



Michał Taracha  

Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła
Główna Handlowa w Warszawie, Polska

Krzysztof Mirowski  

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie,
Polska

Polityki rynku pracy i inne determinanty elastyczności zatrudnienia

Labour Market Policies and Other Determinants of Employment Flexibility

Streszczenie

Główny cel niniejszej pracy stanowi zbadanie kierunku oddziaływania pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy na elastyczność zatrudnienia, wyrażoną za pomocą liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia osób w wieku 50 lat i więcej. Celem jest również uzyskanie wniosków na temat wpływu, jaki na elastyczność zatrudnienia wywierają wskaźnik restrykcyjności zatrudnienia (EPL), stopa objęcia pracownikami układami zbiorowymi, dochód gospodarstwa domowego i liczba lat otrzymanej edukacji, a także określenie najważniejszych czynników psychologicznych oddziałujących na stabilność zatrudnienia. Analizę przeprowadzono przy wykorzystaniu modeli zmiennej licznikowej (zwłaszcza dzięki modelowi regresji ujemnej dwumianowej z podwyższoną liczbą zer), w oparciu o dane SHARE dla UE, Izraela i Szwajcarii. Odpowiednio negatywny i pozytywny wpływ aktywnej i pasywnej polityki rynku pracy na elastyczność zatrudnienia wskazuje na szczególne znaczenie aktywnej polityki w dążeniu do poprawy funkcjonowania rynku pracy i zwalczaniu bezrobocia przymusowego. Zestawienie wniosków związanych z cechami psychologicznymi wskazało, że niezwykle istotną cechą, warunkującą mobilność zawodową w ciągu życia, stanowi zapał do pracy – śmiałość w podejmowaniu nowych zadań uzupełniona optymizmem towarzyszącym wykonywaniu tych działań, związanym z niższym poziomem lenistwa. Powiązanie zmiennej objaśnianej z dochodem gospodarstwa domowego było negatywne, a wskaźnika EPL i stopy objęcia układami zbiorowymi – pozytywne. Związek liczby lat edukacji z mobilnością zawodową był natomiast rozbieżny, co może świadczyć o zależności elastyczności zatrudnienia od specyfiki specjalizacji zawodowej.

Abstract

The aim of this study is to examine the impact of active and passive labour market policies (ALMP and PLMP) on employment flexibility, measured as the number of life-course job changes by people aged 50 and over. Another goal is to obtain conclusions about the impact of the Employment Protection Legislation (EPL) index, the collective bargaining coverage rate, household income, and the number of years of education received; but also to identify the most important psychological factors influencing employment flexibility. The analysis was carried out using models of the categorical dependent variable, especially the zero-inflated negative binomial model, based on the data from the SHARE database for the EU, Israel and Switzerland. The respective negative and positive impacts of ALMP and PLMP

Słowa kluczowe:

pięcioczynnikowy model osobowości, elastyczność zatrudnienia, model regresji ujemnej dwumianowej z podwyższoną liczbą zer, pasywna i aktywna polityka rynku pracy

Kody klasyfikacji JEL:

D91, J68, J51, J14, C10

Historia artykułu:

nadestany: 23 października 2021 r.

poprawiony: 18 grudnia 2021 r.

zaakceptowany: 13 kwietnia 2022 r.

Keywords:

Five-Factor Personality Trait Model, employment flexibility, zero-inflated negative binomial regression model, passive and active labour market policy

JEL classification codes:

D91, J68, J51, J14, C10

Article history:

submitted: October 23, 2021

revised: December 18, 2021

accepted: April 13, 2022

on employment flexibility shows the particular importance of ALMP in striving to improve the functioning of the labour market. The juxtaposition of conclusions related to psychological traits indicated that the enthusiasm for work is crucial in determining life-course employment flexibility. The link between the dependent variable and household income was negative, and the impact of the EPL index and the collective bargaining coverage rate was positive. On the other hand, the relationship between the number of years of education and professional mobility was divergent, indicating the dependence of employment flexibility on the professional specialisation of respondents.

Wprowadzenie

Elastyczność rynku pracy stanowi jedno z najważniejszych pojęć teorii oraz polityki rynku pracy. Pojęcie to można definiować jako łatwość, z jaką podmioty rynku pracy przystosowują się do zmieniających się warunków zewnętrznych i wewnętrznych. Elastyczność rynku pracy jest przedmiotem badań zarówno makroekonomicznych, jak i mikroekonomicznych [Jadamus-Hacura, Mielich-Iwanek, 2015: 37]. Z makroekonomicznego punktu widzenia zwiększanie elastyczności na rynku pracy może mieć na celu podniesienie konkurencyjności gospodarczej państwa lub organizacji, a niekiedy – zmniejszenie bezrobocia, zwłaszcza pracowników o niskich kwalifikacjach i osób młodych. Z perspektywy pojedynczych uczestników rynku pracy większa elastyczność może się natomiast wiązać z łatwością, z jaką mogą otrzymać nową pracę, stopniem ich zabezpieczenia przed zwolnieniem lub rozłożeniem czasu pracy w tygodniu. Istota elastyczności rynku pracy dotyczy również stopnia, w jakim sytuacja na rynku pracy jest kształtowana przez czystą (wolną od ingerencji państwa) współzależność między popytem a podażą [Monastiriotis, 2007: 312].

Na ograniczenie elastyczności na rynku pracy mogą wpływać różnorodne instytucje formalne i nieformalne¹. Do źródeł sztywności rynku pracy o charakterze formalnym należą ochrona prawna zatrudnienia, znaczna centralizacja negocjacji płacowych (zwłaszcza negocjacji dokonujących się na poziomie branżowym), wysoka stopa objęcia społeczeństwa układami zbiorowymi, zbyt wysoka (zwiększająca bezrobocie osób słabiej wykwalifikowanych) płaca minimalna oraz niskie wydatki na polityki rynku pracy [Góra, 2011: 76–78, 85–89, 107–112, 254–256, 320–321]. Instytucje nieformalne warunkujące poziom elastyczności rynku pracy wiążą się z cechami kultury panującej w danej społeczności. Czynniki kulturowe oddziałują bowiem na stopień orientacji na indywidualizm, dystans do władzy czy też zorientowanie społeczeństwa na produktywność (często przeciwstawiane zorientowaniu na relacje międzyludzkie²). Co więcej, na elastyczność rynku pracy może wpływać negatywnie m.in. wysoki wskaźnik nierówności dochodów (Giniego), niestabilna sytuacja polityczno-społeczna, odpływ ludności w wieku pracującym lub popularność elastycznych form zatrudnienia zwiększająca się na skutek globalizacji gospodarki światowej [Majewska, Samol, 2016: 7–32]. O skali elastyczności rynku pracy decydują więc różnorodne czynniki instytucjonalne, polityczne, kulturowe, ekonomiczne, a nawet psychologiczne (wpływające na stopień wykwalifikowania pracowników, przekładający się na ich produktywność) [Jadamus-Hacura, Mielich-Iwanek, 2015: 37].

¹ Przyjęto rozumienie instytucji formalnych i nieformalnych zainicjowane przez Northa, zgodnie z którym instytucje formalne stanowią normy narzucone ogólnie przez uprawnione organy praworządne, a nieformalne – uwarunkowane kulturowo niepisane zasady panujące w określonych społecznościach [Patibandla, 2013: 56].

² Zestawienie orientacji danej kultury na produktywność i orientacji na relacje międzyludzkie na dwóch biegunach jednego z pięciu wymiarów, składających się na kluczowe cechy kultur narodowych, zostało dokonane przez firmę konsultingową Aperion Global w narzędziu Country Navigator, które pozwala na porównanie, w jakim stopniu w poszczególnych państwach priorytetem jest utrzymywanie przez przeciętnego zatrudnionego relacji międzyludzkich ze współpracownikami względem (bardziej elastycznego) skupienia się przez niego na skuteczności wykonania otrzymanego w miejscu pracy zadania. Narzędzie to bazuje na modelu GlobeSmart, pozwalającym na mierzalne opisanie charakterystyk poszczególnych kultur w nawiązaniu do teorii wymiarów kulturowych Hofstede [Hofstede, Hofstede, Minkov, 2011: 10–11].

W literaturze wyróżnia się cztery główne składowe elastyczności rynku pracy: ilościową zewnętrzną (zatrudnienia), ilościową wewnętrzną (czasu pracy), wynagrodzeń i podaży pracy. Pierwsza z nich dotyczy przejścia z modelu stabilnej pracy do formuły wspierającej karierę zawodową polegającą na częstych zmianach miejsc pracy. Przejście to stanowi również kluczową implikację szeroko pojętej elastyczności rynku pracy, nie tylko elastyczności ilościowej zewnętrznej [Majewska, Samol, 2016: 21–22]. Rozpatrywana w węższym ujęciu elastyczność czasu pracy wiąże się zaś z systemem organizacji czasu pracy i obejmuje takie rozwiązania, jak zmienne godziny pracy, skrócony czas pracy (w ciągu jednego dnia lub w tygodniu) czy też zadaniowy tryb pracy. W Europie tego rodzaju elastyczność jest promowana przez system legislacyjny, zwłaszcza w Finlandii, Wielkiej Brytanii, Danii i Niemczech [Voss i in., 2011: 106]. Kolejny rodzaj elastyczności, elastyczność wynagrodzeń, dotyczy procesów dostosowawczych między wysokością wynagrodzeń a efektywnością realizacji zadań przez poszczególnych pracowników, a także otoczeniem danego przedsiębiorstwa (np. regulacjami związanymi z płacą minimalną) [Majewska, Samol, 2016: 26–27]. Elastyczność podaży pracy jest natomiast powiązana z umiejętnością adaptacji siły roboczej do zmieniającej się liczby i charakteru wakatów [Jadamus-Hacura, Mielich-Iwanek, 2015: 39]. Do tego rodzaju elastyczności należy w szczególności mobilność pracownicza związana ze stopniem wykwalifikowania i innymi indywidualnymi cechami osób zatrudnionych.

Heterogeniczność kwalifikacji i cech siły roboczej (obok innych czynników, takich jak długość stażu pracy) stanowi o rozmiarach siły przetargowej pracowników, dzięki której mogą oni oddziaływać na decyzje płacowe pracodawców [Galí, 2020: 11–21]. Różnorodność kwalifikacji wiąże się więc pośrednio z kosztami zatrudnienia i zwalniania, które zniechęcają pracodawców do redukcji zatrudnienia w okresie recesji oraz przyjmowania nowych pracowników w okresie wzrostu gospodarczego, co prowadzi do stosunkowo silnego powiązania bezrobocia z przeszłymi wartościami w odniesieniu do jego zależności od koniunktury gospodarczej – zjawiska określanego jako histereza na rynku pracy [Mielich-Iwanek, 2009: 122]. Histereza i związane z nią sztuczne podwyższenie stawek płacowych ponad poziom oczyszczenia się rynku sprawiają, że skala bezrobocia wybija się ponad poziom bezrobocia naturalnego (równowagi) – staje się ono przymusowe dla części słabiej wykwalifikowanych pracowników, zwiększając rozmiary niezwykle niepożądanego na rynku pracy bezrobocia przymusowego [Snower, Lindbeck, 2001: 181–183].

Negatywne reperkusje związane z wysokimi kosztami rotacji zatrudnienia mogą być niwelowane przez działania prowadzone w ramach pasywnej polityki rynku pracy (PPRP) [Góra, 2011: 77] i aktywnej polityki rynku pracy (APRP) [Sigeman, 1999: 271]. Obie instytucje mają na celu ochronę prawną bezrobotnych – pomoc skierowaną wobec najslabiej wykwalifikowanych pracowników oscylujących na granicy utraty pracy, zniechęconych lub dopiero wchodzących na rynek pracy. Polityki te pomagają bowiem w przepływie od bezrobocia lub bierności zawodowej do zatrudnienia. Podstawowym instrumentem pasywnej polityki pracy są zasiłki dla bezrobotnych. Do narzędzi APRP należą natomiast roboty publiczne, prace interwencyjne, pożyczki (udzielane przedsiębiorcom lub bezrobotnym), przeszkolenia i szkolenia oraz aktywne pośrednictwo pracy [Góra, 2011: 320–321].

Instrument o przeciwnym działaniu – wpływający bezpośrednio na podniesienie kosztów rotacji zatrudnienia – stanowi prawna ochrona zatrudnienia (EPL). Na tę instytucję składają się odprawy wypłacane pracownikom (insiderom) w razie zwolnienia, wymagane okresy wypowiedzenia, procedury administracyjne i koszty proceduralne, w tym procesowe, związane ze zwolnieniem [Góra, 2011: 255–256].

Szans na zwiększenie elastyczności ilościowej zewnętrznej, będącej najważniejszym odzwierciedleniem ogólnie pojętej elastyczności na rynku pracy, można się dopatrywać w połączeniu polityk rynku pracy i stosunkowo niskiej ochrony zatrudnienia w ramach systemu *flexicurity*. System ten łączy bowiem w ramach duńskiego „złotego trójkąta” [Bernatchez, 2010: 122–123] elastyczność zatrudnienia i organizacji warunków pracy, aktywną politykę rynku pracy, kształcenie ustawiczne adekwatne do potrzeb rynkowych oraz systemy zabezpieczenia społecznego zwiększające bezpieczeństwo zatrudnienia [Boeri, Galasso, Conde-Ruiz, 2012: 684–686]. Koncepcja *flexicurity* znalazła wyraz w polityce unijnej w Białej Księdze Wspólnot Europejskich

„Wzrost, konkurencyjność, zatrudnienie” z 1993 r. W dokumencie tym zwrócono uwagę, że elastyczności ilościowa zewnętrzna i wewnętrzna, wynagrodzeń oraz podaży pracy są konieczne dla efektywnego funkcjonowania rynku pracy [Szuwarzyński, 2011: 9]. Możliwości, jakie stwarza wdrażanie systemu *flexicurity*, są na tyle pozytywne dla jakości funkcjonowania rynku pracy, że system ten jest najistotniejszym elementem Europejskiej Strategii Zatrudnienia od niemal trzech dekad. Według byłego Przewodniczącego Komisji Europejskiej José Manuela Barroso model *flexicurity* jest kluczowy dla zachowania przez Unię zarówno przewagi konkurencyjnej, jak i własnego modelu społecznego w zglobalizowanym świecie. Komisja Europejska promuje stosowanie *flexicurity* przez państwa członkowskie i wskazuje na jego pozytywny wpływ na wzrost współczynnika zatrudnienia, modernizację systemów zabezpieczenia socjalnego oraz zwiększenie jakości miejsc pracy [Komisja Europejska, 2007: 4–8]. Co więcej, badania pokazują, że w krajach członkowskich, które jeszcze przed kryzysem z 2008 r. zaczęły wdrażać w sposób zrównoważony elementy systemu *flexicurity*, wyjście z niego przebiegało sprawniej [Caspar, Hartwig, Moench, 2012: 156]. Potrzeba i opłacalność zwiększenia wydatków na aktywną politykę rynku pracy w kontekście podniesienia sprawności funkcjonowania tego rynku były także rekomendowane przez Organizację Współpracy Gospodarczej i Rozwoju [OECD, 1994: 50–52].

Główny cel niniejszego opracowania stanowi zbadanie kierunku oddziaływania pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy na elastyczność ilościową zewnętrzną, wyrażoną za pomocą liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia osób w wieku 50 lat i więcej (osoby te mają większość swojej kariery lub całą karierę zawodową za sobą). Pierwsza grupa hipotez dotyczy więc instytucji zakładających ochronę prawną osób zatrudnionych i bezrobotnych. Z uwagi na dodatnie powiązanie wysokości kosztów rotacji zatrudnienia ze wskaźnikiem EPL oraz stopą objęcia pracowników układami zbiorowymi pierwsze dwie hipotezy zakładają pozytywny kierunek oddziaływania wyższego wskaźnika EPL i wyższej stopy objęcia układami zbiorowymi na liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia. Kolejne hipotezy dotyczą instrumentów o działaniu przeciwnym – pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy. W świetle powyższego opisu wydaje się, że ich związek ze stopą mobilności zawodowej powinien być negatywny.

Z uwagi na to, że zróżnicowanie podaży pracy wydaje się kluczowe dla kształtowania ogólnej elastyczności rynku pracy (zważając na występowanie kosztów rotacji zatrudnienia i wpływu specyfiki kultury narodowej na produktywność w miejscu pracy), celem niniejszego badania jest również określenie najważniejszych czynników psychologicznych warunkujących różnicę w liczbie zmian miejsc pracy między poszczególnymi uczestnikami rynku pracy. Po pierwsze, można wysnuć hipotezę związaną z pozytywnym związkiem neurotyczności (podatności na odczuwanie negatywnych emocji, takich jak uczucie silnego stresu, zdenerwowania czy lęku) i lenistwa z liczbą zmian miejsc pracy w ciągu życia. Zgodnie z intuicją, obie te cechy sprzyjają bowiem niższej produktywności w miejscu pracy, co może skutkować zwolnieniami i koniecznością poszukiwania nowej pracy. Kolejna cecha – otwartość na doświadczenie, związana z pomysłowością i kreatywnością w rozwiązywaniu zadań, wydaje się zaś sprzyjać utrzymaniu miejsca pracy. Kolejna hipoteza zakłada, że ekstrawersja również sprzyja wyższej mobilności zawodowej. Można się bowiem spodziewać, że bardziej ekstrawertyczne osoby (czerpiące energię z przebywania wśród grup ludzi) chętniej nawiązują nowe kontakty, a przez to są w większym stopniu niż osoby introwertyczne optymistycznie nastawione do nowej pracy, która wiąże się z poszerzaniem grona znajomych.

Kolejna hipoteza zakłada, że dla osób, które znajdują się u progu ukończenia swojej kariery zawodowej lub już ją ukończyły, bardziej stabilna kariera zawodowa szła w parze z wyższym dochodem gospodarstwa domowego. Podobnie, zakłada się, że im więcej lat edukacji otrzymała dana osoba, tym większa jest jej szansa na niezmiennianie miejsca pracy w ciągu życia.

Próba w badaniu składała się z 43 079 obserwacji dotyczących respondentów siódmej fali badania SHARE przeprowadzonego w 2017 r. Dane pozyskane z baz Eurostatu, OECDStat oraz ICTWSS, które posłużyły do konstrukcji dodatkowych zmiennych, obejmowały różne lata z przedziału 1984–2010 (w zależności od specyfiki zmiennych), co szerzej opisano w części poświęconej analizie danych.

Przegląd literatury

Opisany we wprowadzeniu problem elastyczności zatrudnienia podjęli m.in. **Bachmann, Bechara i Vonnahme [2019]**. Autorzy zajmowali się wyznaczaniem determinant mobilności zawodowej (której jedną z miar stanowi liczba zmian miejsc pracy w ciągu życia) wyrażonej za pomocą różnych wskaźników, a także jej ekonomicznych skutków ze szczególnym uwzględnieniem różnic między wybranymi krajami europejskimi. Do analizy wykorzystano dane z lat 2011–2014 pochodzące z Panelu Społeczno-Ekonomicznego (SOEP) dla Niemiec oraz Europejskiego Badania Warunków Życia Ludności (EU-SILC) – dla pozostałych badanych krajów. W badaniu tym pod uwagę wzięto osoby w wieku od 18 do 65 lat. Początkowo wyznaczono determinanty mobilności zawodowej zdefiniowanej jako prawdopodobieństwo zmiany miejsca pracy przez osobę zatrudnioną w tym samym miejscu przez 2 lata. Opisano zmienność tego wskaźnika w wymiarze geograficznym – w państwach, takich jak Szwecja, Estonia i Wielka Brytania (których rynki pracy są mniej restrykcyjne pod względem ochrony prawnej zatrudnienia, a średnia liczba zmian pracy w ciągu życia jest wysoka) prawdopodobieństwo zmiany miejsca pracy było najwyższe [**Bachmann, Bechara, Vonnahme, 2019**: 6]. Na drugim biegunie znalazły się kraje Europy Południowej i Wschodniej, w tym Rumunia, w przypadku której prawdopodobieństwo zmiany miejsca pracy wyniosło 0,5%, a przeciętna liczba zmian miejsc pracy w ciągu życia jest najniższa w Europie (wynosi 0,18). Opisane prawdopodobieństwo szacowano następnie za pomocą regresji logistycznej i zestawu zmiennych objaśniających. Wykazano, że stopa mobilności zawodowej maleje wraz z wiekiem i rośnie wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia. Stwierdzono ponadto, że kobiety, osoby będące w związku małżeńskim i zatrudnione w pełnym wymiarze czasu pracy wykazują niższą mobilność zawodową od odpowiednio mężczyzn, osób stanu wolnego i zatrudnionych w niepełnym wymiarze czasu. Nie bez znaczenia jest też rodzaj wykonywanego zawodu – większa mobilność cechuje z jednej strony przedstawicieli kadry kierowniczej, a z drugiej osoby wykonujące nisko płatne prace, w tym fizyczne [**Bachmann, Bechara, Vonnahme, 2019**: 7].

Autorzy podjęli również próbę zidentyfikowania czynników, które mają wpływ na zróżnicowanie poziomu mobilności zawodowej między badanymi krajami, wyróżniając trzy grupy takich czynników – charakterystyka populacji danego kraju (czynniki społeczne), ogólna sytuacja gospodarcza w danym kraju (czynniki ekonomiczne), a także polityka i instytucje rynku pracy (czynniki instytucjonalne) [**Bachmann, Bechara, Vonnahme, 2019**: 11]. W kontekście niniejszego badania istotna jest szczególnie trzecia grupa czynników. Należy do niej bowiem scharakteryzowany wcześniej wskaźnik prawnej ochrony zatrudnienia (EPL). W artykule stwierdzono ujemną zależność między mobilnością zawodową a poziomem tego wskaźnika – w objętych analizą krajach europejskich o wysokim poziomie prawnej ochrony zatrudnienia mobilność zawodowa była przeciętnie niższa niż w krajach o niskich wartościach EPL *ceteris paribus*. Jest to jeden z istotniejszych wniosków z artykułu Bachmanna, Bechary i Vonnahme, gdyż w przytaczanej przez autorów literaturze można znaleźć sprzeczne informacje na temat kierunku zależności między tymi wielkościami – EPL może też zwiększać mobilność zawodową, jeśli relatywnie silny jest efekt wypierania słabo wykwalifikowanych pracowników z rynku pracy [**Bachmann, Bechara, Vonnahme, 2019**: 12].

Tematem elastyczności rynku pracy i mobilności zawodowej zajmowały się również **Cazes i Nesporova [2003]**. W przededniu piątego rozszerzenia Unii Europejskiej w 2004 r. autorki przeanalizowały charakterystyki zatrudnienia w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i ich wzajemne zależności. Opisały też zmiany, jakie zaszły na rynkach pracy tych państw po 1989 r. Znaczną część publikacji poświęcono analizie wskaźnika EPL kształtującego w dużym stopniu mobilność zawodową. Wskazano, że wielkość ta wykazuje znaczne zróżnicowanie w wymiarze geograficznym, nawet w obrębie wschodniej części kontynentu europejskiego. Niski poziom prawnej ochrony zatrudnienia charakteryzuje np. Polskę i Węgry. Bardzo restrykcyjne regulacje w tym zakresie są natomiast domeną Słowenii i Rosji, które znacznie zawyżają średnią wartość EPL dla regionu [**Cazes, Nesporova, 2003**: 16–17].

Najistotniejsze w kontekście niniejszej pracy wydają się zawarte w końcowej części artykułu analizy korelacji między wskaźnikiem EPL z innymi charakterystykami rynku pracy. W artykule Cazes i Nesporovej

stwierdzono w szczególności ujemną zależność między wielkością EPL a mobilnością zawodową w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Zgodnie z tymi rezultatami wraz ze wzrostem restrykcyjności prawnej ochrony zatrudnienia maleje mobilność zawodowa. Hipotezy autorek potwierdziła również dodatnia zależność między wielkością EPL a przeciętną liczbą lat zatrudnienia w jednej pracy, gdyż wyższe wartości EPL oznaczają większą stabilność panującą na rynku pracy [Cazes, Nesporova, 2003: 22–23]. W artykule zwrócono także uwagę na dodatnią zależność między odsetkiem długotrwale bezrobotnych w ogólnej liczbie bezrobotnych a wartością wskaźnika EPL. Wraz ze wzrostem EPL o jednostkę odsetek ten zwiększał się o 8 p.p. Biorąc pod uwagę fakt, że bezrobocie długookresowe dotyka w większej mierze wypychanych z rynku pracy osób o słabszych kwalifikacjach, które bez podwyższenia wskaźnika ochrony zatrudnienia pozostałyby na rynku pracy, pośrednio taki rezultat może wskazywać na dodatnią zależność między wskaźnikiem EPL a elastycznością zatrudnienia (przeciwną do zależności, którą uzyskali Bachmann, Bechara i Vonnahme [2019]).

W analizie mobilności zawodowej warto uwzględnić też perspektywę jednostki, w szczególności jej charakterystykę psychologiczną. Tego typu czynniki są stosunkowo trudno mierzalne, jednak podejmuje się próby ich zidentyfikowania. Jedną z prób podjęli Lashley i Chaplain [1999]. Ich artykuł to studium przypadku dotyczący funkcjonowania pewnego hotelu, który doświadczył znacznej fluktuacji zatrudnienia. Cel analizy stanowiła kalkulacja ponoszonych przez przedsiębiorstwo kosztów wynikających z częstych zmian pracowników, a także identyfikacja przyczyn tego zjawiska. Wskazano, że częściej pracę zmieniają osoby nieśmiałe i neurotyczne, mające problemy z radzeniem sobie z presją i odpowiedzialnością. Osoby o takich cechach boją się też zadawania pytań przełożonym, co negatywnie odbija się na efektach ich pracy [Lashley, Chaplain, 1999: 60]. Autorzy uwzględnili też inne determinanty elastyczności zatrudnienia. W szczególności okazało się, że rotacja pracowników zatrudnionych w niepełnym wymiarze czasu jest niższa niż osób zatrudnionych na pełny etat [Lashley, Chaplain, 1999: 59], co jest wnioskiem odwrotnym do rezultatów z pierwszego z przytoczonych artykułów. Stwierdzono również, że osoby wykonujące proste prace i cechujące się niskimi zarobkami częściej zmieniają miejsce pracy [Lashley, Chaplain, 1999: 65].

Wydaje się, że planowana analiza zależności między wskaźnikiem EPL i elastycznością zatrudnienia może być istotna w kontekście rozbieżnych wniosków, do jakich prowadzi zestawienie wyników z przytoczonej literatury. W przypadku oddziaływania polityk rynku pracy na liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia można również dopatrzeć się rozbieżnych wniosków pochodzących z badań empirycznych – różniących się nie tylko siłą oddziaływania w wymiarze geograficznym, ale nawet kierunkiem. Planowane zestawienie w jednym badaniu wpływu czynników psychologicznych i czynników makroekonomicznych oddziałujących na stopę mobilności zawodowej może wzmocnić wnioski dotyczące kierunku wpływu pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy w Europie i Izraelu. Co więcej, nieliczne badania uwzględniają jednocześnie czynniki makroekonomiczne związane ze specyfiką rynku pracy i indywidualne związane z historią kariery zawodowej, na co wskazała niemiecka socjolog Möhring [2015].

Analiza danych

Dane do przeprowadzenia analizy pozyskano z bazy *Badania Zdrowia, Starzenia się Populacji i Procesów Emerytalnych „SHARE: 50+ w Europie”*, Eurostatu, OECDStat oraz bazy *Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts (ICTWSS)*. Każda z uzyskanych zmiennych składa się z 43 079 obserwacji dotyczących respondentów siódmej fali badania SHARE, którzy w czasie przeprowadzenia badania (w 2017 r.) byli w wieku 50 lat i więcej. Mediana uczestników tego badania wyniosła 69 lat. Respondenci pochodzą z krajów członkowskich Unii Europejskiej z 2020 r. (z wyjątkiem Holandii i Irlandii, których nie objęło badanie) oraz z Izraela i Szwajcarii.

Z uwagi na specyfikę opisanej dalej zmiennej objaśnianej, która przyjmuje 10 różnych wartości (od zera do dziewięciu), wstępnie wykonano i porównano modele ekonometryczne zmiennej licznikowej oraz zmiennej uporządkowanej – proporcjonalnych i częściowo proporcjonalnych szans. Test Brandta wskazał na istnienie

wątpliwości dotyczących spełniania przez cztery regresory (istotne dla niniejszego badania) założenia regresji równoległych. Z tego względu model częściowo proporcjonalnych szans, cechujący się elastycznością wartości współczynników, można było uznać za bardziej odpowiadający danym rzeczywistym niż model w pełni proporcjonalnych szans. Niemniej jednak w związku z mniejszą oszczędnością specyfikacji modelu częściowo proporcjonalnych szans, a także problemem związanym z brakiem istotności stałej w modelu liczonym dla proggu między kategorią oznaczającą jedną zmianę miejsca pracy i brak tych zmian w ciągu życia, zdecydowano się na wykorzystanie w dalszej analizie wyłącznie modeli zmiennej licznikowej – umożliwiających uwzględnienie podwyższonej liczby zer. Co więcej, modele zmiennej licznikowej odpowiadają w większym stopniu zmiennej objaśnianej, gdyż tę ostatnią można wyrazić na skali interwałowej, a nie jedynie porządkowej.

Zmienna objaśniana *zmianymiejscpracy* została obliczona po przetworzeniu danych z bazy SHARE i odzwierciedla liczbę zmian miejsc pracy w ciągu dotychczasowego życia pojedynczych respondentów, którzy kiedykolwiek byli zatrudnieni. Jako osobną pracę policzono każde stałe zatrudnienie lub serię prac tymczasowych (przekraczających łącznie 6 miesięcy). Za zmianę pracy uznawano świadczenie jej wobec innego pracodawcy, chyba że respondent, który zmienił jedynie pełnioną funkcję u tego samego pracodawcy, wskazał, że należy tę zmianę stanowiska zaliczyć jako inną pracę. Ponadto nie uwzględniono urlopów macierzyńskich jako przerw w pracy. W przypadku, gdy respondent wykonywał więcej niż jedną pracę jednocześnie, ale okres świadczenia jednej pracy nie pokrywał się w całości z okresem świadczenia innej, prace liczone jako osobne. Aby wyeliminować obserwacje odstające, wykluczono z analizy osoby, które zmieniały miejsca pracy częściej niż dziewięć razy (mediana liczby zmian miejsc zatrudnienia wyniosła jeden, średnia ok. 1,62, a odsetek respondentów zmieniających miejsca pracy częściej niż dziewięć razy był równy 0,3%).

Pierwszą zmienną objaśniającą (i jednocześnie kontrolną) stanowi zmienna *wiek*, obrazująca wiek respondentów z 2017 r. Zmienna ta została uzyskana dzięki danym z bazy SHARE. Z tego samego źródła pochodzi zmienna *latawzatrudnieniu*. Ilustruje ona liczbę lat pomiędzy rokiem rozpoczęcia przez respondentów pierwszej płatnej pracy (jako pracownik lub na własny rachunek), która trwała przez 6 miesięcy lub dłużej, a rokiem zakończenia ostatniej takiej pracy (lub 2017 r. w przypadku osób deklarujących, że wciąż pracują).

Kolejne dwie kontrolne zmienne egzogeniczne dotyczą stanu zdrowia – z 2017 r. i z czasu młodości respondentów. Zmienna *przewleklechoroby* przyjmuje wartości jeden w przypadku osób cierpiących na przewlekłe lub długotrwałe problemy zdrowotne i zero – dla pozostałych. Zmienna zero-jedynkowa *dobzdrowiemlodosc* obrazuje subiektywnie postrzegany przez respondentów stan ich zdrowia w dzieciństwie. Wartości zmiennej pochodzą z pozycji kwestionariuszowej o następujących wariantach odpowiedzi na pytanie o stan zdrowia: „doskonały”, „bardzo dobry”, „dobry”, „zadowolający” i „zły”. Trzem pierwszym wariantom przypisano liczbę jeden, a odpowiedziom „zadowolający” i „zły” przyporządkowano zero.

Z badania SHARE pochodzą także dwie kolejne zmienne kontrolne dotyczące sytuacji materialnej uczestników badania z czasu ich młodości. Pierwsza z nich, *liczba pokoi10lat*, ilustruje liczbę pokoi w gospodarstwie domowym, w którym respondent mieszkał w wieku 10 lat – zmienna ta nawiązuje do jednej ze składowych wskaźnika jakości życia Organizacji Współpracy Gospodarczej i Rozwoju *Better Life Index*, uwzględniającego zalecenia Komisji Stiglitz [OECD, 2011]. Kolejna zmienna – *subiektdobrobyt16lat* – odzwierciedla subiektywnie postrzegany dobrobyt rodziny respondenta z czasów, gdy był w wieku 16 lat. Zmienna bazuje na pytaniu, w którym osoba badana mogła wybrać jeden z trzech wariantów odpowiedzi na pytanie o to, czy jego rodzina w tym czasie radziła sobie finansowo dobrze, przeciętnie, czy była biedna. W konstrukcji zmiennej wariantom odpowiedzi („dobrze”, „przeciętnie”, „biedna”) przypisano wartości od 1 (rodzina respondenta była biedna) do 3 (rodzina dobrze radziła sobie finansowo), przyjmując założenie, zgodnie z którym odległości między sąsiednimi odpowiedziami są identyczne.

W analizie uwzględniono również zmienne obrazujące różnice w kwalifikacjach zawodowych między respondentami. Zmienna *wiekkoniecdukcji* wyraża wiek (w latach), w jakim respondent zakończył ciągłą dzienną naukę w szkole lub na uczelni. Zmienna ta została dodatkowo zmodyfikowana – wartości wyższe niż 27 lat zmieniono na 27, a niższe niż 5 lat – na 5, aby uniknąć problemu związanego z obserwacjami odstającymi,

które mogłyby zaburzać przyszłe wnioski dostarczone przez zmienną. Zmienna *dochod* reprezentuje natomiast średni miesięczny dochód w gospodarstwie domowym poszczególnych respondentów z 2017 r. wyrażony w euro. Zarówno zmienna *wiekkoniecdukcji*, jak i *dochod* zostały obliczone przy wykorzystaniu danych z bazy SHARE.

Kolejne trzy zmienne są związane z osobowością respondentów ankiety SHARE. Pochodzą one z części bazy danych SHARE wykorzystywanej do analizy typów osobowości respondentów na podstawie pięcioczynnikowego modelu osobowości Costy i McCraeza złożonego z następujących cech: neurotyczność, ekstrawersja, otwartość na doświadczenie, ugodowość i sumiennosc [Levinsky, Litwin, 2019: 29–34]. Zmienna *otwartosc* ukazuje poziom otwarcia na doświadczenie ankietowanych. Zmienna *ekstrawersja* odzwierciedla, czy respondent jest w większym stopniu ekstrawertyczny, czy introwertyczny, zmienna *neurotycznosc* reprezentuje poziom neurotyczności, a zmienna *lenistwo* – poziom lenistwa, czyli jednej ze składowych szeroko pojętej sumiennosci, określanej w pięcioczynnikowym modelu osobowości jako *conscientiousness*. Zmienne *otwartosc*, *ekstrawersja*, *neurotycznosc* oraz *lenistwo* to zmienne zero-jedynkowe, przyjmujące wartość jeden dla respondentów, za których cechy można uznać odpowiednio: znaczącą otwartość na doświadczenie, ekstrawersję i lenistwo. W przypadku każdej z tych zmiennych informacji o tym, którym respondentom przyporządkować wartość jeden, a którym zero, dostarczyła skala z przedziału od 1 do 5, obliczona przy wykorzystaniu ankiety SHARE³ i wyrażająca stopień, w jakim dane cechy pasowały do osobowości ankietowanych (liczba 5 oznacza, że respondenta w pełni charakteryzuje dana cecha – np. otwartość na doświadczenie). Wartość jeden przyporządkowano respondentom, dla których wartości z tej skali były wyższe niż 3.

Binaryzacja powyższych zmiennych była podyktowana małą częstością odpowiedzi wskazujących skrajne kategorie – respondentów zdecydowanie zgadzających się z tym, że są leniwi, neurotyczni lub nie zgadzających się z tym, że są ekstrawertyczni i otwarci, było kolejno 0,9%, 3,1%, 2,5% oraz 2,0%. Wszystkie zmienne zagregowane do kategorii zero-jedynkowych uczestniczyły ponadto we wstępnej analizie przed binaryzacją (zastępowano je zmiennymi przyjmującymi więcej kategorii w zaprezentowanych w dalszej części artykułu modelach), ale istotność każdej z nich była wątpliwa.

Zmienne *EPL*, *APRP*, *PPRP* i *ukladyzbiorowe* określają natomiast sytuację na rynku pracy w krajach zamieszkania respondentów. Danych do konstrukcji zmiennej *EPL* dostarczyła baza OECDStat i publikacja *From economic decline to the current crisis in Italy* [Tridico, 2015: 177]. Zmienna ta ukazuje wartość wskaźnika restrykcyjności zatrudnienia – określającego stopień trudności dokonania indywidualnych i masowych zwolnień z 2019 r. Publikowany corocznie przez OECD wskaźnik *EPL* przyjmuje wartości z przedziału od 0 do 5. Większa wartość oznacza większą trudność dokonywania zwolnień. Zmienna *EPL* nie została cofnięta w czasie (w celu dostosowania jej wartości do wieku respondentów) z uwagi na braki w danych dla niektórych krajów uwzględnionych w analizie oraz względną stałość, jaką wykazuje na przestrzeni lat wskaźnik restrykcyjności zatrudnienia w badanych krajach. Zmienne *APRP* i *PPRP* pochodzą z Eurostatu i odzwierciedlają kolejno łączne wydatki na szkolenia zawodowe i usługi aktywnego pośrednictwa pracy (najważniejsze i jednocześnie najtrwalsze w działaniu elementy aktywnej polityki rynku pracy) oraz wydatki na zasiłki dla bezrobotnych (najważniejszy element pasywnej polityki rynku pracy), przeliczone na liczbę bezrobotnych. Wartości wydatków na aktywne i pasywne polityki rynku pracy, wykorzystane do obliczenia zmiennych, wyrażono w standardzie siły nabywczej (PPS) – jednostce uwzględniającej różnice w parytecie siły nabywczej między państwami. Wartości wydatków na polityki rynku pracy zostały cofnięte w czasie w taki sposób, żeby dla każdego

³ Do obliczenia pięciostopniowej skali, która posłużyła do uzyskania zmiennych zero-jedynkowych, wykorzystano składowe otwartości na doświadczenie (aktywna wyobraźnia i zainteresowania artystyczne), ekstrawersji (towarzystwo i brak powściągliwości) i neurotyczności (odporność na stres i podatność na zdenerwowanie). Zmienna *lenistwo* stanowiła sama w sobie składową sumiennosci. Poszczególne składowe mogły przyjąć wartości od 1 do 5 w zależności od tego, w jakim stopniu respondent zgodził się z tym, że pasuje do niego dana cecha (np. towarzyskość). Dla każdej składowej możliwe były następujące odpowiedzi: „zdecydowanie się nie zgadzam” (wartość 1), „nie zgadzam się”, „ani się zgadzam, ani się nie zgadzam”, „zgadzam się” i „zdecydowanie się zgadzam” (wartość 5). W celu obliczenia poziomu otwartości na doświadczenie i ekstrawersji poszczególnych respondentów obliczono średnie arytmetyczne z wartości odpowiednich składowych – zgodnie ze schematem obliczania tych zmiennych w badaniu SHARE.

respondenta przyjmować wartość z okresu, w którym miał 34 lata (przyjęto, że na ten rok życia przypada w przybliżeniu uśredniony wpływ polityk rynku pracy na karierę zawodową – wpływ ten wydaje się silniejszy w pierwszej połowie kariery zawodowej)⁴. Zmiennie zostały dodatkowo podzielone przez liczbę osób bezrobotnych z okresu, w którym dany respondent miał 34 lata. Ostatnia zmienna, *ukladyzbiorowe*, pochodzi z bazy ICTWSS i określa stopę objęcia układami zbiorowymi osób zatrudnionych z kraju zamieszkania poszczególnych respondentów z 1984 r.

Zindywidualizowanie wartości zmiennych *APRP* oraz *PPRP* poprzez dostosowanie ich do wieku respondenta oraz cofnięcie w czasie zmiennej *ukladyzbiorowe* miało jeszcze jeden cel – uwzględnienie innego kształtowania się tych zmiennych przed i po transformacji ustrojowej w krajach byłego bloku wschodniego. W państwach tych charakter skokowy miały zwłaszcza zmiany związane ze stopą objęcia układami zbiorowymi. W latach 80. XX w. wskaźnik ten wynosił powyżej 90% w większości państw bloku wschodniego, by później w krótkim czasie zbliżyć się do wartości charakterystycznych dla państw zachodnich pod koniec XX w. (60–70%). Niestety z uwagi na braki danych z bazy ICTWSS nie było możliwe zindywidualizowanie wartości zmiennej *ukladyzbiorowe* – dopasowanie ich do wieku respondentów. Braki danych, zwłaszcza dla państw byłego bloku wschodniego, stanowiły również przeszkodę w cofnięciu w czasie zmiennej *EPL*.

W tabeli 1 zestawiono medianę, średnią arytmetyczną oraz odchylenie standardowe dla poszczególnych zmiennych zastosowanych w analizie ekonometrycznej. Dodatkowo w ostatniej kolumnie przedstawiono wyniki analizy współliniowości regresorów, która nie wskazała na problem współliniowości zmiennych.

Tabela 1. Zestawienie wybranych statystyk opisowych zmiennych zastosowanych w analizie ekonometrycznej

| Zmienna | Mediana | Średnia | Odchylenie standardowe | Współczynnik rozděcia wariancji (VIF) |
|------------------------------------|---------|---------|------------------------|---------------------------------------|
| <i>zmiany miejsc pracy</i> | 1 | 1,62 | 1,72 | 1,13 |
| <i>wiek</i> | 69 | 69,79 | 9,61 | 1,06 |
| <i>lata zatrudnienia</i> | 38 | 36,17 | 10,35 | 1,08 |
| <i>przewlekłe choroby</i> | 1 | 0,53 | 0,50 | 1,06 |
| <i>dobrozdrowie i łodość</i> | 1 | 0,90 | 0,30 | 1,32 |
| <i>liczba pokoi 10 lat</i> | 3 | 3,24 | 1,72 | 1,16 |
| <i>subiektywne dobrobyt 16 lat</i> | 2 | 1,87 | 0,60 | 1,14 |
| <i>wiek na koniec edukacji</i> | 18 | 18,21 | 3,90 | 1,13 |
| <i>dochód</i> | 1300 | 2215,29 | 4232,64 | 1,02 |
| <i>otwartość do sw</i> | 1 | 0,50 | 0,50 | 1,03 |
| <i>ekstrawersja</i> | 1 | 0,58 | 0,49 | 1,02 |
| <i>lenistwo</i> | 0 | 0,15 | 0,36 | 2,58 |
| <i>neurotyczność</i> | 0 | 0,25 | 0,43 | 1,77 |
| <i>EPL</i> | 2,23 | 2,11 | 0,67 | 2,02 |
| <i>APRP</i> | 131,74 | 505,32 | 698,32 | 1,47 |
| <i>PPRP</i> | 2070,07 | 4201,48 | 4414,73 | 1,13 |
| <i>uklady zbiorowe</i> | 83,5 | 84,96 | 12,54 | 1,06 |

Źródło: opracowanie własne.

⁴ Z uwagi na braki w danych najstarsze wartości zmiennych *APRP* i *PPRP* pochodzą z 1995 r. Najstarsze wartości były jednak zróżnicowane w zależności od kraju zamieszkania respondenta. Kraje, dla których najstarsze wartości zmiennych pochodzą z okresu późniejszego niż 1995 r., to: Bułgaria (2005), Szwajcaria (2010), Francja (2003), Finlandia (1996), Chorwacja (2008), Węgry (1999), Litwa (1997), Łotwa (1997), Malta (1997), Polska (2000), Rumunia (2000), Szwecja (1996), Słowenia (1997) i Słowacja (1997). Podzielenie wydatków przez liczbę osób bezrobotnych w kraju zamieszkania uwzględniało rok, z którego pochodziły wydatki na każdą z polityk rynku pracy.

Prezentacja wyników i ich interpretacja

Za pomocą pakietu statystycznego STATA oszacowano 5 modeli objaśniających zmienność zmiennej *zmianymiejspracy*: model Poissona (*poisson*), model regresji ujemnej dwumianowej (*nb*), model Poissona z podwyższoną liczbą zer (*zip*), model regresji ujemnej dwumianowej z podwyższoną liczbą zer (*zinb*) oraz alternatywny model regresji ujemnej dwumianowej z podwyższoną liczbą zer (*zinb**).

W pierwszych czterech modelach (*poisson*, *nb*, *zip* i *zinb*) za zmienne objaśniające i kontrolne posłużyły wszystkie wyżej opisane zmienne z wyjątkiem zmiennej *ukladyzbiorowe*, którą z kolei wykorzystano w modelu *zinb** w miejsce zmiennej *APRP*. Jest to jedyna różnica między modelami *zinb* i *zinb**. Uwzględnienie zmiennych *ukladyzbiorowe* oraz *APRP* w jednym modelu prowadziło do nieistotności tej ostatniej, co może się wiązać z dość silnym stopniem skorelowania zmiennych (współczynnik korelacji liniowej wyniósł $-0,46$), a także uzupełniającą rolę stopnia objęcia układami zbiorowymi pracowników i aktywnej polityki rynku pracy w mierzeniu poziomu zaangażowania pracodawców w promowanie *APRP* podczas trójstronnych negocjacji prowadzonych między państwem, pracodawcami i pracownikami [Ingold, Valizade, 2015: 36]. Z tego względu uzupełniające się modele *zinb* i *zinb** zostały wykorzystane przede wszystkim w celu pokazania przeciwnego kierunku oddziaływania stopy objęcia układami zbiorowymi i *APRP* na stopę mobilności zawodowej. W modelach *zip*, *zinb* i *zinb** zmienne *latawzatrudnieniu* i *wiekkoniecedukacji* wykorzystano jako odpowiedzialne za występowanie podwyższonej liczby zer. Przy ich doborze kierowano się istotnością poszczególnych zmiennych w komponencie *inflate* różnych wariantów modeli z podwyższoną liczbą zer.

W tabeli 2 przedstawiono oszacowania parametrów przy poszczególnych zmiennych w zależności od modelu. Są to wartości już przekształcone do postaci e^{β} (gdzie β to wartość parametru), która umożliwia ich łatwą interpretację. Wartości oszacowań parametrów przy zmiennych *dochod*, *APRP*, *PPRP* podano dla tysiąca jednostek odpowiednich zmiennych. W trzech ostatnich wierszach tabeli podano oszacowania przy zmiennych z komponentu *inflate*.

Tabela 2. Przekształcone do postaci e^{β} oszacowania parametrów przy poszczególnych zmiennych w zależności od modelu

| Zmienna | <i>poisson</i> | <i>nb</i> | <i>zip</i> | <i>zinb</i> | <i>zinb*</i> |
|--|----------------|-----------|------------|-------------|--------------|
| <i>const</i> | 1,143 | 1,088 | 1,375 | 1,240 | 0,811 |
| <i>wiek</i> | 0,983 | 0,983 | 0,985 | 0,984 | 0,984 |
| <i>latawzatrudnieniu</i> | 1,033 | 1,034 | 1,025 | 1,028 | 1,028 |
| <i>przewleklechoroby</i> | 1,224 | 1,234 | 1,206 | 1,227 | 1,224 |
| <i>dobzdrowiemlodosc</i> | 0,816 | 0,809 | 0,834 | 0,812 | 0,818 |
| <i>liczbapokoi10lat</i> | 0,982 | 0,982 | 0,986 | 0,983 | 0,986 |
| <i>subiekdobrobyt16lat</i> (wartość 2) | 0,885 | 0,885 | 0,892 | 0,979 | 0,887 |
| <i>subiekdobrobyt16lat</i> (wartość 3) | 0,885 | 0,917 | 0,923 | 0,916 | 0,924 |
| <i>wiekkoniecedukacji</i> | 1,010 | 1,010 | 1,017 | 1,013 | 1,010 |
| <i>dochod</i> | 0,994 | 0,993 | 0,994 | 0,993 | 0,994 |
| <i>otwartoscdosw</i> | 1,099 | 1,102 | 1,099 | 1,102 | 1,106 |
| <i>ekstrawersja</i> | 1,083 | 1,085 | 1,080 | 1,085 | 1,077 |
| <i>lenistwo</i> | 1,177 | 1,183 | 1,167 | 1,181 | 1,178 |
| <i>neurotycznosc</i> | 0,969 | 0,969 | 0,722 | 0,969 | 0,974 |
| <i>EPL</i> | 1,043 | 1,050 | 1,042 | 1,049 | 1,057 |
| <i>APRP</i> | 0,976 | 0,973 | 0,976 | 0,975 | – |
| <i>PPRP</i> | 1,042 | 1,043 | 1,038 | 1,042 | 1,046 |
| <i>ukladyzbiorowe</i> | – | – | – | – | 1,005 |
| <i>const</i> | – | – | 0,381 | 0,138 | 0,136 |
| <i>latawzatrudnieniu</i> | – | – | 0,955 | 0,912 | 0,913 |
| <i>wiekkoniecedukacji</i> | – | – | 1,050 | 1,104 | 1,102 |

Źródło: opracowanie własne.

Niemal wszystkie zawarte w tabeli 2 oszacowania w każdym modelu były istotne statystycznie na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Wyjątkiem było oszacowanie stałej w modelu regresji ujemnej dwumianowej (co może świadczyć o błędnej specyfikacji tego modelu). Szczegółowe wartości krytycznych poziomów istotności dla poszczególnych zmiennych w modelach zawiera tabela 3.

Tabela 3. Wartości krytycznych poziomów istotności poszczególnych zmiennych w zależności od modelu

| Zmienna | <i>poisson</i> | <i>nb</i> | <i>zip</i> | <i>zinb</i> | <i>zinb*</i> |
|--|----------------|-----------|------------|-------------|--------------|
| <i>const</i> | 0,002 | 0,127 | <0,001 | <0,001 | 0,004 |
| <i>wiek</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>latawzatrudnieniu</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>przewleklech choroby</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>dobzdrowiemlodosc</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>liczbapokoi10lat</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>subiekdobrobyt16lat (wartość 2)</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>subiekdobrobyt16lat (wartość 3)</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>wiekkoniecedukacji</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>dochod</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>otwartosc dosw</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>ekstrawersja</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>lenistwo</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>neurotycznosc</i> | 0,001 | 0,006 | 0,001 | 0,006 | <0,001 |
| <i>EPL</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | 0,018 |
| <i>APRP</i> | <0,001 | 0,002 | 0,001 | 0,005 | – |
| <i>PPRP</i> | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>ukladyzbiorowe</i> | – | – | – | – | <0,001 |
| <i>const</i> | – | – | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>latawzatrudnieniu</i> | – | – | <0,001 | <0,001 | <0,001 |
| <i>wiekkoniecedukacji</i> | – | – | <0,001 | <0,001 | <0,001 |

Źródło: opracowanie własne.

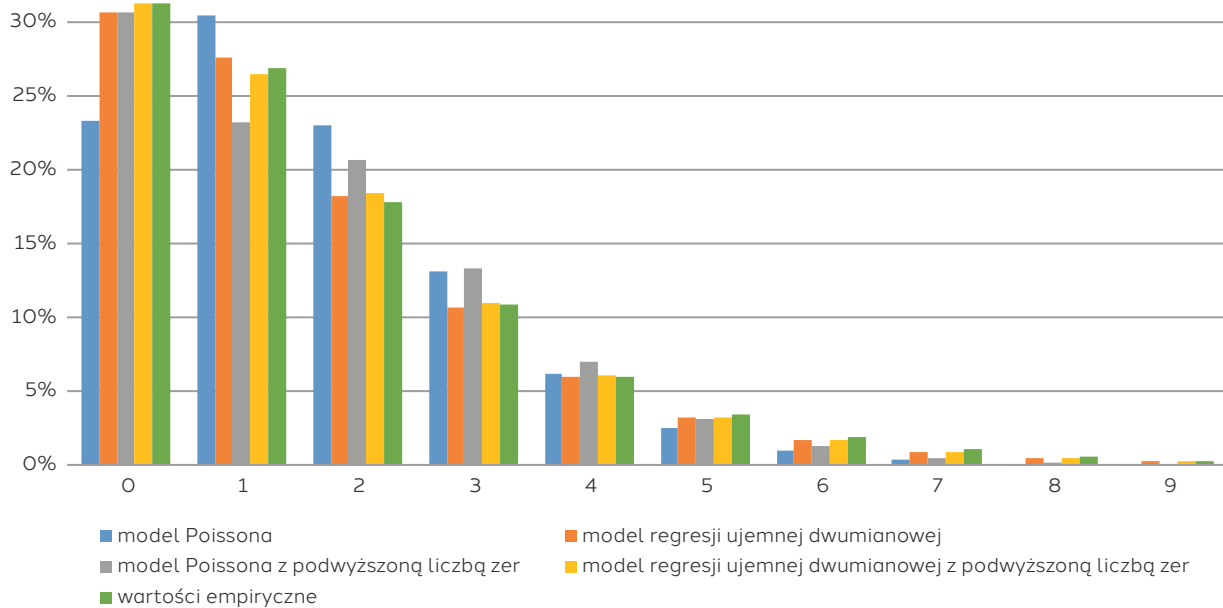
W celu wyboru modelu najlepiej dopasowanego do danych empirycznych przeprowadzono kilka testów statystycznych.

Wartość krytycznego poziomu istotności w teście ilorazu wiarygodności była mniejsza od 0,001, co pozwoliło na odrzucenie hipotezy zerowej na korzyść alternatywnej. Oznacza to, że model regresji ujemnej dwumianowej (*nb*) jest lepiej dopasowany do danych empirycznych niż klasyczny model regresji Poissona.

Ponadto przeprowadzono test Vuonga w trzech wariantach. Zarówno zwykła wersja testu, jak i warianty skorygowane o kryteria informacyjne AIC oraz BIC dały ten sam wynik. Statystyki testowe wyniosły odpowiednio 23,78, 23,74 i 23,53, co odzwierciedlał bardzo niski krytyczny poziom istotności. W każdym przypadku był on mniejszy niż 0,001, co pozwoliło na odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz alternatywnej i stwierdzenie, że model Poissona z podwyższoną liczbą zer (*zip*) jest lepiej dopasowany do danych empirycznych od zwykłego modelu regresji Poissona.

Do wizualnego porównania jakości dopasowania modeli do danych rzeczywistych posłużył rysunek 1, na którym argumenty na osi odciętych odpowiadają kolejnym wartościom zmiennej objaśnianej, wartości na osi rzędnych natomiast odzwierciedlają odsetki respondentów z poszczególnych kategorii (szacowane przez dany model i empiryczne). W modelu Poissona niedoszacowanie liczebności respondentów, którzy nie zmieniali miejsca pracy w ciągu życia, przemawia na korzyść zastosowania modeli uwzględniających podwyższoną liczbę zer. Na rysunku nie uwzględniono alternatywnego modelu regresji ujemnej dwumianowej z podwyższoną liczbą zer (*zinb**) z uwagi na niewielkie, niedostrzegalne na wykresie różnice między modelami *zinb* i *zinb**.

Rysunek 1. Porównanie oszacowań odsetków respondentów z poszczególnych kategorii zmiennej objaśnianej wskazywanych przez poszczególne modele z liczebnościami empirycznymi



Źródło: opracowanie własne.

Z rysunku wynika, że model regresji ujemnej dwumianowej (*nb*) cechuje się silniejszym dopasowaniem do danych empirycznych niż model Poissona z podwyższoną liczbą zer (*zip*). Zdecydowanie najlepiej dopasowane do danych są jednak oba modele regresji ujemnej dwumianowej z podwyższoną liczbą zer (*zinb* i *zinb**), spośród których minimalnie bardziej dopasowany jest model *zinb**. Do tego wniosku doprowadziło porównanie błędów średniokwadratowych (RMSE) między szacowanymi przez modele liczebnościami respondentów z poszczególnych kategorii zmiennej objaśnianej a liczebnościami rzeczywistymi (pierwiastki błędów średniokwadratowych dla modeli *zinb** i *zinb* wyniosły odpowiednio 0,236 i 0,238). Na przewagę modelu *zinb** nad modelem *zinb* wskazał także nieznacznie wyższy współczynnik korelacji liniowej między szacowanymi przez oba modele odsetkami respondentów z kolejnych kategorii a odsetkami empirycznymi (współczynniki korelacji wyniosły odpowiednio 0,999768 i 0,999772). Dalej zaprezentowano interpretacje oszacowań zmiennych innych niż kontrolne właśnie z modelu *zinb**, czyli kolejno zmiennych *wiekkoniecedukacji* (z pierwszej części modelu i z komponentu *inflata*), *dochod*, *otwartoscdo sw*, *ekstrawersja*, *neurotyczność*, *lenistwo*, *EPL*, *PPRP*, *uklady-zbiorowe*. Ostatnia interpretacja dotyczy oszacowania przy zmiennej *APRP* z modelu *zinb*:

- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia wraz ze wzrostem wieku, w jakim respondent zakończył ciągłą dzienną naukę w szkole lub na uczelni, o rok, wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* rośnie o ok. 1%;
- każdy kolejny rok przedłużający wiek, w jakim respondent zakończył ciągłą dzienną edukację, zwiększa iloraz szans niezmienniania miejsca pracy przez całe życie *ceteris paribus* o ok. 10,2%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia wraz ze wzrostem średniego miesięcznego dochodu w gospodarstwie domowym respondenta, o tysiąc euro, wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* maleje o ok. 0,6%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia fakt bycia otwartym na doświadczenia sprawia, że wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* rośnie o ok. 10,6%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia fakt bycia ekstrawertykiem sprawia, że wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* rośnie o ok. 7,7%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia fakt bycia leniwym sprawia, że wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* rośnie o ok. 17,8%;

- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia fakt bycia neurotycznym sprawia, że wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* maleje o ok. 2,6%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia wraz ze wzrostem wskaźnika restrykcyjności zatrudnienia EPL w kraju zamieszkania respondenta o jednostkę (wskaźnik EPL mieści się na skali od 0 do 5), wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* rośnie o ok. 5,7%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia wraz ze wzrostem wydatków na zasiłki dla bezrobotnych na osobę w kraju zamieszkania respondenta o tysiąc PPS, wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* rośnie o ok. 4,6%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia wraz ze wzrostem stopy objęcia układami zbiorowymi osób zatrudnionych z kraju zamieszkania respondenta o jeden punkt procentowy, wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* rośnie o ok. 0,5%;
- dla osób mających jakąkolwiek szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia wraz ze wzrostem wydatków na aktywne pośrednictwo pracy i szkolenia zawodowe na osobę w kraju zamieszkania respondenta o tysiąc PPS, wartość oczekiwana liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia *ceteris paribus* maleje o ok. 2,5%.

Wnioski

Zestawienie uzyskanych oszacowań z postawionymi hipotezami badawczymi pozwala na częściowe potwierdzenie hipotezy dotyczącej negatywnego powiązania wieku zakończenia edukacji z liczbą zmian miejsc pracy w ciągu życia (biorąc pod uwagę wnioski dostarczane przez oszacowanie parametru przy zmiennej *wiekkonieczedukacji* z komponentu *inflate* modelu *zimb**). Hipoteza ta może jednak zostać rozszerzona, zważając na wnioski związane z respondentami mającymi szansę na zmianę miejsc pracy w ciągu życia – oszacowanie parametru dotyczącego respondentów mających szansę na zmianę miejsca pracy wskazuje na pozytywne powiązanie zmiennych – odwrotne niż spodziewane. Istotność zmiennej *wiekkonieczedukacji* w komponencie *inflate* modelu może świadczyć o konieczności zróżnicowania wniosków w zależności od specyfiki specjalizacji zawodowej respondenta – niektórzy respondenci działają w branżach, które charakteryzuje większa rotacja zatrudnienia. Wyższy poziom edukacji ułatwia takim osobom zmianę zawodu. W przypadku pozostałych ankietowanych, specjalizujących się w profesjach, którym towarzyszy mniejsza (lub mniej opłacalna finansowo) rotacja zatrudnienia, większa liczba lat edukacji sprzyja stabilnej pozycji na pełnionym stanowisku.

Należy uznać za potwierdzoną hipotezę mówiącą o tym, że wyższy dochód gospodarstwa domowego idzie w parze z mniejszym prawdopodobieństwem zmian miejsc pracy w ciągu życia wśród osób w wieku 50 lat i więcej. Uzupełnieniem tych wyników byłoby sprawdzenie, czy dla osób z młodszych roczników sytuacja ulega zmianie lub sprawdzenie, czy dla grupy osób o najwyższych dochodach prawdopodobieństwo zmian miejsc pracy zwiększałoby się wraz ze wzrostem dochodu. Uzupełnieniem badań mogłoby także być zbadanie różnic między zawodami. Z roku na rok wyższa stopa mobilności zawodowej staje się bowiem coraz bardziej opłacalna w kontekście wysokości wynagrodzeń – zwłaszcza wśród kadry kierowniczej, co potwierdzają chociażby estymacje analityków Deloitte z 2018 r. [Declairieux, 2018]. Badania te pokazują również, że przedstawiciele kadry kierowniczej posiadający zaledwie od 2 do 15 lat doświadczenia zawodowego cieszą się największym zainteresowaniem rekruterów. Z kolei dane pochodzące z francuskiej instytucji Apec (Stowarzyszenia na rzecz zatrudnienia menadżerów) wskazują, że w 2016 r. 43% francuskich menadżerów, którzy nie zmienili w tym samym roku pracy, dostało podwyżkę. Analogiczny odsetek był jednak wyraźnie wyższy i wynosił 66% w przypadku przedstawicieli kadry kierowniczej, którzy zmienili miejsce pracy [Declairieux, 2018].

Odrzucono hipotezę dotyczącą wpływu neurotyczności i otwartości na doświadczenie na liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia i przyjęto hipotezy związane z kierunkiem wpływu pozostałych cech osobowości, które uwzględniono w niniejszej analizie (ekstrawertyzmu i lenistwa). Przyczyną odrzucenia hipotezy o pozytywnym związku otwartości na doświadczenie z niższą mobilnością zawodową można upatrywać we wspólnych

cechach otwartości na doświadczenie i ekstrawertyzmu. Zgodnie z teorią wielkiej piątki osobowości obie cechy łączy wspólna składowa związana z otwartością na nowe doznania. Pomimo że wszystkie cechy wielkiej piątki osobowości mają składowe, które wyraźnie odróżniają je od siebie (przykładowo otwartość na doświadczenie wyróżnia specyficzną składową określającą poziom kreatywności), powiązanie ekstrawertyzmu i otwartości na doświadczenie jest szczególnie silne [Aluja, García, García, 2002: 713–725]. Być może z tym powiązaniem można łączyć pozytywną relację między otwartością na doświadczenie i liczbą zmian miejsc pracy.

Nieco trudniejsze wydaje się odnalezienie zgodnych z intuicją przyczyn odrzucenia hipotezy związanej z negatywnym wpływem neurotyczności na stopę mobilności zawodowej. Jak wskazuje przytoczona wcześniej literatura, osoby neurotyczne mają bowiem większą szansę na utratę pracy, która, jak się wydaje, zwiększa szansę na zmianę miejsca pracy w ciągu życia. Wy tłumaczenia dla wyników analizy można się doszukiwać w większej podatności na odczuwanie lęku i innych silnych emocji osób bardziej neurotycznych. Osoby neurotyczne mogą podejmować świadome działania mające na celu uniknięcie silnego stresu w pracy i przez to w bardziej powściągliwy sposób podchodzą do podejmowania się nowych zawodów. Takie rozumienie przyczyny negatywnego związku między neurotycznością i stopą mobilności zawodowej pozwala na dodatkowy wniosek – po uwzględnieniu lenistwa okazało się, że jest ono ważniejsze dla gorszego radzenia sobie na rynku pracy niż szeroko pojęta neurotyczność, związana z takimi cechami, jak podatność na stres i zdenerwowanie, smutek, nieśmiałość czy powściągliwość.

Ponadto zestawienie wniosków związanych z cechami psychologicznymi wskazuje, że niezwykle istotną cechą, warunkującą liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia, wydaje się zapał do pracy – śmiałość w podejmowaniu nowych zadań (lub stanowisk) uzupełniona optymizmem towarzyszącym wykonywaniu tych działań (związanym z niższym poziomem lenistwa). Do tej cechy sprowadzają się bowiem wszystkie pozostałe charakterystyki spośród analizowanych. W świetle uzyskanych rezultatów łatwiej się doszukać przyczyn podejmowania nowej pracy w samej gotowości do działania niż w konieczności podjęcia nowej pracy po utracie poprzedniej. Jedyny wynik, który wskazywałby, że źródło częstszych zmian miejsca zarobkowania leży w konieczności podjęcia pracy po uprzedniej jej utracie, stanowi oszacowanie parametru przy zmiennej *lenistwo*. Niemniej jednak, ten rezultat również wiąże się z pierwotnym brakiem gotowości do pracy danej osoby. Takie wnioski potwierdzają zasadność dwuczynnikowej teorii Herzberga, podkreślającej przewagę, jaką wewnętrzna chęć do pracy ma nad przymusem lub innymi zewnętrznymi czynnikami motywującymi do podjęcia pracy. W myśl teorii Herzberga przewaga ta odbija się przede wszystkim na indywidualnej produktywności [McKenzie, 2010: 17].

Wnioski związane ze zmiennymi *EPL*, *układyzbiorowe*, *PPRP* i *APRP* pozwalają na odrzucenie hipotezy dotyczącej pasywnej polityki rynku pracy oraz potwierdzenie hipotez dotyczących kierunku oddziaływania zwiększenia ochrony prawnej zatrudnienia, stopy objęcia układami zbiorowymi i wydatków na aktywną politykę rynku pracy na liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia. W szczególności rezultaty te wskazują na dodatni związek między stopą indywidualnej mobilności zawodowej i kosztami rotacji zatrudnienia – związanymi także z teorią *insider – outsider* rynku pracy. Zarówno wyższa stopa objęcia układami zbiorowymi, jak i zwiększenie restrykcyjności ochrony zatrudnienia (a przez to także trudności dokonywania indywidualnych i masowych zwolnień) sprzyjają przede wszystkim insiderom na rynku pracy, a więc pracownikom, których sytuacja jest stosunkowo stabilna, m.in. z uwagi na dłuższy staż pracy. W Europie silniejsze związki zawodowe (oddziałujące na stopę objęcia układami zbiorowymi i *EPL*) mogą w zdecydowany sposób i bezpośrednio sprzyjać outsiderom jedynie w krajach, w których obowiązuje tzw. system *gandawski*, polegający na uczestnictwie związków zawodowych w regulowaniu wysokości ubezpieczenia od utraty pracy, co przeciwdziała nadmiernej sile monopsonistycznej pracodawców. Do krajów tych można zaliczyć jednak jedynie Finlandię, Danię, Szwecję oraz Belgię [Lind, 2009: 513]. Wydaje się więc, że pozytywny związek zmiennych *EPL* i *układyzbiorowe* z liczbą zmian miejsc pracy jest w dużej mierze związany z osłabieniem pozycji outsiderów, którzy oscylują na granicy bezrobocia przymusowego i zatrudnienia, a przez to zmieniają częściej pracę. Wzmacnia to wnioski z literatury o tym, że wyższa ochrona prawna zatrudnienia stanowi czynnik najbardziej pożądaną przez insiderów i wyjątkowo niekorzystny dla outsiderów [Rueda, 2005: 61–66].

Co istotne, przeciwne znaki parametrów przy zmiennych *PPRP* i *APRP* wskazują na szczególne znaczenie aktywnej polityki rynku pracy (jako narzędzia długookresowej pomocy outsiderom) w dążeniu do poprawy funkcjonowania rynku pracy i w zwalczaniu bezrobocia przymusowego. Uzyskane wnioski wskazują również na zasadność rozbudowywania systemu *flexicurity* (zakładającego wykorzystanie przede wszystkim aktywnej, a nie pasywnej, polityki rynku pracy) w dążeniu do przejścia z modelu państwa opiekuńczego, zakładającego wspieranie stabilnego zatrudnienia, do nowocześniejszego modelu bardziej elastycznego rynku pracy [Majewska, Samol, 2016: 21–22]. Rezultaty te wydają się kluczowe także w kontekście krajów, które objęto analizą – zróżnicowanych pod względem stopnia wykorzystania polityk rynku pracy. Wskazuje na to tabela 4⁵.

Tabela 4. Zestawienie krajów Unii Europejskiej pod względem łącznych wydatków na pasywną i aktywną politykę rynku pracy w przeliczeniu na osobę bezrobotną

| Kraj | Łączne wydatki na pasywną i aktywną politykę rynku pracy na bezrobotnego w 2018 r. [PPS] | Zmiana wartości wydatków na polityki rynku pracy z lat 2008–2018 [PPS] | Udział wydatków na APRP w stosunku do łącznych wydatków na polityki rynku pracy w 2018 r. |
|------------|--|--|---|
| Holandia | 22 951 | +1160 | 3,0% |
| Finlandia | 19 497 | +5787 | 8,5% |
| Niemcy | 16 532 | +8669 | 6,0% |
| Austria | 16 277 | +1695 | 21,4% |
| Dania | 15 453 | -1070 | 28,6% |
| Luksemburg | 14 295 | +1482 | 2,2% |
| Irlandia | 14 156 | -195 | 1,8% |
| Francja | 13 140 | +2267 | 1,6% |
| Belgia | 12 211 | -2741 | 0,4% |
| Szwecja | 6833 | -1167 | 47,2% |
| Hiszpania | 4831 | -2126 | 11,7% |
| Włochy | 4643 | +1075 | 1,3% |
| Czechy | 4337 | +2250 | 10,8% |
| Portugalia | 3999 | -555 | 0,4% |
| Estonia | 3956 | +2281 | 39,5% |
| Litwa | 3648 | +2426 | 15,6% |
| Malta | 3603 | -55 | 25,9% |
| Słowenia | 3307 | +520 | 18,5% |
| Bułgaria | 3092 | +2005 | 6,8% |
| Łotwa | 2836 | +1355 | 15,2% |
| Cypr | 2468 | -2324 | 1,0% |
| Węgry | 2454 | +525 | 11,1% |
| Słowacja | 1504 | +1039 | 0,0% |
| Chorwacja | 1315 | +235 | 10,6% |
| Grecja | 1216 | -2438 | 7,5% |
| Polska | 1165 | +498 | 1,5% |
| Rumunia | 518 | -179 | 8,7% |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

⁵ W tabeli nie uwzględniono dwóch krajów, które uwzględniono w modelach ekonometrycznych – Izraela oraz Szwajcarii. Uwzględniono natomiast Holandię i Irlandię, których nie objęto analizą ekonometryczną.

Podsumowanie

Sporządzone modele ekonometryczne zmiennej licznikowej dostarczyły wniosków na temat wpływu zróżnicowanych czynników na elastyczność ilościową zewnętrzną, wyrażoną za pomocą liczby zmian miejsc pracy w ciągu życia osób w wieku 50 lat i więcej. Wykorzystane determinanty elastyczności zatrudnienia dotyczyły specyfiki rynku pracy (zwłaszcza pasywnej i aktywnej polityki rynku pracy) w kraju pochodzenia osób ankietowanych oraz indywidualnych charakterystyk respondentów – wieku zakończenia edukacji, liczby lat spędzonych w zatrudnieniu, uzyskiwanych dochodów, stanu zdrowia oraz cech psychologicznych.

Rezultaty dotyczące powiązania wieku zakończenia edukacji ze stopą mobilności zawodowej okazały się rozbieżne – powiązanie to było pozytywne dla respondentów mających szansę na zmianę miejsc pracy, a negatywne dla pozostałych osób. Istotność zmiennej *wiekkoniecdukcji* w komponencie *inflate* modelu wskazała na zróżnicowane oddziaływanie wieku zakończenia edukacji na liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia – zależne od specyfiki specjalizacji zawodowej respondenta.

Uzyskane wyniki pozwoliły również na potwierdzenie hipotezy dotyczącej negatywnego związku między wyższym dochodem gospodarstwa domowego a prawdopodobieństwem zmian miejsc pracy w ciągu życia wśród osób w wieku 50 lat i więcej.

Zestawienie wniosków związanych z cechami psychologicznymi wskazało, że niezwykle istotną cechą warunkującą liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia wydaje się zapał do pracy – śmiałość w podejmowaniu nowych zadań (lub stanowisk) uzupełniona optymizmem towarzyszącym wykonywaniu tych działań (związany z niższym poziomem lenistwa). W świetle uzyskanych rezultatów łatwiej się doszukać przyczyn podejmowania nowej pracy w samej gotowości do działania niż w konieczności podjęcia nowej pracy po utracie poprzedniej.

Zmienne odzwierciedlające specyfikę rynku pracy wskazały na pozytywny związek zmiennych *EPL* i *układyzbiorowe* z liczbą zmian miejsc pracy. Otrzymane wyniki pozwoliły na wniosek, zgodnie z którym wysoki poziom ochrony prawnej zatrudnienia oraz wysoka stopa objęcia układami zbiorowymi w znacznej mierze osłabiają pozycję outsiderów, którzy oscylują na granicy bezrobocia przymusowego i zatrudnienia, a przez to zmieniają częściej pracę.

Przeciwne znaki parametrów przy zmiennych *PPRP* i *APRP* wskazują na szczególne znaczenie aktywnej polityki rynku pracy (jako narzędzia długookresowej pomocy outsiderom) w dążeniu do poprawy funkcjonowania rynku pracy i w zwalczaniu bezrobocia przymusowego, co wydaje się szczególnie istotne w kontekście krajów europejskich (oraz Izraela), które objęto analizą – zróżnicowanych pod względem stopnia wykorzystania polityk rynku pracy.

Uzupełnieniem analizy mogłoby być zbadanie wpływu płacy minimalnej na liczbę zmian miejsc pracy w ciągu życia. Jej wysokość może bowiem oddziaływać, podobnie jak działalność związków zawodowych, na osłabianie siły monopsonistycznej i w niektórych warunkach na wyrównywanie nierówności w rozkładzie płac. Tak samo, jak silne związki zawodowe, płaca minimalna może bowiem zwiększać bezrobocie przymusowe osób o niskich kwalifikacjach, które bez jej ustanowienia pozostałyby na rynku pracy [Góra, 2011: 76–78]. Dalsze kierunki badań o podobnej tematyce mogą także wykorzystywać modele uporządkowanej zmiennej objaśnianej (poza modelami zmiennej licznikowej), które po wykluczeniu zmiennej *układyzbiorowe* nie stwarzały problemu nieistotności stałej, występującego pierwotnie dla jednej kategorii zmiennej zależnej w niniejszym badaniu.

Bibliografia

- Aluja A. A., García Ó., García L. F. [2002], A comparative study of Zuckerman's three structural models for personality through the NEO-PI-R, ZKPQ-III-R, EPQ-RS and Goldberg's 50-bipolar adjectives, *Personality and Individual Differences*, 33 (5): 713–725.
- Bachmann R., Bechara P., Vonnahme C. [2019], *Occupational Mobility in Europe: Extent, Determinants and Consequences*, IZA DP No. 12679, IZA Institute of Labor Economics, Bonn.
- Bernatchez J. [2010], *La flexisécurité ou le modèle danois: pour sortir de la crise manufacturière*, «Revue internationale sur le travail et la société», 8(2): 116-133.

- Boeri T., Galasso V., Conde-Ruiz J. [2012], The Political Economy Of Flexicurity, *Journal of the European Economic Association*, 10 (4): 684–715.
- Caspar S., Hartwig I., Moench B. [2012], European Labor Market In Critical Times: The Importance Of Flexicurity Confirmed, *Journal of Policy Analysis and Management*, 31 (1): 154–160.
- Cazes S., Nesporova A. [2003], *Employment Protection Legislation (EPL) and its effects on Labour Market Performance*, International Labour Office, Valletta.
- Declairieux B. [2018], La belle reprise de l'emploi des cadres, *Capital*, <https://www.capital.fr/economie-politique/la-belle-reprise-de-lemploi-des-cadres-1267220>.
- Galí J. [2020], Insider-Outsider Labor Markets, Hysteresis And Monetary Policy, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper no. 27385: 1–53.
- Góra M. [2011], *Ekonomia niedoskonałych rynków pracy*, Wolters Kluwer, Warszawa.
- Hofstede G., Hofstede G.J., Minkov M. [2011], *Kultury i organizacje: zaprogramowanie umysłu*, PWE, Warszawa.
- Ingold J., Valizade D. [2015], *Employer engagement in active labour market policies in the UK and Denmark: a survey of employers*, University of Leeds, Leeds.
- Jadamus-Hacura M., Mielich-Iwanek K. [2015], Elastyczność współczesnych rynków pracy, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 220: 36–57.
- Komisja Europejska [2007], *Komunikat Komisji Europejskiej do Parlamentu Europejskiego, Rady, Europejskiego Komitetu Ekonomiczno-Społecznego i Komitetu Regionów: Wspólne zasady wdrażania modelu flexicurity*, KOM (2007) 359 wersja ostateczna, Bruksela.
- Lashley C., Chaplain A. [1999], Labour turnover: Hidden problem – hidden cost, *The Hospitality Review*, 1 (1): 49–54.
- Levinson M., Litwin H. [2019], Personality traits: The Ten-Item Big Five Inventory (BFI-10), w: Bergmann M., Scherpenzeel A., Börsch-Supan A. (red.), *Share Wave 7 Methodology: Panel innovations and life histories*, Munich Center for the Economics of Aging, Monachium.
- Lind J. [2009], The End of the Ghent System as Trade Union Recruitment Machinery?, *Industrial Relations Journal*, 40 (6): 510–523.
- Majewska M., Samol S. [2016], *Rozwój elastycznego rynku pracy: uwarunkowania prawno-ekonomiczne*, Wydawnictwo Naukowe UAM, Poznań.
- McKenzie I. [2010], *English for Business Studies. A course for Business Studies and Economics students*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Melich-Iwanek K. [2009], Polski rynek pracy w świetle teorii histerezy, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 26 (76): 122–132.
- Möhring K. [2015], Employment histories and pension incomes in Europe: a multilevel analysis of the role of institutional factors, *European Societies*, 17 (1): 3–26.
- Monastiriotis V. [2007], Labour market flexibility in UK regions, 1979–1998, *Area*, 39 (3): 310–322.
- OECD [1994], *The OECD Jobs Study: Facts, Analysis, Strategies*, OECD.
- OECD [2011], *Compendium of OECD Well-being Indicators*, <http://www.oecd.org/sdd/47917288.pdf>.
- Patibandla M. [2013], New Institutional Economics: Its Relevance to Curbing Corruption, *Economic & Political Weekly*, 48 (9): 55–63.
- Rueda D. [2005], Insider-Outsider Politics in Industrialized Democracies: The Challenge to Social Democratic Parties, *American Political Science Review*, 99 (1): 61–74.
- Sigeman T. [1999], Insiders and Outsiders in the Labour Market Experiences of a Nordic Welfare State in Labour Law Perspective, *Scandinavian Studies in Law*, 38: 264–278.
- Snowder D., Lindbeck A. [2001], Insiders versus Outsiders, *Journal of Economic Perspectives*, 15 (1): 165–188.
- Szuwarzyński A. [2011], *Flexicurity. Elastyczność i bezpieczeństwo*, Wydział Zarządzania i Ekonomii Politechniki Gdańskiej, Gdańsk.
- Tridico P. [2015], From economic decline to the current crisis in Italy, *International Review of Applied Economics*, 29 (2): 164–193.
- Voss E., Dornelas A., Wild A., Kwiatkiewicz A. [2011], *Partenaires sociaux et flexicurity sur les marchés du travail contemporains*, Commission européenne, Bruksela.