widzenia można oczekiwać pozytywnego wpływu uzupełniania kwalifikacji w tej formie na sytuację jednostki na rynku pracy. Analizę przeprowadzono przy użyciu metody Difference in Differences Propensity Score Matching (DID-PSM), opierając się na danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) dla lat 2001–2013. Tak długi okres analizy pozwolił na porównanie wyników dla okresu sprzed i po akcesji Polski do UE. Wyniki wskazują, że studia dyplomowe miały pozytywny wpływ na wysokość zarobków po sześciu miesiącach od ich zakończenia tylko w latach 2009–2013. Dla całego badanego okresu pozytywne efekty płacowe zaobserwowano natomiast w przypadku wybranych grup absolwentów, tj. kobiet i osób zatrudnionych w sektorze publicznym. Ponadto dla całego badanego okresu studia podyplomowe nie mają wpływu na godzinową stawkę zarobków.

Słowa kluczowe: studia podyplomowe, pracujący, zarobki, metoda DID-PSM

Kody klasyfikacji JEL: I26, J24, J31

Artykuł nadesłany 9 lutego 2017 r., zaakceptowany 27 września 2017 r.

Wprowadzenie

Szybkie zmiany technologiczne i postępująca globalizacja sprawiają, że kształcenie ustawiczne, polegające na podnoszeniu, aktualizowaniu i uzu-

* Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: jliwinski@wne.uw.edu.pl

¹ Autor pragnie podziękować uczestnikom seminarium Ośrodka Badań Rynku Pracy WNE UW przeprowadzonego 15.06.2016 r. oraz dwóm anonimowym recenzentom za uwagi i komentarze dotyczące poprzednich wersji tego artykułu.

pełnieniu kwalifikacji w ciągu całej kariery zawodowej, stało się wymogiem współczesnego rynku pracy. W tym kontekście wydaje się, że studia podyplomowe, dostarczające znacznego zasobu wiedzy i umiejętności, powinny odgrywać istotną rolę w kształtowaniu pozycji jednostki na rynku pracy. Wprawdzie jest to ekskluzywna forma kształcenia, bo zarezerwowana dla osób posiadających wyższe wykształcenie, ale w ostatnich kilkunastu latach jej popularność w Polsce wzrosła za sprawą rosnącej liczby absolwentów szkół wyższych² oraz możliwości dofinansowania studiów podyplomowych ze środków unijnych. W efekcie liczba osób kończących studia podyplomowe w Polsce wzrosła w ciągu pierwszych 8 lat po akcesji do UE o ponad połowę – z 91 tys. w 2004 roku do 146 tys. w roku 2012. Liczba absolwentów studiów podyplomowych jest więc znaczna, a ponadto rośnie ona w relacji do liczby absolwentów studiów wyższych (I i II stopnia) – z 23,7% do 30,1% w latach 2004–2012.

Z badań przeprowadzonych wśród uczestników studiów podyplomowych wynika, że podejmują oni kształcenie w tej formie przede wszystkim, aby zdobyć wiedzę i umiejętności niezbędne na rynku pracy lub w celu uzyskania certyfikatu potwierdzającego umiejętności zdobyte w trakcie pracy zawodowej [Poterałski, 2013]. Niektórzy przyznają, że studia te mają im pomóc w kreowaniu wizerunku osób aktywnych, stale podnoszących swoje kwalifikacje [Bakota, 2012]. W obu przypadkach kształcenie jest więc podejmowane w celu osiągnięcia korzyści ekonomicznych.

Oczekiwania te znajdują uzasadnienie w teorii ekonomii. Zgodnie z paradygmatem kapitału ludzkiego [Schultz, 1961; Becker, 1964; Mincer, 1974] studia podyplomowe, jak każda forma inwestowania w kapitał ludzki, powinny skutkować wzrostem wiedzy i umiejętności, a w konsekwencji również wyższą wydajnością pracy, mającą przełożenie na wzrost zarobków. Jednocześnie, bez względu na to, czy uzyskanie dyplomu wiąże się z przyrostem kompetencji zawodowych, może ono stanowić sygnał wysokich zdolności, a tym samym skutkować wzrostem zarobków zgodnie z teorią sygnalizacji [Spence, 1973].

Opinie ekspertów na temat przydatności wiedzy i umiejętności dostarczanych w ramach studiów podyplomowych są podzielone. Z jednej strony jako pozytywne uważa się to, że silna konkurencja na rynku edukacyjnym oraz krótki cykl kształcenia sprzyjają ciągłemu dostosowywaniu programów studiów do aktualnych potrzeb rynku pracy. Podkreśla się, że znaczna część tych programów jest opracowywana z inicjatywy i we współpracy z instytucjami zewnętrznymi, m.in. urzędami administracji publicznej oraz podmiotami gospodarczymi [Kraśniewski, 2009]. Z drugiej jednak strony funkcjonuje pogląd, że studia podyplomowe dostarczają przede wszystkim wiedzę akademicką, która na ogół jest rozumiana pejoratywnie jako „czysta teoria”, bez praktycznego zastosowania [Poterałski, 2013]. Z kolei sami absolwenci

² Wynikało to w dużym stopniu ze wzrostu współczynnika skolaryzacji netto w szkolnictwie wyższym z 9,8% w 1990 roku do 40,9% w roku 2009 [GUS, 1995; GUS, 2015].

studiów podyplomowych w większości (70%) uważają, że studia okazały się przydatne w pracy zawodowej [Poteralski, 2013]. Nie wiadomo jednak, czy ta subiektywna opinia znajduje odzwierciedlenie w faktycznej poprawie sytuacji zawodowej.

Celem artykułu jest stwierdzenie, czy kształcenie na studiach podyplomowych podejmowane przez osoby pracujące ma wpływ na wysokość zarobków w głównym miejscu pracy. Analizę przeprowadzono przy użyciu metody Difference in Differences Propensity Score Matching (DID-PSM), opierając się na danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) dla lat 2001–2013. Tak długi okres analizy pozwolił na porównanie wyników dla okresu sprzed i po akcesji Polski do UE.

Artykuł składa się z pięciu części. W pierwszej omówiono podstawy teoretyczne wpływu studiów podyplomowych na pozycję jednostki na rynku pracy, zaś w drugiej przedstawiono wyniki badań empirycznych. W trzeciej i czwartej części zaprezentowano dane oraz metodę analizy. Wyniki analizy empirycznej omówiono w części piątej. Artykuł zakończono podsumowaniem najważniejszych wniosków.

Podstawy teoretyczne wpływu studiów podyplomowych na pozycję jednostki na rynku pracy

Z teoretycznego punktu widzenia ukończenie studiów podyplomowych może wpłynąć na wiele aspektów pozycji jednostki na rynku pracy – m.in. może doprowadzić do wzrostu zarobków, awansu zawodowego, zmiany miejsca pracy, zmiany zawodu, ograniczenia ryzyka utraty pracy. Uzasadnienia dla tego wpływu dostarcza wiele teorii, w tym przede wszystkim: teoria kapitału ludzkiego, teoria sygnalizacji.

Teoria kapitału ludzkiego [Becker, 1964; Mincer, 1974] uzasadnia pozytywny wpływ kształcenia na płace. Zakłada ona, że w procesie kształcenia jednostka nabywa kompetencje, czyli wiedzę i umiejętności, które są potem wykorzystywane w sposób produktywny w pracy zawodowej. W efekcie wydajność pracy jednostek wykształconych jest wyższa niż niewykształconych i różnica ta jest tym większa im większe są nakłady na kształcenie. Ponadto teoria kapitału ludzkiego zakłada występowanie doskonałej konkurencji na rynku pracy, w wyniku czego wyższa wydajność pracy jednostek wykształconych przekłada się na ich wyższe zarobki. Jeśli bowiem absolwent studiów podyplomowych nie otrzymałby podwyżki w dotychczasowym miejscu pracy, to uzyska ją poprzez zmianę miejsca pracy. Można więc oczekiwać pozytywnego wpływu studiów podyplomowych na zarobki, jeśli ich uczestnicy uzyskują w trakcie kształcenia kompetencje przydatne w pracy zawodowej.

Pozytywny związek ukończenia studiów podyplomowych z wysokością zarobków można też uzasadnić opierając się na teorii sygnalizacji [Spence, 1973]. Zakłada ona, iż kluczowym czynnikiem decydującym o wydajności jednostki – zarówno w pracy zawodowej, jak i w nauce – są wrodzone zdolności.

Poziom indywidualnych zdolności jest znany jednostce, ale nie pracodawcy. Narzędziem przełamującym tę asymetrię informacji jest kształcenie nieobowiązkowe. Na udział w nim będą się decydowały przede wszystkim jednostki zdolne, bo dla nich koszt kształcenia jest relatywnie niski³. Pracodawcy zatrudniając osoby wykształcone przekonują się o ich wysokich zdolnościach oraz wynikającej z nich wysokiej wydajności pracy i z tego tytułu są skłonni im płacić więcej niż jednostkom niewykształconym. Utrzymująca się w stanie równowagi różnica w zarobkach stanowi motywację do kształcenia się. W efekcie, jednostki wykształcone zarabiają więcej nie dlatego, że posiadają większą wiedzę czy umiejętności, a tylko dlatego, że są bardziej zdolne od jednostek niewykształconych. W skrajnej sytuacji kształcenie może w ogóle nie dostarczać umiejętności przydatnych w pracy zawodowej i pełnić wyłącznie funkcję narzędzia selekcyjnego jednostki według zdolności [Arrow, 1973; Stiglitz, 1975]. Przypadek ten określa się mianem *silnej hipotezy sygnalizacji*. Możliwe jest również, że kształcenie zarówno sygnalizuje zdolności, jak i dostarcza pewne kompetencje przydatne w pracy – wtedy premia płacowa z kształcenia odzwierciedla po części oba te czynniki. Taki przypadek znany jest jako *słaba hipoteza sygnalizacji* [Blaug, 1995; Groot, Hartog, 1995; Brown, Sessions, 2006].

Z teorii kapitału ludzkiego wynika, że uzyskanie dodatkowych kompetencji o charakterze ogólnym prowadzi, w warunkach doskonale konkurencyjnego rynku pracy, do wzrostu zarobków, adekwatnego do przyrostu wydajności pracy. W literaturze teoretycznej wymienia się jednak wiele powodów, dla których dodatkowe kompetencje ogólne mogą nie mieć wpływu na zarobki pracowników, przynajmniej w krótkim okresie.

Po pierwsze, zmiana pracy wymaga poniesienia przez pracownika kosztu związanego z poszukiwaniem pracy. Jeśli będzie on wyższy od oczekiwanych korzyści z tytułu wykorzystania dodatkowych kompetencji w alternatywnym miejscu pracy, to dotychczasowy pracodawca nie będzie musiał podwyższać zarobków pracownika, aby zatrzymać go w firmie. Acemoglu [1997] przyjmuje, że koszt ten jest wprost proporcjonalny do posiadanego przez pracownika zasobu ogólnego kapitału ludzkiego, a więc im mniejszy jest względny przyrost kompetencji ogólnych, tym mniejsze jest prawdopodobieństwo, że zarobki wzrosną.

Po drugie, zmiana pracy skutkuje utratą premii płacowej ze specyficznego kapitału ludzkiego, czyli z kompetencji przydatnych tylko i wyłącznie w dotychczasowym miejscu pracy. Im większy zasób kompetencji specyficznych, tym bardziej pracownik jest więc związany z dotychczasowym pracodawcą. Jeśli bowiem przyrost kompetencji ogólnych w wyniku kształcenia będzie niewielki w relacji do zasobu kompetencji specyficznych, to pracownik pozostanie w dotychczasowym miejscu pracy, nawet, jeśli jego wynagrodzenie nie wzrośnie.

³ Koszt kształcenia należy rozumieć jako pieniężną wartość czasu niezbędnego do zdobycia wiedzy określonej przez program kształcenia oraz „nieprzyjemności” związanej z uczeniem się.

Po trzecie, brak wpływu dodatkowych kompetencji na płace może wynikać z lojalności pracownika w sytuacji, gdy kształcenie jest finansowane przez zakład pracy. Leuven i in. [2002] twierdzą, że pracodawca będzie skłonny sfinansować doksztalcenie pracownika powiększające jego kompetencje ogólne, jeśli będzie miał przekonanie, że pracownik na zasadzie wzajemności nie zażąda wzrostu wynagrodzenia i pozostanie w firmie tak długo, aż pracodawcy zwróci się koszt kształcenia. W praktyce lojalność może być zagwarantowana odpowiednią umową pomiędzy pracownikiem i pracodawcą.

Po czwarte, Carmichael [1983] zauważa, że pracownik podnoszący swoje kompetencje może zdecydować się na pozostanie w obecnym miejscu pracy, mimo iż jego bieżące wynagrodzenie jest niższe od wydajności pracy, jeśli w dłuższej perspektywie spodziewa się awansu zawodowego, po którym jego wynagrodzenie przewyższy wydajność. Model oparty jest na założeniu, że o awansie na wyższe stanowisko decyduje relatywna długość stażu pracy w firmie. W modelu tym doksztalcenie ma więc pozytywny wpływ na zarobki, ale nie w krótkim, tylko w długim okresie.

Podsumowując, na gruncie teoretycznym można oczekiwać, że doksztalcenie w formie studiów podyplomowych będzie miało pozytywny wpływ na wysokość wynagrodzenia, choć istnieją również pewne argumenty teoretyczne osłabiające tę zależność.

Przegląd literatury

W literaturze światowej można znaleźć bardzo wiele badań dotyczących premii płacowej z wykształcenia wyższego [np. Psacharopoulos, 1994; Card, 1999; Harmon i in., 2003; Psacharopoulos, Patrinos, 2004; Heckman i in., 2006]. Część z nich ma charakter bardziej szczegółowy i pozwala na identyfikację premii z różnych typów wykształcenia wyższego, na przykład w podziale na studia I, II i III stopnia [np. Leigh, 2008; Hoeling i in., 2014; Lenton, 2016; Lindley, Machin, 2016]. Ich wyniki na ogół wskazują, że zarobki są tym wyższe, im wyższy stopień studiów ukończono.

Dość rzadko jednak przedmiotem badania są efekty kształcenia formalnego podejmowanego przez osoby dorosłe już w trakcie kariery zawodowej. Z badań tych wynika, że premia płacowa z doksztalcenia formalnego jest niższa niż w przypadku uzyskania takiego samego wykształcenia w sposób tradycyjny, czyli bez przerw w kształceniu [Egerton, 2001; Purcell, Elias, 2004; Purcell i in., 2007; Redmond, 2006]. Silles [2007] nawet stwierdza, że doksztalcenie formalne na poziomie wyższym w ogóle nie ma wpływu na płace w Wielkiej Brytanii. Z kolei Triventi i Barone [2014], którzy przeprowadzili badanie porównawcze dla krajów OECD, wykazali, że doksztalcenie formalne przez osoby dorosłe nie ma wpływu na płace w Polsce, zaś pozytywny wpływ ma tylko w czterech spośród osiemnastu badanych krajów (Czechy, Węgry, Irlandia Północna, Kanada).

Pozytywny wpływ doksztalcania formalnego na płace został wykazany w kilku badaniach w odniesieniu do studiów MBA [Arcidiacono i in., 2008; Hussey, 2012; Shimizu, Higuchi, 2010]. Hussey [2012] ponadto stwierdza, że premia płacowa jest tym większa, im absolwent studiów MBA miał mniejsze doświadczenie zawodowe przed ich podjęciem. Autor traktuje ten wynik jako zgodny z teorią sygnalizacji, przyjmując, że wraz ze wzrostem doświadczenia zawodowego pracownika rośnie wiedza pracodawcy dotycząca zdolności pracownika, a tym samym maleje rola sygnalizacyjna udziału pracownika w doksztalcaniu formalnym. Elliot i Soo [2012] natomiast wykazały, że wysoka jakość studiów MBA, mierzona ich miejscem w rankingu, jest dodatnio skorelowana z korzyściami płacowymi z ich ukończenia.

Do zupełnych rzadkości należą badania, w których analizowane są efekty płacowe doksztalcania formalnego przez absolwentów szkół wyższych, mającego formę programu edukacyjnego o długości zbliżonej do studiów podyplomowych w Polsce, tj. trwających dwa–trzy semestry [Leigh, 2008; Hoeling i in., 2014; Lenton, 2016]. Wyniki tych badań są jednak niejednoznaczne, gdyż we wszystkich przypadkach premia płacowa została wyliczona względem wykształcenia średniego a nie licencjackiego. Leigh [2008], który analizował efekty krótkich, 1–2 semestralnych programów edukacyjnych przeznaczonych dla absolwentów studiów wyższych wykazał, że w latach 2001–2005 premia płacowa z ich ukończenia była wyższa o 4 punkty procentowe od premii z ukończenia studiów licencjackich, przy czym sposób prezentacji wyników nie pozwala na stwierdzenie, czy różnica ta jest istotna statystycznie. Hoeling i in. [2014] analizowali dwusemestralne programy umożliwiające uzyskanie kwalifikacji nauczycielskich w Wielkiej Brytanii (PCGE – Post Graduate Certificate of Education, brytyjski dyplom nauczycielski) w latach 1997–2013. Absolwenci tych programów w 1997 roku uzyskiwali premię płacową o 1,6 punktu procentowego wyższą niż absolwenci studiów licencjackich (względem absolwentów szkół średnich), zaś w 2013 roku wynosiła ona –0,4 punktu procentowego, przy czym w przypadku tego badania również nie jest możliwe określenie, czy jest ona istotna statystycznie. Z kolei Lenton [2016] w badaniu premii płacowej z różnych typów kształcenia wyższego w Wielkiej Brytanii wyodrębniła oddzielną grupę składającą się z wszystkich programów przeznaczonych dla absolwentów studiów licencjackich z wyłączeniem studiów magisterskich. Wyniki wskazują, że kobiety, które ukończyły te programy uzyskały wyższą premię płacową (względem absolwentów szkół średnich) niż absolwentki studiów licencjackich, wyniki badań dla mężczyzn nie są jednoznaczne, gdyż są silnie zróżnicowane według zawodów.

Dane i statystyka opisowa próby

Analizę przeprowadzono opierając się na danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) dla lat 2001–2013. Dostarcza ono szczegółowych informacji na temat sytuacji respondenta na rynku pracy, jego wy-

kształcenia oraz udziału w doksztalcaniu. Wybór okresu wynikał z dostępności informacji na temat studiów podyplomowych. W roku 2001 do kwestionariusza ZD włączono pytania dotyczące kształcenia ustawicznego, w tym udziału w studiach podyplomowych, lecz nie uległ on zasadniczym zmianom przez cały badany okres, co zapewnia porównywalność danych.

Dane połączono w panel roczny, tzn. połączono informacje uzyskane od respondentów w trakcie dwóch wywiadów przeprowadzonych w odstępie 12 miesięcy, co pozwoliło na obserwację zmiany sytuacji respondenta na rynku pracy pomiędzy okresem początkowym (t_0) i końcowym (t_1) w panelu oraz określenie, czy respondent był słuchaczem studiów podyplomowych w każdym z tych okresów. Nie jest niestety możliwe stwierdzenie, czy respondent, który uczestniczył w studiach w okresie t_0 i nie uczestniczył w okresie t_1 , ukończył je uzyskując świadectwo, czy też przerwał je lub zrezygnował ze studiowania. Z konieczności przyjęto zatem założenie, że respondent uzyskał świadectwo ukończenia studiów, jeśli uczestniczył w nich w okresie zerowym w panelu oraz nie uczestniczył po roku. To, że w rzeczywistości część uczestników studiów mogła ich nie ukończyć, może skutkować niedoszacowaniem efektów studiów podyplomowych.

Przyjmując, że prawdopodobieństwo ukończenia studiów w każdym z 12 miesięcy pomiędzy okresem początkowym i końcowym w panelu jest identyczne, można oczekiwać, iż studia zakończyły się po 6 miesiącach od okresu początkowego w panelu. Tym samym analiza dotyczy zmian sytuacji respondenta na rynku pracy, jakie nastąpiły w ciągu średnio sześciu miesięcy od ukończenia studiów podyplomowych. Badane są więc efekty tylko krótkookresowe.

Badaną populację ograniczono do osób w wieku 25–49 lat, z wykształceniem wyższym, wykonujących pracę w zawodzie należącym do pierwszych czterech wielkich grup zawodów według Klasyfikacji Zawodów i Specjalności⁴. Ze względu na przyjętą metodę badania, bazę ograniczono do obserwacji, dla których możliwe było określenie godzinowej stawki zarobków w głównym miejscu pracy w obu okresach w panelu. Skutkowało to wyłączeniem z badania: 1) osób samozatrudnionych i pomagających członków rodziny, gdyż obie te grupy nie były pytane o dochody z pracy, 2) pracowników najemnych, którzy nie ujawnili wysokości zarobków⁵. Ostatecznie tak zdefiniowana próba liczyła 22919 obserwacji, w tym 501 uczestników studiów podyplomowych.

W tabeli 1 zaprezentowano częstości podejmowania studiów podyplomowych przez osoby pracujące według wybranych cech społeczno-demograficznych oraz cech wykonywanej pracy. W badanej próbie średnio 2,2% osób pracujących kształci się na studiach podyplomowych. Odsetek ten jest większy

⁴ Są to grupy: 1 – parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy lub kierownicy; 2 – specjaliści; 3 – technicy lub inny średni personel; 4 – pracownicy biurowi.

⁵ Wroniewicz i Strawiński [2013] w celu zaradzenia problemowi braków danych dotyczących zarobków w bazie BAEL zastosowali metodę wielokrotnej imputacji danych. Nie miało to jednak jakościowego wpływu na uzyskane przez nich wyniki dotyczące premii płacowej z mobilności zawodowej pracowników.

wśród kobiet, osób młodych, osób z niedługim stażem pracy w obecnym miejscu, osób nisko zarabiających, pracujących w niewielkim wymiarze godzinowym i noszących się z zamiarem jego zwiększenia oraz doksztalających się w formie szkoleń. Stosunkowo rzadko natomiast kształcą się na studiach podyplomowych osoby z wykształceniem wyższym, wykonujące zawody niewymagające wysokich kwalifikacji (technicy i pracownicy biurowi). Studia podyplomowe są więc podejmowane przede wszystkim przez osoby będące na początkowym etapie rozwoju kariery zawodowej, wykonujące prace wymagające wysokich kwalifikacji.

Tabela 1. Frakcje osób uczestniczących w studiach podyplomowych według wybranych cech

Zmienna		Frakcja (w %)	Liczba obserwacji
Ogółem		2,2	22924
Płeć	mężczyźni	1,3	7321
	kobiety	2,6	15603
Wiek	25–29	2,6	5714
	30–39	2,4	9647
	40–49	1,6	7563
Staż w obecnym miejscu pracy	do 1 roku	2,6	2663
	1–5 lat	2,3	7176
	5–10 lat	2,2	5262
	ponad 10 lat	1,9	7823
Sektor własności	publiczny	2,4	14710
	prywatny	1,8	8214
Zawód	grupa 1	2,4	2306
	grupa 2	2,5	15186
	grupa 3	1,1	3757
	grupa 4	1,2	1675
Zarobki w głównym miejscu pracy	1. kwartyl	3,2	3014
	2. kwartyl	2,5	5459
	3. kwartyl	2,0	6875
	4. kwartyl	1,7	7576
Udział w szkoleniach		3,9	2079
Wymiar godzinowy czasu pracy	poniżej 30	3,9	5676
	30–39	2,2	1526
	40–49	1,5	14506
	50 lub więcej	1,8	1216
Chęć pracy w większym wymiarze		3,6	3126

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BAEL z lat 2001–2013.

Metoda analizy

Podstawowym problemem metodycznym przy badaniu premii płacowej z kształcenia jest potencjalne obciążenie estymatora premii w równaniu płac szacowanym przy użyciu MNK⁶, które wynika z endogeniczności udziału w kształceniu. Jeśli bowiem kształcą się przede wszystkim jednostki ponadprzeciętnie zdolne, to można oczekiwać, że premia z wykształcenia będzie przeszacowana, gdyż będzie odzwierciedlała nie tylko korzyści z dodatkowego kształcenia, ale również z większych zdolności. W celu redukcji tego obciążenia w badaniach efektów doksztalcenia się przez osoby dorosłe stosuje się najczęściej dwie metody.

Po pierwsze, do równania płac włączane są zmienne obrazujące zdolności pracownika. Na ogół w bazach danych nie ma wyniku testu IQ, zatem zastępczo stosuje się wyniki testów umiejętności, zakładając, że są one silnie skorelowane z IQ, a tym samym dobrze reprezentują zdolności. Na przykład Arcidiacono i in. [2008] wykorzystują w tym celu wynik testu GMAT⁷ oraz średnią ocen na dyplomie ukończenia studiów licencjackich, zaś Triventi i Barone [2014] wynik testu umiejętności rozumienia tekstu z badania IALS⁸.

Po drugie, w przypadku, gdy dostępne są dane panelowe pozwalające na obserwację zarobków przed rozpoczęciem kształcenia i po jego zakończeniu szacuje się model z efektami stałymi [Arcidiacono i in., 2008; Hussey, 2012] lub model wartości dodanej [Silles, 2007; Elliot, Soo, 2012]. W tym pierwszym przypadku szacowany jest wpływ zmian zmiennych niezależnych, w tym przyrostu kompetencji w wyniku doksztalcenia, na przyrost zmiennej zależnej, tj. zmianę zarobków. Obciążenie estymatora premii płacowej z doksztalcenia jest eliminowane przy założeniu, że zdolności nie zmieniają się w czasie oraz, że nie zmienia się w czasie również ich wpływ na poziom płac. W modelu wartości dodanej zmienną wyjaśnianą jest poziom zarobków po zakończeniu doksztalcenia, zaś do zestawu zmiennych wyjaśniających włącza się zarobki sprzed okresu doksztalcenia, które – jak się zakłada – uwzględniają już premię ze zdolności i innych nieobserwowalnych cech respondentów, mogących mieć wpływ na zarobki [Krueger, 1999; Hanushek, 2003]. O ile cechy te nie ulegną zmianie w okresie doksztalcenia a jednocześnie ich wpływ na płace pozostanie niezmienny, to można uznać, iż są one kontrolowane w równaniu płac, a tym samym premia płacowa z doksztalcenia nie będzie obciążona.

Silles [2007] stosując obie powyższe metody uzyskała identycznie jakościowo wyniki dotyczące wpływu studiów MBA na zarobki. Arcidiacono i in. [2008] stwierdzili, że model z efektami stałymi w większym stopniu redukuje obciążenie

⁶ MNK – metoda najmniejszych kwadratów.

⁷ GMAT (Graduate Management Admission Test) jest wykorzystywany do selekcji kandydatów na studia menedżerskie. Sprawdza umiejętność logicznego i analitycznego myślenia, wyciągania wniosków i interpretowania danych liczbowych.

⁸ IALS (International Adult Literacy Survey) – międzynarodowe badanie kompetencji osób dorosłych prowadzone przez OECD w latach 1994–1998.

żenie estymatora premii płacowej z doksztalcenia niż włączenie do równania płac (szacowanego przy użyciu MNK) zmiennych obrazujących zdolności.

Do analizy efektów płacowych związanych z udziałem w studiach podyplomowych wykorzystano metodę Difference in Differences Propensity Score Matching (DID-PSM), która ma zbliżone właściwości do szacowania modelu z efektami stałymi i modelu wartości dodanej. Pozwala ona na redukcję obciążenia premii płacowej ze studiów podyplomowych w wyniku porównania przyrostu zarobków w grupie studiujących i w grupie osób nieuczestniczących w studiach, ale charakteryzujących się identycznym prawdopodobieństwem studiowania.

W przypadku standardowej metody PSM szacowany jest średni efekt przyuczynowy udziału w programie (ATT, *Average Treatment Effect on the Treated*), który można wyrazić wzorem:

$$ATT_1 = E(Y_{i1} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 1), \quad (1)$$

gdzie: Y_{i1} oznacza zarobki osoby, która ukończyła studia podyplomowe; Y_{i0} – zarobki osoby, która nie uczestniczyła w studiach podyplomowych; zaś D_i reprezentuje udział w doksztalceniu i przyjmuje wartość 1 w przypadku udziału oraz 0 w przypadku braku doksztalcenia się.

O ile $Y_{i1} | D_i = 1$ można zaobserwować, to $Y_{i0} | D_i = 1$ jest nieobserwowalne, gdyż wyraża wysokość zarobków w stanie kontrfaktycznym. ATT można również przedstawić jako:

$$ATT_1 = [E(Y_{i1} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | D_i = 0)] + [E(Y_{i0} | D_i = 0) - E(Y_{i0} | D_i = 1)], \quad (2)$$

gdzie pierwszy nawias kwadratowy przedstawia obserwowalną różnicę pomiędzy zarobkami absolwentów studiów podyplomowych i osób, które w nich nie uczestniczyły, zaś drugi nawias reprezentuje obciążenie wynikające z endogeniczności kształcenia się. Eliminacja obciążenia wymaga przyjęcia dość restrykcyjnego założenia warunkowej niezależności (CIA, *Conditional Independence Assumption*), stanowiącego, że uwzględniając obserwowalne cechy respondentów (X_i) oczekiwana wartość ich zarobków w przypadku braku udziału w studiach podyplomowych nie zależała od faktycznej przynależności do grupy doksztalcącej się lub niedoksztalcącej się. Warunek ten można zapisać jako:

$$[(Y_{i1}, Y_{i0}) \perp D_i] | X_i. \quad (3)$$

W przypadku metody DID-PSM ATT przyjmuje postać:

$$\begin{aligned} ATT_2 &= E(\Delta Y_{i1} | D_i = 1) - E(\Delta Y_{i0} | D_i = 1) = \\ &= [E(\Delta Y_{i1} | D_i = 1) - E(\Delta Y_{i0} | D_i = 0)] + [E(\Delta Y_{i0} | D_i = 0) - E(\Delta Y_{i0} | D_i = 1)], \quad (4) \end{aligned}$$

a tym samym brak obciążenia ATT_2 wymaga, aby $[(\Delta Y_{i1}, \Delta Y_{i0}) \perp D_i] | X_i$, co jest dużo słabszym założeniem niż (3). Jeśli więc zarobki w wypadku braku udziału w studiach podyplomowych rosłyby w tym samym tempie w grupie osób,

które zdecydowały się na studia podyplomowe oraz tych, które nie podjęły studiów, to premia płacowa ze studiów byłaby nieobciążona. Wykorzystanie metody DID umożliwia więc redukcję efektu selekcji ze względu na nieobserwowalne cechy respondentów [Heckman i in., 1997; Bratberg i in., 2002; Smith, Todd, 2005] przy założeniu, że cechy te i siła ich wpływu na zmienną wyjaśnianą są niezmiennie w czasie.

Z kolei zastosowanie metody PSM powinno doprowadzić do zbilansowania rozkładów cech respondentów w obu porównywanych grupach. Badanie obejmuje dość długi okres (2001–2013), w którym zmieniała się dynamika płac, w związku z czym łączenie w pary obserwacji z różnych lat mogłoby skutkować obciążeniem wyników. Dlatego zastosowano mieszany schemat łączenia – łączenie dokładne (1:1) oparte na roku zakończenia studiów podyplomowych oraz łączenie metodą najbliższego sąsiada oparte na wartości prawdopodobieństwa udziału w studiach podyplomowych (*propensity score*).

Prawdopodobieństwo zakończenia udziału w studiach podyplomowych w badanym roku oszacowano przy użyciu modelu probitowego w postaci:

$$SP_i = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

w którym: zmienna zależna (SP_i) ma charakter dyskretny i przyjmuje wartość 1 w przypadku zakończenia kształcenia na studiach podyplomowych pomiędzy okresami t_0 i t_1 oraz 0 w pozostałych przypadkach, X_i to wektor zmiennych obrazujących indywidualne cechy respondentów i cechy ich miejsca pracy, zaś ε_i to błąd losowy. Wykaz i opis zmiennych zamieszczono w tabeli A1 w aneksie.

Wyniki oszacowania modelu probitowego przedstawiono w tabeli 2. Wskazują one na to, że w studiach podyplomowych relatywnie często biorą udział kobiety, osoby młode (25–39 lat), pracownicy wykonujący prace w niewielkim wymiarze godzinowym oraz pragnący zwiększyć ten wymiar, osoby wykonujące zawody wymagające wysokich kwalifikacji (wyżsi urzędnicy, kierownicy, specjaliści) i osoby doksztalające się również poprzez udział w szkoleniach.

Należy jednocześnie zauważyć, że zmienne niezależne w modelu probitowym wyjaśniają zaledwie 4,2% zmienności udziału w studiach podyplomowych. Za pozostałą część zmienności odpowiadają więc czynniki nieobserwowalne, w tym nieobserwowalne cechy respondentów. Może to oznaczać, że dopasowanie jednostek oparte na *propensity score* wyeliminuje tylko nieznaczną część obciążenia premii płacowej wynikającego z selekcji do studiów podyplomowych. Jednoczesne zastosowanie metody DID pozwala jednak na eliminację obciążenia wynikającego ze zróżnicowania respondentów ze względu na ich cechy nieobserwowalne, które są stałe w czasie.

Przy dopasowywaniu próbek opartym na wartości *propensity score* wykorzystano metodę najbliższego sąsiada. Korzystając z dużej liczebności puli kontrolnej zdecydowano się na przyporządkowanie każdemu absolwentowi studiów podyplomowych pięciu osób z puli kontrolnej, co pozwoliło na redukcję błędu standardowego oszacowań. Zastosowano procedurę doboru bez

zwracania, tj. osoba z puli kontrolnej mogła być przyporządkowana do nie więcej niż jednej osoby z grupy badanej⁹.

Tabela 2. Determinanty udziału osób pracujących w studiach podyplomowych

Zmienna niezależna	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy	Statystyka z	Pr > z
Kobieta	0,230	0,048	4,83	0,000
Wiek: 25–29	0,315	0,054	5,88	0,000
Wiek: 30–39	0,226	0,047	4,83	0,000
Chęć dłuższej pracy	0,147	0,051	2,87	0,004
Wymiar czasu pracy	-0,013	0,002	-5,76	0,000
Zawód: grupa 1	0,224	0,066	3,39	0,001
Zawód: grupa 3	-0,205	0,066	-3,12	0,002
Zawód: grupa 4	-0,248	0,092	-2,69	0,007
Sektor prywatny	-0,069	0,044	-1,58	0,114
Udział w szkoleniu	0,272	0,055	4,91	0,000
Stała	-1,953	0,094	-20,68	0,000
Pseudo R2	0,0423			
Liczba obserwacji	22924			

Uwagi: ***/**/* oznaczają odpowiednio, 1%, 5% i 10% poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BAEL z lat 2001–2013.

Wyniki analizy jakości dopasowania zostały zaprezentowane w tabeli A2 i na wykresie A1 w aneksie. Wskazują one na dobre dopasowanie próbki kontrolnej do badanej. Tabela A2 przedstawia średnie wartości zmiennych użytych do oszacowania prawdopodobieństwa udziału w studiach podyplomowych wyliczone dla grupy badanej i kontrolnej, przed oraz po zastosowaniu procedury łączenia. Przed połączeniem średnie wartości niemal wszystkich zmiennych istotnie różniły się pomiędzy grupą badaną i kontrolną, zaś po połączeniu jednostek według zbliżonych wartości *propensity score* wszystkie te różnice stały się statystycznie nieistotne. Oznacza to, że znajdujące się w grupie kontrolnej osoby, które nie podjęły kształcenia na studiach podyplomowych, posiadają cechy bardzo zbliżone do obserwowalnych cech osób studiujących.

Z kolei wykres A1 prezentuje dopasowanie grupy kontrolnej do badanej oparte na standaryzowanym procentowym obciążeniu [Rosenbaum, Rubin, 1985] i relacji wariancji reszt w grupie badanej względem kontrolnej [Rubin, 2001]. Wykres świadczy o tym, że w wyniku połączenia oba wskaźniki niedopasowania uległy znacznej redukcji a relacja wariancji w odniesieniu do wszystkich zmiennych mieści się w postulowanym przez Rubina [2001] przedziale [0,8; 1,25].

⁹ Obliczenia wykonano w programie Stata/SE 13.0 przy użyciu komendy `psmatch2`, wersja 4.0.11 22oct2014 [zob. Leuven, Sianesi, 2003].

W drugim kroku procedury PSM oszacowano ATT obrazujący wpływ studiów podyplomowych na zarobki i stawkę godzinową, przy czym błędy standardowe zostały oszacowane przy użyciu metody bootstrap wykonując 500 replikacji. Wyniki przedstawiono w tabelach 3 i 4.

Wyniki

Tabela 3 prezentuje wyniki oszacowania wpływu udziału w studiach podyplomowych na zarobki w głównym miejscu pracy. W kolumnach (1) i (2) przedstawiono średnie roczne stopy wzrostu zarobków w grupie badanej i puli kontrolnej, zaś w kolumnie (3) różnicę pomiędzy nimi. Z tabeli wynika, że zarobki uczestników studiów podyplomowych rosną o 2 punkty procentowe szybciej niż zarobki osób nie doksztalających się w tej formie i różnica ta jest istotna statystycznie. Rezultat ten jest jednak efektem porównania średnich dla jednostek niedopasowanych a więc może być obciążony w wyniku zróżnicowania grupy badanej i puli kontrolnej pod względem ich obserwowalnych cech. Po połączeniu obu grup opierając się na oszacowanym *propensity score* różnica w zarobkach – przedstawiona w kolumnie (6) – maleje do 1,3 punktu procentowego na korzyść uczestników studiów podyplomowych i przestaje być statystycznie istotna. Zarobki dopasowanych jednostek z puli kontrolnej, tworzących grupę kontrolną, rosną bowiem przeciętnie szybciej niż zarobki wszystkich jednostek z puli kontrolnej, czyli wszystkich osób nieuczestniczących w studiach podyplomowych (por. kolumny (5) i (2)). Na studia podyplomowe decydują się więc jednostki o cechach sprzyjających ponadprzeciętnie szybkiemu wzrostowi zarobków. Same studia przeciętnie nie mają jednak wpływu na zarobki, przynajmniej w okresie pierwszych sześciu miesięcy od ich ukończenia.

W tabeli 3 przedstawiono też wyniki analizy zróżnicowania wpływu studiów podyplomowych na zarobki według podstawowych cech społeczno-demograficznych badanych jednostek i cech wykonywanej przez nie pracy. Wskazują one, że studia podyplomowe mają pozytywny wpływ na zarobki kilku grup uczestników: kobiet (1,8%), pracowników sektora publicznego (2,6%), osób z trzeciego kwartyła zarobków (3%) i osób kształcących się w latach 2009–2012 (3,9%).

Wyniki zaprezentowane w tabeli 4 świadczą o tym, że studia podyplomowe nie mają również przeciętnie wpływu na godzinową stawkę zarobków w głównym miejscu pracy. Wprawdzie stawka godzinowa osób, które ukończyły studia podyplomowe, rośnie o 1,1 punktu procentowego szybciej względem grupy kontrolnej, ale różnica ta nie jest statystycznie istotna. Pozytywny wpływ studiów podyplomowych na zarobki godzinowe występuje tylko w przypadku mężczyzn (7,4%) i osób pracujących w obecnym miejscu zatrudnienia od 1 do 5 lat (4,1%). Obie te grupy nie uzyskują korzyści w postaci wyższych zarobków (por. tabela 3), co może świadczyć o wolniejszym wzroście lub spadku wymiaru czasu pracy w ich przypadku. Wyniki analizy

wpływu studiów podyplomowych na godzinowy wymiar czasu pracy – zaprezentowane w tabeli A3 w aneksie – potwierdzają, że jest on negatywny w przypadku mężczyzn. Z drugiej strony można przypuszczać, że grupy uzyskujące premię w postaci wyższych zarobków, ale nie wyższej stawki godzinowej, zwiększyły w wyniku studiów podyplomowych wymiar czasu pracy. Nie potwierdzają tego jednak wyniki analizy (por. tabela A3). Pozytywny wpływ na czas pracy występuje tylko w przypadku osób w wieku 40–49 lat – ich czas pracy rośnie o 7 punktów procentowych względem osób niekształcących się na studiach podyplomowych.

Tabela 3. Wpływ udziału w studiach podyplomowych na zarobki (zmiany względne)

Zmienna niezależna		Bezłączenia			Po połączeniu		ATT
		średnia stopa wzrostu zarobków		różnica (1) – (2)	średnia stopa wzrostu zarobków		
		grupa badana	puła kontrolna		grupa badana	grupa kontrolna	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Ogółem		0,036	0,016	0,020***	0,036	0,022	0,013
Płeć	kobiety	0,035	0,017	0,018**	0,035	0,017	0,018*
	mężczyźni	0,040	0,014	0,026	0,040	0,006	0,033
Wiek	25–29 lat	0,069	0,042	0,027*	0,069	0,060	0,009
	30–39 lat	0,028	0,010	0,018	0,028	0,008	0,020
	40–49 lat	0,012	0,005	0,007	0,012	0,007	0,004
Staż w obecnym miejscu pracy	do 1 roku	0,104	0,054	0,050*	0,104	0,046	0,058
	1–5 lat	0,042	0,017	0,024*	0,042	0,025	0,017
	5–10 lat	0,023	0,012	0,011	0,023	0,011	0,016
	ponad 10 lat	0,009	0,005	0,004	0,009	0,009	0,000
Sektor	publiczny	0,044	0,017	0,027***	0,044	0,018	0,026**
	prywatny	0,017	0,014	0,002	0,017	0,015	0,001
Zarobki	1. kwartyl	0,169	0,116	0,052*	0,169	0,120	0,048
	2. kwartyl	0,027	0,027	0,000	0,027	0,022	0,005
	3. kwartyl	0,022	0,002	0,019*	0,022	–0,008	0,030**
	4. kwartyl	–0,039	–0,020	–0,019	–0,039	–0,024	–0,015
Rok	2001–2004	0,031	0,017	0,014	0,031	0,011	0,020
	2005–2008	0,047	0,035	0,012	0,047	0,043	0,004
	2009–2012	0,028	–0,003	0,032***	0,029	–0,010	0,039**

Uwagi: 1) grupę badaną stanowią uczestnicy studiów podyplomowych, pułkę kontrolną – wszyscy respondenci nieuczestniczący w studiach podyplomowych, zaś grupę kontrolną – respondenci nieuczestniczący w studiach podyplomowych dopasowani przy użyciu PSM; 2) ***/**/* oznaczają odpowiednio, 1%, 5% i 10% poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BAEL z lat 2001–2013.

Tabela 4. Wpływ udziału w studiach podyplomowych na stawkę godzinową zarobków (zmiany względne)

Zmienna niezależna		Bezłączenia			Po połączeniu		ATT
		średnia stopa wzrostu stawki godzinowej		różnica (1) – (2)	średnia stopa wzrostu stawki godzinowej		
		grupa badana	puła kontrolna		grupa badana	grupa kontrolna	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Ogółem		0,019	0,014	0,005	0,019	0,008	0,011
Płeć	kobiety	0,010	0,013	-0,003	0,010	0,000	0,010
	mężczyźni	0,060	0,017	0,043**	0,060	-0,014	0,074***
Wiek	25–29 lat	0,067	0,037	0,030	0,067	0,027	0,040
	30–39 lat	0,017	0,009	0,008	0,017	-0,004	0,022
	40–49 lat	-0,034	0,003	-0,037**	-0,034	-0,002	-0,032
Staż w obecnym miejscu pracy	do 1 roku	0,091	0,047	0,043	0,090	0,042	0,049
	1–5 lat	0,049	0,016	0,032**	0,049	0,007	0,041*
	5–10 lat	-0,011	0,009	-0,020	-0,011	-0,006	-0,005
	ponad 10 lat	-0,021	0,004	-0,025	-0,021	-0,001	-0,020
Sektor	publiczny	0,021	0,012	0,009	0,021	0,006	0,016
	prywatny	0,016	0,018	-0,002	0,016	0,003	0,013
Zarobki	1. kwartyl	0,146	0,098	0,048	0,146	0,078	0,068
	2. kwartyl	0,014	0,027	-0,013	0,014	0,013	0,001
	3. kwartyl	0,003	0,001	0,002	0,003	-0,018	0,021
	4. kwartyl	-0,052	-0,017	-0,035**	-0,052	-0,038	-0,014
Rok	2001–2004	0,009	0,021	-0,011	0,009	-0,001	0,010
	2005–2008	0,039	0,033	0,006	0,039	0,019	0,019
	2009–2012	0,011	-0,010	0,021	0,011	-0,013	0,024

Uwagi: 1) grupę badaną stanowią uczestnicy studiów podyplomowych, pułę kontrolną – wszyscy respondenci nieuczestniczący w studiach podyplomowych, zaś grupę kontrolną – respondenci nieuczestniczący w studiach podyplomowych dopasowani przy użyciu PSM; 2) ***/**/* oznaczają odpowiednio, 1%, 5% i 10% poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BAEL z lat 2001–2013.

Wnioski

Powyższa analiza wskazuje, że studia podyplomowe przeciętnie nie mają wpływu na poziom zarobków oraz na stawkę godzinową po sześciu miesiącach od ich zakończenia. Można postawić kilka hipotez dotyczących powodów takiego wyniku.

Najprostsze wyjaśnienie jest takie, że z pewnych względów studia podyplomowe nie dostarczają wiedzy i umiejętności, które mogłyby być przydatne w pracy zawodowej. Wyjaśnienie to jest zgodne z dość powszechnym przekonaniem, że studia podyplomowe nie dostarczają wiedzy i umiejętności, które mogłyby być przydatne w pracy zawodowej.

niem, że słuchaczom studiów podyplomowych przekazuje się przede wszystkim wiedzę akademicką, niemającą praktycznego zastosowania [Bakota, 2012], podczas gdy program kształcenia powinien w znacznym stopniu odwoływać się do doświadczeń zawodowych uczestników i pozostawać w ścisłym związku z ich pracą zawodową [Kraśniewski, 2009]. Po drugie, brak przydatności zdobytej wiedzy może wynikać z podejmowania studiów podyplomowych w celach innych niż zawodowe, takich jak rozwój własnych zainteresowań, gdyż w takim wypadku kierunek kształcenia może być nieadekwatny do wykonywanej pracy. W końcu, po trzecie, udział w studiach podyplomowych może służyć potwierdzeniu wiedzy zdobytej już wcześniej w ramach pracy zawodowej, a nie do uzyskania nowych kompetencji [Bakota, 2012].

Stwierdzony brak wpływu studiów podyplomowych na zarobki można również uzasadnić przy założeniu, że uzyskane kompetencje są przydatne w pracy zawodowej a tym samym zwiększają wydajność. Założenie to jest zgodne z wynikami badania Poteralskiego [2013], który stwierdził, że 70% absolwentów studiów podyplomowych uważa je za przydatne w pracy zawodowej.

Po pierwsze więc, studia podyplomowe mogą być finansowane przez pracodawcę, który zabezpiecza się przed odejściem pracownika umową lojalnościową [Leuven i in., 2002]. W takiej sytuacji w okresie obowiązywania umowy płaca może nie ulec zmianie. Po drugie, studia podyplomowe mogą stanowić jeden z etapów rozwoju kompetencji prowadzących do awansu zawodowego, sam awans jednak może następować w dłuższej perspektywie i dopiero wtedy dojdzie do wzrostu płacy [Carmichael, 1983]. W końcu, po trzecie, możliwe jest, że pozytywny wpływ na wydajność pracy ujawnia się po okresie dłuższym niż objęty analizą, czyli po więcej niż 6 miesiącach od zakończenia studiów podyplomowych. Wykorzystanie nowych kompetencji może bowiem wymagać zmiany zakresu obowiązków, zmiany stanowiska, a być może nawet miejsca pracy lub zawodu. Zmiany te wymagają czasu. Możliwe więc, że studia podyplomowe skutkują wzrostem zarobków, ale w dłuższym okresie.

Weryfikacja powyższych hipotez opartych na danych z BAEL nie jest możliwa, gdyż wymagałaby bardziej szczegółowych informacji na temat kształcenia na studiach podyplomowych, w tym dotyczących celu kształcenia, źródła finansowania oraz przydatności uzyskanych kompetencji w pracy zawodowej, jak i wymagałaby możliwości śledzenia losów zawodowych respondentów w dłuższym okresie.

Uzyskane wyniki mają oczywiście wiele ograniczeń, przede wszystkim wynikających z ograniczeń zastosowanej bazy danych. Podstawowym jest krótkookresowy charakter analizy, czyli ograniczenie jej do okresu 6 miesięcy po zakończeniu studiów podyplomowych. Drugim jest fakt, że dane na temat zarobków są deklarowane przez respondentów, a tym samym mogą odbiegać od rzeczywistości. Jest to powszechny problem w odniesieniu do danych pochodzących z badań reprezentacyjnych ludności.

Bibliografia

- Acemoglu D. [1997], Training and innovation in an imperfect labor market, *Review of Economic Studies*, no. 64: 445–464.
- Arcidiacono P., Cooley J., Hussey A. [2008], The economic returns to an MBA, *International Economic Review*, no. 49(3): 873–899.
- Arrow K.J. [1973], Higher education as a filter, *Journal of Public Economics*, no. 2(3): 193–216.
- Bakota A. [2012], Uczestnictwo w studiach podyplomowych a potrzeby człowieka dorosłego, *Edukacja Dorosłych*, nr 2: 153–167.
- Becker G.S. [1964], *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Blaug M. [1995], The wage contract and education, w: *International encyclopedia of economics of education, second edition*, red. M. Carnoy, Pergamon Press and Elsevier Science, Oxford: 44–52.
- Bratberg E., Grasdahl A., Risa A. [2002], Evaluating social policy by experimental and nonexperimental methods, *Scandinavian Journal of Economics*, no. 104(1): 147–171.
- Brown S., Sessions J.G. [2006], Evidence on the relationship between firm-based screening and the returns to education, *Economics of Education Review*, no. 25(5): 498–509.
- Card D. [1999], The causal effect of education on earnings, w: red. O. Ashenfelter, D. Card, *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Elsevier Science, Amsterdam.
- Carmichael H.L. [1983], Firm specific capital and promotion ladders, *Bell Journal of Economics*, no. 14: 251–258.
- Egerton M. [2001], Lifelong debt: rates of return to mature study, *Higher Education Quarterly*, no. 55(1): 4–27.
- Elliot C., Soo K.T. [2012], The returns to an MBA degree: the impact of programme attributes, Lancaster University Management School, *Economics Working Paper Series*, no. 6.
- Groot W., Hartog J. [1995], Screening models and education, w: *International encyclopedia of economics of education, second edition*, red. M. Carnoy, Pergamon Press and Elsevier Science, Oxford: 34–38.
- GUS [1995], Szkoły wyższe i ich finanse w 1994 r., *Informacje i Opracowania Statystyczne*, Warszawa.
- GUS [2015], Szkoły wyższe i ich finanse w 2014 r., *Informacje i Opracowania Statystyczne*, Warszawa.
- Hanushek E. [2003], The failure of input-based schooling policies, *Economic Journal*, no. 113: 64–98.
- Harmon C., Oosterbeek H., Walker I. [2003], The returns to education: microeconomics, *Journal of Economic Surveys*, no. 17(2): 115–156.
- Heckman J., Ichimura H., Todd P. [1997], Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme, *Review of Economic Studies*, no. 64: 605–654.
- Heckman J., Lochner L., Todd P. [2006], Earnings functions, rates of return and treatment effects: the Mincer equation and beyond; w: red. E. Hanushek, F. Welch, *Handbook of the Economics of Education*, vol. 1, North Holland, Amsterdam: 307–458.
- Hoeling S., Gudgeon L.J.F., Hagemeister F. [2014], The value of a graduate degree: changing returns to postgraduate qualifications in the UK, *Inquiries Journal/Student Pulse*, no. 6(9).
- Hussey A. [2012], Human capital augmentation versus the signaling value of MBA education, *Economics of Education Review*, no. 31: 442–451.

- Kraśniewski A. [2009], *Proces Boloński to już 10 lat*, Fundacja Rozwoju Systemu Edukacji, Warszawa.
- Krueger A. [1999], *An economist's view of class size research*, Mimeo, Princeton University.
- Leigh A. [2008], Returns to education in Australia, *Economic Papers: A Journal of Applied Economics and Policy*, no. 27: 233–249, doi:10.1111/j.1759–3441.2008.tb01040.x.
- Lenton P. [2016], Staying-on after twenty-one: the returns to postgraduate education, *Sheffield Economic Research Paper Series*, no. 2016004.
- Leuven E., Oosterbeek H., Sloof R., van Klaveren C. [2002], Worker reciprocity and employer investment in training, *Tinbergen Institute Discussion Paper*, no. 02–090/3.
- Leuven E., Sianesi B. [2003], *PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing*, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html> (2.03.2017).
- Lindley J., Machin S. [2016], The rising postgraduate wage premium, *Economica*, vol. 83: 281–306, doi: 10.1111/ecca.12184.
- Mincer J. [1974], *Schooling, experience and earnings*, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York.
- Poteralski [2013], *Ogólnopolskie badania ankietowe słuchaczy studiów podyplomowych*, Raport, Zachodniopomorska Szkoła Biznesu, Szczecin.
- Psacharopoulos G. [1994], Returns to education: a global update, *World Development*, no. 22(9): 1325–1343.
- Psacharopoulos G., Patrinos H. [2004], Returns to investment in education: a further update, *Education Economics*, no. 12(2): 111–134.
- Purcell K., Elias P. [2004], *Seven years on: graduate careers in a changing labor market*, Higher Education Careers Services Unit, Manchester.
- Purcell K., Wilton N., Elias P. [2007], Hard lessons for lifelong learners? Age and experience in the graduate labour market, *Higher Education Quarterly*, no. 61(1): 57–82.
- Redmond P. [2006], Outcasts on the inside: graduates, employability and widening participation, *Tertiary Education and Management*, no. 12(2): 119–135.
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B. [1985], Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score, *The American Statistician*, no. 39: 33–38.
- Rubin D.B. [2001], Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation, *Health Services & Outcomes Research Methodology*, no. 2: 169–188.
- Schultz T.W. [1961], Investment in human capital, *American Economic Review*, vol. 51, no. 1: 1–17.
- Shimizu R., Higuchi Y. [2010], The value of MBA education in the Japanese labor market, *The Japanese Economy*, no. 36(4): 61–104.
- Silles M. [2007], Adult education and earnings: evidence from Britain, *Bulletin of Economic Research*, no. 59(4): 313–326.
- Smith J., Todd P. [2005], Does matching overcome Lalonde's critique of nonexperimental estimators?, *Journal of Econometrics*, no. 125 (1–2): 305–353.
- Spence A.M. [1973], Job market signaling, *Quarterly Journal of Economics*, no. 87(3): 355–374.

- Stiglitz J.E. [1975], The theory of „screening”, education and the distribution of income, *The American Economic Review*, vol. 65, no. 3: 283–300.
- Triventi M., Barone C. [2014], Returns to adult learning in comparative perspective, w: *Adult learning in modern societies*, red. H.-P. Blossfeld, E. Kilpi-Jakonen, D. Vono de Vilhena, S. Buchholz, An International Comparison from a Life-Course Perspective, Edward Elgar, Cheltenham: 57–75.
- Wroniewicz M., Strawiński P. [2013], Badanie zwrotu z mobilności zawodowej w Polsce, *Ekonomia*, nr 35: 111–135.

Aneks

Tabela A1. Wykaz zmiennych w równaniu determinant udziału w studiach podyplomowych

Zmienna niezależna	Klasy wartości
Płeć	1* – kobieta
	2 – mężczyzna
Wiek	1–25–29 lat
	2–30–39 lat
	3* – 40–49 lat
Wymiar czasu pracy w głównym miejscu pracy	zmienna ciągła
Chęć dłuższej pracy	1 – chęć zwiększenia wymiaru czasu pracy (w głównym miejscu pracy lub poprzez podjęcie pracy dodatkowej)
	2* – brak chęci
Zawód wykonywany w głównym miejscu pracy	1 – parlamentarzysta, wyższy urzędnik lub kierownik
	2* – specjalista
	3 – technik lub inny średni personel
	4 – pracownik biurowy
Sektor własności głównego miejsca pracy	1 – prywatny
	2* – publiczny
Udział w szkoleniu	1 – udział w szkoleniu w celach zawodowych w ciągu ostatnich 3 miesięcy
	2* – brak udziału

Uwagi: gwiazdką oznaczone są kategorie bazowe.

Źródło: opracowanie własne.

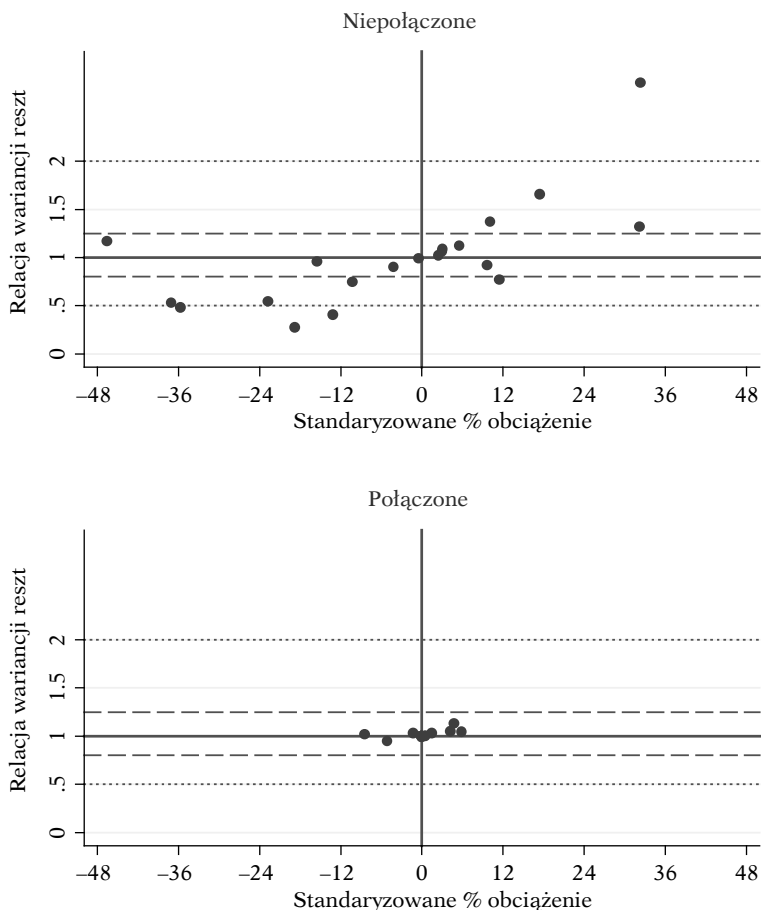
Tabela A2. Zbilansowanie zmiennych niezależnych (PSM, metoda najbliższego sąsiada)

Zmienna	Status łączenia	Średnia		Stat. T	Pr > t
		grupa badana	grupa kontrolna		
Kobiety	niepołączeni	0,808	0,678	6,21	0,00
	połączeni	0,808	0,819	-0,44	0,66
Wiek: 30–39	niepołączeni	0,293	0,248	2,31	0,02
	połączeni	0,293	0,290	0,12	0,90
Wiek: 40–49	niepołączeni	0,463	0,420	1,94	0,05
	połączeni	0,463	0,471	-0,27	0,79
Chęć dłuższej pracy	niepołączeni	0,226	0,134	5,89	0,00
	połączeni	0,226	0,217	0,33	0,74
Czas pracy	niepołączeni	31,758	35,992	-9,56	0,00
	połączeni	31,758	31,974	-0,33	0,74
Zawód: grupa 1	niepołączeni	0,112	0,100	0,84	0,40
	połączeni	0,112	0,099	0,66	0,51

Zmienna	Status łączenia	Średnia		Stat. T	Pr > t
		grupa badana	grupa kontrolna		
Zawód: grupa 3	niepołączeni	0,086	0,166	-4,77	0,00
	połączeni	0,086	0,095	-0,48	0,63
Zawód: grupa 4	niepołączeni	0,040	0,074	-2,88	0,00
	połączeni	0,040	0,039	0,10	0,92
Sektor prywatny	niepołączeni	0,287	0,360	-3,35	0,00
	połączeni	0,287	0,282	0,20	0,85
Udział w szkoleniu	niepołączeni	0,164	0,089	5,76	0,00
	połączeni	0,164	0,179	-0,65	0,51

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BAEL z lat 2001–2013.

Wykres A1. Zbilansowanie zmiennych niezależnych (PSM, metoda najbliższego sąsiada)



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BAEL z lat 2001–2013.

Tabela A3. Wpływ udziału w studiach podyplomowych na wymiar godzinowy czasu pracy (zmiany względne)

Zmienna niezależna		Bezłączenia			Po połączeniu		
		średnia stopa wzrostu czasu pracy		różnica (1) – (2)	średnia stopa wzrostu czasu pracy		ATT
		grupa badana	puła kontrolna		grupa badana	grupa kontrolna	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ogółem		0,035	0,013	0,022***	0,035	0,024	0,010
Płeć	kobiety	0,046	0,017	0,029***	0,046	0,035	0,011
	mężczyźni	-0,014	0,004	-0,019	-0,014	0,031	-0,045***
Wiek	25–29 lat	0,023	0,017	0,006	0,023	0,050	-0,026
	30–39 lat	0,017	0,012	0,005	0,017	0,026	-0,010
	40–49 lat	0,082	0,012	0,070***	0,082	0,011	0,071**
Staż w obecnym miejscu pracy	do 1 roku	0,036	0,025	0,011	0,036	0,037	-0,001
	1–5 lat	0,007	0,011	-0,004**	0,007	0,038	-0,032
	5–10 lat	0,056	0,011	0,045***	0,056	0,035	0,021
	ponad 10 lat	0,047	0,012	0,035**	0,047	0,016	0,030
Sektor	publiczny	0,044	0,019	0,025**	0,044	0,030	0,014
	prywatny	0,012	0,002	0,009	0,012	0,024	-0,013
Zarobki	1. kwartyl	0,045	0,045	0,001	0,045	0,080	-0,035
	2. kwartyl	0,034	0,011	0,023*	0,034	0,024	0,010
	3. kwartyl	0,038	0,011	0,027**	0,038	0,020	0,017
	4. kwartyl	0,024	0,005	0,020*	0,024	0,018	0,007
Rok	2001–2004	0,043	0,007	0,036***	0,043	0,021	0,022
	2005–2008	0,024	0,015	0,009	0,024	0,033	-0,009
	2009–2012	0,035	0,017	0,019	0,035	0,018	0,017

Uwagi: 1) grupę badaną stanowią uczestnicy studiów podyplomowych, pułę kontrolną – wszyscy respondenci nieuczestniczący w studiach podyplomowych, zaś grupę kontrolną – respondenci nieuczestniczący w studiach podyplomowych dopasowani przy użyciu PSM; 2) ***/**/* oznaczają odpowiednio, 1%, 5% i 10% poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z BAEL z lat 2001–2013.

THE WAGE PREMIUM FROM POSTGRADUATE PROGRAMS

Abstract

This paper seeks to examine the impact of postgraduate non-degree programs undertaken by the employed in Poland on the level of their earnings in the main job. From a theoretical point of view, we can expect a positive impact of this kind of investment in human capital on the situation of individuals in the labor market. We conducted a short-run analysis using the Difference-in-Differences Propensity Score Matching (DID-PSM) method and data from the Polish Labor Force Survey (PLFS) for 2001–2013. The analysis shows that postgraduate programs had a positive impact on earnings only in 2009–2013. However, positive wage effects were also observed for the whole analyzed period for selected groups of graduates, specifically women and those employed in the public sector. Other than that postgraduate programs had no impact on the hourly earnings rate in the study period.

Keywords: postgraduate studies, employed, earnings, DID-PSM method

JEL classification codes: I26, J24, J31
