
Paweł BARANOWSKI*
Artur GADEK**
Damian STELMASIAK***
Szymon WÓJCIK****

Wyjechać czy zostać? Determinanty zamiarów emigracji zarobkowej z Polski

Streszczenie: Artykuł napisano w celu wyznaczenia czynników kształtujących gotowość do emigracji zarobkowej mieszkańców Polski. Posłużono się danymi indywidualnymi pochodzącymi z badania Diagnoza Społeczna 2015 i 2013. Wykorzystano dane z badań, w których respondenci odpowiadali na pytanie o zamiary emigracji zarobkowej, stanowiące ważną przesłankę dla faktycznej emigracji. Udzielone odpowiedzi miały charakter jakościowy (wyrażam chęć/nie wyrażam chęci). Z tego względu narzędziem badawczym był model logitowy, który zapewnia dobre własności statystyczne w przypadku objaśniania zmiennych binarnych.

Otrzymane wyniki wskazują, że najważniejszymi czynnikami zwiększającymi prawdopodobieństwo wyrażenia zamiaru emigracji zarobkowej są: formalny status bezrobotnego, znajomość przynajmniej jednego języka obcego, pozyskanie w minionym roku nowych kwalifikacji oraz szeroko rozumiane niezadowolenie (z sytuacji w kraju, miejscu zamieszkania, własnej sytuacji finansowej). Natomiast czynnikami zmniejszającymi to prawdopodobieństwo są: wiek i płeć (osoby starsze i kobiety rzadziej deklarują zamiar emigracji) oraz wysoki poziom formalnego wykształcenia. Ponadto gotowość do emigracji jest także, w sposób istotny, kształtowana przez sytuację rodzinną respondenta.

Słowa kluczowe: migracje, emigracja, diagnoza społeczna, model logitowy, mikroekonometria

* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii; e-mail: baranowski@uni.lodz.pl

** Student Uniwersytetu Łódzkiego; e-mail: artur.j.gadek@gmail.com

*** Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny; e-mail: damian.stelmasiak@nbp.pl

**** Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii; e-mail: szymon.wojcik@uni.lodz.pl

Kody klasyfikacji JEL: F22, J61, C25, C50, D04

Artykuł nadesłany 6 grudnia 2015 r., zaakceptowany 6 lipca 2016 r.

Wprowadzenie

Od roku 1960 saldo strumienia migracji dla Polski jest nieprzerwanie ujemne. Zgodnie z szacunkami¹ GUS poza granicami kraju w 2014 r. przebywało ponad 2,3 mln Polaków, z czego ok. 82% w krajach Unii Europejskiej (głównie w Wielkiej Brytanii, Niemczech i Irlandii). Tak duża skala tego zjawiska pogłębia spadkową tendencję liczby ludności Polski. Rodzi to naturalne pytanie o determinanty emigracji, a w konsekwencji o możliwości przeciwdziałania temu zjawisku za pomocą instrumentów polityki ludnościowej.

Bardzo duży wpływ na skalę strumienia emigracji w Polsce w ostatnich latach miało przystąpienie Polski do Unii Europejskiej w 2004 r. i do Układu z Schengen 21 grudnia 2007 r. Podpisanie układu znacznie zmniejszyło potencjalne bariery emigracji w obrębie państw członkowskich w Unii Europejskiej m.in. poprzez swobodny przepływ ludności między krajami członkowskimi. Spowodowało to nasilenie się emigracji zarobkowej w Polsce. Jest to zjawisko relatywnie nowe i znacznie różniące się od wcześniej występującej emigracji politycznej (przed rokiem 1989), głównie pod względem kierunku wyjazdów oraz motywacji osób świadomie decydujących się opuścić kraj.

Migracje zagraniczne stały się również ważnym czynnikiem kształtującym sytuację na lokalnych rynkach pracy (zob. Kaczmarek, Okólski [2008]). W literaturze trwa dyskusja na temat oceny skutków migracji zagranicznych – wspomina się zarówno aspekty zdecydowanie negatywne (jak np. „drenaż mózgów”), jak i pozytywne (wzrost stopy zwrotu z kapitału ludzkiego i wzrost poziomu tego kapitału w kraju pochodzenia) (zob. np. Kaczmarczyk, Tyrowicz [2008]). Nie osiągnięto również zgody co do tego, czy zmniejszona podaż pracy spowoduje spadek, czy raczej wzrost bezrobocia (zob. Socha, Sztanderska [2002, s. 48–49]). Wiele prac wskazuje, że procesy migracji mają silny wpływ nie tylko na liczbę ludności, ale także na strukturę wiekową populacji (zob. np. Kałuża-Kopias [2014]).

W artykule podejmujemy próbę wyznaczenia determinant zamiarów migracyjnych na podstawie danych z Diagnozy Społecznej (tj. odpowiedź na pytanie: *Czy zamierza Pan(i) w ciągu następnych dwóch lat wyjechać za granicę, aby tam pracować?*). Mimo wielu opracowań na ten temat, nie spotkaliśmy badań opartych na danych indywidualnych (mikroekonomicznych) dla Polski. Ze względu na problemy z przeprowadzeniem własnego badania faktycznych emigracji (co wymagałoby przeprowadzenia badania na grupie osób przebywających za granicą), zdecydowaliśmy się ograniczyć jedynie do

¹ Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004–2014, notatka informacyjna z 5.10.2015 r., Główny Urząd Statystyczny.

badania deklarowanego zamiaru emigracji, wyrażanego przez respondentów Diagnozy. Nie zdecydowaliśmy się również na skorzystanie z danych jednostkowych BAEL (Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności) bądź EU-SILC (Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia Ludności), z uwagi na niewielki zakres potencjalnych zmiennych wyjaśniających decyzje migracyjne. Trzeba jednak przyznać, że wykorzystane dane nie pozwalają na weryfikację, czy deklarowane plany emigracyjne skutkowały faktycznym wyjazdem respondenta. W związku z tym w naszym badaniu zakładamy, że podjęcie decyzji o emigracji zarobkowej zwykle wymaga wcześniejszych przemyśleń i przygotowań, a w efekcie sam zamiar migracji jest warunkiem koniecznym (choć niewystarczającym) do faktycznego wyjazdu.

Przy wyborze przedmiotu badania nie pozostał bez znaczenia fakt, iż dokładne określenie rozmiaru zjawiska emigracji jest w obecnych warunkach bardzo trudne, o ile nie niemożliwe. Pomiar skali strumienia emigracji w Polsce obecnie oparty jest przede wszystkim na rejestrze PESEL, który wprowadza następującą definicję emigranta: emigrant jest to osoba wyjeżdżająca za granicę, która wymeldowała się z pobytu stałego w związku z wyjazdem za granicę. Przyjęta definicja i sposób pomiaru skali emigracji powoduje niedoszacowanie liczby Polaków przebywających za granicą, stąd dane z rejestru PESEL często muszą być uzupełniane dodatkowymi źródłami danych (zob. Kostrzewska i in. [2010]; *System badań migracji zagranicznych w Polsce* [2011]).

Czynniki kształtujące indywidualne decyzje migracyjne

Teorie neoklasyczne wskazują, że o przepływie ludności decydują głównie indywidualne, racjonalne decyzje ekonomiczne jednostek (zob. np. Massey i in. [1993]). Dlatego kluczowym czynnikiem kształtującym migracje są różnice płac – *homo oeconomicus* będzie migrował z kraju o niskich płacach do kraju z wyższą płacą. Zgodnie z tą koncepcją różnice płac oraz innych dochodów (np. transferów z tytułu pomocy społecznej) są głównym czynnikiem determinującym wielkość korzyści z migracji. Z drugiej strony w celu analizy „opłacalności” migracji należy wziąć pod uwagę różnice kosztów utrzymania i innych obciążeń (np. podatkowych). Podobnie, czynnikiem zmniejszającym skłonność do migracji będzie duża odległość, w ślad za którą idą wysokie koszty transportu [Sjaastad, 1962]. Ważnym czynnikiem jest również stopa bezrobocia, która przybliży długookresowe „prawdopodobieństwo” niezrealizowania pracy zarówno na krajowym, jak i zagranicznym rynku pracy [Bauer, Zimmermann, 1998]. W ten sposób wysoka stopa bezrobocia w kraju będzie skłaniała ku migracji, zaś analogiczny wzrost za granicą będzie zmniejszał oczekiwane korzyści z migracji².

² Większość teorii migracji bierze pod uwagę zarówno czynniki krajowe („wypychające” – *push*), jak i zagraniczne („przyciągające” – *pull*). W Diagnozie Społecznej, której dane są podstawą badania empirycznego, respondenci nie podają miejsc docelowego, stąd ograniczamy się jedynie do czynników krajowych – „wypychających”.

Patrząc szerzej na teorie neoklasyczne możemy wskazać również czynniki indywidualne kształtujące bilans korzyści i kosztów migracji. Wśród tych czynników możemy wskazać przede wszystkim znajomość języka używanego w docelowym miejscu migracji. Taka umiejętność poprawia sytuację na rynku pracy migranta (zob. Borjas [1994, s. 1684 i prace tam cytowane]), co zwiększa potencjalne korzyści z emigracji. Ponadto niezależnie od teorii neoklasycznej zmniejsza to dystans kulturowy, co przyspiesza i ułatwia asymilację z nowym otoczeniem³.

Pozostawanie w bezrobociu skłania ku emigracji, gdyż obniża to koszt alternatywny podjęcia lub poszukiwania pracy za granicą. W wielu przypadkach odpowiedni wybór kierunku emigracji pozwoli znacząco zwiększyć prawdopodobieństwo znalezienia pracy, biorąc pod uwagę posiadane wykształcenie, umiejętności. Z drugiej strony podkreśla się, że bezrobocie powoduje deprecjację „kapitału ludzkiego” [Kwiatkowski, 2006, s. 209–212], czy poprzez „stygmatyzację” pogarsza sytuację na rynku pracy, a w szczególności obniża wynagrodzenie nawet o 20% [Arulampalam, 2001]. Bezrobotni mogą mieć także trudności ze sfinansowaniem kosztów wyjazdu za granicę. W takim przypadku bezrobotni mogą być mniej skłonni do migracji. Także w dotychczasowych badaniach empirycznych nie otrzymuje się jednoznacznego kierunku wpływu (pozytywny/negatywny) bezrobocia na migracje (zob. np. Herzog i in. [1993]; Antolin, Bover [1997]).

Od strony teorii wpływ wykształcenia i innych charakterystyk zawodowych (np. stażu pracy, dodatkowych kwalifikacji) jest niejednoznaczny, bowiem zmienne te działają zarówno na płace w kraju, jak i w miejscu docelowym. Na gruncie empirycznym ocena wpływu wykształcenia również nie jest łatwa, z jednej strony stopa emigracji wśród Polaków z wyższym wykształceniem jest znacznie wyższa (ok. dwukrotnie wg OECD⁴) niż wśród ogółu społeczeństwa. Z drugiej strony w literaturze pojawia się problem tzw. marnotrawstwa mózgow (brain waste), polegający na wykonywaniu za granicą pracy poniżej swoich kwalifikacji. Ocena skali tego zjawiska jest trudna z powodu mało wiarygodnych danych⁵ oraz dynamiki tego zjawiska⁶. Jednak jak już wcześniej

³ Niekiedy bariery psychologiczne i kulturowe są zaliczane do szeroko rozumianych kosztów migracji, analogicznie do kosztów podróży, urządzenia mieszkania itp. (zob. Sjaastad [1962]; Massey i in. [1993, s. 434]).

⁴ Około 17,5% wśród osób z wyższym wykształceniem w zestawieniu do ok. 9% wśród ogółu, dane za lata 2010–2011 [Connecting with Emigrants..., 2015].

⁵ Dane dotyczące odsetka osób pracujących za granicą poniżej swoich kompetencji są trudne do zdiagnozowania i różnią się w zależności od wykorzystanego źródła. Według Kaczmarczyka i Tyrowicz [2008] odsetek ten kształtuje się w przedziale 40–80% w zależności od kraju docelowego. Z kolei z danych OECD wynika, że np. w Wielkiej Brytanii odsetek imigrantów pracujących poniżej kompetencji wynosi ok. 30%, podczas gdy odsetek wśród osób tam urodzonych to ok. 22% [Indicators of Immigrant Integration, 2015].

⁶ Empiryczne badanie emigracji na Ukrainie [Vakhitova, Coupe, 2013] wskazało, że wpływ wykształcenia na decyzję o wyjeździe jest niejednoznaczny, a kierunek i siła jego oddziaływania zmieniają się w czasie.

podkreślono, poziom płac w tradycyjnie wybieranych kierunkach emigracji (w przypadku emigracji z Polski przede wszystkim Wielka Brytania, Niemcy, Irlandia⁷) jest wyższy. W związku z tym, przynajmniej na gruncie teoretycznym można oczekiwać, że „zwrot z edukacji” będzie wyższy za granicą, a w efekcie wyższe kwalifikacje będą sprzyjały zamiarowi emigracji.

Oczywiście wybory ludzkie, zwłaszcza w kwestiach tak ważnych jak zmiana miejsca zamieszkania, nie są wyłącznie wypadkową „obiektywnych” czynników ekonomicznych danej jednostki (np. Stark, Bloom [1985]). W nurcie tzw. nowej teorii migracji podkreśla się, że często migruje całe gospodarstwo domowe, a niekiedy nawet cała szerzej rozumiana rodzina [Massey i in., 1993, s. 436–439].

W związku z tym decyzję o migracji podejmuje się biorąc pod uwagę oczekiwaną różnicę dochodów pomiędzy krajem macierzystym a docelowym. Uwzględnienie większej liczby źródeł dochodu sprawia, że w pewnych warunkach do decyzji o wyjeździe nie jest konieczna różnica przeciętnych wynagrodzeń. Wystarczającym czynnikiem zwiększającym oczekiwaną długookresową użyteczność gospodarstwa domowego może być zmniejszenie wahań dochodu rodziny. Efekt taki wystąpi, gdy np. płace w zawodach wykonywanych przez członków rodziny w kraju docelowym są ujemnie skorelowane albo kraj ten zapewnia lepszy dostęp do rynku ubezpieczeń.

Ponadto istotnym czynnikiem indywidualnym, determinującym migracje może być wielkość i struktura rodziny, a zwłaszcza liczba małoletnich dzieci. Przypuszczenia te potwierdzają także dotychczasowe badania empiryczne. Na przykład Gibson i McKenzie [2011] badają determinanty emigracji najzdolniejszych absolwentów wybranych krajów Oceanii. Emigracja badanej grupy np. do Stanów Zjednoczonych zapewniałaby bardzo duże korzyści finansowe. Jednak wbrew przewidywaniom teorii neoklasycznych okazało się, że znaczna część z nich wraca. Co więcej, zarówno w wywiadach swobodnych, jak i na podstawie badań ekonometrycznych stwierdzono bardzo silny wpływ wyżej wymienionych charakterystyk rodziny.

W kontekście przytoczonych wcześniej modeli nowej teorii migracji, różnice w predyspozycjach małżonków (partnerów) powodują, że optymalny kierunek migracji jest różny dla każdego z małżonków. W takim przypadku również korzyść całej rodziny ze wspólnej migracji jest niższa niż suma indywidualnych korzyści z migracji „osobno” – tj. każdy z małżonków do własnego optymalnego kierunku migracji [Mincer, 1978 cyt. za: Kennan, Walker, 2013, s. 50]. W oczywisty sposób zmniejsza to skłonność do migracji, natomiast przeciwne działania będzie miał rozpad rodziny.

Kolejną przesłanką zachęcającą do migracji może być chęć poprawy swojej pozycji społecznej, wyrażonej stosunkiem własnego dochodu do dochodu

⁷ Zob. arkusz danych *Główne kierunki emigracji i imigracji w latach 1966–2014 (migracje na pobyt stały)* publikowany przez GUS, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/migracje-ludnosc/glowne-kierunki-emigracji-i-imigracji-w-latach-1966-2014-migracje-na-pobyt-staly,4,1.html> (listopad 2015).

grupy odniesienia [Stark, Bloom, 1985]. Analogicznie do hipotezy dochodu relatywnego – jeżeli na skutek migracji istnieje możliwość poprawy relatywnego dochodu, to dana osoba będzie skłonna wyemigrować nawet przy niezmiennym dochodzie absolutnym. Teoria ta może wyjaśnić m.in. niekiedy znaczne przepływy siły roboczej pomiędzy krajami o podobnych płacach.

Migracjom sprzyjają także szeroko rozumiane podobieństwa kraju macierzystego i docelowego. Wymienia się w szczególności podobieństwo kulturowo-społeczne, polityczne, a nawet klimatyczne⁸ [Orłowska, 2013, s. 47–48; Gold, Nawyn, 2013, s. 9–11].

Dane statystyczne i narzędzie badawcze

W badaniu wykorzystano dane jednostkowe (mikroekonomiczne) z Diagnozy Społecznej, edycji 2015 i 2013⁹ [Czapiński, Panek, 2013; Czapiński, Panek, 2015]. Wśród najważniejszych zalet Diagnozy Społecznej można wymienić: szeroki zakres pytań (dotyczących zarówno kwestii ekonomicznych, jak i społecznych), liczną próbę oraz pełny dostęp do danych jednostkowych. Edycja Diagnozy z 2015 r. objęła 11 740 gospodarstw domowych (w 2013 r. 12 352 gospodarstw), w tym 24 324 respondentów w wieku 16 lat i więcej (w 2013 r. 26 308 takich respondentów). W kwestionariuszu indywidualnym respondentom zadano łącznie 135 pytań (z wyłączeniem tzw. metryczki) dotyczących różnych dziedzin ich życia, w tym m.in. zamiaru emigracji. Jak już wcześniej wspomniano, w rejestrach państwowych gromadzących dane o ruchu ludności gromadzi się bardzo ograniczoną ilość informacji (zob. np. Kędelski, Paradysz [2006, s. 45 i nast.]), co w praktyce uniemożliwia badanie determinant tego zjawiska. Ponadto oficjalne szacunki dotyczące migracji są niskiej jakości i prowadzą do istotnego zaniżenia skali emigracji. Stopień tego niedoszacowania określa się na ok. 25–33%, choć może on wynosić nawet 50% i więcej, w zależności od źródła informacji i kraju raportującego (zob. Wiśniowski [2016]). Wśród głównych przyczyn niskiej jakości danych wymienia się m.in.: niejednorodność definicji migranta, brak (faktycznego) obowiązku rejestracji wyjazdu z kraju, małą liczebność próby (zwłaszcza gdy weźmiemy pod uwagę ogólnie niski odsetek migracji), nielosowe braki odpowiedzi w badaniach BAEL, czy trudności z odróżnieniem emigracji całego gospodarstwa domowego z nieprzystąpieniem tego gospodarstwa do kolejnego badania.

Przy wyborze źródła danych nie bez znaczenia pozostaje sposób wyboru ankietowanych gospodarstw domowych. W Diagnozie Społecznej doboru

⁸ Czynniki klimatyczne mają niekiedy silny wpływ na koszty utrzymania (ogrzewanie lub klimatyzacja), w takim przypadku wyjaśnienia wpływu tej zmiennej dostarczają neoklasyczne teorie migracji.

⁹ Ponadto przeprowadzono analizy dla lat 2011 (zob. załącznik 2) i 2009. W przypadku edycji z 2009 r. nie jest możliwe uzyskanie informacji o typie gospodarstw dla wspomnianych lat, stąd wyniki nie są w pełni porównywalne i w konsekwencji nie zdecydowano się na ich włączenie do artykułu.

próby dokonano przy użyciu losowania warstwowego dwustopniowego. Gospodarstwa domowe powarstwowano według województw oraz klasy miejscowości (duże miasta, małe miasta i wsie). Następnie dokonano losowania, kolejno w obrębie pierwszej warstwy – województw oraz drugiej warstwy – klas miejscowości. Zastosowany dobór próby pozwolił na otrzymanie reprezentatywnej grupy ankietowanych osób.

Diagnoza Społeczna w przeciwieństwie do innych źródeł danych nie definiuje pojęcia emigracji. W niniejszym badaniu potencjalnym emigrantem był każdy ankietowany, który zadeklarował taki zamiar (tj. odpowiedział twierdząco na pytanie: *Czy zamierza Pan(i) w ciągu następnych dwóch lat wyjechać za granicę, aby tam pracować?*). Potencjalną korzyścią z badania zamiarów emigracji był brak konieczności precyzyjnego ustalenia definicji emigranta (np. w zależności od długości pobytu czy motywów emigracji)¹⁰. W badaniu bez znaczenia był planowany czas pozostawania na emigracji, ważne natomiast były subiektywne odczucia ankietowanych osób i ich chęć do emigracji.

W badaniu wykorzystano zarówno indywidualne charakterystyki respondenta (wiek, płeć, wykształcenie i szeroko rozumiane umiejętności, status na rynku pracy, wyrażane opinie i poglądy, pozostałe czynniki społeczne jak np. liczba przyjaciół), jak i jego gospodarstwa domowego (np. szeroko rozumiana sytuacja rodzinna). Łączna liczba indywidualnych obserwacji w ankiecie wyniosła 24 324 w 2015 r. (26 307 w 2013 r.), zaś po pominięciu brakujących obserwacji (wynikających głównie z odmowy odpowiedzi na niektóre pytania) – w zależności od modelu otrzymano ok. 17–22 tys. obserwacji. Pełna lista zmiennych wykorzystanych w badaniu wraz z dokładnym opisem znajduje się w załączniku 1.

W celu zbadania zjawiska jakościowego (zerojedynkowego) posłużono się modelem regresji, który pozwala na ocenę siły wpływu i jej statystycznej istotności dla wybranego zestawu zmiennych objaśniających. Nie zdecydowano się na zastosowanie modelu liniowego i klasycznej metody najmniejszych kwadratów, gdyż wiązałoby się to z wieloma problemami estymacyjnymi – m.in. niewielkim stopniem dopasowania do danych, wartościami teoretycznymi spoza przedziału $\langle 0,1 \rangle$ oraz niejednorodnością wariancji składnika losowego (zob. np. Gruszczyński [2012, s. 76]; Maddala [2008, s. 368–369]). Dlatego w badaniu użyto model regresji logistycznej (logitowy), który rozwiązuje wspomniane problemy przy modelowaniu zmiennych dychotomicznych¹¹.

¹⁰ Zagadnienie to jest o tyle istotne, że w literaturze pojawiały się opinie, że „nie istnieje jednolita, użyteczna w praktyce analitycznej definicja migracji i migranta” [Okólski, 2004, s. 205].

¹¹ Wykorzystano klasyczny model logitowy [Gruszczyński, 2012, s. 80]. Niech y_i (skłonność do emigracji) będzie zmienną ukrytą (nieobserwowaną), modelowaną w sposób liniowy: $y_i = \sum_i x_i \beta_i + \varepsilon_i$. Przyjmijmy dystrybucję rozkładu logistycznego dla odwzorowania $x_i' \beta \rightarrow p_i$, gdzie p_i to prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości do wyjazdu. Wówczas $p_i = \frac{\exp(x_i' \beta)}{1 + \exp(x_i' \beta)}$.

Parametry β_i są estymowane metodą największej wiarygodności, a średnie efekty krańcowe (AME) wyznaczone w sposób przybliżony (numerycznie).

Zarówno teorie neoklasyczne, jak i badania empiryczne (np. Roszkowska [2009]; Pietrzak, Wilk [2013]) wskazują, że decyzje migracyjne spowodowane są m.in. różnicami płac oraz stóp bezrobocia. Dlatego w ramach analizy odporności sprawdzono dwa potencjalne rozszerzenia badanego modelu. Najpierw podjęto próbę wzbogacenia modelu ekonometrycznego m.in. o stopę bezrobocia rejestrowanego oraz o przeciętne wynagrodzenie w podregionie zamieszkiwanym przez respondenta¹². Następnie zastąpiono zmienne makroekonomiczne w podregionach zmienną dotyczącą miejsca zamieszkania w województwach (skala dychotomiczna) i porównano otrzymane wyniki. Stopień dopasowania modelu rozszerzonego o bezrobocie i wynagrodzenie, pomimo statystycznej istotności niektórych zmiennych, był niższy w porównaniu z modelem uwzględniającym jedynie zmienne zerojedynkowe dla województw. W wyniku tych analiz otrzymano analogiczne wnioski dotyczące wpływu zmiennych indywidualnych przy nieznacznie gorszym dopasowaniu modelu bez zmiennych makroekonomicznych. Mając powyższe na uwadze, dalej zaprezentowano model uwzględniający jedynie zmienne mikroekonomiczne, pomijając przy tym zmienne dotyczące miejsca zamieszkania (dane makroekonomiczne). Takie podejście pozwoliło na skupienie się na czynnikach czysto indywidualnych charakteryzujących daną jednostkę.

Wyniki estymacji modelu logitowego

Przy wyborze zmiennych objaśniających do modelu kierowano się kryteriami poprawności ekonomicznej (prawidłowy znak oszacowania parametru) oraz statystycznej (istotność statystyczna zmiennej egzogenicznej na 5-procentowym poziomie istotności – w celu zachowania porównywalności kierowano się istotnością statystyczną wariantu oszacowanego dla danych za rok 2013, oraz poprawą tablicy trafności predykcji). Estymację parametrów przeprowadzono za pomocą metody największej wiarygodności.

Wśród zmiennych wykorzystanych w estymacjach, które nie znalazły się w ostatecznej wersji modelu można znaleźć m.in. następujące cechy: dotychczasowe zatrudnienie w formie pełnego wymiaru czasu pracy; fakt otrzymywania zasiłku dla bezrobotnych; ukończenie określonych studiów (humanistyczne, ścisłe, medyczne); rodzaj i wielkość miejscowości zamieszkaanej przez badanego; fakt zlokalizowania aktualnego zakładu pracy w miejscu zamieszkania badanego; fakt prowadzenia przez badanego działalności rolniczej. Zmienne te nie spełniały przyjętych kryteriów poprawności ekonomicznej i/lub statystycznej. Dodatkowo uwzględnienie większości z nich powodowało obniżenie stopnia dopasowania modelu i dokładności predykcji sformułowanej na jego podstawie.

Wyniki estymacji ostatecznej wersji modelu dla lat 2015 i 2013 przedstawiono w tabeli 1. W modelu tym, po pominięciu obserwacji niekompletnych

¹² Źródłem tych informacji jest Bank Danych Lokalnych GUS.

(tj. takich, gdzie co najmniej jedna zmienna przyjmowała wartość „odmowa odpowiedzi”), łączna liczba obserwacji wyniosła odpowiednio: 18 138 (rok 2015) oraz 21 483 (rok 2013).

Interpretacja **czynników zwiększających** prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę dla danych za 2015 r. (zbliżone wyniki osiągnięto dla danych za 2013 r.; główną różnicą jest statycznie nieistotny wpływ czterech zmiennych – głównie dotyczących kategorii gospodarstw domowych¹³) przedstawia się następująco:

- osoby **bezrobotne** mają o 4,4 pkt proc. większe prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę, w porównaniu z osobami niebędącymi bezrobotnymi,
- znajomość **języka obcego** zwiększa prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 3,6 pkt proc.,
- nabycie **nowych kwalifikacji** (w minionym roku) zwiększa prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 3,1 pkt proc.,
- posiadanie **prawa jazdy** zwiększa prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 1,7 pkt proc.,
- wzrost **niezadowolenia z sytuacji w kraju** zwiększa prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 1 pkt proc., wraz z każdym kolejnym wariantem odpowiedzi (np. zmiana z „dosyć zadowolony” na „dosyć niezadowolony”),
- wzrost **niezadowolenia z miejscowości** zwiększa prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 0,7 pkt proc., wraz z każdym kolejnym wariantem odpowiedzi,
- wzrost **niezadowolenia z sytuacji finansowej** zwiększa prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 0,6 pkt proc., wraz z każdym kolejnym wariantem odpowiedzi,
- osoby nieprzywiązujące dużej wagi do **dóbr materialnych** mają o 0,1 pkt proc. większe prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę, wraz z każdym kolejnym wariantem odpowiedzi (np. zmiana z „nie przywiązuję” na „raczej nie przywiązuję”),
- zwiększenie miesięcznego **dochodu netto** o 1 tys. zł zwiększa prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 0,4 pkt proc.,
- wraz z poszerzeniem kręgu **przyjaciół lub znajomych** o jedną osobę, prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę rośnie o 0,04 pkt proc.,
- gospodarstwa domowe nierodzinne jednoosobowe i wieloosobowe mają prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę wyższe o odpowiednio 2,1 pkt proc. i 6,5 pkt proc., w porównaniu z gospodarstwami nieujętych w modelu¹⁴,

¹³ Dodatkowo, w celu porównania stabilności oszacowanych zależności w czasie przedstawiono wyniki dla danych z 2011 r. (zob. załącznik 2).

¹⁴ Tj. gospodarstwa typu: małżeństwa bez dzieci, małżeństwa z 1 dzieckiem, konkubinaty bez dzieci oraz gospodarstwa wielorodzinne.

- gospodarstwa domowe – małżeństwa z dwojgiem lub co najmniej trojgiem dzieci mają prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę wyższe o odpowiednio o 0,2 i 0,4 pkt proc., w porównaniu z gospodarstwami nieujętyymi w modelu¹⁵,
- gospodarstwa domowe – konkubinat z dziećmi mają prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę niższe o 0,2 pkt proc., w porównaniu z gospodarstwami nieujętyymi w modelu¹⁶,
- gospodarstwa domowe – rodziny niepełne mają prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę wyższe o odpowiednio 1,6 pkt proc., w porównaniu z gospodarstwami nieujętyymi w modelu.

Czynniki zmniejszające prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę:

- wzrost poziomu **wykształcenia** o jedną kategorię (np. ze średniego na „wyższy lub policealny”) powoduje przeciętnie spadek prawdopodobieństwa wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę o 1 pkt proc.,
- **kobiety** posiadają o 2,2 pkt proc. mniejsze prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę niż mężczyźni,
- wzrost **wieku** o jedną kategorię (np. z kategorii 25–34 lata na 35–44 lata) zmniejsza prawdopodobieństwo wyrażenia gotowości wyjazdu za granicę przeciętnie o 2,8 pkt proc.

Wyniki oszacowanego modelu nie budzą większych zastrzeżeń od strony poprawności merytorycznej (ekonomicznej), w szczególności w przypadku wpływu wieku i wykształcenia są zbieżne z innymi badaniami dla Polski (np. Kałuża-Kopias [2015]). Uwagę zwraca fakt, że zadowolenie z sytuacji finansowej ma znak ujemny (zgodny z podstawową intuicją), podczas gdy dochód dodatni (choć niewielki, zob. tab. 1). Jest kilka możliwych wyjaśnień tego zjawiska. Po pierwsze – emigracja wiąże się z materialnymi kosztami, w tym kosztami przeniesienia gospodarstwa domowego oraz straty dotychczasowych dochodów w trakcie migracji [Kuciński, 2004]. Osoby o wyższych dochodach mają na ogół większe oszczędności, stąd wymienione wyżej koszty stanowią mniejszą barierę niż w przypadku osób o niskich dochodach. Po drugie – subiektywna opinia o sytuacji finansowej w badaniu ankietowym może być lepszym wskaźnikiem sytuacji materialnej niż kwota dochodu. Ankietowany chętniej odpowie (zgodnie z prawdą) na ogólne pytanie dotyczące sytuacji finansowej, aniżeli poda dokładną kwotę dochodu. Pewne wątpliwości może także budzić stymulujący wpływ liczby przyjaciół. Pogorszenie więzi z przyjaciółmi na skutek wyjazdu jest często zaliczane do szeroko rozumianych kosztów migracji (np. Sjaastad [1962]; Massey i in. [1993, s. 434]). Z drugiej strony duża liczba przyjaciół i znajomych świadczy o wyższym tzw. *społecznym kapitale migracyjnym* [Górny, Stola, 2001], związanym z przekazywaniem

¹⁵ W badaniu dla 2015 r. efekt ten nie był statystycznie istotny.

¹⁶ W badaniu dla 2015 r. efekt ten nie był statystycznie istotny.

sobie doświadczeń i wiedzy przydatnych w emigracji oraz ułatwia adaptację w kraju docelowym [Barwińska-Małajowicz, 2012].

Tabela 1. Oszacowania parametrów strukturalnych modelu (2015 i 2013)

Nazwa regresora	2015			2013		
	oszacowanie parametru	statyst. Z	AME	oszacowanie parametru	statyst. Z	AME
czy bezrobotny	0,893	8,4	0,044	0,794	9,7	0,044
języki obce	0,724	7,6	0,036	0,694	8,6	0,038
nowe kwalifikacje	0,636	7,5	0,031	0,608	8,3	0,034
prawo jazdy	0,349	4,2	0,017	0,207	2,9	0,011
niezadowolenie z sytuacji w kraju	0,201	6,7	0,010	0,213	8,0	0,012
niezadowolenie z miejscowości	0,145	4,6	0,007	0,148	5,8	0,008
niezadowolenie z sytuacji finansowej	0,128	4,5	0,006	0,126	5,3	0,007
stosunek do dóbr materialnych	0,025	1,2	0,001	0,076	3,8	0,004
dochód netto	0,081	3,8	0,004	0,050	2,5	0,003
przyjaciele/znajomi	0,008	3,9	0,0004	0,007	3,5	0,0004
poziom wykształcenia	-0,202	-4,4	-0,010	-0,150	-3,8	-0,008
pleć	-0,443	-6,0	-0,022	-0,457	-7,2	-0,025
wiek (kategoria)	-0,573	-20,0	-0,028	-0,563	-22,0	-0,031
nierodzinne wieloosobowe	1,313	5,7	0,065	0,730	3,5	0,040
konkubinat z dziećmi	-0,035	-0,1	-0,002	0,584	2,9	0,032
nierodzinne jednoosobowe	0,430	2,9	0,021	0,423	2,8	0,023
małżeństwa z 3+ dzieci	0,080	0,7	0,004	0,373	4,2	0,021
rodziny niepełne	0,319	3,0	0,016	0,291	3,1	0,032
małżeństwa z 2 dzieci	0,044	0,5	0,002	0,229	3,0	0,013

Źródło: opracowanie własne.

Własności statystyczne modelu oceniono wykorzystując podstawowe narzędzia oceny modelu logitowego, w tym miary dopasowania R^2 McFaddena, R^2 zliczeniowy, łączny test istotności typu LR. Wartości tych miar dopasowania prezentuje tabela 2. Natomiast w tabelach 3 i 4 przedstawiono tablice trafień.

Tabela 2. Miary dopasowania modelu logitowego (2015 i 2013)

Statystyka	Wartość (2015)	Wartość (2013)
R^2 McFadden'a	0,183	0,188
R^2 zliczeniowy (w %)	73,1	72,8
Statystyka LR	1491,2	1992,9
p-value dla LR	0,000	0,000

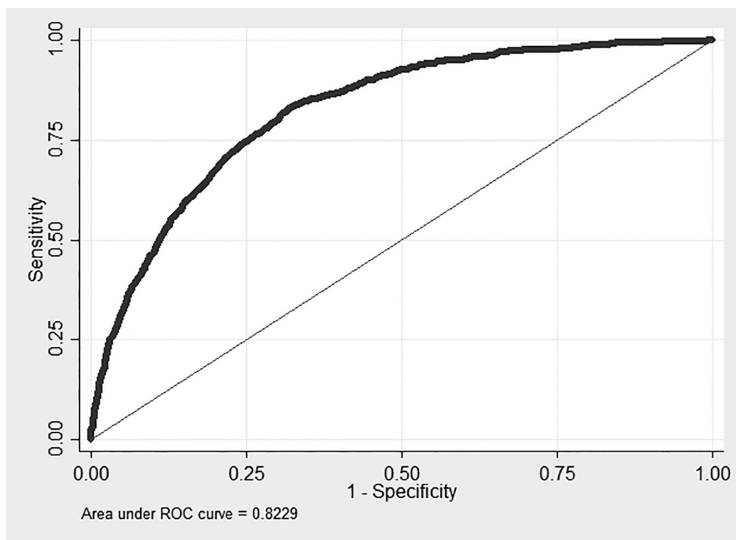
Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane wartości miar dopasowania są relatywnie dobre, biorąc pod uwagę charakter danych wykorzystanych w badaniu (dane indywidualne), o dużej liczebności próby (ponad 20 tys. obserwacji).

Dodatkowym kryterium oceny dopasowania modelu jest konstrukcja i analiza krzywej ROC (*Receiver Operating Characteristic*) (zob. Gruszczyński [2012, s. 91–97]). Na rysunkach 1 i 2 zaprezentowano krzywe ROC odpowiednio dla modelu na danych z lat 2015 i 2013.

Krzywe na rysunkach 1 i 2 prezentują zależność pomiędzy procentem prawidłowych prognoz skłonności do emigracji zarobkowej (Sensitivity) a procentem nieprawidłowych prognoz braku chęci do emigracji ($1 - \text{Specificity}$). Analiza krzywych wskazuje na brak istotnych różnic pomiędzy badanymi okresami. Zapisana pod rysunkami miara dopasowania jaką jest pole pod krzywą, również nie różni się znacznie pomiędzy obydwo modelami. Wartość tego pola równa w obydwu przypadkach ok. 0,82 wskazuje na dobre własności predykcyjne modelu, różniące się istotnie od czysto losowego przyporządkowania obserwacji do grupy osób deklarujących chęć wyjazdu bądź nieczyniących takiej deklaracji¹⁷.

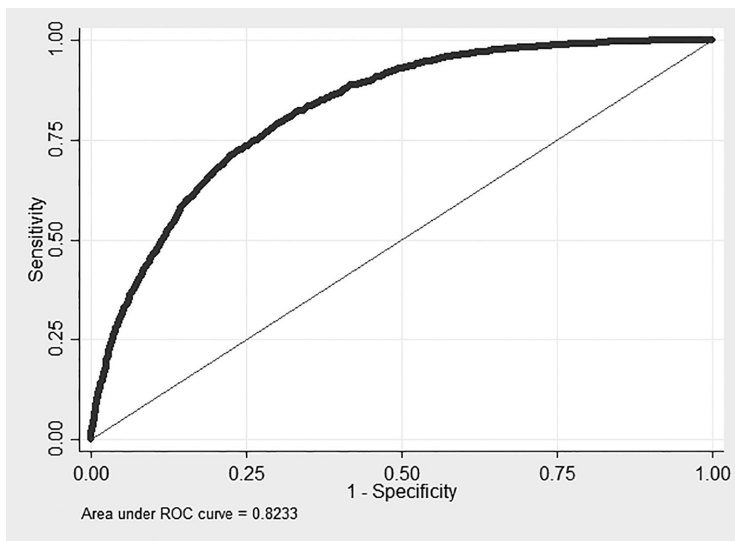
Rysunek 1. Krzywa ROC dla roku 2015



Źródło: opracowanie własne.

¹⁷ Wartość powierzchni pod krzywą ROC równa 1 świadczy o doskonałych własnościach predykcyjnych modelu, wartość 0,5 odpowiada mocy prognostycznej modelu równorzędnej z przyporządkowaniem losowym.

Rysunek 2. Krzywa ROC dla roku 2013



Źródło: opracowanie własne.

Konstruując tablicę trafności predykcji dla użytego w badaniu modelu uwzględniono tzw. niebilansowanie próby – tj. znaczną przewagę odpowiedzi przeczących na zadane pytanie o gotowość wyjazdu za granicę (jedynie ok. 5,9% respondentów wyraziło taką gotowość w 2015 r., natomiast w roku 2013 – ok. 6,8%). Dlatego tablice trafności predykcji wygenerowano przyjmując próg na poziomie empirycznego udziału odpowiedzi twierdzących (0,059 i 0,068) (zob. Gruszczyński [2012, s. 96]). Tak skonstruowane tablice przedstawiają tabela 3 – dla danych z 2015 r. oraz tabela 4 – dla danych z 2013 r.

Tabela 3. Tablica trafień modelu logitowego (2015)

		Empirycznych:		Razem
		1	0	
Teoretycznych:	1	823	4634	5457
	0	251	12430	12681
Razem		1074	17064	18138

Źródło: opracowanie własne.

Proporcje tablic trafień dla lat 2015 i 2013 okazały się być podobne, co dodatkowo potwierdza stabilność badanej relacji w czasie. Procentowa liczba poprawnie zakwalifikowanych obserwacji okazała się być nieznacznie większa dla 2015 r. (73,07% w stosunku do 72,63% w 2013 r.). Co więcej, empiryczne

wartości dla deklaracji wyjazdu zostały dobrze zakwalifikowane dla 76,63% respondentów w 2015 r. oraz dla 75,83% w przypadku wcześniejszych danych¹⁸. Z kolei, empiryczne wartości dla braku takiej deklaracji zostały dobrze zaklasyfikowane dla 72,84% (w 2015 r.) oraz 72,63% (w 2013 r.). Odsetek poprawnie przyporządkowanych obserwacji, sięgający niemal 75%, pozwala dobrze ocenić dopasowanie modelu do danych empirycznych.

Tabela 4. Tablica trafień modelu logitowego (2013)

		Empirycznych:		Razem
		1	0	
Teoretycznych:	1	1101	5483	6584
	0	351	14548	14899
	Razem	1452	20031	21483

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

W artykule podjęto próbę określenia czynników społeczno-ekonomicznych wpływających na deklarację zamiaru emigracji zarobkowej z Polski. Taka deklaracja nie musi pociągnąć za sobą faktycznej emigracji, jednak takie określenie było najbliższe pojęciu „emigracji”, w jednym tak szerokim i ogólnodostępnym źródle danych indywidualnych – Diagnostyce Społecznej. Jednocześnie decyzja o emigracji poprzedzona jest na ogół przygotowaniem oraz gruntownymi przemyśleniami, stąd sam zamiar emigracji jest ważną przesłanką do podjęcia ostatecznej decyzji o faktycznej emigracji.

Badanie przeprowadzono konstruując model regresji logistycznej, wykorzystujący ponad 18 tys. obserwacji pochodzących z Diagnostyki Społecznej 2015 oraz 21 tys. z jej wcześniejszej edycji. Najważniejsze wnioski z przeprowadzonego badania są następujące.

Po pierwsze – umiejętności cenione na rynku pracy (nowe kwalifikacje, znajomość języka obcego, posiadanie prawa jazdy), z wyjątkiem formalnego poziomu wykształcenia, stymulują zamiary emigracji. Wysoki poziom wykształcenia zmniejszał prawdopodobieństwo emigracji, co może wynikać

¹⁸ Wartość ta jest szczególnie ważna z powodu bardzo małego udziału respondentów odpowiadających twierdząco na pytanie (dotyczące chęci emigracji) w całej próbie. Zakwalifikowanie wszystkich respondentów do grupy niewyrażającej gotowości do wyjazdu pozwoliłoby na otrzymanie stopnia objaśnienia badanego zjawiska (R^2 zliczeniowego) na poziomie 93–94%. Dlatego w badaniu zwrócono szczególną uwagę na zdolności modelu do klasyfikacji osób wyrażających chęć wyjazdu.

z relatywnie większej dysproporcji płac pracowników z niższym formalnym wykształceniem (np. niektórych pracowników fizycznych).

Po drugie – zmienne wyrażające różnego rodzaju niezadowolenie (z własnej sytuacji finansowej oraz z miejscowości zamieszkania i kraju) zwiększają prawdopodobieństwo emigracji. Natomiast duża liczba przyjaciół w nieznacznym (lecz istotnym statystycznie) sposób stymuluje emigrację.

Po trzecie – kobiety i osoby starsze mają mniejsze prawdopodobieństwo emigracji. Z kolei pozostawanie w bezrobociu bardzo silnie zwiększa prawdopodobieństwo wyjazdu za granicę. W dotychczasowych badaniach otrzymano zarówno pozytywny, jak i negatywny wpływ statusu bezrobotnego na emigrację. Autorzy sądzą, że przewaga efektów pozytywnych wynika także z faktu, że badali jedynie zamiary emigracji.

Po czwarte – skłonność do emigracji jest również zdeterminowana przez sytuację rodzinną (rodzaj gospodarstwa domowego). Badanie wykazało brak spójnych wyników dotyczących siły wpływu sytuacji rodzinnej na skłonność do emigracji. Dane za 2015 r. świadczą o tym, że przebywanie w nierodzinnym gospodarstwie domowym silniej zwiększa prawdopodobieństwo skłonności do emigracji, niż znajdowanie się w rodzinnym typie gospodarstwa. Z kolei wyniki dla 2013 r. nie wskazują na silne zróżnicowanie skłonności do emigracji w zależności od przynależności do gospodarstwa domowego typu rodzinnego bądź typu nierodzinnego.

Po piąte – zbliżone pomiędzy poszczególnymi okresami wyniki zdają się potwierdzać stabilny w czasie wpływ poszczególnych determinant (oprócz typów gospodarstw domowych) na zamiary emigracji. W badanych latach skłonność do emigracji Polaków wydaje się pozostawać na podobnym poziomie, a determinanty decyzji o emigracji pozostają niezmiennie w badanym okresie. Pozwala to na stwierdzenie, że wykorzystane zmienne dobrze charakteryzują respondentów ze względu na ich skłonność do emigracji.

Bibliografia

- Antolin P., Bover O. [1997], *Regional Migration in Spain: The Effect of Personal Characteristics and of Unemployment, Wage and House Price Differentials Using Pooled Cross-sections*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", no. 59(2), s. 215–235.
- Arulampalam W. [2001], *Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages*, "Economic Journal", s. 585–606.
- Barwińska-Małajowicz A. [2012], *Polskie migracje zarobkowe na początku XXI wieku – znaczenie sieci migracyjnych*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7–8, s. 117–141.
- Bauer T., Zimmermann K.F. [1998], *Causes of International Migration: A Survey*, "Crossing Borders: Regional and Urban Perspectives on International Migration", s. 95–127.
- Borjas G.J. [1994], *The Economics of Immigration*, "Journal of Economic Literature", vol. 32.
- Connecting with Emigrants: A Global Profile of Diasporas 2015* [2015], OECD Publishing, Paris.
- Czapiński J., Panek T. [2013], *Diagnoza Społeczna 2013. Warunki i Jakość Życia Polaków*, „Contemporary Economics”, nr 7.

- Czapiński J., Panek T. [2015], *Diagnoza Społeczna 2015. Warunki i Jakość Życia Polaków*, „Contemporary Economics”, nr 9(4).
- Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych*, www.diagnoza.com (grudzień 2014, marzec 2016).
- Gibson J., McKenzie D. [2011], *The Microeconomic Determinants of Emigration and Return Migration of the Best and Brightest: Evidence from the Pacific*, „Journal of Development Economics”, no. 95(1).
- Główne kierunki emigracji i imigracji w latach 1966–2014 (migracje na pobyt stały)*, GUS, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/migracje-ludnosc/glowne-kierunki-emigracji-i-imigracji-w-latach-1966-2014-migracje-na-pobyt-staly,4,1.html> (listopad 2015).
- Gold S.J., Nawyn S.J. [2013], *Routledge International Handbook of Migration Studies*, Routledge.
- Górny A., Stola D. [2001], *Akumulacja i wykorzystanie migracyjnego kapitału społecznego*, w: *Ludzie na huśtawce. Migracje między peryferiami Polski i Zachodu*, red. E. Jażwińska, M. Okólski, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Gruszczyński M. [2012], *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wydawnicza Wolters Kluwer business, Warszawa.
- Herzog H.W., Schlottmann A.M., Boehm T.P. [1993], *Migration as Spatial Job – search: A Survey of Empirical Findings*, „Regional Studies”, no. 27(4), s. 327–340.
- Indicators of Immigrant Integration 2015: Settling in* [2015], OECD Publishing, Paris.
- Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004–2014* [2015], notatka informacyjna z dnia 5.10.2015, Główny Urząd Statystyczny.
- Kaczmarczyk P. [2014], *Efekty migracji w odniesieniu do rynku pracy – przypadek polskich migracji poakcesyjnych*, „Studia BAS”, nr 4(40).
- Kaczmarczyk P., Okólski M. [2008], *Demographic and Labour-market Impacts of Migration on Poland*, „Oxford Review of Economic Policy”, no. (3)24, s. 599–624.
- Kaczmarczyk P., Tyrowicz J. [2008], *Migracje osób z wysokimi kwalifikacjami*, Fundacja Inicjatyw Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa.
- Kałuża-Kopias D. [2014], *Demograficzne skutki międzynarodowych migracji w wybranych krajach Unii Europejskiej ze szczególnym uwzględnieniem Polski*, „Studia Ekonomiczne”, nr 167, s. 32–42.
- Kałuża-Kopias D. [2015], *Polscy emigranci w późnym wieku*, „Acta Universitatis Lodzianis. Folia Oeconomica”, nr 315(4).
- Kennan J., Walker J.R. [2013], *Modelling Individual Migration Decisions*, w: *International Handbook on the Economics of Migration*, red. A.F. Constant, K.F. Zimmermann, Edward Elgar.
- Kędelski M., Paradysz J. [2006], *Demografia*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań.
- Kostrzewska Z., Nowak L., Szałtys D., Witkowski J. [2010], *Kierunki doskonalenia statystyki migracji zagranicznych ludności*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, s. 1–26.
- Kuciński K. [2004], *Migracje w teorii ekonomii*, „Zeszyty Naukowe Kolegium Gospodarki Światowej”, z. 15, SGH, Warszawa.
- Kwiatkowski E. [2006], *Bezrobocie: podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Maddala G.S. [2008], *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- Massey D.S., Arango J., Hugo G., Kouaouci A., Pellegrino A., Taylor J.E. [1993], *Theories of International Migration: A Review and Appraisal*, "Population and Development Review", no. 3(19), s. 431–466.
- Okólski M. [2004], *Demografia zmiany społecznej*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa.
- Orłowska R. [2013], *Uwarunkowania i skutki rozwoju migracji ekonomicznych w Unii Europejskiej w świetle wybranych teorii migracji międzynarodowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Pietrzak M., Wilk J. [2013], *Analiza migracji wewnętrznych w kontekście aspektów społeczno-gospodarczych – podejście dwuetapowe*, „*Ekonometria*”, nr 2(40), s. 62–73.
- Roszkowska S. [2009], *Ekonomiczne uwarunkowania migracji międzywojewódzkich w Polsce*, „*Gospodarka Narodowa*”, nr 4(20), s. 55–74.
- Sjaastad L.A. [1962], *The Costs and Returns of Human Migration*, "Journal of Political Economy", no. 2(70), s. 80–93.
- Socha M., Sztanderska U. [2002], *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Stark O., Bloom D.E. [1985], *The New Economics of Labour Migration*, "The American Economic Review", no. 2(75), s. 173–178.
- System badań migracji zagranicznych w Polsce*, notatka informacyjna z dnia 1.06.2011, Główny Urząd Statystyczny.
- Vakhitova G., Coupe T. [2013], *The Relations between Education and Migration in Ukraine*, International Labour Organization.
- Wiśniowski A. [2016], *Combining Labour Force Survey Data to Estimate Migration Flows: The Case of Migration from Poland to the UK*, "Journal of the Royal Statistical Society", Series A (Statistics in Society), doi: 10.1111/rssa.12189 (w druku).

Załącznik 1. Opis zmiennych

chęć wyjazdu – zmienną modelowaną jest zamiar (chęć, gotowość) wyjazdu z kraju w celach zarobkowych w perspektywie najbliższych dwóch lat. Zmienna jest typu dwumianowego i przyjmuje następujące wartości: 1 – jeśli ankietowany wyraził chęć wyjazdu do kraju UE lub poza UE, oraz 2 – jeśli takiej chęci nie wyraził. Pytanie użyte w Diagnostyce Społecznej brzmi następująco: *Czy zamierza Pan(i) w ciągu następujących dwóch lat wyjechać za granicę, aby tam pracować?* (zob. *Diagnoza Społeczna* [2015]).

Wśród regresorów (zmiennych objaśniających) użytych w modelu znajdują się zmienne jakościowe typu: dwumianowego i wielomianowego oraz zmienne ilościowe.

Opis **zmiennych dwumianowych** użytych w badaniu jest następujący:

- *pleć*: przyjmuje wartości: 1 – mężczyzna, 2 – kobieta;
- *czy bezrobotny*: przyjmuje wartość 1 – jeśli osoba jest zarejestrowana jako bezrobotna w urzędzie pracy, 0 – jeśli nie jest zarejestrowana;
- *języki obce*: 1 – jeśli ankietowany posługuje się przynajmniej jednym językiem obcym (czynnie lub biernie);
- *nowe kwalifikacje*: 1 – jeśli ankietowany odpowiedział twierdząco na pytanie: *Czy w minionym roku zdobył(a) Pan(i) nowe kwalifikacje lub umiejętności z myślą o możliwości lepszych zarobków?*, 0 – jeśli udzielił odpowiedzi negatywnej;
- *prawo jazdy*: 1 – jeśli posiada prawo jazdy, 0 – jeśli nie posiada;
- *rodzajGD*: zbiór zmiennych zero-jedynkowych określających typ gospodarstwa domowego, obejmujący następujące zmienne:

$rodzajGD \in \left\{ \begin{array}{l} \text{konkubinat bez dzieci,} \\ \text{konkubinat z dziećmi,} \\ \text{nierodzinne jednoosobowe,} \\ \text{nierodzinne wieloosobowe,} \\ \text{rodziny niepełne,} \\ \text{małżeństwa bez dzieci,} \\ \text{małżeństwa z 1 dzieckiem,} \\ \text{małżeństwa z 2 dziećmi,} \\ \text{małżeństwa z 3+ dziećmi,} \\ \text{wielorodzinne bez dzieci,} \\ \text{wielorodzinne z dziećmi.} \end{array} \right.$

Zmienne oparte na skali wielostopniowej:

- *wiek (kategoria)* – wiek respondenta w podziale na 6 kategorii; zmienna przyjmuje następujące wartości: 1 – wiek do 24 lat, 2–25–34 lata, 3–35–44 lata, 4–45–59 lat, 5–60–64 lata, 6–65+ lat;

- *poziom wykształcenia* – z podziałem na 4 szczeble edukacji: 1 – podstawowe i niższe, 2 – zasadnicze zawodowe/gimnazjum, 3 – średnie, 4 – wyższe i policealne;
- *niezadowolenie z sytuacji w kraju*: obejmuje odpowiedzi na następujące pytanie: *W jakim stopniu jest Pan(i) zadowolony(-a) z sytuacji w kraju?* – przyjmowane wartości oparte są na 6-stopniowej skali: 1 – bardzo zadowolony, 2 – zadowolony, 3 – dosyć zadowolony, 4 – dosyć niezadowolony, 5 – niezadowolony, 6 – bardzo niezadowolony;
- *niezadowolenie z miejscowości* – dotyczy pytania: *W jakim stopniu jest Pan(i) zadowolony(-a) z miejscowości, w której Pan(i) żyje?* – odpowiedzi zawarto w 6-stopniowej skali jw.;
- *niezadowolenie z sytuacji finansowej* – dot. pytania: *W jakim stopniu jest Pan(i) zadowolony(-a) z sytuacji finansowej własnej rodziny?* – odpowiedzi zawarto również w 6-stopniowej skali jw.;
- *stosunek do dóbr materialnych* – związane ze stwierdzeniem: *Nie przywiązuje większej wagi do dóbr materialnych* – odpowiedzi w 7-stopniowej skali: 0 – zdecydowanie nie, 1 – nie, 2 – raczej nie, 3 – ani tak, ani nie, 4 – raczej tak, 5 – tak, 6 – zdecydowanie tak.

Zmienne ilościowe:

- *przyjaciele/znajomi* – liczba naturalna, odpowiadająca liczbie osób spośród przyjaciół i znajomych, z jakimi respondent regularnie się kontaktuje;
- *dochód netto* – liczba naturalna podana przez badanego, będąca odpowiedzią na następujące pytanie zawarte w Diagnozie Społecznej: *Ile wyniósł dochód netto w zł w poprzednim miesiącu w Pana(i) gospodarstwie domowym?* (w celu ułatwienia interpretacji w analizach zmienną tę autorzy wyrazili w tysiącach złotych).

Załącznik 2. Wyniki dla edycji z roku 2011

Tabela 5. Oszacowania parametrów strukturalnych modelu (2011)

Nazwa regresora	Oszacowanie parametru	Statyst. Z	AME
czy bezrobotny	0,751	6,6	0,037
języki obce	0,623	5,9	0,030
nowe kwalifikacje	0,626	6,3	0,030
prawo jazdy	-0,034	-0,4	-0,001
niezadowolenie z sytuacji w kraju	0,107	2,9	0,005
niezadowolenie z miejscowości	0,155	4,2	0,008
niezadowolenie z sytuacji finansowej	0,205	6,1	0,010
stosunek do dóbr materialnych	0,033	1,2	0,002
dochód netto	0,062	2,1	0,003
przyjaciele/znajomi	0,011	4,1	0,0005
poziom wykształcenia	-0,194	-3,6	-0,009
płeć	-0,631	-7,1	-0,031
wiek (kategoria)	-0,563	-16,1	-0,027
nierodzinne wieloosobowe	0,271	0,6	0,013
konkubinat z dziećmi	0,359	1,2	0,017
nierodzinne jednoosobowe	0,328	2,2	0,016
małżeństwa z 3+ dzieci	0,174	1,6	0,008
rodziny niepełne	0,019	0,2	0,001
małżeństwa z 2 dzieci	-0,038	-0,3	-0,002

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6. Miary dopasowania modelu logitowego (2011)

Statystyka	Wartość
R^2 McFadden'a	0,174
R^2 zliczeniowy (w %)	74,2
Statystyka LR	991,0
p-value dla LR	0,000

Źródło: opracowanie własne.

WHAT DRIVES ECONOMIC MIGRATION PLANS? MICRODATA ANALYSIS FOR POLAND

Summary

The aim of the paper is to identify factors influencing economic emigration. The authors use data from socioeconomic surveys (Social Diagnosis 2015 and 2013) with samples of more than 18,000 individuals for the Polish economy. They focus on responses to a question about their potential labor emigration plans, which are seen as a prelude to actual emigration. The outcome of this question was binary; hence a logit model was applied. The results indicate that the key drivers of the propensity to emigrate are registered unemployed status, fluency in at least one foreign language, new skills acquired during the year prior to the survey, and social attitude. On the other hand, older people, women and more educated individuals are less eager to emigrate. The propensity to migrate is also determined by family factors.

Keywords: migration, socioeconomic survey data, logistic regression, microeconometrics

JEL classification codes: F22, J61, C25, C50, D04
