

Badanie zwrotu z mobilności zawodowej w Polsce

Marcin Wroniewicz*, Paweł Strawiński*

Streszczenie

Praca podejmuje problematykę zwrotu z mobilności zawodowej w Polsce. Korzystając z kwartalnych danych panelowych BAEL od początku 2008 roku do drugiego kwartału 2010 roku zbadano wpływ zmiany miejsca pracy, w obrębie tego samego sektora oraz pomiędzy branżami, na wzrost płac. Uwzględniono problem nieobserwowalnej heterogeniczności oraz endogeniczności posługując się modelem efektów stałych oraz metodą Difference-In-Differences Propensity Score Matching.

Słowa kluczowe: mobilność zawodowa, krótkookresowy wzrost płac, nieobserwowalna heterogeniczność, endogeniczność, panel rotacyjny, metoda wielokrotnej imputacji.

JEL Code: J69, C21.

* Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego

Wprowadzenie

Założenie o konkretnym kierunku zależności pomiędzy mobilnością zawodową a dynamiką płac leży u podstaw wielu modeli teoretycznych opisujących zachowanie jednostek na rynku pracy. W teorii kapitału ludzkiego zakładane jest, że dobrowolna zmiana pracy jest nie tylko niepotrzebna, ale może nawet wiązać się ze stratą, jeżeli specyficzne umiejętności pracownika nie będą możliwe do wykorzystania na nowym stanowisku. Inne podejścia, takie jak teoria poszukiwań czy *job shopping*, zakładają natomiast, że mobilność zawodowa jest jedyną możliwością zwiększenia poziomu wynagrodzenia. Pomimo tych rozbieżnych podejść, do tej pory powstało niewiele prac, które analizują zgodność modeli teoretycznych z danymi empirycznymi.

Oprócz mobilności można wyróżnić jeszcze dwie podstawowe przyczyny zmian płac. Po pierwsze, wzrost płac w skali makroekonomicznej, jest odzwierciedleniem zmian technologicznych oraz ogólnej sytuacji gospodarczej państwa. Po drugie, osoby aktywne zawodowo zdobywają doświadczenie i umiejętności, które przekładają się na poprawę ich produktywności i w efekcie na płace.

W niniejszej pracy badano krótkookresowy zwrot z mobilności zawodowej w Polsce. Celem jest sprawdzenie czy zmiana zatrudnienia jest skuteczną metodą zwiększenia wysokości płac. Dodatkowo, sprawdzono wpływ zmiany sektora zatrudnienia na ich wysokość. Analiza została przeprowadzona na podstawie danych pochodzących z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) od pierwszego kwartału 2008 do drugiego kwartału 2010 roku. We wstępie należy podkreślić, że choć niniejsza praca dotyczy analizy dobrowolnej i bezpośredniej zmiany miejsca pracy, użyty zbiór danych nie pozwala dokładnie zidentyfikować przyczyny zmiany zatrudnienia. Niestety, przymusowa mobilność może znacząco zaniżać oszacowania stopy zwrotu. Warto podkreślić, że zwroty używane w niniejszej pracy, takie jak mobilność zawodowa, zmiana pracy, zmiana zatrudnienia lub stanowiska, zawsze oznaczają zmianę pracodawcy (miejsca pracy), a nie wewnętrzną zmianę stanowiska w obrębie danej firmy.

W pracy wykorzystano zaawansowane metody ekonometryczne. Celem ich użycia jest złagodzenie efektów występowania typowych problemów związanych z analizą stopy zwrotu z mobilności zawodowej: nieobserwowanej heterogeniczności, endogeniczności i selekcji. By uzyskane wyniki były jak najdokładniejsze oszacowano dwa różne modele: efektów stałych oraz *Difference-in-Differences Propensity Score Matching*. Dodatkowo, w celu uwzględnienia części obserwacji brakujących, przy szacowaniu modelu efektów stałych wykorzystano metodę wielokrotnych imputacji.

Prezentowana analiza oparta jest w dużym stopniu na pracy Davia (2010). Wcześniej podobne techniki wykorzystano w pracy Ham, Li i Reagan (2006).

W odróżnieniu od pierwowzoru praca dotyczy danych dla polskiego rynku pracy. Zgodnie z wiedzą autorów jest to pierwsza praca poruszająca zagadnienie mobilności zawodowej dotycząca Polski. Ponadto, co jest istotne ze względu na dynamikę procesów zachodzących na rynku pracy wykorzystano dane kwartalne a nie roczne.

Dalsza część artykułu jest prezentowana według następującego planu. W części pierwszej dokonano przeglądu literatury dotyczącej zwrotu z mobilności zawodowej. Następnie w części drugiej zawarto opis bazy danych oraz metod ekonometrycznych. Część 3 prezentuje wyniki przeprowadzonej analizy. W zakończeniu omówiono rezultaty i skonfrontowano je z wynikami innych prac empirycznych.

1. Przegląd literatury

Jedną z pierwszych prób teoretycznego opisu mobilności zawodowej jest model *stayer-mover* Blumena i in. (1955). Przyczyn zmian miejsca pracy, a w konsekwencji różnicy w zarobkach pomiędzy bardziej mobilnymi a stabilnymi pracownikami, należy szukać w ich nieobserwowalnych cechach oraz umiejętnościach, które są skorelowane zarówno z produktywnością, jak i ze skłonnością do mobilności. Bardziej produktywni pracownicy zarabiają więcej i unikają częstych zmian zatrudnienia. Osoby, które cechuje większa skłonność do mobilności są natomiast mniej produktywne i gorzej opłacane.

Kolejnym ważnym podejściem teoretycznym do zagadnienia mobilności jest teoria kapitału ludzkiego (Becker, 1962). Teoria ta zakłada, że w trakcie pracy, ludzie, oprócz kwalifikacji uniwersalnych, zdobywają wiedzę i umiejętności specyficzne dla danego stanowiska. Zmiana zatrudnienia jest zawsze związana z utratą charakterystycznego dla danego stanowiska kapitału ludzkiego i ma negatywny wpływ na wysokość płacy. Koszty zmiany pracy są tym większe im dłuższy jest staż na danym stanowisku oraz im bardziej specjalistyczny jest zakres obowiązków. W klasycznej teorii kapitału ludzkiego wzrost płac jest związany ze wzrostem stażu i jest niezależny od zmiany stanowiska. W innych wersjach tego modelu zarobki są przypisane do określonej pozycji i mogą się zmienić tylko podczas awansu (np. Sorensen, 1977).

Model *job-matching* (Jovanovic, 1979) zakłada, że jakość dopasowania do danego stanowiska nie jest znana przed rozpoczęciem zatrudnienia. Może się okazać, że umiejętności pracowników nie są dostosowane do obowiązków. W efekcie wydajność pracy jest niższa niż oczekiwana. Osoby bardziej mobilne powinny szybciej znaleźć pracę, w której poziom produktywności i zarobków ich satysfakcjonuje. Wzrost płac dzięki mobilności wynika z lepszego dopasowania umiejętności pracownika do potrzeb pracodawcy. Podobnie jak w teorii kapitału ludzkiego, założenia modelu implikują pozytywną korelację pomiędzy stażem pracy oraz wzrostem zarobków.

Model poszukiwań (Burdett, 1978) różni się od modelu *job-matching* tym, że jakość dopasowania jest znana już przed podjęciem pracy. Największe znaczenie ma rozkład płac dostępnych dla osób aktywnie poszukujących nowej pracy. Zarobki rosną przy każdej zmianie zatrudnienia stanowiąc zwrot z aktywnego poszukiwania lepszej pracy. Pozytywny wpływ mobilności na zarobki postuluje też model kontraktowy (Lazear, 1986). W tym modelu firmy podbijają najlepszych pracowników od konkurencji. Osoby zmieniające miejsce pracy są więc bardziej produktywne a zmiana zatrudnienia jest dla nich sposobem na szybszy wzrost płacy.

Kolejnym modelem wyjaśniającym zjawisko częstych dobrowolnych zmian pracy wśród młodszych pracowników jest *job shopping* (Johnson, 1978). W tym podejściu podkreśla się przede wszystkim znaczenie informacji. Pracownicy nie wiedzą, w których firmach ich umiejętności są najbardziej cenione. Z tego względu bardzo szybko akceptują dostępne dla siebie oferty nie przestając jednocześnie szukać innej pracy.

Teoria kapitału ludzkiego wskazuje, że osoby, które zostały zwolnione i znalazły się na bezrobociu mogą odnotować spadek zarobków po ponownym zatrudnieniu. Okres bezrobocia jest często związany z utratą kwalifikacji zawodowych (Pissarides, 1992). Dla pracodawców przeszłe bezrobocie może więc wskazywać na niższą produktywność pracownika.

Kwestię przymusowej i dobrowolnej mobilności poruszają też teorie segmentacji, których głównym założeniem jest heterogeniczność rynku pracy. Pracownicy zatrudnieni w "lepszem" segmencie są lepiej wykształceni, mają większe możliwości awansu oraz zajmują bardziej stabilne stanowiska. Praca w "gorszym" segmencie nie wymaga specjalistycznych umiejętności i charakteryzuje się dużo większą niepewnością. Za przykład może posłużyć koncepcja dualnego rynku pracy Doeringera i Piore'a (1975), w ramach której wydzielono rynek pierwszoplanowy i drugoplanowy. Wyższe zmiany płac są charakterystyczne dla bardziej stabilnych pracowników zatrudnionych w "lepszem" segmencie. Mobilne osoby należące do "gorszego" segmentu, odnotowują natomiast bardziej stałe i stosunkowo niskie płace.

Kwestia rozróżnienia pomiędzy zmianą zatrudnienia w obrębie danego sektora i pomiędzy sektorami jest dużo rzadziej podejmowana przez badaczy. Neal (1999) oraz Parent (2000) wskazują na to, że pracownicy są wynagradzani nie tylko za umiejętności uniwersalne oraz specyficzne dla danego stanowiska, ale także za kapitał specyficzny dla danej branży. Zmiana sektora zatrudnienia powinna więc wiązać się z mniejszym wzrostem płac, niż zmiana pracy w obrębie tej samej branży. Kambourov i Manovskii (2002) wykazali jednak niewielki zwrot z doświadczenia w danym sektorze, w porównaniu ze zwrotem z doświadczenia w określonym zawodzie, czego powodem może być znaczne zróżnicowanie umiejętności w poszczególnych branżach.

Mobilność pracowników oraz związana z nią dynamika płac stanowi temat wielu prac empirycznych. Wielu autorów pokazało, że wpływ stażu na wzrost płac jest niewielki lub nawet statystycznie nieistotny (m. in. Altonji i Shakotko, 1987, Altonji i Williams, 2005). Do przeciwnych wniosków doszedł jednak Topel (1991) wskazując, że efekt stażu jest niedoszacowany. W ostatnim czasie Buchinsky i in. (2008) zastosowali podejście strukturalne, w którym bezpośrednio modelowali równanie płacy oraz decyzje respondentów odnośnie kontynuowania i zmiany pracy. Uzyskane przez nich wyniki wskazują, że zwrot ze stażu jest jeszcze wyższy niż wykazał to Topel (1991).

Innym podejściem do kwestii mobilności i płac jest badanie wysokości zwrotu ze zmiany zatrudnienia, co najczęściej realizowano na dwa sposoby: analizując krótkookresowy wpływ jednorazowej zmiany zatrudnienia na wysokość płac przez porównanie płac tuż przed i po zmianie zatrudnienia lub traktując zarobki jako funkcję skumulowanej liczby przeszłych zmian miejsca pracy. Pozytywny wpływ mobilności we wczesnej fazie kariery zawodowej wykazali m.in. Contini i Villosio (2000) oraz Davia (2010). Topel i Ward (1992) oszacowali, że zmiany zatrudnienia w pierwszych dziesięciu latach po wejściu na rynek pracy stanowią ponad 1/3 wzrostu płac w tym okresie. Drugie podejście, a więc uwzględnienia jako zmiennej niezależnej liczby przeszłych zmian pracy, wskazuje, że początkowe korzyści z mobilności zanikają wraz z kolejnymi przerwami w zatrudnieniu (Munasinghe i Sigman 2004, Light i McGarry, 1998).

Wpływ zmiany branży na krótkookresową zmianę zarobków jest przedmiotem badania znacznie rzadziej. Zmianę sektora zatrudnienia uwzględnili m.in. Carroll i Powell (2002). Ich badanie wskazuje na wyższy wzrost płac po zmianie sektora, niż po zmianie pracy w obrębie tej samej branży. Efekt ten jest szczególnie widoczny wśród młodszych pracowników. Dodatkowo, Groes i in. (2009) wykazali, że mobilność pomiędzy sektorami dotyczy przede wszystkim najgorzej zarabiających osób i może być dla nich skuteczną strategią poprawy swojej sytuacji.

Przegląd modeli teoretycznych wskazuje na istnienie dwóch poważnych problemów ekonometrycznych przy badaniu zwrotu z mobilności pracy: problemu nieobserwowalnej heterogeniczności oraz endogeniczności. Wpływ nieobserwowalnej heterogeniczności podkreślają modele Blumena i in. (1955) oraz Lazeara (1986). W świetle tych modeli nieobserwowalne charakterystyki respondentów mogą mieć znaczący wpływ zarówno na produktywność pracowników oraz ich skłonność do mobilności. Drugi problem ujawnia niejasny kierunek zależności pomiędzy analizowanymi zmiennymi. Badając wpływ mobilności zatrudnienia na wzrost zarobków należy także wziąć pod uwagę istnienie przyczynowej zależności w przeciwnym kierunku. Wyższa stopa wzrostu zarobków powinna mieć negatywny wpływ na dobrowolną zmianę zatrudnienia.

2. Model mobilności zawodowej

2.1. Baza danych empirycznych

Analizę przeprowadzoną w niniejszej pracy oparto na danych pochodzących z Badań Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL). Baza danych obejmuje reprezentatywną grupę Polaków w wieku powyżej 15 lat. BAEL jest panelem rotacyjnym, w którym co kwartał wymieniana jest jedna czwarta próby. Każda jednostka jest więc badana cztery razy – w pierwszym, drugim oraz następnie piątym i szóstym kwartale po wylosowaniu. Dane użyte w niniejszej pracy pochodzą z okresu od początku 2008 r. do drugiego kwartału 2010 r. włącznie i tworzą panel rotacyjny. W niniejszym badaniu wykorzystano fakt obserwowania tej samej jednostki w dwóch kolejnych kwartałach. W podobny sposób dane BAEL wykorzystał Strawiński (2008) do analizy napływu i odpływu z bezrobocia. Panel rotacyjny do badania mobilności zawodowej wykorzystali np. Zweimuller i Winter-Ember (2000).

Baza zawiera szereg informacji o podstawowych cechach demograficznych oraz sytuacji ekonomicznej respondentów, w szczególności na temat zarobków oraz przeszłości zawodowej. Zmienną zależną w badaniu są płace respondentów w miesiącu poprzedzającym miesiąc przeprowadzania wywiadu. Każdy pracownik najemny udziela odpowiedzi na pytanie „*Proszę podać wysokość swoich zarobków netto w poprzednim miesiącu w głównym miejscu pracy*”. Niestety, pytania ankietowe na temat sytuacji finansowej respondentów bardzo często pozostają bez odpowiedzi. W celu złagodzenia problemu obserwacji brakujących, osoby, które z pewnych powodów nie chcą lub nie mogą ujawnić informacji o swoich dochodach proszone są o zaznaczenie odpowiedniego przedziału, w którym mieszczą się ich płace. Poniższa tabela przedstawia liczbę obserwacji z bazy BAEL według posiadanej informacji na temat płac respondentów.

Tabela 1. Liczba obserwacji według informacji o wysokości płac

Informacja o płacy	Rok badania					
	2008		2009		2010	
	Częstotliwość	Procent	Częstotliwość	Procent	Częstotliwość	Procent
Brak	20 007	32,53	22 150	32,71	14 957	35,83
Przedział	15 681	25,50	22 487	33,21	14 295	34,25
Pełna informacja	25 814	41,97	23 078	34,08	12 488	29,92
Niepracujący	12 188		14 438		9 932	

Źródło: Obliczenia własne

Jak pokazano stosunkowo niewielka liczba osób deklaruje wysokość swojej płacy netto. W dalszej części badania postarano się uwzględnić respondentów, którzy określili przedział, w którym znajdują się ich płace. W badaniu uwzględniono tylko respondentów urodzonych po 1954 a przed 1989 rokiem. Przyjęte ograniczenie ma na celu wykluczenie osób najstarszych, na mobilność których wpływ mogą mieć obowiązujące przepisy prawa. Z analizy wykluczono osoby, które przeszły na wcześniejszą emeryturę lub rentę oraz osoby, które nie zadeklarowały wysokości swoich zarobków przynajmniej dwukrotnie. Ostateczna baza zawiera 207 515 obserwacji dotyczących 75 890 respondentów.

Każda zatrudniona osoba w momencie przeprowadzania ankiety udziela odpowiedzi na pytanie: *Kiedy rozpoczął (rozpoczęła) Pan(i) pracę w obecnym miejscu pracy?* Dzięki tej informacji możliwe jest sprawdzenie czy dany respondent zmienił miejsce pracy pomiędzy dwoma kolejnymi wywiadami. Gdy data rozpoczęcia obecnej pracy wypada po dacie przeprowadzenia wcześniejszego wywiadu uznano, że dana osoba zmieniła pracę. Następnie, wszystkich mobilnych pracowników podzielono na dwie grupy w zależności od tego, czy zmienili także sektor zatrudnienia, czy też nie. Poszczególne branże wydzielono na podstawie PKD. W Tabeli 2 zaprezentowano charakterystyki pracujących oraz podstawowe informacje o ich zarobkach według sektorów.

Należy zaznaczyć, że obie charakterystyki opisane w poprzednim akapicie są traktowane jako bezpośrednia i dobrowolna zmiana pracy. Niestety, na podstawie danych BAEL nie jest możliwe stwierdzenie rzeczywistej przyczyny przerwania zatrudnienia respondentów. Warto zauważyć, że zmiana zatrudnienia pomiędzy drugim a piątym kwartałem badania wiąże się z większą niepewnością odnośnie przyczyny zmiany.

Bardzo ważnymi czynnikami uwzględnionymi w analizie są bezrobocie oraz przerwa w pracy z innych przyczyn. Powód przerwania zatrudnienia jest niemożliwy do zidentyfikowania dla tych respondentów, którzy w dwóch kolejnych okresach badania pracują. Jeśli respondent w momencie przeprowadzania wywiadu nie jest zatrudniony, wtedy podaje przyczynę z jakiej pozostaje bez pracy. Na tej podstawie stworzono dwie kolejne zmienne binarne. Pierwsza informująca o tym, czy pracownik w ostatnim czasie stracił pracę w związku zlikwidacją zakładu pracy, stanowiska lub zwolnienia z innych przyczyn – ma ona informować o wpływie okresu bezrobocia na dynamikę płac. Druga natomiast informuje o dobrowolnym przerwaniu zatrudnienia, np. z przyczyn finansowych, niezadowolających warunków pracy czy opieki nad dziećmi.

Kolejne zmienne to staż, doświadczenie respondenta oraz czas. Staż to liczba miesięcy pracy w obecnym miejscu zatrudnienia. Doświadczenie zawodowe to całkowita liczba lat pracy (niekoniecznie w tym samym zawodzie). Czas to liczba miesięcy, jaka upłynęła od pierwszego wywiadu przeprowadzonego z danym respondentem.

Tabela 2. Place według sektorów wyróżnionych na podstawie PKD

Sektor	Częstość	Średnie zarobki	Odchylenie Std.	Minimum	Maksimum
rolnictwo uspołecznione/indywid.	1 014	1 301,34	639,26	100	5 000
rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo	450	1 438,09	679,13	319	6 000
górnictwo i wydobywanie	851	2 171,24	828,94	470	6 200
przetwórstwo przemysłowe	16 743	1 500,34	705,92	80	9 000
zaopatrywanie w energię	831	2 022,05	760,58	650	6 000
dostawa wody / ścieki	752	1 474,38	567,50	260	6 300
budownictwo	4 947	1 672,06	774,50	100	8 000
handel, naprawa pojazdów	9 204	1 336,47	697,94	70	20 000
transport, magazynowanie	3 857	1 754,92	1 127,46	160	24 000
zakwaterowanie, usługi gastr.	1 470	1 206,84	478,28	200	4 500
informacja i komunikacja	809	2 265,24	1 412,76	270	11 500
finanse	1 130	2 018,51	1 287,52	420	15 000
nieruchomości	512	1 580,97	831,61	150	5 200
nauka i technika	953	1 778,45	1 176,22	160	12 000
administrowanie i wsparcie	1 563	1 160,62	550,23	160	5 000
administracja publiczna/obrona	4 587	1 942,99	967,29	99	9 800
edukacja	5 922	1 577,70	675,04	110	8 000
zdrowie, pomoc społeczna	4 473	1 497,39	707,68	200	12 000
kultura, rozrywka	647	1 375,89	616,09	200	3 800
pozostałe usługi	553	1 257,08	628,35	180	5 200
gosp. domowe	90	904,10	649,77	150	3 000
niezidentyfikowane	21	1 972,62	1 146,30	840	5 500

Źródło: Obliczenia własne

Uwzględniono także szereg zmiennych binarnych charakterystycznych dla danego stanowiska i miejsca pracy: rodzaj umowy (stała lub na czas określony), wymiar czasu pracy (zatrudnienie w pełnym lub niepełnym wymiarze), informację o zajmowaniu stanowiska kierowniczego (odpowiedź na pytanie, czy nadzoruje pracą innych osób), forma własności przedsiębiorstwa (prywatna lub publiczna), liczba zatrudnionych pracowników w firmie (mniej lub więcej niż 10 osób). Wartości tych zmiennych najczęściej zmieniają się wraz ze zmianą miejsca pracy. Zmiany ich wartości mogą też jednak informować o mobilności pomiędzy stanowiskami wewnątrz danego przedsiębiorstwa. Kolejna grupa zmiennych to cechy demograficzne respondentów: płeć, rok urodzenia, stan cywilny (pozostawanie w związku małżeńskim lub nie), wykształcenie (podstawowe, średnie lub wyższe), województwo.

Konkretne zestawienie zbioru zmiennych niezależnych zależy oczywiście od rodzaju badania. Przykładowo, stosując model efektów stałych, dołączono parametry charakterystyczne dla danego stanowiska takie jak wymiar czasu pracy czy liczba osób zatrudnionych w firmie. Dzięki temu analizując dynamikę płac respondentów, którzy zmienili miejsce zatrudnienia poznamy nie tylko efekt mobilności ale też zmian charakterystyk miejsca pracy. Użycie metody *propensity score* polega na porównaniu płac osób, które zmieniły miejsce pracy z zarobkami pracowników, którzy pozostali na swoim stanowisku. W tym przypadku nie różniamy jak zmieniły się warunki zatrudnienia danej osoby. Przewagą tej metody jest jednak możliwość uwzględnienia w analizie zmiennych stałych w czasie takich jak wykształcenie, czy płeć. Prezentowane dalej wyniki nie pozostawiają wątpliwości odnośnie konkretnego zbioru zmiennych użytych na danym etapie.

2.2. Problemy badawcze i wykorzystane metody ekonometryczne

2.2.1. Estymator efektów stałych

Pierwszy problem dotyczy nieobserwowalnych charakterystyk respondentów, które mogą mieć wpływ zarówno na ich mobilność oraz poziom płac. Cechy takie jak inteligencja, motywacja, zdolności interpersonalne czy skłonność do ryzyka są niemożliwe do oceny na podstawie danych BAEL a mogą mieć znaczący wpływ na zjawisko mobilności i wartości charakterystyk respondentów. Badanie może być kontrolowane przez zmienne nieobserwowalne, które są niezmiennie w czasie, za pomocą estymatora efektów stałych. Podstawowy model przedstawia poniższe równanie:

$$y_{it} = b_1 m_{pit} + b_2 m_{sit} + \beta x_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie:

y_{it} – oznacza logarytm płac respondenta,

m_{pit} – zmienna binarna, czy respondent zmienił pracę we wcześniejszym okresie,

m_{sit} – zmienną binarna, czy respondent zmienił sektor zatrudnienia we wcześniejszym okresie,

x_{it} – wektor czynników niezależnych zmiennych w czasie, do których należą:

staż pracy, informacja o byciu bezrobotnym w ostatnim okresie, informacja o niepracowaniu z innych przyczyn, czas, rodzaj umowy (stała lub na czas określony), wymiar czasu pracy, czy respondent nadzoruje pracą innych osób, liczba pracowników w firmie, forma własności firmy,

ε_{it} – to błąd losowy,

u_i – to efekty indywidualne, niezmiennie w czasie.

W modelu efektów stałych nie zakłada się braku korelacji pomiędzy efektami indywidualnymi a błędem losowym. Z drugiej strony, przyjmowane jest bardziej restrykcyjne założenie o ścisłej egzogeniczności. Estymator efektów stałych otrzymany jest dzięki przekształceniu modelu.

2.2.2. Metoda wielokrotnej imputacji

Częste występowanie obserwacji brakujących może mieć znaczący wpływ na wyniki analizy. Najprostszą i bardzo często stosowaną metodą radzenia sobie z tym problemem jest ich odrzucenie (ang. *complete case analysis*). W tym przypadku oznaczałoby to uwzględnienie w analizie tylko tych respondentów, którzy podali dokładną wysokość swoich zarobków. Blisko 31% pracujących respondentów podało przedział, w jakim mieszczą się ich płace. By wykorzystać te informacje zastosowano metodę wielokrotnej imputacji, w sposób analogiczny do pracy Heering i in. (1997).

W tym podejściu kluczowa jest odpowiedź na pytanie o mechanizm generowania obserwacji brakujących. Literatura wyróżnia trzy typy mechanizmów: obserwacje brakujące całkowicie losowo, obserwacje brakujące losowo, obserwacje brakujące nielosowo. W przypadku prezentowanego badania można podejrzewać, że mechanizm generowania braków jest zależny od obserwowalnych charakterystyk respondentów oraz także od wartości samych dochodów. Niechęć ujawniania informacji o wysokości wynagrodzenia może w szczególności dotyczyć osób zarabiających relatywnie mało lub dużo. Istnieją jednak pewne powody skłaniające do przyjęcia założenia o obserwacjach brakujących losowo (ang. *missing at random*):

1. Dostępne są wartości przedziałów, w jakich znajdują się płace respondentów. Są one dosyć wąskie i znacząco redukują niepewność uzyskanych wyników.
2. Nie wszystkie braki muszą być wynikiem tego samego mechanizmu. Dla niektórych osób, poziom dochodów mógł mieć wpływ na podanie ich faktycznej wysokości. Dla wielu osób jednak, chęć zachowania większej dyskrecji nie musiała być w żaden sposób związana z wysokością ich zarobków.
3. Dostępny jest dosyć duży zbiór charakterystyk, które mogą w znaczącym stopniu wyjaśniać poziom dochodów.

W literaturze można spotkać bardzo wiele sposobów realizacji metody imputacji (np. zestaw procedur *hot-deck*). Ostatnio dużą popularność zyskała procedura wielokrotnej imputacji (ang. *multiple imputation*). Imputacje są zbiorem M elementowym wartości wylosowanych z predykcyjnego rozkładu *a-posteriori* wyznaczonego przez model regresji z nieinformacyjnym rozkładem *a-priori* parametrów. Na podstawie wyników modelu regresji losowane są wartości dla brakujących obserwacji. Tworzą one M oddzielnych zbiorów danych. Dalszą analizę przeprowadza się w każdym zbiorze oddzielnie. Niech $\hat{\alpha}_i$ jest wektorem oszaco-

wań parametrów regresji, natomiast V_i macierzą wariancji po przeprowadzeniu analizy na i -tym zbiorze danych. Ostateczne oszacowania wartości parametrów są wyznaczone następująco:

$$\hat{\alpha}_{MI} = \sum_{i=1}^M \frac{\hat{\alpha}_i}{M} \quad (2)$$

$$V_{MI} = W_M + \frac{M+1}{M} B_M \quad (3)$$

gdzie:

$$B_M = \sum_{i=1}^M \frac{1}{M-1} (\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_{MI})(\hat{\alpha}_i - \hat{\alpha}_{MI})'$$

jest nazywana zmiennością międzyimputacyjną,

$$W_M = \sum_{i=1}^M \frac{V_i}{M}$$

to zmienność wewnątrzimputacyjną.

W rezultacie wynik M losowań jest uśredniany w celu minimalizacji wkładu czynnika stochastycznego. Zaletą tej metody nad procedurą pojedynczych imputacji jest uwzględnienie niepewności związanej z losowaniem części wartości. Uwzględniona jest zmienność nie tylko wewnątrz danego zbioru, ale także pomiędzy zbiorami.

Bardzo ważne z punktu widzenia niniejszego badania jest dobranie właściwego modelu, dla brakujących obserwacji. W modelu uwzględniono panelowy charakter danych. Brakujące obserwacje o płacach były uzupełniane dla każdego respondenta w kolejności chronologicznej. Dla respondentów, którzy nie podali wysokości swoich zarobków i pojawiają się w bazie po raz pierwszy, płace były wyznaczone na podstawie regresji liniowej oszacowanej na próbie osób, które w pierwszym okresie badania podały swoją płacę. W kolejnych okresach stosowano model mieszany. Najpierw za pomocą regresji logistycznej decydowano czy płace ulegną zmianie czy pozostaną na stałym poziomie w stosunku do poprzedniego okresu. W przypadku, gdy zarobki miały się zmienić, różnicę szacowano na podstawie regresji liniowej, w której zmienną zależną była zmiana płac osób, które zadeklarowały płacę w danym okresie badania.

Modele szacowano automatycznie, a dobór zmiennych odbywał się za pomocą metody krokowej. Jako potencjalne determinanty płac wskazano województwo, płeć, wiek respondenta, wykształcenie respondenta, rodzaj umowy o pracę (stała czy na czas określony), wymiar czasu pracy, informację o tym, czy nadzoruje pracę

innych osób, doświadczenie zawodowe, staż w obecnej pracy, datę badania, symbol działalności PKD firmy, w której pracuje respondent. W przypadku szacowania regresji mieszanych uwzględniano także informacje o tym, czy respondent zmienił pracę, branżę, czy był wcześniej bezrobotny lub nie pracował z innego powodu.

Imputacja brakujących wartości jest równoważna przyjęciu założenia, że płace wszystkich respondentów, niezależnie od tego czy udzielili odpowiedzi na pytanie o ich wysokość są generowane przez ten sam mechanizm. To założenie, niestety, nie może być testowane. Brak jego spełnienia prowadzi do uzyskania obciążonych wyników. Z tego powodu wszystkie wyniki uzyskane metodami imputacyjnymi interpretowane są w sposób ostrożny.

2.2.3. Metoda Difference-in-Differences Propensity Score Matching

Autorzy większości prac empirycznych skupiają się na analizie wpływu mobilności na wzrost płac. Bardzo łatwo jest jednak uzasadnić istnienie przeciwnej zależności – pracownicy decydują się na zmianę miejsca pracy wtedy, gdy dynamika wzrostu ich płac jest dla nich niesatysfakcjonująca oraz nie dostrzegają żadnych perspektyw na zmianę tej sytuacji. Występowanie obustronnej zależności pomiędzy mobilnością oraz wzrostem płac powoduje nieadekwatność standardowych technik ekonometrycznych.

W niniejszej pracy użyto metody *Difference-in-Differences Propensity Score Matching* (DID-PSM). Dzięki niej możliwe jest zniwelowanie problemu endogeniczności poprzez porównywanie dynamiki płac pomiędzy osobami, które cechują się podobnym prawdopodobieństwem zmiany miejsca pracy. Ze względu na trudność doboru odpowiednich instrumentów silnie skorelowanych z mobilnością oraz nie mających wpływu na dynamikę płac, DID-PSM może stanowić atrakcyjną alternatywę wobec metody zmiennych instrumentalnych. Dodatkowo, metoda ta ma właściwości podobne do estymatora efektów stałych. Pozwala ona kontrolować nieobserwowalną heterogeniczność. Do opisu metody przyjęto następujące oznaczenia:

1. D jest statusem przynależności do grupy, który przyjmuje wartość 1, jeżeli respondent zdecydował się na zmianę miejsca pracy (należy do grupy eksperymentalnej) oraz 0, jeżeli pozostaje na tym samym stanowisku (należy do grupy kontrolnej),
2. Y_{i0} oznacza płacę osoby i , jeśli nie zmieniła pracy, natomiast Y_{i1} płacę osoby i , jeśli zmieniła pracę. Dla każdego respondenta obserwujemy oczywiście tylko jedną z tych wartości. Wartość nieobserwowaną nazywamy efektem kontrfaktycznym,
3. X to wektor obserwowanych charakterystyk jednostek,
4. $P(X) = P(D = 1|X)$ to prawdopodobieństwo, że osoba o wektorze charakterystyk X znajdzie się w grupie eksperymentalnej (tzw. propensity score).

Wpływ zmiany zatrudnienia na wysokość płac możemy wyrazić w postaci średniego efektu przyczynowego dla grupy eksperymentalnej (ang. *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT)) danego wzorem:

$$ATT = E(Y_{i1}|D_i = 1) - E(Y_{i0}|D_i = 1) \quad (4)$$

W kontrolowanym eksperymencie losowy dobór do grupy eksperymentalnej i kontrolnej zapewnia, że status D_i jest niezależny od, zarówno obserwowalnych, jak i nieobserwowalnych charakterystyk osób badanych i w efekcie nie ma wpływu na ich potencjalne wyniki. Właściwość ta implikuje, że:

$$E(Y_{i0}|D_i = 1) = E(Y_{i0}|D_i = 0) \quad (5)$$

Przyjmując założenie (5) średni efekt przyczynowy dla grupy eksperymentalnej obliczany jest jako różnica średnich wyników pomiędzy grupą eksperymentalną a kontrolną.

W przypadku większości badań ekonomicznych i socjologicznych, także w przypadku analizy mobilności zatrudnienia losowy dobór grup nie jest jednak możliwy. Respondenci którzy częściej decydują się na zmianę pracy z pewnością cechują się innymi charakterystykami niż osoby, które przez dłuższy czas pozostają na swoim stanowisku. By wynik tego porównania był nieobciążony konieczne jest przyjęcie założenia warunkowej niezależności (ang. *Conditional Independence Assumption*), które mówi, że uwzględniając obserwowalne charakterystyki respondentów potencjalne wyniki nie zależą od statusu przynależności do grupy. Innymi słowy, możemy powiedzieć, że kontrolując osoby badane ze względu na X , selekcja do grup odbywa się tak jak w sposób losowy. Formalnie zapis tego założenia wygląda następująco:

$$[(Y_{i0}, Y_{i1}) \perp D_i] | X_i \quad (6)$$

Kolejnym założeniem niezbędnym do zastosowania metody PSM jest założenie wspólnej dziedziny, które mówi, że dla każdego wektora X_i istnieje dodatnie prawdopodobieństwo znalezienia się w grupie eksperymentalnej oraz kontrolnej:

$$0 < P(X_i) < 1 \quad (7)$$

Przyjmując oba powyższe założenia możemy obliczyć średni efekt kontrfaktyczny dla osób, które zmieniły miejsce pracy, i w efekcie ATT , za pomocą następującego wzoru:

$$ATT = E_{(X_i|T_i = 1)}[E(Y_{i1}|D_i = 1, X_i) - E(Y_{i0}|D_i = 0, X_i)|D_i = 1] \quad (8)$$

Jeśli wektor charakterystyk X_i zawiera dużą liczbę zmiennych, estymacja efektu ATT staje się problematyczna. Metoda ta została znacząco ułatwiona przez Rosenbaum'a i Rubin'a (1983), którzy wykazali możliwość redukcji wymiarów. Zamiast łączyć osoby o podobnych charakterystykach obserwowalnych, wystarczy porównywać jednostki o zbliżonych wartościach $P(X_i)$.

Założenie o warunkowej niezależności jest bardzo restrykcyjne. Uwzględnienie wszystkich charakterystyk mających wpływ na selekcję wydaje się wątpliwe, ponieważ niezależne decyzje podejmowane przez osoby ankietowane, są prawie zawsze związane z ich cechami osobowościowymi. Jeśli jednak posiadamy dane respondentów przed selekcją do grupy eksperymentalnej i kontrolnej możemy złagodzić to założenie. Przyjmując, że cechy nieobserwowalne są stałe w czasie, ich efekt może zostać wyeliminowany poprzez analizę różnicy wartości zmiennej zależnej pomiędzy dwoma kolejnymi okresami za pomocą metody *Difference-in-Differences* (DID). W badaniu różnica w płacach osób, które zdecydowały się na zmianę pracy, zostanie porównana do zmian zarobków pracowników, którzy pozostali na swoim stanowisku.

Nawet jeśli pomiędzy grupą eksperymentalną a kontrolną istnieją istotne nieobserwowalne różnice, nie będą one obciążać oszacowanego estymatora, jeśli ich wpływ na zmienną zależną będzie niezmienny w czasie (Heckman i in., 1998). Ostatecznie oszacowanie ATT możemy otrzymać ze wzoru:

$$ATT = E_{(p(X_i)|T_i=1)}[E(\Delta Y_{i1}|D_i = 1, p(X_i)) - E(\Delta Y_{i0}|D_i = 0, p(X_i))|D_i = 1] \quad (9)$$

Zastosowanie metody PSM powinno doprowadzić do zbilansowania rozkładu charakterystyk respondentów w porównywanych grupach. Na koniec, należy jeszcze wspomnieć o różnych metodach dobierania osób o podobnym *propensity score*. W niniejszej pracy użyto metody jądrowej. Według Heckmana i in. (1998) metoda ta jest najlepsza w przypadku szacowania estymatora DID.

2.2.4. Problem nielosowego doboru próby

Stosunkowo krótki okres badania jednostki może wiązać się z występowaniem nielosowego problemu selekcji. Uwzględnienie danego respondenta w analizie wymaga bowiem, by był on zarejestrowany jako osoba pracująca przynajmniej dwa razy w całym okresie badania. Odrzucenie osób niespełniających tego warunku będzie równoznaczne z naruszeniem założenia losowości próby, ponieważ osoby, które częściej nie uzyskują zarobków będą miały mniejszą szansę uwzględnienia w analizie.

W celu złagodzenia tego problemu, zastosowano procedurę, którą zaproponowała Davia (2010). Polega ona na dołączeniu do zbioru charakterystyk respondentów prawdopodobieństwa zatrudnienia i zadeklarowania wysokości swoich płac

w następnym okresie badania. Prawdopodobieństwo zaobserwowania informacji o płacy respondenta oszacowano stosując model logitowy z błędami standardowymi uwzględniającymi panelową autokorelację.

3. Wyniki badania

3.1. Model efektów stałych

Pierwszym krokiem jest oszacowanie modelu efektów stałych na próbie respondentów, którzy podali wysokość swoich płac. Rezultaty przedstawiono w Tabeli 3.

Tabela 3. Wynik oszacowania z wykorzystaniem modelu efektów stałych

Logarytm płac	bez imputacji		z imputacją	
	Oszacowanie parametru	Pr > t	Oszacowanie parametru	Pr > t
zmiana pracy	0,053	0,000	0,059	0,000
zmiana sektora	0,095	0,000	0,094	0,000
okres bezrobocia	-0,130	0,000	-0,117	0,000
okres bez pracy	-0,045	0,004	-0,021	0,098
liczba miesięcy	0,005	0,000	0,005	0,000
staż	0,000	0,000	0,000	0,000
praca na czas nieokreślony	0,050	0,000	0,053	0,000
praca w pełnym wymiarze	0,290	0,000	0,277	0,000
stanowisko kierownicze	0,039	0,000	0,043	0,000
więcej niż 10 pracowników	0,023	0,000	0,021	0,000

Źródło: Obliczenia własne

Zmiana pracy oraz zmiana sektora mają statystycznie istotny wpływ na wzrost zarobków. Pracownicy rozpoczynający nową pracę w tym samym sektorze odnotowują wzrost zarobków o średnio 5,2%, natomiast, jeśli zmieniają branżę średnio aż o 9,4%. Wystąpienie okresu bezrobocia oraz pozostawanie bez pracy z innych przyczyn mają statystycznie istotny wpływ na spadek płac (kolejno, średnio o 12,9% oraz 4,5%). Każdy kolejny miesiąc zatrudnienia jest związany ze wzrostem płac średnio o 0,45%, co stanowi blisko 5% wzrost rocznie.

Warto zwrócić uwagę na statystycznie istotne oszacowanie parametru przy zmiennej *staż*. Dla osób, które pozostają w swojej pracy, zmienna *staż* powinna być współliniowa ze zmienną *liczba miesięcy*. Statystycznie istotny, pozytywny wpływ tego czynnika na zmianę płac wynika z tego, że osoby, które zmieniły pracę odnotowują spadek stażu. Jeśli, ujemne odchylenia od średniej dla zmiennej *staż* są związane z niższymi płacami, to uzyskane oszacowanie będzie dodatnie. Charakterystyki miejsca zatrudnienia, a więc praca na czas nieokreślony, praca

w pełnym wymiarze, stanowisko kierownicze oraz praca w firmie zatrudniającej więcej niż 10 pracowników są dodatnio skorelowane ze wzrostem płac.

Następnym krokiem jest próba uwzględnienia w modelu tych respondentów, którzy zamiast wysokości swoich zarobków podali przedział, w jakim mieszczą się ich płace. Stosując procedurę omówioną w poprzedniej części wygenerowano 5 zbiorów danych, a następnie przeprowadzono analizę za pomocą modelu efektów stałych. Ostateczne wyniki uwzględniające oszacowania ze wszystkich pięciu zbiorów zawiera prawa część tabeli 3. Oceny parametrów są podobne do tych, które zostały otrzymane po odrzuceniu obserwacji brakujących. Uwzględnienie dodatkowych informacji doprowadziło do obniżenia wartości błędów standardowych. Warto zwrócić uwagę na oszacowania dla zmiennych *zmiana pracy* oraz *okres bez pracy*. Okazuje się, że po dołączeniu obserwacji brakujących, mobilność pracowników w obrębie tego samego sektora stała się bardziej zyskowna. Zmiana pracy powoduje wzrost zarobków średnio o 5,9%. Dodatkowo niebezpośrednie przejście z pracy do pracy nie ma już statystycznie istotnego, negatywnego wpływu na zmianę zarobków.

3.2. Metoda DID-PSM

Do przeprowadzenia procedury DID-PSM wybrano tylko tych respondentów, którzy byli pracownikami i zadeklarowali wysokość swoich płac w dwóch kolejnych wywiadach. W ten sposób można wyznaczyć zmianę płac pomiędzy dwoma okresami, która stanowi zmienną objaśnianą. Zbiór zmiennych niezależnych stanowią wartości charakterystyki respondentów z pierwszego wywiadu. Tak utworzone obserwacje podzielono na trzy grupy. Pierwsza, najliczniejsza grupa to osoby, które nie zmieniły miejsca pracy (33 409 obserwacje). Kolejną grupą są pracownicy, którzy pomiędzy dwoma kolejnymi wywiadami zmienili zatrudnienie w obrębie tego samego sektora (264 obserwacje). Trzecia grupa to osoby, które zmieniły także sektor zatrudnienia (223 obserwacje).

Do oszacowania wektora *propensity score* użyto czterech podstawowych zmiennych: stosunku płacy respondenta do średniego poziomu zarobków w sektorze, w którym pracuje, prawdopodobieństwa selekcji do grupy, daty przeprowadzania pierwszego wywiadu oraz stażu. Relatywny poziom płac oraz staż są ważnymi czynnikami, które mają złagodzić problem endogeniczności zmiennej zależnej, ponieważ mogą mieć duży wpływ na skłonność do mobilności. Uwzględnienie daty wywiadu jest ważne by porównywać wzrost płac w analogicznych okresach, a dołączenie oszacowanego prawdopodobieństwa selekcji ma złagodzić problem nielosowego doboru do próby. Wybierając zmienne do wektora *propensity score* kierowano się istotnością parametrów oraz wartością statystyki pseudo R^2 . Dołączanie wielu nieistotnych parametrów nie jest zalecane, ponieważ może utrudnić zbilansowanie zmiennych po połączeniu (Heinrich i in., 2010).

W pierwszej kolejności, metoda DID-PSM została użyta, by sprawdzić jaki wpływ na wzrost płac ma zmiana pracy w obrębie tego samego sektora. Tabela 4 zawiera wynik oszacowania modelu logitowego, na podstawie którego wyznaczono wartości *propensity score*. Relatywny poziom płac okazał się statystycznie nieistotny. Dodatkową zmienną, która okazała się mieć statystycznie istotny wpływ na prawdopodobieństwo zmiany pracy jest praca w firmie publicznej.

Tabela 4. Oszacowania prawdopodobieństwa selekcji do grupy osób, które zmieniły miejsce pracy

Zmiana pracy	wewnątrz sektora		między sektorami	
	Oszacowanie parametru	Pr > z	Oszacowanie parametru	Pr > z
relatywny poziom płac	-0,177	0,683	-1,186	0,010
prawdopodobieństwo selekcji	-5,254	0,000	-2,448	0,002
data aktualnego wywiadu	-0,027	0,004	-0,058	0,000
staż	-0,002	0,000	-0,003	0,000
firma publiczna	-0,158	0,009		
praca na czas nieokreślony			-0,159	0,016
stała	2,887	0,000	1,454	0,054

Źródło: Opracowanie własne

Po wyznaczeniu wartości *propensity score* możemy porównać podobne obserwacje i oszacować ATT. Informacje o wpływie zmiany pracy na wzrost zarobków zawiera Tabela 5. Druga i trzecia kolumna informuje o średnim wzroście zarobków pomiędzy wywiadami, odpowiednio dla osób, które zmieniły miejsce pracy oraz tych, które pozostały na swoim stanowisku. Po porównaniu respondentów według podobnej wartości *propensity score* różnica (czwarta kolumna) pomiędzy obiema grupami zmalała (z 0,05 do 0,04). Wartość statystyki t wskazuje na statystyczną istotność uzyskanej różnicy, a wynik testu Hotellinga nie pozwala odrzucić hipotezy zerowej o łącznej równości średnich wartości zmiennych niezależnych po połączeniu podobnych jednostek.

Następnym krokiem jest porównanie osób, które pozostały w swojej pracy, do osób, które zmieniły branżę zatrudnienia. W tym przypadku, cztery podstawowe zmienne okazały się mieć istotny wpływ na prawdopodobieństwo znalezienia się w grupie eksperymentalnej. Dodatkowo, statystycznie istotny wpływ ma *praca na czas nieokreślony*.

Tabela 5. Efekt zmiany pracy po połączeniu jednostek według wartości propensity score

Próba	Zmienili	Nie zmienili	Różnica	Błąd Std.	Stat. T
zmiana pracy wewnątrz branży					
Nie połączone	0,074	0,024	0,05	0,006	7,71
ATT	0,074	0,034	0,04	0,02	2,01
Wynik testu Hotellinga: $F(5,4796) = 0,825$; $p\text{-value} = 0,532$					
zmiana pracy połączona ze zmianą branży					
Nie połączone	0,125	0,024	0,101	0,007	13,95
ATT	0,125	0,043	0,082	0,031	2,66
Wynik testu Hotellinga: $F(5,4796) = 1,974$; $p\text{-value} = 0,079$					

Źródło: Obliczenia własne

W dolnym panelu Tabeli 5 pokazano, że zmiana branży ma ponad dwukrotnie wyższy wpływ na wzrost płac niż sama zmiany miejsca zatrudnienia. Uzyskany rezultat jest statystycznie istotny. Wynik testu Hotellinga wskazuje na równość wartości średnich charakterystyk po połączeniu podobnych jednostek.

Warto zwrócić uwagę, że zmienne informujące o przeszłym bezrobociu lub nieaktywności zawodowej okazały się statystycznie nieistotne i w efekcie nie zostały uwzględnione w szacowaniu wartości *propensity score*. Efekt tych zmiennych jest uwzględniony w oszacowaniu prawdopodobieństwa selekcji do próby.

W tabelach 6 oraz 7 zaprezentowano analizę zbilansowania zmiennych. Zawierają one średnie wartości zmiennych użytych do oszacowania prawdopodobieństwa znalezienia się w grupie eksperymentalnej (grupie osób, które zmieniły pracę lub sektor zatrudnienia), przed zastosowaniem mechanizmu łączącego oraz po jego zastosowaniu. Po połączeniu jednostek według zbliżonych wartości *propensity score*, różnice w średnich występujące pomiędzy analizowanymi charakterystykami stały się statystycznie nieistotne. Oznacza to, że respondenci, którzy zmienili pracę są zbliżeni pod względem charakterystyk do osób, które pozostały na swoich stanowiskach.

Kończąc prezentację wyników należy wspomnieć o dwóch kwestiach. Po pierwsze, o podobieństwie rezultatów uzyskanych po zastosowaniu estymatora efektów stałych oraz metody DID-PSM. Początkowo, oszacowania otrzymane za pomocą *propensity score* wydają się znacząco niższe. Przed dokonaniem porównania należy jednak pamiętać o różnicy w specyfikacji obu modeli. Model efektów stałych uwzględnia spadek poziomu stażu, który ma miejsce w momencie przerwania pracy oraz zmianę charakterystyk nowego zatrudnienia (np. wymiar czasu pracy, liczba pracowników). Okazuje się, że po odrzuceniu tych charakterystyk, oceny parametrów dla zmiany pracy oraz zmiany sektora są bardzo podobne do tych uzyskanych za pomocą metody DID-PSM (kolejno 0,036 oraz 0,081). Po drugie, estymator DID-PSM został także oszacowany oddzielnie dla 5 zbiorów

uzyskanych po przeprowadzeniu procedury wielokrotnych imputacji. Uzyskane wyniki, w każdym przypadku wskazują na wyższe oszacowanie wpływu zmiany pracy w obrębie tego samego sektora. Rezultaty te, nie są jednak prezentowane, ponieważ otrzymane w ten sposób błędy standardowe nie uwzględniają zmienności związanej z losowaniem wartości dla części obserwacji.

Tabela 6. Zbilansowanie zmiennych niezależnych przy analizie efektu zmianypracy

Zmienna	Połączeni/ niepołączeni	Średnia		Stat. T	Pr > t
		Zmienili pracę	Nie zmienili pracy		
średnia płaca netto w sektorze	Niepołączeni	0,970	0,988	-5,190	0,000
	Połączeni	0,970	0,971	-0,160	0,872
prawdopodobieństwo selekcji	Niepołączeni	0,903	0,939	-16,610	0,000
	Połączeni	0,903	0,904	-0,280	0,781
data aktualnego wywiadu	Niepołączeni	4,125	4,639	-3,190	0,001
	Połączeni	4,125	4,163	-0,170	0,864
staż	Niepołączeni	40,451	106,590	-10,080	0,000
	Połączeni	40,451	49,252	-1,430	0,152
firma publiczna	Niepołączeni	0,174	0,355	-6,130	0,000
	Połączeni	0,174	0,195	-0,600	0,547

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 7. Zbilansowanie zmiennych niezależnych przy analizie efektu zmiany sektora

Zmienna	Połączeni / niepołączeni	Średnia		Stat. T	Pr > t
		Zmienili pracę	Nie zmienili pracy		
średnia płaca netto w sektorze	Niepołączeni	0,959	0,988	-7,740	0,000
	Połączeni	0,959	0,960	-0,120	0,906
prawdopodobieństwo selekcji	Niepołączeni	0,907	0,939	-13,430	0,000
	Połączeni	0,907	0,907	0,050	0,960
data aktualnego wywiadu	Niepołączeni	3,547	4,639	-6,240	0,000
	Połączeni	3,547	3,630	-0,380	0,708
staż	Niepołączeni	35,054	106,590	-10,020	0,000
	Połączeni	35,054	46,200	-1,820	0,070
praca na czas nieokreślony	Niepołączeni	0,408	0,742	-11,360	0,000
	Połączeni	0,408	0,431	-0,490	0,623

Źródło: Opracowanie własne

4. Omówienie wyników

Podstawowym wnioskiem płynącym z analizy uzyskanych rezultatów jest statystycznie istotny oraz stosunkowo wysoki zwrot z mobilności pracowników. Uzyskane wyniki są porównywalne z tymi uzyskanymi przez Carrola i Powella (2002) oraz Davię (2010). Warto podkreślić, że w odróżnieniu od wymienionych prac, w niniejszym badaniu, uwzględniono także starszych pracowników, których może cechować niższy zwrot z mobilności. Dodatkowo, informacje zawarte w bazie danych BAEL nie pozwalają na ustalenie czy zmiana miejsca zatrudnienia pomiędzy dwoma kolejnymi wywiadami jest bezpośrednia i dobrowolna. W rezultacie otrzymane wyniki mogą być niedoszacowanym wpływem dobrowolnej mobilności na wzrost płac.

Wysoki zwrot ze zmiany miejsca zatrudnienia jest zgodny z wnioskami płynącymi z modeli teoretycznych zakładających dobrowolną mobilność pracowników takich jak *job-shopping* czy model poszukiwań. Okazało się natomiast, że podejście Blumena i in. (1955) nie znajduje potwierdzenia empirycznego. Warto jednak zauważyć, że model ten może sprawdzać się lepiej do analizy zwrotu z wielokrotnej zmiany pracy. Mniejsza produktywność może bowiem cechować pracowników, którzy nie potrafią utrzymać się przez dłuższy okres na jednym stanowisku.

Drugim ważnym wnioskiem jest znacząco wyższy zwrot ze zmiany sektora zatrudnienia niż ze zmiany pracy w obrębie tej samej branży. Rezultat ten jest szczególnie wiarygodny, ponieważ został uzyskany przy zastosowaniu dwóch różnych technik szacowania: modelu efektów stałych oraz DID-PSM. Próbując uzasadnić otrzymany wynik zaprezentowano w Tabeli 8 informacje o odchyleniu płac respondentów od średniego poziomu płac w ich sektorze zatrudnienia wśród pracowników, którzy zmienili branżę oraz tych, którzy zmienili pracę pozostając w tej samym sektorze.

Tabela 8. Informacje o różnicy pomiędzy płacami respondentów a średnimi poziomami zarobków w branżach

Grupa	Częst.	Średnia różnica	Odchylenie Std.	Min.	Maks.
zmiana sektora	223	-261,2	748,8	-1 665,20	3 499,70
zmiana pracy	264	-159,7	674,7	-1 618,50	2 327,90

Źródło: Opracowanie własne

Jak widać obie grupy zarabiają średnio poniżej przeciętnego poziomu płac w ich sektorach (kolejno, 261,2 zł oraz 159,7 zł mniej). Może to wynikać z kilku powodów. Przede wszystkim bardziej mobilni pracownicy są młodszy, często dopiero wchodzi na rynek pracy. Dodatkowo, może to być przyczyną opisanego wcześniej problemu endogeniczności – osoby, które nie obserwują znacznego wzrostu płac i zarabiają relatywnie mało częściej decydują się na przerwanie zatrudnienia.

Pracownicy otrzymujący stosunkowo niewielkie wynagrodzenie mogą także być bardziej zagrożeni zwolnieniem. Warto jednak podkreślić, że wśród osób, które zmieniły branżę odchylenie od przeciętnego poziomu płac jest o 100 zł mniejsze niż w drugiej grupie. Jest to zgodne z uwagą, zawartą w pracy Groesa i in. (2009) o tym, że na zmianę sektora zatrudnienia najczęściej decydują się osoby z najniższej części rozkładu zarobków w branży.

Bardzo wysoki zwrot z mobilności dla tego typu pracowników może wskazywać na zachodzące pozytywne procesy restrukturyzacyjne. Zmiana branży może być najskuteczniejszą metodą poprawy sytuacji najgorzej zarabiających. Dynamiczny rozwój nowych sektorów może zachęcać do zmiany miejsca zatrudnienia szczególnie młodszych pracowników, którzy nie posiadają kapitału specyficznego dla danego miejsca pracy i nie mają problemu z dostosowaniem się do nowych warunków pracy. Pracownicy, którzy tracą pracę w upadających przedsiębiorstwach mogą natomiast skutecznie znajdować zatrudnienie w nowych sektorach, a ich sytuacja nie ulega pogorszeniu.

Wracając do wyników prezentowanych w Tabeli 8. należy zaznaczyć, że wartości średniego odchylenia poziomu płac w odniesieniu do przeciętnych zarobków w danej branży w obu grupach nie są statystycznie różne od siebie. Wynika to ze znacznie wyższej wartości odchylenia standardowego wśród pracowników, którzy zmienili sektor zatrudnienia. Może to świadczyć o tym, że zmiana branży jest powszechna także wśród stosunkowo lepiej zarabiających osób o wysokim poziomie kapitału ogólnego.

Kolejnym wynikiem jest silna zależność pomiędzy wystąpieniem okresu bezrobocia a spadkiem poziomu płac. Wyniki są zbliżone do tych uzyskanych przez Arranza i in. (2005) i Davię (2010). Osoby zwolnione lub pozostające bez pracy na skutek upadku firmy mają problem ze znalezieniem następnej, równie dobrze płatnej pracy. Główną przyczyną mogą być niskie kwalifikacje zawodowe, które zmuszają je do znajdowania zatrudnienia w "gorszym", mniej stabilnym segmencie rynku pracy. Częste okresy bezrobocia mogą być znaczącym sygnałem dla pracodawcy informującym o produktywności pracownika. Przerwa zatrudnienia na skutek innych przyczyn wydaje się nie mieć statystycznie istotnego wpływu na poziom zarobków (po uwzględnieniu obserwacji brakujących). Niektóre powody, takie jak opieka nad dziećmi czy zakończenie pracy sezonowej lub na czas określony, mogą wiązać się biernością zawodową respondenta. Inne, takie jak rezygnacja na skutek niezadowolających warunków finansowych lub podjęcia nauki, mogą świadczyć o aktywnym poszukiwaniu nowej pracy oraz poszerzaniu swoich kwalifikacji.

Inną ważną charakterystyką uwzględnioną w analizie był staż pracy. Dodanie stażu w modelu efektów stałych prowadzi do wzrostu wartości oszacowań przy mobilności. Świadczy to o tym, że zmiana pracy jest mniej opłacalna dla tych pracowników, którzy mają większe doświadczenie na obecnie zajmowanym stanowisku.

sku. Oszacowanie przy zmiennej *staż* może, do pewnego stopnia, odzwierciedlać stratę kapitału specyficznego dla danego miejsca pracy. Należy jednak pamiętać, że w przypadku przymusowego przerwania pracy starsze osoby mogą mieć większe problemy z odnalezieniem się na rynku pracy. Trudności te w dużej mierze mogą być spowodowane brakiem bardziej ogólnych umiejętności pozwalających skutecznie dostosowywać się do zmieniających się wymogów rynku pracy.

Uzyskane rezultaty wskazują, że badanie zwrotu z mobilności zatrudnienia powinno uwzględniać obserwacje brakujące. Problem braku informacji o wysokości zarobków respondentów jest bardzo powszechny i w związku z tym może poważnie obciążać wyniki analizy. Zaproponowana w niniejszej pracy metoda wielokrotnych imputacji pozwoliła na uwzględnienie osób, które podały przedziały, w jakich znajdują się ich płace. Okazuje się, że ta grupa respondentów charakteryzuje się wyższym zwrotem z mobilności zatrudnienia przynajmniej w obrębie tego samego sektora.

Znaczenie wpływu endogeniczności wzrostu płac na mobilność zawodową jest bardzo trudne do oceny. Porównanie wyników uzyskanych po oszacowaniu estymatora efektów stałych oraz DID-PSM nie pozwala na wyciągnięcie konkretnych wniosków, ze względu na inną specyfikację modeli (przykładowo, stosując metodę DID-PSM uwzględniono także nielosową selekcję do próby). Uzyskane rezultaty świadczą jednak o tym, że próba uwzględnienia problemu endogeniczności nie zmienia wyników w sposób znaczący. Do podobnych wniosków doszli Grand i Tåhlin (2002) – zaobserwowali oni niewielki wzrost wpływu mobilności zawodowej na dynamikę płac, po uwzględnieniu endogeniczności za pomocą zmiennych instrumentalnych. Warto także wspomnieć o analizie przeprowadzonej przez Topela i Warda (1992). Badacze wykazali, że mobilność zawodowa maleje wraz ze stażem w danej pracy. Według nich, kontrolowanie analizy ze względu na płace, powinno jednak odwrócić tę zależność lub przynajmniej osłabić – przy stałym poziomie zarobków, wraz ze wzrostem stażu, pracownicy powinni częściej decydować się na zmianę zatrudnienia. To przypuszczenie nie zostało jednak potwierdzone empirycznie. Podsumowując, uznano, że uwzględnienie obustronnej zależności pomiędzy mobilnością a wzrostem płac nie wpływa znacząco na wyniki oszacowań.

Podsumowanie

Celem niniejszej pracy było badanie krótkookresowego zwrotu z mobilności zawodowej w Polsce na podstawie danych pochodzących z bazy BAEL. Przekształcono je do postaci panelu rotacyjnego. Podczas analizy wyróżniono dwa typy przepływów siły roboczej: w obrębie tego samego sektora oraz pomiędzy sektorami. Badanie zostało przeprowadzone za pomocą modelu efektów stałych oraz metody DID-PSM.

Przeprowadzona analiza prowadzi do wniosku o pozytywnym wpływie mobilności zawodowej na wzrost zarobków. Uzyskane rezultaty są zgodne z modelami teoretycznymi takimi jak teoria *job-matching*, poszukiwań, *job-shopping* oraz wynikami prac empirycznych. Dobrowolna mobilność jest szczególnie charakterystyczna dla młodszych pracowników i stanowi skuteczną metodę szybszego wzrostu płac dla osób aktywnie poszukujących nowych ofert pracy. Uzyskane rezultaty wskazują, że zmiana pracy w obrębie tej samej branży prowadzi do średniego wzrostu zarobków o ponad 4%. Wynik ten jest zbliżony do rocznego przyrostu płac pracowników pozostających na swoim stanowisku. Należy jednak podkreślić, że zależność pomiędzy mobilnością a dynamiką może być dużo bardziej skomplikowana. Przykładowo, niniejsze badanie nie mówi nic o wpływie mobilności na długookresowy wzrost zarobków. Może się okazać, że osoby nie zmieniające miejsca pracy, nawet w początkowej fazie swojego życia zawodowego, odnotowują wyższy poziom płac w przeszłości.

Zmiana sektora zatrudnienia prowadzi, w przybliżeniu, do dwa razy większego wzrostu zarobków niż zmiana pracy w obrębie tej samej branży. Odnotowano tak silny efekt, pomimo że w analizowanym okresie, w Polsce znaczna liczba zwolnień wynikała z procesów restrukturyzacyjnych. Świadczy to o tym, że wielu pracowników bardzo szybko przepływa do nowych, dynamicznie rozwijających się sektorów. Dodatkowo, wyniki pokazują, że występowanie kapitału specyficznego dla danego sektora nie ma większego wpływu, ponieważ mobilność dotyczy najmłodszych i relatywnie najgorzej zarabiających pracowników.

Wykorzystanie różnych metod ekonometrycznych pozwoliło dokładniej zbadać zależność pomiędzy analizowanymi zmiennymi, poprzez ukazanie, w jaki sposób wyniki zależą od specyfikacji modelu, użytych metod, dobranej próby. Pomimo zastosowania różnorodnych technik ekonometrycznych, nie udało się zniwelować wszystkich problemów. Przykładowo, w badaniu nie zostały uwzględnione osoby, które nie podały ani wysokości swoich płac ani przedziału w jakim mieszczą się ich zarobki.

Niniejsza praca może oczywiście stanowić wstęp do podjęcia kolejnych analiz dotyczących mobilności zatrudnienia. W celu dokładniejszej analizy zależności pomiędzy mobilnością zawodową a wzrostem płac, właściwe byłoby badanie zwrotu ze zmiany miejsca zatrudnienia w dłuższym okresie. Taka analiza mogła-

by także uwzględniać koszty poszukiwań nowej pracy. Niestety, uzyskanie tego typu informacji wymaga użycia bardziej obszernej bazy danych. Interesującym rozszerzeniem byłoby sprawdzenie jak wynagrodzenie mobilności zawodowej zależy od poziomu zarobków lub innych charakterystyk respondentów takich jak wykształcenie czy płeć.

Bibliografia

- Altonji, J., Shakotko R. (1987). Do wages rise with job seniority? *Review of Economic Studies*, Vol. 54, str. 437-459.
- Altonji J., Williams N. (2005). Do wages rise with job seniority? A reassessment. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 58, 2005, str. 370-397.
- Arranz J.M., Davia M. A., Garcia-Serrano C., (2005). Labour Market Transitions and Wage Dynamics in Europe, *ISER Working Paper*, No. 17.
- Becker G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, *The Journal of Political Economy*, Vol. 70, Nr 5, część 2: Investment in Human Beings, str. 9-49.
- Blumen I., Kogen M., McCarthy P. (1955). The industrial mobility of labor as a probability process, *Cornell Studies in Industrial and Labor Relations*, Vol. VI, New York.
- Buchinsky M., Fougère D., Kramarz F., Tchernis R. (2008) Interfirm mobility, wages and the return to seniority and experience in the US, *IZA Discussion Paper*, Nr 1521.
- Burdett K. (1978). A Theory of Employee Job Search and Quit Rates, *American Economic Review*, Vol. 68, Nr 1, str. 212-220.
- Carroll M. T., Powell J. G. (2002). The Immediate Returns to Early Career Mobility, *Issues in Political Economy*, Vol. 11.
- Contini, B., Villosio C. (2000) Job changes and job dynamics, *LABORatorio R. Revelli, Centre for employment studies, Working paper series*, Nr 5.
- Davia M. A (2010). Job Mobility and Wage Growth at the Beginning of the Professional Career in Spain, *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 13, Nr 52, str. 5-34.
- Doeringer P. B., Piore M. J. (1975) Unemployment and The Dual Labour Market, *The Public Interest*, Nr 38.
- Gottschalk P. (2001) Wage mobility within and between jobs, *European Low-Wage Employment Research Network Working Paper*, Nr 1.
- Grand C., Tåhlin M. (2002). Job Mobility and Earnings Growth, *European Sociological Review*, Vol. 18, str. 381-400.
- Groes F., Kircher P., Manovskii I., The U-Shapes of Occupational Mobility, *mimeo*.
- Ham, J.C., X. Li and P.B. Reagan (2006): "Propensity Score Matching, a Distance-Based Measure of Migration, and the Wage Growth of Young Men", *Federal Reserve Bank of New York working paper nr 212*.
- Heckman J., Ichimura H., Smith J., Todd P. (1998) Characterizing selection bias using experimental data, *Econometrica*, Vol. 66, str. 1017-1098.

- Heinrich C., Maffioli A., Vázquez G. (2010). Primer for Applying Propensity-Score Matching, SPD Working Papers, Nr 1005.
- Johnson R. W. (1987) A Theory of Job Shopping, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 92, No. 2, 1987.
- Jovanovic B. (1979). Job Matching and the Theory of Turnover, *Journal of Political Economy*, Vol. 87, Nr 5, str. 972-990.
- Kambourov G., Manovskii I. (2009) Occupational Specificity of Human Capital. *International Economic Review*, vol. 50, str. 63-115.
- Lazear, E. (1986). Raids and Offer-matching, *Research in Labor Economics*, Vol. 8, Greenwich, CT: JAI Press, 1986, str. 141-165.
- Light A., McGarry K. (1998). Job change patterns and the wages of young men, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, Nr 2, str. 276-286.
- Munasinghe L., Sigman K. (2004). A hobo syndrome? Mobility, wages, and job turnover, *Labour Economics*, Vol. 11, Nr 2, str. 191-218.
- Neal D. (1999). The Complexity of Job Mobility among Young Men. *Journal of Labor Economics*, Nr 17, str. 237-261.
- Parent D. (2000). Industry-Specific Capital and the Wage Profile: Evidence from the NLSY and the PSID, *Journal of Labor Economics*, Nr 18, str. 306-322.
- Pissarides C. (1992). Search Unemployment with on-the-job Search, CEP Discussion Papers.
- Sørensen A. B. (1977). The structure of inequality and the process of attainment, *American Sociological Review*, Vol. 42, str. 965-978.
- Strawiński P. (2009). Ins and Outs of Polish Unemployment. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, Nr 1, str. 243-259.
- Topel R. H. (1991). Specific capital, mobility, wages: wage rise with job seniority, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, Nr 1, str. 145-176.
- Topel R. H., Ward M. P. (1992). Job Mobility and the Careers of Young Men, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVII, str. 439-480.
- Zweimüller J., Winter-Ember R. (2003) On-the-job training, job search and job mobility, *Swiss Journal of Econometrics and Statistics*, nr. 139, str. 563-576.

Guidelines for authors

The Editorial Office invites submissions in Polish and English. All submissions are analyzed thoroughly. If the Editor sees the submission unfit for the journal profile, the Editorial Office communicates the author(s) a rejection decision. Otherwise the submission is sent out to two referees for a double blind peer review. The reviewers are asked for a clear indication whether the submission can be accepted or what revisions are necessary in order for the text to be published. The refereeing process should last up to 3 months. If both reviewers recommend the same decision, the Editor simply replicates it. If the reviews are not consistent with each other, the Editorial Office takes a decision following an analysis of the refereeing process.

Ekonomia is an academic journal committed to a competent and efficient refereeing process based on double-blind peer review. We invite submissions satisfying the following principles.

1. The papers can be submitted both in Polish and English (British spelling preferred). Submissions in Polish should include (as their last page) English translation of the title, abstract, and keywords.
2. The paper cannot be published or submitted (within 3 months) to another journal.
3. The abstract should contain 400 to 1500 characters (including spaces) and inform about the paper's subject and its method. It does not have to refer to the literature, unless the author wishes to emphasize the contribution to a commonly acknowledged work or a model.
4. The paper should have a title page with the following structure:
 - title,
 - abstract,
 - 1-3 JEL classification codes,
 - 2-5 keywords.
5. The double-blind peer review process requires that both the abstract and the main body of the text should avoid words that disclose the author's identity. In particular, phrases such as "in my earlier paper" should be substituted with "in an earlier paper", etc. For the same reason, neither affiliations, nor acknowledgements (or participation in seminars and conferences) should be mentioned. Such information – if the author wishes so – can be included in a version accepted for publication.
6. Footnotes (or endnotes) should be avoided according to the principle: if something is worth mentioning, let it be mentioned in the main text; otherwise it may not be worth to be mentioned at all. If the author decides to include a note, a standard option available in the editing software applied should be used.
7. Formulae, tables and figures should be numbered continuously (each category has a separate numbering). Approximate captions for tables and figures should be indicated. Tables and figures (each on a separate page) should be attached at the end of the paper (after bibliography).
8. Figures should be prepared as separate files preferably in vector formats (EPS, SVG, AI) or JPG with resolution of at least 300 dpi.

9. References to the literature should be included in the main text (not in notes) by indicating the author (if necessary, followed by the second author or the phrase “et al.” in the case there were more co-authors) and the date (followed by the letter a,b, or c if the same author is listed in bibliography many times under the same date).
10. Bibliography should be compiled alphabetically (and chronologically, starting with the earliest publication of a given author).
11. The text (including the title page) should be saved by using the Word or TEX/LATEX editors.
12. In order to let the author be anonymous for prospective referees, the paper should be submitted in two separate files: one starting with the title page, prepared according to principles 1-11, and the second which contains the author’s identity. This second (one-page) file should contain:
 - names of the authors listed in the same sequence as planned for the publication
 - affiliation(s)
 - indicating the “corresponding author” (with electronic address), i.e. the person to stay in contact with the Editor.
13. The papers should not have more than 40 A4 pages typed with the Times New Roman font 12pt with double space (up to 30 lines per page), and their electronic versions (including tables and figures) should not exceed 10MB.