

KAROLINA KOWALSKA

Wydział Nauk Ekonomicznych
Uniwersytet Warszawski

WPŁYW POAKCESYJNEJ EMIGRACJI Z POLSKI NA POZIOM PŁAC NA POLSKIM RYNKU PRACY W UJĘCIU REGIONALNYM

WSTĘP

Miniona dekada przyniosła szereg zmian na obszarze kontynentu europejskiego. O ile polityczne granice tworzących go państw nie zmieniły swojego kształtu, o tyle my sami jesteśmy świadkami licznych zmian na płaszczyznach gospodarczej, demograficznej oraz społecznej, które są w dużej mierze zarówno bezpośrednimi, jak i pośrednimi konsekwencjami poszerzenia granic Unii Europejskiej. Akcesja nowych państw członkowskich w latach 2004 (w tym Polski) i 2007 stworzyła dla milionów Europejczyków możliwość legalnej migracji zarobkowej. Zjawisko to szybko stało się motywacją dla wielu badań mających na celu określenie zarówno przyczyn, jak i charakteru, a także skutków najnowszej fali migracji.

Tematy podejmowane przez badaczy ekonomii migracji można podzielić na trzy podstawowe grupy. Pierwszą z nich stanowią badania mające na celu poznanie przyczyn, skali i charakteru migracji (m.in. Brücker et al. 2009, Grabowska-Lusińska i Okólski 2009, Kaczmarczyk i Okólski 2008, Mioduszevska 2008). Drugą są badania skupiające się wokół prób opisanie skutków imigracji obserwowanych na obszarze państw przyjmujących (m.in. Altonji i Card 1991, Borjas 2003). Trzecią z kolei są badania próbujące określić wpływ emigracji na sytuację społeczno-gospodarczą państw wysyłających. Literatura przedmiotu obejmująca trzecią z wymienionych grup tematycznych stale pozostawia szerokie pole do prowadzenia nowych badań.

Ekonomiczne skutki emigracji dla państw wysyłających były jak dotychczas najczęściej badane w kontekście amerykańskim przez m.in. Aydemira, Borjasa, Hansona, Mishrę, którzy pokazali istotne powiązania między skalą emigracji

a poziomem płac w krajach wysyłających (głównie w Meksyku). Zdecydowanie mniej badań próbujących wyjaśnić tego rodzaju związek przeprowadzono w kontekście europejskim. Ogólne zależności między zjawiskiem emigracji a rynkiem pracy kraju wysyłającego na przykładzie Polski opisali m.in. Anacka, Kaczmarczyk, Żylicz 2009, Jończy 2006 i 2010, Kaczmarczyk i Okólski 2008. Jeśli zaś chodzi o badania ilościowe, mające na celu określenie charakteru i wielkości wpływu emigracji na poziom płac na rynku kraju wysyłającego w kontekście europejskim, to jak dotąd jedynie kilku badaczy poświęciło im swoje prace; są to: Bouton et al. 2009, Budnik 2007 i 2008, Elsner 2011 oraz Kowalska 2012.

Badanie będące przedmiotem tego artykułu wpisuje się w ostatnią z wymienionych grup i ma stanowić kontynuację prób opisanie charakteru i siły wpływu poakcesyjnej emigracji z Polski na poziom płac na polskim rynku pracy (por. Kowalska 2012). Szczególnej uwadze zostanie poddane zróżnicowanie regionalne występowania omawianego zjawiska.

I. TŁO I MOTYWACJA BADANIA

Poszerzenie granic Unii Europejskiej w latach 2004 i 2007 najpierw o 10, a później o 2 nowe kraje członkowskie (w tym Polskę), stało się zarówno bezpośrednią, jak i pośrednią przyczyną szeregu zmian we współczesnej Europie. Zmiany te dotyczą między innymi aspektów demograficznych i ekonomicznych. Krótko po 1 maja 2004 roku obserwowano wzrost zainteresowania społeczeństwa polskiego migracjami zarobkowymi. Należy jednak zwrócić uwagę na to, że rynki pracy starych państw członkowskich były otwierane dla Polaków stopniowo na przestrzeni 7 lat od momentu akcesji. Zaraz po wstąpieniu Polski do UE istniała możliwość legalnej pracy jedynie w Wielkiej Brytanii, w Irlandii oraz w Szwecji.

Sytuacja ekonomiczna Polski tuż przed wstąpieniem do UE sprzyjała emigracji. Stopa bezrobocia sięgająca blisko 20% oraz relatywnie niskie zarobki¹ stały się naturalnymi przyczynami wzmożonego zainteresowania Polaków możliwością emigracji zarobkowej. Dodatkowo, w okresie przed początkiem najnowszego kryzysu gospodarczego (przełom lat 2007 i 2008) mogliśmy obserwować wzmożony popyt na pracę w starych państwach członkowskich.

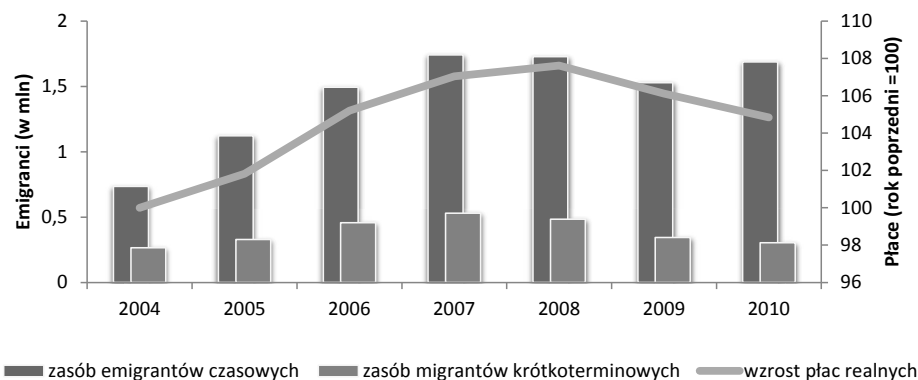
Niezwykle trudnymi do oszacowania są strumienie emigracji, jakie miały miejsce po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej. Na skutek liberalizacji

¹ Średnia stopa bezrobocia w „starej” UE w kwietniu 2004 oscylowała wokół 9%, w Wielkiej Brytanii wynosiła 4,7%. Zarobki Polaków były ok. 3,3 razy niższe niż mieszkańców Wielkiej Brytanii (PPS) (źródło: obliczenia własne na podstawie The World Bank).

dostępu do rynków pracy starych państw członkowskich wiele osób uprzednio pracujących w „szarej strefie” zdecydowało się na zarejestrowanie swojego pobytu. mimo że do faktycznej emigracji doszło w okresie wcześniejszym. Dane, którymi dysponujemy (GUS), wskazują na to, że zasób Polaków przebywających czasowo² za granicą uległ istotnym zmianom na przestrzeni ostatnich lat. Szacowano, że w 2004 roku poza granicami kraju przebywało ok. 1 mln polskich obywateli. Liczba ta osiągnęła swoje maksimum w roku 2007, kiedy to odnotowano blisko 2,3 mln Polaków przebywających czasowo poza granicami kraju. W kolejnych latach spadła i obecnie oscyluje wokół ok. 2 mln. Z badań BAEL wynika, że zasoby emigrantów krótkoterminowych, tj. przebywających do 12 m-cy za granicą, również odnotowały dynamiczny wzrost w okresie 2004–2007 z poziomu ok. 250 tys. do ok. 550 tys. W kolejnych latach obserwujemy jednak bardziej dynamiczny spadek zasobu emigrantów krótkoterminowych w stosunku do zasobu emigrantów czasowych ogółem. W roku 2010 zasób emigrantów krótkoterminowych spadł do poziomu ok. 300 tys.

Wykres 1.

Zasób emigrantów czasowych ogółem, zasób emigrantów krótkoterminowych oraz wzrost przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia w Polsce w latach 2004–2010



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2012)

W tym czasie przeciętne miesięczne wynagrodzenie³ wzrosło z poziomu 2289,57 zł w roku 2004 do poziomu 3224,98 zł w roku 2010. Po uwzględnieniu wskaźnika inflacji realny wzrost rok do roku przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia wahał się między 1,8% w 2005 a 7,6% w 2008 roku. Na wykresie

² Do 2006 roku powyżej 2 m-cy, od 2007 roku powyżej 3 m-cy

³ tj. podstawa wymiaru emerytur i rent (GUS)

I przedstawiono zasób migrantów czasowych ogółem, zasób migrantów krótkookresowych oraz wzrost przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia w latach 2004–2010. Okazuje się, że linia reprezentująca wzrost płac niemal idealnie odwzorowuje zmiany zasobu migrantów krótkookresowych w badanym okresie. Zbieżność ta nie jest przypadkowa i tym samym zgodna z oczekiwaniami wynikającymi z podstaw ekonomii neoklasycznej.

II. RAMY TEORETYCZNE

Zgodnie z podstawowym postulatem ekonomii neoklasycznej (Hicks 1932, Fei, Ranis 1961, Todaro 1976) jednym z głównych bodźców do pojawienia się ruchów migracyjnych są nierówności w zakresie możliwych do osiągnięcia korzyści ekonomicznych z tytułu wykonywanej pracy (tj. różnice w wysokości płac) na konkurujących ze sobą rynkach pracy. Ruchy migracyjne, a w szczególności przemieszczanie się osób w wieku produkcyjnym, skutkują pojawieniem się różnic w ilości podaży pracy zarówno na rynkach wysyłających, jak i przyjmujących migrantów. Zmiany te znajdują swoje odzwierciedlenie w procesie wyrównywania się płac między rynkami wymieniającymi siłę roboczą. Okazuje się, że o ile tak zarysowany ciąg przyczynowo-skutkowy jest spójny dla wszystkich rynków wymieniających ludność aktywną zawodowo, o tyle tempo i siła reakcji na poszczególne bodźce nie muszą być jednakowe i zależą od szeregu czynników, w tym przede wszystkim od charakterystyki lokalnych rynków pracy, form mobilności oraz indywidualnych cech migrantów. Czynniki te determinują stopień elastyczności zarówno podaży, jak i popytu na pracę, od owego stopnia elastyczności zależą z kolei tempo i siła, z jakimi płace reagują na zmiany w podaży pracy, spowodowane wystąpieniem ruchów migracyjnych.

W ekonomii neoklasycznej proces wyrównywania się płac pomiędzy rynkami wymieniającymi siłę roboczą następuje poprzez wzrost płac na rynku wysyłającym oraz spadek płac na rynku przyjmującym migrantów. W długim okresie poziom płac na obydwu rynkach zrówna się i tym samym zaniknie podstawowy bodziec ekonomiczny do migracji. Należy jednak zwrócić uwagę, że tak opisany model zakłada niezmiennosc popytu na pracę. Gdy popyt na pracę rośnie⁴, efekty płacowe mogą być odpowiednio silniejsze na rynku wysyłającym i słabsze na rynku przyjmującym migrantów. Analizując zmiany zachodzące na rynkach wysyłających w skutek występowania szoku podażowego wywołanego emigra-

⁴ Z rosnącym popytem na pracę możemy mieć do czynienia w przypadku gospodarek pozostających w okresie dobrej koniunktury gospodarczej, której występowaniu towarzyszy zazwyczaj tworzenie nowych miejsc pracy (por. Kowalska 2012, wykres 2).

cją, trzeba pamiętać również o innych czynnikach o charakterze długookresowym i strukturalnym, które mogą nasilać obserwowane zjawisko. Powstające w wyniku emigracji czasowe niedobory podaży pracy mogą być pogłębiane przez m.in. nieodpowiednie zmiany w systemie szkolnictwa (prowadzące w długim okresie do strukturalnego niedopasowania kwalifikacji zawodowych siły roboczej do potrzeb tegoż rynku⁵), niski poziom mobilności wewnętrznej, niski poziom mobilności pomiędzy różnymi sektorami rynku pracy, a także długookresowe zmiany o charakterze demograficznym oraz technologicznym.

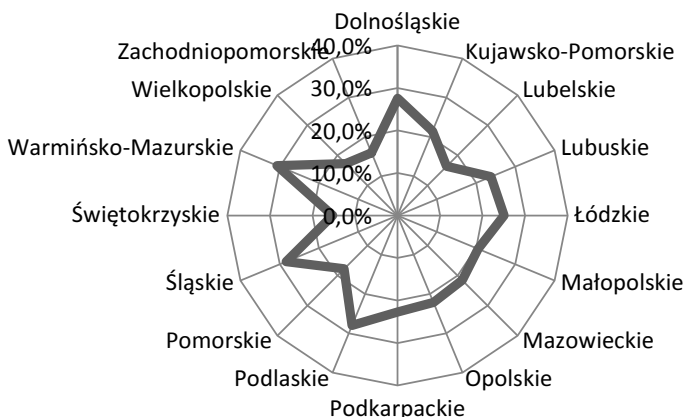
Drugim aspektem, który leży u podstaw teoretycznych tego badania, jest zróżnicowanie regionalne. Warto zauważyć, że na tle innych krajów UE oraz OECD zróżnicowanie wynagrodzeń jest stosunkowo najwyższe w krajach Europy Środkowo-Wschodniej (Bukowski 2008). W przypadku Polski jednym ze znaczących źródeł tego zróżnicowania są nierówności regionalne, które po roku 2004 pogłębiły się na niekorzyść regionów najuboższych (Dzierzgwą, Sudak i in. 2009). Fundamentalnymi przyczynami regionalnego zróżnicowania wynagrodzeń, a co za tym idzie także dochodów w Polsce, są uwarunkowania historyczne. Proces nierównomiernego rozwoju regionów w zakresie kształtowania się potencjału i struktury gospodarczej swoimi korzeniami sięga XIX-wiecznego podziału terenów należących do Polski pomiędzy trzech zaborców (Bukowski 2005, Herbst 2008). Obok tych fundamentalnych przyczyn wymieniany jest jednak aktualnie również postępujący proces koncentracji aktywności ekonomicznej (Nyk 2011). Ruchy migracyjne z jednej strony sprzyjają zatem wyludnianiu się obszarów nieatrakcyjnych ekonomicznie, z drugiej zaś mogą prowadzić do stopniowego zmniejszania się nadmiernego zróżnicowania w zakresie możliwego do uzyskania wynagrodzenia za wykonywaną pracę (Gorzela 2002).

Na wykresie 2 przedstawiono realny wzrost przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia w latach 2004–2010 w podziale regionalnym. Należy zwrócić uwagę na znaczące dysproporcje w zakresie kształtowania się wynagrodzeń, które występują między różnymi regionami Polski. Różnica wzrostu wynagrodzeń pomiędzy wartością minimalną dla województwa świętokrzyskiego (15,3%) a wartością maksymalną dla województwa warmińsko-mazurskiego (30,7%) jest ponad dwukrotna.

⁵ Strukturalne niedopasowanie siły roboczej stanowi jedno z wyjaśnień paradoksu utrzymywania się stosunkowo wysokiej stopy bezrobocia w obliczu znaczącego spadku podaży pracy na skutek emigracji przy jednocześnie utrzymującej się lub wręcz rosnącej liczbie miejsc pracy. Bezrobocie strukturalne pojawiło się w Polsce wraz ze zmianą gospodarki i wraz z koniecznością przystosowania firm i osób pracujących do nowych wymogów. Regiony Polski sprostały temu wyzwaniu w różnym stopniu, w zależności od swojej atrakcyjności i tempa rozwoju. Dlatego też w aglomeracji warszawskiej i na terenie Dolnego Śląska obserwujemy znacznie mniejszą stopę bezrobocia o charakterze strukturalnym niż w innych regionach kraju (patrz: Bukowski w „Gazeta Wyborcza”).

Wykres 2.

Realny wzrost przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia w latach 2004–2010, podział regionalny



Źródło: Opracowanie własne na podstawie GUS (2012)

III. CEL BADAŃ I OPIS PROCEDURY BADAWCZEJ

Głównym celem tego badania jest określenie wpływu emigracji z Polski na wysokość płac ze szczególnym uwzględnieniem zróżnicowania regionalnego. Siłą tegoż wpływu mierzona jest za pomocą elastyczności płac względem emigracji, której oszacowanie, przy nałożeniu szeregu ograniczeń, pozwoli wnioskować na temat zróżnicowanego wpływu, jaki wywarła poakcesyjna emigracja na płace Polaków.

W badaniu wykorzystano metodologię pierwotnie zaproponowaną przez Borjasa (2003), a następnie zmodyfikowaną przez Mishrę (2006) oraz Kowalską (2012), zgodnie z którą zakłada się, że badane rynki są doskonale konkurencyjne, a funkcja produkcji w kraju wysyłającym charakteryzuje się stałą elastycznością substytucji (CES).

W celu zarysowania metodologii konieczne jest zdefiniowanie wykorzystanego w badaniu pojęcia klastra⁶, który rozumiany jest tutaj jako grupa osób

⁶ W pracy zdecydowano się na użycie pojęcia klastra, a nie kategorii / grupy pracowników dla podkreślenia wielowymiarowego charakteru metody grupowania danych. Przyjęcie terminu kategorii pracowników mogłoby wskazywać na grupowanie danych ze względu na jedną tylko cechę. W pracy analizowane klastry tworzone są ze względu na trzy wymiary. Należy jednak podkreślić,

charakteryzująca się poziomem wykształcenia i , doświadczeniem zawodowym j , obserwowana w momencie t ⁷. Głównym powodem, dla którego zdecydowano się na użycie koncepcji klastra jest selektywność zjawiska migracji względem wieku oraz wykształcenia.

Wielkość migracji jest mierzona za pomocą prostego współczynnika $m_{ijt} = \frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}$ przedstawiającego wielkość szoku podażowego wywołanego emigracją w klastrze ijt . Współczynnik ten jest stosunkiem liczby osób o cechach i oraz j będących emigrantami w chwili t do ilości siły roboczej pozostającej w kraju w chwili t oraz charakteryzującej się cechami i oraz j .⁸

Wykorzystany w badaniu model regresji składa się z zestawu równań wiążących ze sobą wysokość średniego miesięcznego wynagrodzenia z wielkością emigracji w każdym z wyodrębnionych w badanej próbie klastrów. Model ten może być przedstawiony za pomocą równania o ogólnej postaci:

$$w_{it}^{ij} = \delta m_{it}^{ij} + \beta X_{it}^{ij} + s_i^I + d_j^I + \pi_t^I + (s_i^I * \pi_t^I) + (d_j^I * \pi_t^I) + (s_i^I * d_j^I) + \varepsilon_{it}^{ij} \quad (1)$$

Przedstawione równanie regresji zostało opracowane dla danych indywidualnych o charakterze panelowym. Wielkość w_{ijt} reprezentuje logarytm naturalny średniego miesięcznego wynagrodzenia w klastrze ijt .

Wyrażenie $\beta X_{it}^{ij} = \beta_1 x_{1it}^{ij} + \beta_2 x_{2it}^{ij} + \dots + \beta_k x_{kit}^{ij}$ jest wektorem zmiennych egzogenicznych o charakterze społeczno-demograficznym, opisujących indywidualne charakterystyki osoby I , która cechuje się wykształceniem i , doświadczeniem j oraz jest obserwowana w różnych momentach czasu t . Jeżeli mamy do czynienia ze zbilansowaną próbą panelową, to, $I = 1, \dots, \frac{n}{t}$, gdzie n jest sumą wszystkich obserwacji we wszystkich momentach czasu oraz t jest ilością fal analizowanej próby panelowej.

W równaniu regresji uwzględniono również szereg zmiennych kontrolnych. Zmienne s_i^I, d_j^I oraz π_t^I reprezentują efekty stałe, które kontrolują odpowiednio

ze wprowadzony w pracy termin klastra nie powinien być utożsamiany z zakorzenionym w polskiej ekonomii terminem klastra przemysłowego.

⁷ W trakcie badań podjęto próbę zdefiniowania klastra z wykorzystaniem 4 wymiarów. Oprócz wymienionych wymiarów i, j, t pojawił się wymiar terytorialny r . Analiza na poziomie NUTS 2 (tj. r przyjmowało 16 wartości w zależności od przynależności danej obserwacji do jednego z województw) okazała się niemożliwa ze względu na nadmierne rozdrobienie zbioru danych, co skutkowało dużą ilością klastrów zerowych lub statystycznie nieistotnych.

⁸ W podobny sposób wielkość migracji mierzyli także m.in. Friedberg 2001, Altonji, Card 1991.

wykształcenie, doświadczenie oraz czas. Interakcje $(s_i^l * \pi_t^l)$ oraz $(d_j^l * \pi_t^l)$ mają za zadanie kontrolować możliwość zmiany w czasie odpowiednio poziomu wykształcenia lub poziomu doświadczenia zawodowego osoby I . Z kolei interakcja $(s_i^l * d_j^l)$ odpowiada za zmienny wpływ doświadczenia notowany dla różnych poziomów wykształcenia. Wielkość ε_{it}^{ij} reprezentuje błąd losowy.

Ostatecznie, parametr δ estymowany przy zmiennej m_{ijt} jest związany z miarą elastyczności płac względem emigracji, która pokazuje procentową wartość zmiany płac wywołaną przez zmiany w podaży pracy spowodowane emigracją. Jeśli zatem będziemy rozumieć jako procentowy spadek podaży pracy spowodowany emigracją w klastrze ijt^9 , to elastyczność płac względem migracji może być przedstawiona za pomocą równania¹⁰:

$$\frac{\partial w_{ijt}}{\partial m_{ijt}} = \frac{w_{ijt}}{m_{ijt}} * \delta \quad (2)$$

Ze względu na nierównomierną dystrybucję w próbie cech użytych do zdefiniowania klastra liczebność poszczególnych otrzymanych klastrów może różnić się w sposób znaczący. Aby otrzymane wnioski były reprezentatywne dla całej badanej próby, wyniki regresji są ważone udziałem danego klastra w całej populacji niemigrantów.

IV. CHARAKTERYSTYKA ZBIORU DANYCH

W badaniu wykorzystane zostały dane BAEL¹¹ od pierwszego kwartału 2004 roku do trzeciego kwartału 2011 roku. Średnia liczebność fali w badanej próbie wyniosła ok. 9500 obserwacji. Ze względu na charakterystykę badania pierwotny zbiór danych został oczyszczony z obserwacji, dla których brakowało informacji o poziomie wykształcenia, dacie urodzenia lub dochodach¹². Dodat-

⁹ Więcej o definiowaniu parametru w dodatku A.

¹⁰ Jeśli elastyczność płac względem migracji wynosi np. $\delta = 0,2$, to oznacza to, że 10-procentowy spadek podaży pracy w klastrze ijt spowodowany emigracją powoduje 2-procentowy wzrost płac wśród niemigrantów przynależących do tego klastra.

¹¹ *Badanie aktywności ekonomicznej ludności* prowadzone w cyklu kwartalnym przez Główny Urząd Statystyczny od 1992. Próba BAEL ma charakter panelu rotacyjnego. Przy każdym nowym badaniu ¼ próby jest losowana na nowo (więcej: GUS 2012: 14–16)

¹² Oczyszczenie zbioru danych może powodować pewne niedoszacowania w zakresie osób o dochodach skrajnie wysokich lub skrajnie niskich, ze względu na chęć zatajenia tego rodzaju

kowo, z grupy emigrantów odrzucono także obserwacje dla osób w wieku poniżej 15 lat lub dla tych, które w chwili badania przebywały za granicą dłużej niż jeden rok.

Klaster został zdefiniowany za pomocą 6 poziomów wykształcenia (wyższe, więcej niż średnie / niepełne wyższe, średnie, średnie techniczne, zawodowe, podstawowe lub mniej), 9 poziomów doświadczenia zawodowego (nie więcej niż 2, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40 lat na rynku pracy) oraz 31 momentów w czasie.

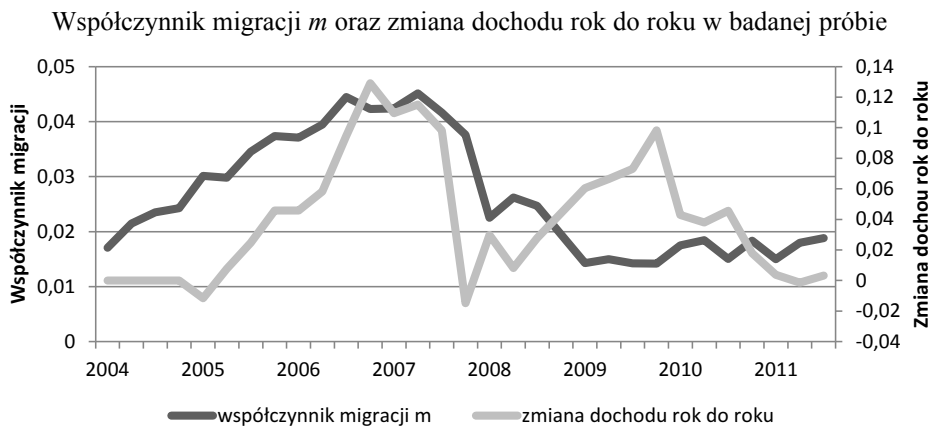
Ze względu na znaczące braki danych dla zmiennej dotyczącej deklarowanego doświadczenia zawodowego, podobnie jak w badaniach Borjasa oraz Mishry poziom doświadczenia zawodowego wyliczony został na podstawie wieku oraz poziomu wykształcenia respondenta. Tym samym zakłada się, że osoby z wykształceniem powyżej średniego wchodzi na rynek pracy w wieku 23 lat, z wykształceniem średnim w wieku 19 lat, z wykształceniem zawodowym w wieku 16 lat oraz z wykształceniem co najwyżej podstawowym w wieku 15 lat.

Wstępna analiza kluczowych zmiennych użytych w badaniu wskazuje na istotne podobieństwa badanej próby względem całej populacji. Współczynnik m opisujący wielkość emigracji podobnie jak w całej populacji rośnie w latach 2004-2007, następnie spada w latach 2008-2009 i utrzymuje się na względnie stałym poziomie w okresie późniejszym. Okazuje się również, że zastosowane w badaniu przybliżenie płac za pomocą dochodu sprawdza się w okresie 2004-2008, kiedy to odnotowujemy zbieżny przebieg linii wzrostu płac realnych w populacji (por. wykres 1) oraz zmiany dochodu rok do roku w badanej próbie. W późniejszym okresie płace realne nieznacznie spadły. Dochód w próbie wykazuje bardzo silne załamanie w roku 2008¹³ (będące skutkiem wybuchu kryzysu gospodarczego), podczas gdy od końca roku 2009 znów obserwujemy zbieżność zmian dochodu w próbie oraz płac realnych w gospodarce (tj. spadek obydwu). Średnie wartości wymienionych zmiennych w badanym okresie przedstawione zostały na wykresie 3.

informacji przed ankietami. Zmienne te jednak są kluczowe w kontekście przyjętej metodologii, a ich brak zmusza do usunięcia ze zbioru danych obserwacji, których to dotyczy.

¹³ Rozbieżność zmian dochodu w próbie i wynagrodzeń w gospodarce w okresie 2008/2009 może być czynnikiem osłabiającym wnioski płynące z prezentowanego badania. Jednakże, ze względu na charakter badanego zbioru danych, nie było możliwe zastosowanie innej zmiennej, która w lepszy sposób przybliżałaby wynagrodzenia.

Wykres 3.



Źródło: opracowanie własne

V. OMÓWIENIE WYNIKÓW BADAŃ

WYNIKI DLA CAŁEJ POPULACJI

Przed przystąpieniem do analizy zróżnicowania regionalnego w zakresie wpływu emigracji poakcesyjnej na poziom płac na polskim rynku pracy należy przyjrzeć się zależności, jaką obserwujemy w całej badanej populacji. W tabeli 1. przedstawione zostały oszacowania parametru δ dla próby obejmującej pełen okres badania (2004–2011) oraz dla okresów skróconych odpowiadających dobrej (2004–2007) oraz złej (2008–2011) kondycji gospodarki światowej. Wyszczególniono również modele (I)–(III) różniące się zestawem zmiennych kontrolnych uwzględnionych w regresji¹⁴. Model (III) uwzględnia kompletny zestaw zmiennych kontrolnych, przez co może zostać uznany za najpełniej opisujący badane zjawisko. Dlatego też, zarówno w przypadku wyników umieszczonych w tabeli 1., jak i w przypadku wyników przedstawionych w dalszej części tekstu, interpretowane będą oszacowania uzyskane z modelu (III). Warto jednak zauważyć w tym miejscu, że model (II), który nie uwzględnia interakcji odpowiadającej za zmienny wpływ doświadczenia notowanego dla różnych poziomów wykształce-

¹⁴ W tabelach z wynikami interakcje ($s_i^l * \pi_t^l$) oraz ($d_j^l * \pi_t^l$) z równania 1 zostały opisane edu*rok oraz exp*rok (odpowiednio). Natomiast interakcja ($s_i^l * d_j^l$) z równania 1 została opisana jako edu*exp.

nia we wszystkich analizowanych przypadkach, charakteryzuje się najwyższymi oszacowaniami parametru δ .

Tabela 1.

Oszacowania parametru δ w całej badanej populacji w okresach
2004–2011 oraz 2004–2007 i 2008–2011

Okres	2004–2011			2004–2007	2008–2011
Model	(I)	(II)	(III)	(III)	(III)
delta	0,598***	0,853***	0,373***	0,378***	0,562***
efekty stałe	tak	tak	tak	tak	tak
edu*rok / exp*rok	nie	tak	tak	tak	tak
edu*exp	nie	nie	tak	tak	tak

Poziom istotności 1%, 5%, 10% oznaczony odpowiednio ***, **, *

Elastyczność płac względem emigracji w okresie 2004–2011 wyniosła 0,373¹⁵ i była jedynie o 0,005 mniejsza niż w okresie wzrostu gospodarczego (por. Kowalska 2012). Oznacza to, że przeciętnie w okresie 2004–2011 spadek podaży pracy o 10% wywołany emigracją spowodował średni wzrost płac o 3,73%.

Co ciekawe, w okresie recesji efekt płacowy spowodowany ruchami migracyjnymi jest wyraźnie silniejszy. Elastyczność płac względem emigracji w okresie 2008–2011 wynosi 0,562. Okazuje się zatem, że płace są bardziej wrażliwe na odpływ siły roboczej za granicę w okresie słabej koniunktury gospodarczej. Wniosek ten jednak wydaje się sprzeczny z teorią, zgodnie z którą powinniśmy spodziewać się silniejszego efektu płacowego w okresie wzrostu gospodarczego, z nim bowiem zazwyczaj związany jest wzrost popytu na pracę. Z drugiej jednak strony, otrzymane wyniki można próbować tłumaczyć stosunkowo krótkim okresem analizy i specyfiką polskiego rynku pracy. Zaburzenia podaży pracy nie oddziałują na wynagrodzenia i zatrudnienie w sposób natychmiastowy, szokowa zmiana podaży pracy będzie wpływać na kształtowanie się płac i zatrudnienia w okresach późniejszych (Lewandowski i in. 2008). Kontrakty płacowe mają zazwyczaj charakter długoterminowy. Wzrost płac obserwowany w okresie zaliczanym już do recesji jest opóźnioną odpowiedzią pracodawców na wzmożony odpływ pracowników w okresie wzrostu oraz odzwierciedleniem ich obaw przed utratą najlepszych pracowników, bez których przetrwanie okresu słabej koniunktury mogłoby być zdecydowanie trudniejsze.

¹⁵ Więcej o mierze elastyczności w dodatku B.

Estymowane równanie regresji pozwala również przyjrzeć się uzyskanym oszacowaniom dla użytych w badaniu zmiennych egzogenicznych o charakterze społeczno-demograficznym (tj. składowe wektora X), opisujących charakterystyki indywidualne, które umieszczono w dodatku C.

Otrzymane oszacowania pozwalają stwierdzić, że zarobki kobiet są istotnie mniejsze (ponad 30%) od zarobków mężczyzn o takim samym wykształceniu i poziomie doświadczenia. Zgodnie z oczekiwaniami obserwujemy również wzrost zarobków wraz z wiekiem respondentów. Miejsce zamieszkania także w istotny sposób różnicuje wielkość zarobków; okazuje się, że ich wysokość rośnie wraz z zaludnieniem miejsca zamieszkania respondenta. Kolejną cechą różnicującą przeciętne zarobki w populacji jest stan cywilny; osoby pozostające w związku małżeńskim zarabiają przeciętnie o 8% więcej niż osoby samotne lub pozostające w związkach nieformalnych. Kolejną zależnością, którą obserwujemy, jest ujemna korelacja pomiędzy stopą bezrobocia a zarobkami, co jest zgodne z intuicją. Przy nadmiarze podaży pracy pracodawcy nie mają bodźców do utrzymywania wysokich pensji, a pracownicy godzą się wykonywać pracę przy niższym wynagrodzeniu.

Warto przyjrzeć się bliżej oszacowaniom otrzymanym dla sektora zatrudnienia oraz koniunktury, gdyż te wydają się sprzeczne z intuicją. Respondenci zatrudnieni w sektorze prywatnym deklarowali zarobki przeciętnie o 4% niższe od zarobków osób zatrudnionych w sektorze publicznym. Możliwym wytłumaczeniem tego zjawiska jest fakt, że w analizowanym przypadku do sektora prywatnego należą również respondenci wykonujący prace tymczasowe oraz dorywcze, np. studenci, którzy często nie są w pełni samodzielni finansowo lub emeryci, którzy jedynie dorabiają do otrzymywanej emerytury z budżetu państwa. Z kolei w przypadku koniunktury uzyskane wyniki sugerują, że zarobki były istotnie niższe w okresie wzrostu niż w okresie recesji. Z drugiej jednak strony należy pamiętać, że okres recesji w badanej próbie wystąpił po okresie dobrej koniunktury, w której pojawiały się bodźce do wzrostu płac. Wzrost ten wyrażony w wartościach realnych obserwowany jest z pewnym opóźnieniem (Lewandowski i in. 2008). Stąd też uzyskany wynik wskazuje na wyższe zarobki w okresie recesji, a nie, tak jak moglibyśmy się spodziewać, w okresie wzrostu.

ZRÓŻNICOWANIE REGIONALNE

W dalszej części badania skupiono się na próbie określenia efektu płacowego wywołanego emigracją w różnych regionach (tj. województwach) Polski

cechujących się określonymi charakterystykami¹⁶. Do przeprowadzenia tego typu badania konieczne jest zastosowanie jednego z dwóch założeń. Elastyczność płac dla każdego regionu (grupy regionów) może być mierzona, jeśli bierze się pod uwagę jedynie tych emigrantów, którzy pochodzą z badanego (-ych) regionu (-ów); możliwe jest także założenie, że pracownicy z różnych regionów są dla siebie substytutami na polskim rynku pracy i elastyczność może być mierzona, jeśli weźmie się pod uwagę emigrantów z całej Polski. W badaniu tym zdecydowano się na drugie z wymienionych założeń, czyli założono możliwość występowania migracji wewnętrznych, tak aby pracownicy z jednych regionów mogli substytuować pracowników z innych regionów kraju.

W pierwszym ćwiczeniu mającym na celu wychwycenie zróżnicowania regionalnego w zakresie efektów płacowych spowodowanych emigracją postawiono hipotezę, że regiony charakteryzujące się ponadprzeciętną emigracją będą odznaczały się również wyższą elastycznością płac. Średni współczynnik migracji w próbie w całym badanym okresie wyniósł 2,7%. Wyróżniono 9 województw (Dolnośląskie, Kujawsko-Pomorskie, Lubuskie, Łódzkie, Małopolskie, Mazowieckie, Pomorskie, Śląskie, Wielkopolskie) o współczynniku migracji powyżej średniej dla Polski¹⁷. W tabeli 2. przedstawiono oszacowania parametru δ osobno dla grupy regionów charakteryzujących się współczynnikiem migracji powyżej i poniżej średniej dla Polski.

Okazuje się, że zgodnie z oczekiwaniami płace w regionach o ponadprzeciętnym wychodźstwie charakteryzują się wyższą elastycznością niż w pozostałej części kraju, co jest szczególnie widoczne w okresie dobrej koniunktury gospodarczej. W całej badanej próbie elastyczność płac względem emigracji w regionach silnie emigracyjnych jest ponad dwukrotnie wyższa (4,56%) niż w pozostałych regionach (2,17%) i zgodnie z oczekiwaniami przewyższa ona również prezentowaną w tabeli 1. elastyczność dla całej populacji wynoszącą 3,73%. A zatem można wnioskować, że mechanizmy rynkowe oddziałują tym

¹⁶ Dla ilustracji zróżnicowania regionalnego sytuacji na rynku pracy Bukowski (2005) proponował podzielenie Polski na 5 klastrów przemysłowych (gospodarczych), zawierających województwa charakteryzujące się podobieństwami w zakresie: udziału pracujących w rolnictwie / przemyśle, PKB na pracującego, wskaźnika zatrudnienia, udziału ludności mieszkającej w miastach powyżej 100 tys., udziału ludności mieszkającej na wsi oraz udziału mieszkańców z wyższym wykształceniem. Tym samym wyróżnił on klastry: mazowiecki, śląski, rolniczy, post-PGR oraz G5. Ze względu na fakt, że przedstawiony podział był wynikiem analizy danych za rok 1998 oraz że 2 z 5 proponowanych klastrów zawierały tylko jedno województwo, w prezentowanym badaniu nie zdecydowano się posłużyć zaproponowanym podziałem. W zamian postanowiono jednak dokonać podziału regionów Polski ze względu na poszczególne cechy wymienione powyżej.

¹⁷ Dzięki badaniu grupy województw o określonych charakterystykach, a nie każdego województwa oddzielnie, minimalizowane jest ryzyko utraty reprezentatywności próby ze względu na wyszczególnienie podgrup o zbyt małej ilości obserwacji.

silniej, im bardziej dotkliwy jest szok podażyowy na rynku pracy. Pracownicy niemigranci regionów o wysokim współczynniku migracji zyskali najwięcej na *exodusie* poakcesyjnym; wzrost ich płac był z jednej strony powodowany stonkowo największym ubytkiem podaży pracy, a z drugiej strony był dodatkowo potęgowany przez relatywnie największą elastyczność płac.

Tabela 2.

Oszacowania parametru δ dla wybranych regionów w zależności od wysokości współczynnika migracji w okresie 2004–2011

Regiony	współczynnik migracji powyżej średniej			współczynnik migracji poniżej średniej		
	2004–2011	2004–2007	2008–2011	2004–2011	2004–2007	2008–2011
Okres	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)
Model	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)
delta	0,456***	0,512***	0,577***	0,217**	0,112	0,572***
efekty stałe	tak	tak	tak	tak	tak	tak
edu*rok / exp*rok	tak	tak	tak	tak	tak	tak
edu*exp	tak	tak	tak	tak	tak	tak

Poziom istotności 1%, 5%, 10% oznaczony odpowiednio ***, **, *

Warto zwrócić również uwagę na zdecydowanie mniejsze zróżnicowanie badanej elastyczności w regionach o ponadprzeciętnym i mniejszym niż przeciętne wychodźstwie, oddzielnie w okresach wzrostu oraz recesji. Elastyczność płac w okresie recesji niemalże zrównuje się w obydwu grupach regionów, przyjmując wartość jedynie o 0,05% większą w regionach typowo emigracyjnych. A zatem dysproporcja korzyści pracowników niemigrantów uzależniona od skali wychodźstwa z regionu ich pochodzenia jest zjawiskiem krótkotrwałym i utrzymującym się jedynie w okresie dobrej koniunktury.

Kolejnym z aspektów, który poddano szczegółowej analizie jest gęstość zaludnienia, związana z kolei pośrednio z klasyfikacją miejsca zamieszkania. Regiony o ponadprzeciętnej gęstości zaludnienia z dużym prawdopodobieństwem będą odznaczały się również relatywnie dużym odsetkiem osób zamieszkujących w (dużych) ośrodkach miejskich. Wyróżniono 6 województw o ponadprzeciętnej gęstości zaludnienia (Dolnośląskie, Łódzkie, Małopolskie, Mazowieckie, Pomorskie, Śląskie) i oszacowano oddzielnie elastyczność płac dla regionów o wysokiej oraz niskiej gęstości zaludnienia (tabela 3.). Tym samym możliwe będzie zweryfikowanie hipotezy mówiącej o tym, że płace silniej reagują na spadek podaży pracy spowodowany emigracją w regionach o niskim zaludnieniu. Za

tak postawioną hipotezę stoi przekonanie, że z jednej strony w regionach silniej zaludnionych łatwiejsze jest uzupełnienie powstałych niedoborów podażowych dzięki wykorzystaniu lokalnej siły roboczej, z drugiej zaś regiony silniej zaludnione (w tym ośrodki miejskie) przyciągają siłę roboczą z innych regionów lub zza granicy. Tym samym, bodźce do podnoszenia płac są słabsze niż w regionach o niskim zaludnieniu.

Tabela 3.

Oszacowania parametru δ dla wybranych regionów w zależności od gęstości zaludnienia w okresie 2004–2011¹⁸

Regiony	gęstość zaludnienia powyżej średniej			gęstość zaludnienia poniżej średniej		
	(I)	(II)	(III)	(I)	(II)	(III)
delta	0,234***	0,478***	0,246***	0,815***	1,089***	0,424***
efekty stałe	tak	tak	tak	tak	tak	tak
edu*rok / exp*rok	nie	tak	tak	nie	tak	tak
edu*exp	nie	nie	tak	nie	nie	tak

Poziom istotności 1%, 5%, 10% oznaczony odpowiednio ***, **, *

Wyniki zaprezentowane w tabeli 3 weryfikują pozytywnie postawioną hipotezę. Elastyczność płac w regionach o ponadprzeciętnej gęstości zaludnienia (2,46%) jest niespełna dwa razy mniejsza niż w regionach o gęstości zaludnienia poniżej średniej (4,24%). Pojawia się zatem pytanie, czy dzieje się tak głównie za sprawą łatwiejszego dostępu do lokalnej siły roboczej (tj. nawet w przypadku dużego odsetka migrantów nominalnie większa liczba osób pozostała na miejscu), czy też za sprawą społeczno-ekonomicznej roli miast, które przyciągają potencjalną siłę roboczą i ułatwiają substytucję emigrantów.

W tym celu badaną próbę podzielono na dwie grupy regionów utworzonych ze względu na dominujący typ miejsca zamieszkania: miasto lub wieś. W tabeli 4. zaprezentowano oszacowania dla regionów, w których udział miast jest powyżej średniej (Dolnośląskie, Kujawsko-Pomorskie, Lubelskie, Łódzkie, Mazowieckie, Podlaskie, Pomorskie, Śląskie, Zachodniopomorskie) oraz poniżej średniej dla Polski. Warto zauważyć, że grupa regionów o przeważającym udziale miast w porównaniu z regionami o gęstości zaludnienia powyżej średniej jest liczniej-

¹⁸ Wyniki oszacowań parametru δ w zależności od gęstości zaludnienia z podziałem na okres wzrostu i recesji nie są prezentowane. W każdym z wymienionych okresów obserwujemy bardzo zbliżone zależności, podobnie jak w pełnej próbie. Obserwowane różnice regionalne są nieistotnie większe w okresie recesji.

sza. Znajdziemy wśród nich regiony rozległe ze stosunkowo dużą liczbą małych ośrodków miejskich.

Tabela 4.

Oszacowania parametru δ dla wybranych regionów w zależności od przeważającego typu miejsca zamieszkania w okresie 2004–2011¹⁹

Regiony	udział miast powyżej średniej			udział wsi powyżej średniej		
	(I)	(II)	(III)	(I)	(II)	(III)
delta	0,109	0,340***	0,142*	1,219***	1,497***	0,528***
efekty stałe	tak	tak	tak	tak	tak	tak
edu*rok / exp*rok	nie	tak	tak	nie	tak	tak
edu*exp	nie	nie	tak	nie	nie	tak

Poziom istotności 1%, 5%, 10% oznaczony odpowiednio ***, **, *

Wyniki przedstawione w tabeli 4. pozostają w zgodzie z wnioskami wysnutymi na podstawie oszacowań z tabeli 3. Okazuje się, że ośrodki miejskie odgrywają rolę przyciągającą pracowników, która przekłada się na łatwość substytucji emigrantów, co z kolei w wyraźny sposób osłabia bodźce podażowe i presję na podwyżki płac. Elastyczność płac względem emigracji w regionach typowo miejskich wyniosła zaledwie 1,42% i stanowiła jedynie nieco ponad ¼ wartości elastyczności dla regionów typowo wiejskich (5,28%).

Zastanowiono się zatem, czy możemy mówić o występowaniu zjawiska, zgodnie z którym wraz ze wzrostem liczby ludności w miejscu zamieszkania płace reagują słabiej na zmianę podaży pracy spowodowaną emigracją. W tabeli 5. przedstawiono oszacowania elastyczności płac względem emigracji nie dla grup regionów (jak w tabelach 24), ale dla grup osób zamieszkujących miasta duże (>100 tys. mieszkańców), miasta małe (<100 tys. mieszkańców) lub wsie. Przeprowadzono także dodatkową regresję dla osób zamieszkujących miasta ogółem (tj. nie wsie).

Oszacowania parametru δ przedstawione w tabeli 5. wskazują na występowanie zależności pomiędzy miejscem zamieszkania a wielkością estymowanej elastyczności. Okazuje się, że w przypadku regionów wiejskich elastyczność płac względem emigracji przyjmuje wartość niemalże dwukrotnie większą (6,73%) niż w przypadku Polski ogółem oraz blisko czterokrotnie wyższą niż w przypadku

¹⁹ Wyniki oszacowań parametru δ w zależności od przeważającego typu miejsca zamieszkania z podziałem na okres wzrostu i recesji nie są prezentowane. W każdym z wymienionych okresów obserwujemy bardzo zbliżone zależności, podobnie jak w pełnej próbie. Obserwowane różnice regionalne są nieistotnie większe w okresie recesji.

miast ogółem (1,76%). Jeśli jednak przyjrzeć się wynikom uzyskanym dla miast dużych i małych oddzielnie można zauważyć dwie prawidłowości. Miasta małe w zestawieniu z miastami dużymi odznaczają się nie tylko wyższą elastycznością (2,5% względem 0,67%), ale także wyższą istotnością statystyczną otrzymanych wyników. Wynik dla miast dużych pozostaje nieistotny statystycznie. Fakt ten pozwala wnioskować, że emigracja nie jest czynnikiem odgrywającym istotną rolę w kształtowaniu się płac w dużych ośrodkach miejskich, w których to na płace silniej oddziałują inne bodźce rynkowe i pozarynkowe²⁰.

Tabela 5.

Oszacowania parametru δ w zależności od klasyfikacji miejsca zamieszkania w okresie 2004–2011

Klasyfikacja miejsca zamieszkania	miasto duże	miasto małe	wieś	nie wieś
Model	(III)	(III)	(III)	(III)
delta	0,067	0,250**	0,673***	0,176**
efekty stałe	tak	tak	tak	tak
edu*rok / exp*rok	tak	tak	tak	tak
edu*exp	tak	tak	tak	tak

Poziom istotności 1%, 5%, 10% oznaczony odpowiednio ***, **, *

Ostatnim zadaniem, wykonanym w ramach tego badania, była próba określenia powiązań pomiędzy problemem bezrobocia, którym niektóre regiony Polski są bardziej dotknięte od innych, a siłą, z jaką płace reagują na odpływ siły roboczej za granicę. Tym razem zdecydowano się podzielić próbę na dwie grupy. W jednej z nich znalazły się regiony wyróżniające się stopą bezrobocia przewyższającą średnią dla Polski w badanym okresie (Dolnośląskie, Kujawsko-Pomorskie, Lubuskie, Podkarpackie, Świętokrzyskie, Warmińsko-Mazurskie, Zachodniopomorskie), w drugiej zaś regiony o względnie niskiej stopie bezrobocia.

Sprawdzono, że średni odpływ siły roboczej (tj. wartość współczynnika m) był niemal identyczny w obydwu wyróżnionych grupach i oscylował wokół 2,7%. Nie można zatem znaleźć argumentów na poparcie hipotezy, że bezrobotni emigrowali odpowiednio częściej niż osoby zatrudnione. Wniosek ten jest istotny, gdyż emigracja w obydwu wyszczególnionych grupach regionów wiązała się ze

²⁰ Zdefiniowanie tych bodźców nie było przedmiotem tej pracy, stąd też ograniczono się do wykluczenia emigracji jako jednego z czynników kształtujących płace w badanej podpróbie.

stosunkowo podobnym ubytkiem zatrudnionych; ten z kolei skutkował koniecznością znalezienia nowych pracowników na zwolnione miejsca.

Tabela 6.

Oszacowania parametru δ dla wybranych regionów w zależności od wielkości stopy bezrobocia w okresie 2004–2011

Regiony	bezrobocie powyżej średniej			bezrobocie poniżej średniej		
	2004–2011	2004–2007	2008–2011	2004–2011	2004–2007	2008–2011
Okres	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)
Model	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)	(III)
delta	0,258**	0,243**	0,596***	0,405***	0,423***	0,524***
efekty stałe	tak	tak	tak	tak	tak	tak
edu*rok / exp*rok	tak	tak	tak	tak	tak	tak
edu*exp	tak	tak	tak	tak	tak	tak

Poziom istotności 1%, 5%, 10% oznaczony odpowiednio ***, **, *

W tabeli 6. przedstawiono oszacowania parametru δ oddzielnie dla grupy regionów o ponadprzeciętnej stopie bezrobocia oraz o stopie bezrobocia poniżej średniej dla Polski. W celu wychwycenia zmienności zależności w czasie wyniki dla każdej z grup zostały przedstawione w odniesieniu do trzech okresów: 2004–2011, okresu wzrostu (2004–2007) oraz okresu recesji (2008–2011).

Analizując wyniki dla pełnego okresu, jaki został objęty badaniem, otrzymujemy wyniki zgodne z intuicją. Elastyczność płac względem emigracji przyjmuje wartości wyższe w regionach charakteryzujących się niskim bezrobociem (4,05%). Ubytek siły roboczej w mniejszym stopniu niż w regionach o wysokiej stopie bezrobocia może być amortyzowany przez bezrobotnych, co daje silniejszy bodziec do wzrostu płac. Stąd też w regionach, w których bezrobotnych było relatywnie więcej i mogli oni wypełniać miejsca pracy, które pozostawały puste w skutek emigracji, elastyczność płac wyniosła jedynie 2,58%.

Ciekawsze wnioski płyną jednak z analizy wyników uzyskanych oddzielnie dla okresu wzrostu oraz okresu recesji. Okazuje się, że o ile w okresie wzrostu zależność, zgodnie z którą wyższa elastyczność płac jest notowana w regionach o niskim bezrobociu, jest prawdziwa, o tyle w okresie recesji zauważamy, że zjawisko to przestaje występować; poziomy elastyczności płac w obydwu grupach regionów przyjmują zbliżone wartości. Wyniki te można tłumaczyć tym, że w początkowym okresie wzmożonej emigracji powstające wakaty były wypełniane przez bezrobotnych. Z biegiem czasu jednak z jednej strony stopa bezrobocia malała, co powodowało mniejszą łatwość w uzupełnianiu powsta-

łych niedoborów na rynku pracy, z drugiej zaś bezrobotni, którzy pozostawali na rynku, nie kwalifikowali się do podjęcia pracy na stanowiskach, które zwolniły się w wyniku emigracji. Tak opisaną prawidłowość można potraktować jako jedną z przesłanek nasilenia się zjawiska bezrobocia strukturalnego (tj. wzrost odsetka bezrobocia strukturalnego w bezrobociu ogółem) (por. Guichard, Rusticelli 2010, Piątkowska 2011).

PODSUMOWANIE

Celem przedstawionego badania było znalezienie odpowiedzi na pytanie, czy wpływ poakcesyjnej emigracji z Polski na polski rynek pracy, a w szczególności na proces kształtowania się płac, jest zróżnicowany regionalnie. Zgodnie z zależnościami płynącymi z podstaw ekonomii neoklasycznej spodziewano się dodatniej korelacji pomiędzy wielkością odpływu siły roboczej a poziomem płac na lokalnym rynku pracy. Dodatkowo jednak, mając na uwadze zróżnicowany stopień rozwoju gospodarczego poszczególnych regionów Polski, przewidywano, że relacja pomiędzy wielkością emigracji a wzrostem płac będzie obserwowana w niejednakowym nasileniu w różnych regionach o określonych charakterystykach.

W celu zweryfikowania tak przedstawionych hipotez w badaniu wykorzystano dane indywidualne pochodzące z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności z lat 2004-2011. Uzyskane wyniki wskazują na istotny związek pomiędzy spadkiem podaży pracy a wzrostem płac realnych w Polsce w badanym okresie. Okazuje się jednak, że siła tego związku jest uzależniona od szeregu czynników o charakterze koniunkturalnym oraz regionalnym. W zależności od przyjętych założeń 10-procentowy spadek podaży pracy spowodowany emigracją skutkuje wzrostem płac realnych w przedziale od 1,5% do 6,5%. W analizowanym zbiorze obserwujemy większą elastyczność płac w okresie recesji niż w okresie wzrostu gospodarczego, co interpretujemy jako skutek opóźnionej reakcji pracodawców na zmiany warunków na rynku pracy.

Podstawowym czynnikiem różnicującym regionalnie elastyczność płac względem emigracji jest odsetek potencjalnej siły roboczej, która zdecydowała się na wyjazd za granicę. W regionach o wysokim współczynniku migracji obserwowano większą elastyczność płac niż w pozostałej części kraju. Kolejnymi czynnikami różnicującymi wyniki uzyskane dla poszczególnych regionów są gęstość zaludnienia oraz klasyfikacja miejsca zamieszkania. Regiony bardziej zaludnione charakteryzują się relatywnie niską elastycznością płac. Wniosek ten pozostaje w zgodzie z kolejnym, który wskazuje na wyraźnie silniejsze efekty płacowe w regionach typowo wiejskich. Ostatnim z analizowanych czynników

różnicujących była stopa bezrobocia. Zgodnie z wynikami uzyskanymi w przeprowadzonym badaniu w okresie wzrostu gospodarczego regiony o stosunkowo wysokiej stopie bezrobocia charakteryzowały się również relatywnie niską elastycznością płac. W okresie recesji natomiast estymowane poziomy elastyczności przyjmują wartości zbliżone w różnych regionach Polski bez względu na wielkość stopy bezrobocia.

Uzyskane w badaniu wyniki mogą być również dość istotne dla polityki gospodarczej kraju i polityki w odniesieniu do rynków pracy na poziomie regionalnym. Działania administracji państwowej powinny być z jednej strony nakierowane w stronę tych regionów, które wykazują mniejszą zdolność do samodzielnego dostosowywania warunków na rynkach pracy do nowo zaistniałych okoliczności spowodowanych masowym odpływem ludności, a z drugiej stymulować rynki pracy tak, aby odpływ ludności przyczyniał się do rozwoju państwa i zmniejszania dysproporcji między rozwojem poszczególnych regionów.

W zaprezentowanym badaniu skupiono się na analizie jedynie przypadku Polski, dla której zastosowane narzędzia pozwoliły wychwycić zróżnicowaną regionalnie skalę wpływu emigracji poakcesyjnej na poziom płac realnych. Artykuł ten jednakże pozostawia pole do przyszłych badań, w szczególności takich, które miałyby na celu sprawdzenie występowania opisanych zjawisk w innych krajach Europy Środkowo-Wschodniej.

BIBLIOGRAFIA:

- Altonji J., Card D. (1991), The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives, w: Abowd J., Freeman R. (red.) *Immigration, Trade, and the Labor Market*, Chicago: University of Chicago Press, s. 201–34.
- Anacka M., Kaczmarczyk P., Żylicz A. (2009), Impact of the post-accession migration on the Polish labour market, w: Kahanec M., Zimmermann K. (red.) *EU Labour Markets After Post-Enlargement Migration*, Bonn: Springer Verlag.
- Aydemir A., Borjas G. (2006), A Comparative Analysis of the Labor Market Impact of International Migration: Canada, Mexico, and the United States, “NBER Working Paper”, nr 12327.
- Borjas G. J. (2003), The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market, “Quarterly Journal of Economics”, nr 118, s. 1335–1374.
- Bouton L., Saumik P., Tiongson E. R. (2009), The impact of emigration on source country wages: Evidence from Republic of Moldova. 3rd Migration and Development Conference, Paris School of Economics, September 10–11, 2010.
- Brücker H. et al. (2009), *Labour mobility within the EU in the context of enlargement and the functioning of the transitional arrangements*, Brussels: Employment, Social Affairs and Equal Opportunities Directorate General of the European Commission
- Budnik K., B. (2007), Migration Flows and Labour Market in Poland, “National Bank of Poland Working Paper”, nr 44

- Budnik K., B. (2008), Search Equilibrium with Migration: the Case of Poland, "National Bank of Poland Working Paper", nr 45
- Bukowski M. (red.) (2005), *Zatrudnienie w Polsce 2005*, Warszawa: Ministerstwo Gospodarki i Pracy
- Bukowski M. (red.) (2008), *Zatrudnienie w Polsce 2007*, Warszawa: Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej
- Dzierzgwa R., Sudak s. (red.) (2009), *Rozwój regionalny w Polsce. Raport 2009*, Warszawa: Ministerstwo Rozwoju Regionalnego
- Elsner B. (2011), Emigration and Wages: The EU Enlargement Experiment. Draft.
- Fei J.C.H., Ranis G. (1961), A theory of economic development, "The American economic review", Sep., ss. 533–565
- Friedberg, R.M. (2001), The Impact of Mass Migration on the Israeli Labor Market, "Quarterly Journal of Economics", nr 116 (4), s. 1373–1408.
- Gazeta Wyborcza, *Obalmy mity o bezrobociu. Rozmowa z dr. Maciejem Bukowskim*, http://m.wyborcza.pl/wyborcza/1,105226,11179505,Obalmy_mity_o_bezrobociu.html [data dostępu: 21.10.2012]
- Gorzela G. (2002), Polskie regiony w procesie integracji europejskiej, „Studia regionalne i lokalne”, nr 2/2002, Warszawa
- Grabowska-Lusińska I., Okólski M. (2009), *Emigracja ostatnia?*, Warszawa: Scholar.
- Guichard S., Rusticelli E. (2010), Assessing the Impact of the Financial Crisis on Structural Unemployment in OECD Countries, "OECD Economics Department Working Paper", nr 767
- GUS (2005), *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r.*, Warszawa: GUS
- GUS (2007), *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2006 r.*, Warszawa: GUS
- GUS (2009), *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2008 r.*, Warszawa: GUS
- GUS (2011), *Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2010 r.*, Warszawa: GUS
- GUS (2011), *Informacja o rozmiarach i kierunkach emigracji z Polski w latach 2004–2010*, Warszawa: GUS
- GUS (2012), *Aktywność ekonomiczna IV kwartał 2011*, Warszawa: GUS
- Herbst M. (2008), Prognoza wzrostu gospodarczego polskich regionów do 2015 roku, „Studia Regionalne i Lokalne”, nr 2/2008, Warszawa
- Hicks J. (1963 [1932]), *The Theory of Wages*. 2nd Edition. London: Macmillan.
- Jończy r. (2006), *Wpływ migracji zagranicznych na dysharmonię rozwoju województwa opolskiego (ze szczególnym uwzględnieniem rynku pracy)*, Opole: Wydawnictwo Instytut Śląski.
- Jończy r. (2010), *Migracje zagraniczne z obszarów wiejskich województwa opolskiego po akcesji Polski do Unii Europejskiej*, Opole – Wrocław: Wydawnictwo Instytut Śląski.
- Kaczmarczyk P., Okólski M. (2008), Demographic and labour-market impacts of migration on Poland, "Oxford Review of Economic Policy", nr 24, s. 600–625.
- Kowalska K. (2012), Does post-enlargement emigration from Poland impact on the wages of Poles?, "emecon, Employment and economy in Central and Eastern Europe", nr 2012/1.
- Lewandowski P., Kołoch G., Regulski A. (2008), *Elastyczność rynków dóbr i pracy w Polsce na tle wybranych krajów europejskich*, Warszawa: Instytut Badań Strukturalnych Working Paper.
- Mioduszewska M. (2008), Najnowsze migracje z Polski w świetle danych Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, „CMR Working Papers”, nr 36/94.
- Mishra P. (2006), Emigration and Wages in Source Countries: Evidence from Mexico, "IMF Working Paper", nr WP/06/86.

- Nyk M. (2011), Regionalne zróżnicowanie wynagrodzeń w Polsce, w: *Regionalne aspekty rynku pracy*, Warszawa: IPISS
- Piątkowska A. (red.) (2011), *Polska 2011 Raport o Stanie Gospodarki*, Warszawa: Ministerstwo Gospodarki
- Todaro M.P. (1976), *Internal migration in developing countries*, International Labour Office, Geneva

APPENDIX

A. Definiowanie parametru m_{ijt}

Alternatywną do użytej w pracy metodą definiowania parametru m_{ijt} (Borjas 2003) jest zdefiniowanie go jako stosunku emigrantów z klastra ijt do całkowitej

liczby migrantów i niemigrantów w klastrze ijt : $m_{ijt} = \frac{M_{ijt}}{M_{ijt} + N_{ijt}}$; wtedy elastyczność płac względem migracji będzie określona wzorem $\frac{\partial w_{ijt}}{\partial m_{ijt}} = \frac{\delta}{(1-x_{ijt})^2}$ gdzie

$$x_{ijt} = \frac{M_{ijt}}{N_{ijt}}.$$

B. Miara elastyczności

Miara elastyczności wyrażona jest równaniem $\frac{\partial w_{ijt}}{\partial m_{ijt}} = \frac{w_{ijt}}{m_{ijt}} * \delta$. A zatem parametr δ *de facto* nie jest tożsamy z miarą elastyczności. Dla uproszczenia i przejrzystości wypowiedzi zdecydowano się jednak stosować w tekście termin elastyczności w odniesieniu do samego parametru δ , a nie w odniesieniu do całego wyrażenia.

C. Oszacowania charakterystyk indywidualnych w całej badanej populacji w okresach 2004–2011 oraz 2004–2007 i 2008–2011

Zmienna		2004–2011	2004–2007	2008–2011
płeć (0 – mężczyzna; 1 – kobieta)		-0,312***	-0,309***	-0,316***
wiek		0,063***	0,060***	0,065***
wiek ²		-0,001***	-0,001***	-0,001***
klasyfikacja miejsca zamieszkania (0 – wieś; 1 – małe miasto < 100 tys; 2 – duże miasto > 100 tys)	1	0,027***	0,026***	0,027***
	2	0,121***	0,121***	0,121***
stan cywilny (0 – panna/kawaler; 1 – zamężna/zonaty; 2 – wdowa/wdowiec; 3 – rozwiedziona/rozwiedziony)	1	0,081***	0,083***	0,080***
	2	0,030***	0,051***	0,010*
	3	0,013***	0,012*	0,015**
sektor zatrudnienia (0 – publiczny; 1 – prywatny)		-0,043***	-0,044***	-0,041***
koniunktura (0 – zła; 1- dobra)		-0,297***	x	x
stopa bezrobocia		-0,567***	-0,457***	-0,791***

Poziom istotności 1%, 5%, 10% oznaczony odpowiednio ***, **, *

