

Przestrzenno-czasowa analiza emigracji ludności w wieku produkcyjnym

Streszczenie

Celem artykułu jest identyfikacja i przestrzenno-czasowa analiza determinant emigracji z Polski ludności w wieku produkcyjnym. Prezentowane w literaturze przedmiotu teorie migracji (m.in. ekonomiczne, socjologiczne, geograficzne) wskazują na konieczność prowadzenia badań nad tymi złożonymi i trudnymi do jednoznacznej oceny procesami. Emigracja ludności w wieku produkcyjnym jest uwarunkowana licznymi czynnikami – od społecznych poprzez polityczne aż po ekonomiczne czy środowiskowe. Realizacja postawionego w opracowaniu celu wymagała implementacji odpowiednich metod badawczych, takich jak ESDA oraz przestrzenne modele panelowe Durbina. Narzędzia te umożliwiły identyfikację zespołu cech determinujących wielkość emigracji ludności, wyrażonej liczbą wymeldowań za granicę z powiatów osób w wieku produkcyjnym. Oceniono również siłę i kierunek wpływu tych czynników na badaną zmienną. Analizy przeprowadzono na podstawie danych statystycznych dotyczących lat 2008–2014.

Słowa kluczowe: emigracja, analiza przestrzenna, przestrzenny panelowy model Durbina

1. Wstęp

Zmiany polityczne zachodzące w Polsce od 1981 r. umożliwiły swobodny przepływ ludności przez granice, które wcześniej były zamknięte. Prowadzone przez Główny Urząd Statystyczny badania wskazują na fakt, że coraz większa liczba osób opuszcza kraj. W 2014 r. wyjechały 124 tys. osób, w tym ponad 28 tys. na pobyt stały³. Według szacunków pod koniec tego roku za granicą przebywało

¹ Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, wiszniewska@uni.lodz.pl.

² Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, lewandowska@uni.lodz.pl.

³ Dane statystyczne na temat wyjazdu na pobyt stały pobrano ze strony internetowej Głównego Urzędu Statystycznego, Banku Danych Lokalnych: <https://bdl.stat.gov.pl/BDL/dane/temat> (odczyt: 07.04.2016); natomiast dane statystyczne na temat emigracji Polaków – ogółem

2,32 mln Polaków, o 5,6% więcej niż w 2013 r. Większość polskich emigrantów mieszkała wówczas w krajach Unii Europejskiej (ok. 1,9 mln), przede wszystkim w Wielkiej Brytanii (685 tys.), Niemczech (615 tys.), Irlandii (113 tys.) oraz we Włoszech (96 tys.).

W 2014 r. 74,6% emigrantów na pobyt stały stanowiły osoby w wieku produkcyjnym⁴. Warto zauważyć, że 64% to osoby w wieku produkcyjnym mobilnym, które nie przekroczyły 44 roku życia. Emigracja ludności należącej do tej kategorii wiekowej jest niezwykle kosztowna dla kraju pochodzenia, gdyż często są to osoby przedsiębiorcze, dynamiczne, chcące się rozwijać. Osoby, które wykształciły się w kraju pochodzenia, wyjeżdżając, mogą powodować powstawanie deficytów w pewnych zawodach lub na lokalnych rynkach. Dodatkowo pracują na rzecz rozwoju innej gospodarki i odprowadzają podatki w innym kraju.

Z raportu opracowanego przez Work Service *Migracje zarobkowe Polaków*⁵ wynika, że o emigracji decydują przede wszystkim czynniki ekonomiczne – możliwość zdobycia lepszej pracy oraz chęć podniesienia standardu życia. W literaturze przedmiotu podkreśla się to, że w przypadku osób młodych ważnym motywem jest również chęć: rozwoju osobistego, podjęcia edukacji, podnoszenia kwalifikacji zawodowych i umiejętności językowych, jak również poznania świata⁶. Według informacji podawanych przez Główny Urząd Statystyczny⁷ wraz z upływem czasu coraz bardziej znaczącym aspektem staje się tęsknota za rodziną, co jednak nie motywuje do powrotu do Polski, a do łączenia rodzin na obczyźnie. Zwiększa się odsetek członków rodzin polskich emigrantów, do których należą małżonkowie, dzieci i dziadkowie, pozostający na ich utrzymaniu.

Celem artykułu jest identyfikacja i przestrzenno-czasowa analiza determinant emigracji ludności w wieku produkcyjnym z Polski. Realizacja zadania wymagała implementacji odpowiednich metod badawczych, takich jak narzędzia geograficznych systemów informacyjnych, eksploracyjnej analizy danych

z notatki informacyjnej GUS: *Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004–2014*, Główny Urząd Statystyczny, 2015, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/migracje-ludnosc/informacja-o-rozmiarach-i-kierunkach-czasowej-emigracji-z-polski-w-latach-2004-2014,11,1.html> (odczyt: 06.04.2016).

⁴ Wiek zdolności do pracy, tj. dla mężczyzn 18–64 lata, dla kobiet 18–59 lat.

⁵ *Migracje zarobkowe Polaków*, Work Service, 2015.

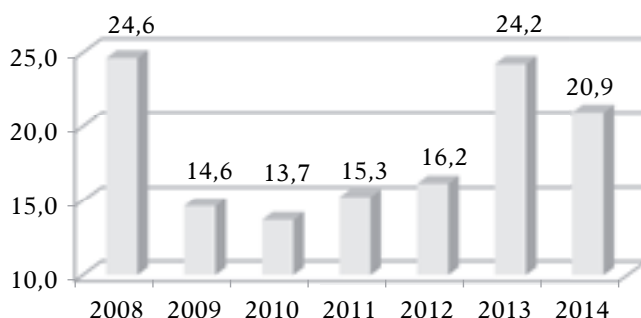
⁶ R. Jończy, D. Rokita-Poskart, *Educational migrations as a factor of the depopulation of the intermetropolitan region*, „Economic and Environmental Studies” (Uniwersytet Opolski) 2014, vol. 14, no. 1(29), s. 9–20; R. Jończy, *Problem nierejestrowanej emigracji definitywnej (emigracji zawieszanej) w badaniu procesów społeczno-gospodarczych na obszarach wiejskich*, „Prace Naukowe” Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 360, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2014, s. 11–18.

⁷ *Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej...*, op.cit.

przestrzennych oraz przestrzenne modele panelowe Durбина. Metody te umożliwiły wskazanie zespołu cech determinujących wielkość emigracji ludności, wyrażonej liczbą wymeldowań za granicę z powiatów osób w wieku produkcyjnym. Oceniono również siłę i kierunek wpływu tych czynników na badaną zmienną. Analizy przeprowadzono na podstawie danych statystycznych dotyczących okresu 2008–2014 zaczerpniętych z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego.

2. Wstępna analiza danych

Przestrzenno-czasowa analiza emigracji ludności w wieku produkcyjnym została przeprowadzona na podstawie danych statystycznych dotyczących liczby wymeldowań za granicę osób w tej kategorii wiekowej na 10 tys. mieszkańców w latach 2008–2014. Należy podkreślić fakt, że informacje te nie odzwierciedlają w pełni rzeczywistego poziomu emigracji, a jedynie liczbę osób, które wymeldowały się z miejsca zamieszkania przed opuszczeniem kraju. Można podejrzewać, że migracje tego typu mają charakter względnie stały. Niemniej jednak wiadomo, że gros osób, które wyjeżdżają (również na stałe), nie wymeldowuje się w kraju pochodzenia. Mając pełną świadomość tego, że udostępniane dane są niepełne, należy zauważyć, że mają swoją wartość. Z uwagi na to, że istnieje potrzeba analizy i oceny poziomu emigracji ludności w wieku produkcyjnym, badanie wykonano na podstawie danych statystycznych publikowanych przez GUS.

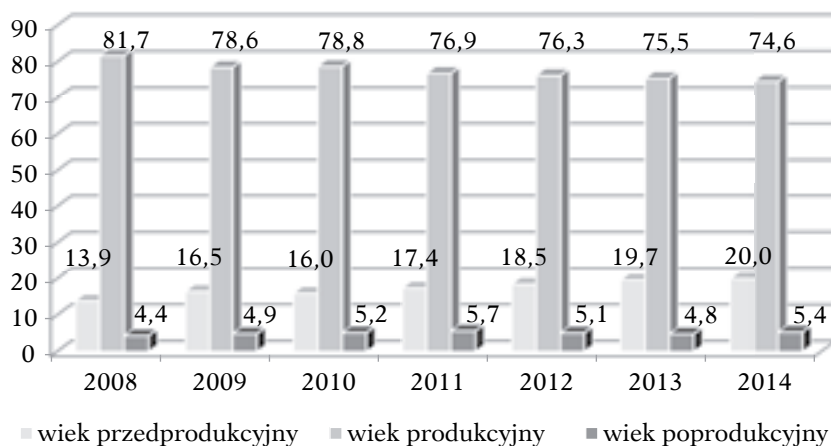


Rysunek 1. Liczba wymeldowań za granicę osób w wieku produkcyjnym w latach 2008–2014 (w tys.)

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 1 prezentuje skalę wymeldowań za granicę osób w wieku produkcyjnym w latach 2008–2014. W okresie kryzysu gospodarczego wartość zmiennej wyraźnie spadła. Wielu Polaków wróciło wówczas do Polski z krajów, których mieszkańcy dotkliwiej odczuli jego skutki. W latach 2010–2013 zmienna charakteryzowała się trendem rosnącym. Najwyższy poziom emigracji odnotowano w latach 2008 i 2013. W ostatnim okresie objętym analizą liczba wymeldowań osób w wieku produkcyjnym wynosiła 20,9 tys. osób i stanowiła 74,6% ogółu wymeldowań zagranicznych w kraju.

Analizując dane zamieszczone na rysunku 2, można zauważyć, że udział emigrantów w wieku produkcyjnym był niezwykle wysoki w całym badanym okresie, charakteryzował się jednak trendem malejącym. Najwyższy poziom odnotowano w 2008 r. (81,7%), a udział osób w wieku przedprodukcyjnym konsekwentnie z roku na rok rósł. Jest to związane z występującą obecnie tendencją do łączenia się polskich rodzin za granicą. Do rodziców pracujących i mieszkających na obczyźnie dołączają dzieci. Najwyższy poziom zmiennej odnotowano w 2014 r. (20%). Udział emigrantów w wieku poprodukcyjnym w całym okresie badawczym kształtował się na poziomie ok. 5%.

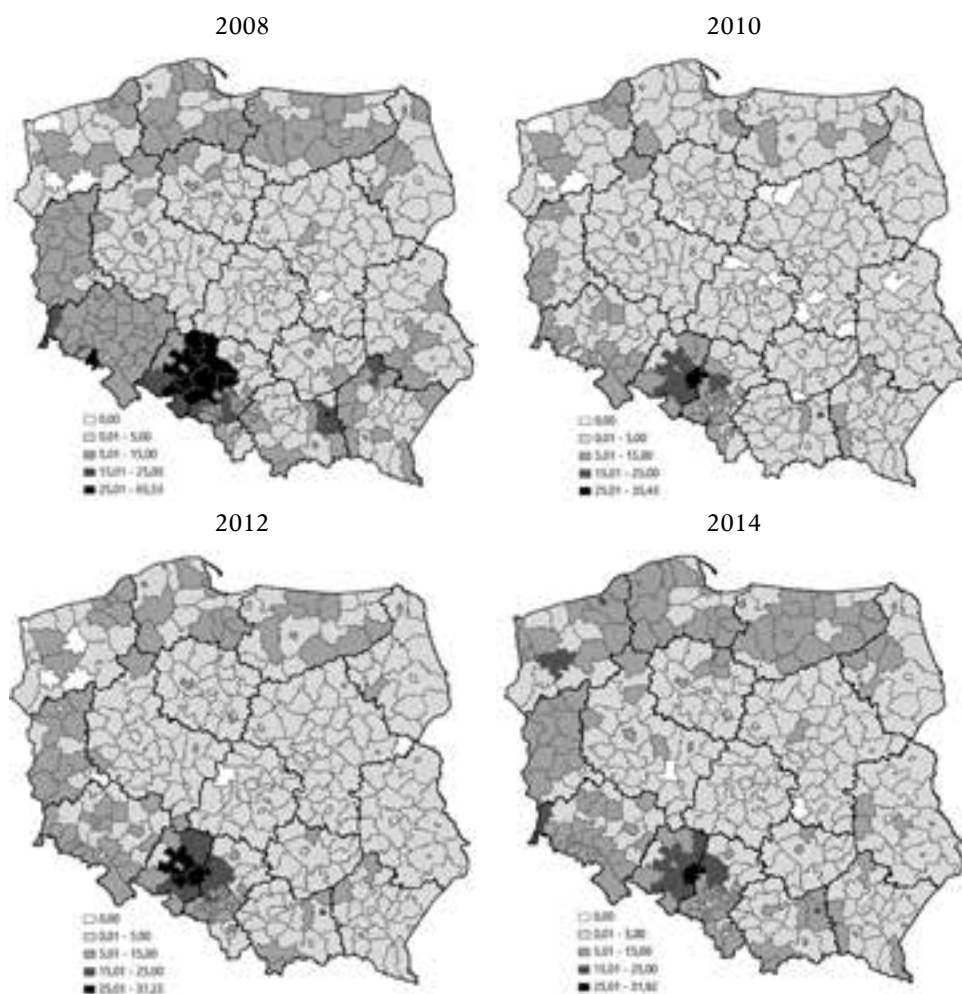


Rysunek 2. Udział wymeldowań za granicę w trzech ekonomicznych grupach wieku (przedprodukcyjnym, produkcyjnym i poprodukcyjnym) w ogólnej liczbie wymeldowań za granicę w latach 2008–2014 (w %)

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3 przedstawia poziom wymeldowań z poszczególnych powiatów osób w wieku produkcyjnym przypadających na 10 tys. ludności w wybranych latach analizy: 2008, 2010, 2012 oraz 2014. Na mapie dotyczącej 2008 r. można

zauważyć największą intensyfikację analizowanych procesów. Maksymalna wartość zmiennej, która była dwukrotnie wyższa od odnotowanych w kolejnych latach, wystąpiła wówczas w powiatach położonych w województwach opolskim i śląskim: strzeleckim (65,5), krapkowickim (50,9), gliwickim (47,4), kluczborskim (44,2) i opolskim (47,1). Największa liczba jednostek przestrzennych charakteryzowała się wymeldowaniami rzędu do 5 osób na 10 tys. mieszkańców. Migracjami do 15 osób charakteryzowały się przede wszystkim powiaty położone na zachodzie i północy kraju. Emigracji na stałe nie odnotowano jedynie w czterech powiatach: białobrzeskim, pyrzyckim, choszczeńskim i kamieńskim.



Rysunek 3. Liczba wymeldowań za granicę osób w wieku produkcyjnym na 10 tys. mieszkańców w latach 2008, 2010, 2012 i 2014

Źródło: opracowanie własne.

W kolejnych latach widać wyraźne uspokojenie procesów migracyjnych wśród osób w wieku produkcyjnym. Na mapach dla lat 2010 i 2012 można zauważyć większą liczbę obszarów, w których nie odnotowano wymeldowań za granicę. Wzrosła również liczba powiatów charakteryzujących się wyjazdami do 5 osób na 10 tys. mieszkańców. Niemniej jednak najwyższy poziom zmiennej odnotowano, podobnie jak w 2008 r., w powiatach województw opolskiego i śląskiego. W 2014 r. ponownie zwiększyło się natężenie emigracji. Zaobserwowano wzrost w porównaniu z latami 2010 i 2012 liczby jednostek, w których poziom wymeldowań sięgał 15 na 10 tys. osób. Wyraźnie zmniejszyła się liczba powiatów, z których nikt na stałe nie wyjechał za granicę. Maksymalną wartość zmiennej (równą 31,9) odnotowano w powiecie strzeleckim, położonym w województwie opolskim.

Analiza współczynnika globalnej autokorelacji przestrzennej (z wykorzystaniem macierzy wag w konfiguracji królowej, I rzędu) dla wymeldowań za granicę osób w wieku produkcyjnym wskazuje na występowanie silnych zależności przestrzennych w kształtowaniu się zmiennej we wszystkich latach objętych analizą (tabela 1). Najwyższe wartości statystyki Morana otrzymano dla lat 2008, 2011 i 2013, zaś najniższe dla 2010 i 2014. Oznacza to, że w przestrzeni geograficznej występują klastry powiatów o podobnie niskich i wysokich wartościach analizowanej zmiennej.

Tabela 1. Wartości globalnej statystyki Morana I dla wymeldowań za granicę osób w wieku produkcyjnym (WYM)

Rok	Wartość statystyki
2008	0,64***
2009	0,59***
2010	0,56***
2011	0,60***
2012	0,59***
2013	0,62***
2014	0,56***

Uwagi: gwiazdkami oznaczono poziom istotności $\alpha = 0,01$ ***.

Źródło: opracowanie własne w OpenGeoDa.

Wysoka wartość globalnej statystyki Morana znajduje potwierdzenie w obrazie uzyskanym na podstawie statystyki lokalnej LISA. We wszystkich latach objętych analizą wyraźnie zaznaczają się dwa klastry obiektów przestrzennych. Pierwszy z nich charakteryzuje się sąsiedztwem powiatów o wysokich

wartościach wymeldowań za granicę osób w wieku produkcyjnym. Należą do niego powiaty położone w województwach opolskim i śląskim. Drugi zaś tworzą powiaty, w których występował niski poziom badanej zmiennej. Należą do niego powiaty położone w środkowo-wschodniej części kraju, przede wszystkim w województwach: mazowieckim, podlaskim, lubelskim i łódzkim⁸.

3. Przestrzenny panelowy model Durбина – metoda badawcza (opis i aplikacja)

Przestrzenny panelowy model Durбина (*Spatial Panel Durbin Model* – SPDM) jest narzędziem, w którym równocześnie uwzględnia się efekty autoregresji przestrzennej oraz regresji krzyżowej, czyli wpływ nieopóźnionych i opóźnionych przestrzennie zmiennych egzogenicznych, bazując na danych o charakterze panelu⁹. W niniejszym artykule zastosowano przestrzenny panelowy model Durбина z ustalonymi efektami stałymi i autokorelacją składnika losowego:

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \mathbf{W} \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\gamma} + u_{it}, \quad u_{it} = \lambda \mathbf{W} u_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie: $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$, α_i – indywidualne efekty specyficzne, stałe względem czasu i różne dla różnych kategorii przekrojowych, y_{it} – wektor obserwacji na zmiennej objaśnianej, $\mathbf{x}_{it}^T = [x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit}]$ – wektor obserwacji na K zmiennych objaśniających dla i -tej jednostki przekrojowej w t -tym okresie, u_{it} – błąd czysto losowy, $\boldsymbol{\beta} = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K]^T$ – wektor parametrów stojących przy zmiennych objaśniających, ρ – parametr autoregresji przestrzennej, \mathbf{W} – standaryzowana wierszami przestrzenna macierz wag o wymiarach $N \times N$ i zerowych elementach diagonalnych, $\boldsymbol{\gamma}$ – wektor parametrów obrazów przestrzennych wybranych zmiennych niezależnych.

Do grupy powszechnie stosowanych przestrzennych modeli panelowych Durбина należą również modele z ustalonymi efektami stałymi lub efektami losowymi i autoregresją zmiennej zależnej oraz z efektami losowymi i autokorelacją

⁸ Ze względu na ograniczoną objętość artykułu nie zamieszczono w nim map prezentujących statystykę LISA.

⁹ L. Anselin, J. Le Gallo, H. Jayet, *Spatial Panel Econometrics*, w: *The Econometrics of Panel Data. Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, red. L. Matyas, P. Sevestre, Springer, Berlin 2008, s. 625–660; J.P. Elhorst, *Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models*, „International Regional Science Review” 2003, vol. 26(3), s. 244–268.

przestrzenną składnika losowego, a także modele mieszane¹⁰. Przestrzenne panelowe modele Durбина są popularne w literaturze przedmiotu, jednak wyniki badań dotyczących procesów migracji (szczególnie emigracji) nie są rozpowszechnione. Opisywane modele wykorzystano m.in. w analizach wpływu przepływów migracyjnych na rozwój regionalny Hiszpanii¹¹ i USA¹². Z kolei R. Basile, A. Girardi i M. Mantuano¹³ aplikowali przestrzenny panelowy model Durбина do badania wpływu migracji na rynek pracy. Interesującą pracą jest artykuł S. Sardadvara i S. Rochoy-Akis¹⁴, w którym zastosowano model Durбина do identyfikacji czynników determinujących przepływy interregionalne w krajach Unii Europejskiej. W Polsce w zakresie modelowania procesów migracji z zastosowaniem prezentowanych w artykule narzędzi odnotowano dotychczas jedną publikację, w której analizie poddano przyczyny zachodzących procesów migracyjnych w miastach Europy¹⁵.

4. Prezentacja i interpretacja wyników

Spośród determinant społecznych, ekonomicznych i ekologicznych procesów emigracji ludności w wieku produkcyjnym w Polsce wybrano na podstawie kryterium formalnego (współczynników korelacji) oraz ekonomicznych teorii migracji¹⁶ czynniki wyjaśniające kształtowanie się liczby wymeldowań z powiatów osób

¹⁰ Więcej np. w: *Ekometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suchecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2012.

¹¹ D. Buena, *Is Internal Migration Relevant to Regional Convergence? Comparative Analysis across Five European Countries*, „The Journal of Romanian Regional Science Association” 2012, vol. 6, no. 2, s. 53–72.

¹² H.E. Sierra, J.C. Robledo, *Regional Equilibrium and Migration Patterns in the Americas 1960–2005: Spatial Data Panel Analysis*, „Asian Journal of Latin American Studies” 2013, vol. 26, no. 4, s. 19–38.

¹³ R. Basile, A. Girardi, M. Mantuano, *Regional unemployment traps in Italy: assessing the evidence*, ISAE Working Papers, 2009.

¹⁴ S. Sardadvar, S. Rochoy-Akis, *Interregional migration within the European Union in the aftermath of the Eastern enlargements: a spatial approach*, „Review of Regional Research” 2015, vol. 36, issue 1, s. 51–79, DOI 10.1007/s10037-015-0100-1.

¹⁵ E. Antczak, K. Lewandowska-Gwarda, *Migration Processes in European Cities – A Spatio-Temporal Analysis Using Different Spatial Weights Matrices*, „Estudios de Economía Aplicada” 2015, vol. 33(1), s. 53–80, <http://www.revista-eea.net/aceptadosen.php> (odczyt: 19.03.2016).

¹⁶ E. Lee, *Theory of migration*, „Demography” 1966, no. 3; W. Janicki, *Przegląd teorii migracji*, 2014, s. 47–57, <http://phavi.umcs.pl/at/attachments/2014/0215/130630-19-przeglad-teorii-migracji-ludnosci.pdf> (odczyt: 19.03.2016).

w wieku produkcyjnym na 10 tys. ludności (*WYM*) w latach 2008–2014. Do zbioru tego należą cztery czynniki egzogeniczne: przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto w PLN (*WYN*), nakłady inwestycyjne w przedsiębiorstwach na mieszkańca w PLN (*NAK*), liczba wymeldowań za granicę osób w wieku przedprodukcyjnym na 10 tys. ludności (*PRZED*), liczba rozwodów na tysiąc mieszkańców (*ROZ*) oraz obrazy przestrzenne wyżej wymienionych zmiennych.

Integralną częścią stosowalności modeli panelowych jest badanie stacjonarności zmiennych tworzących panel. Do testowania tej własności szeregów wykorzystywano panelowy test Levin–Lin–Chu o zestawie hipotez: H_0 : niestacjonarność wszystkich szeregów (występowanie pierwiastka jednostkowego dla wszystkich jednostek badania) i H_1 : stacjonarność każdego szeregu (brak pierwiastka jednostkowego). Uzyskane wyniki przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Test Levin–Lin–Chu na występowanie pierwiastka jednostkowego dla poszczególnych zmiennych tworzących panel

Skorygowana statystyka t	<i>WYM</i>	<i>PRZED</i>	<i>WYN</i>	<i>ROZ</i>	<i>NAK</i>
Bez trendu	-62,9***	-3,4e+03***	-31,5***	-72,2***	-30,6***
Z trendem	-144,2***	-1,5e+04***	-140,3***	-1,7e+03***	-570,2***

Uwagi: gwiazdkami oznaczono poziomy istotności: $\alpha = 0,10^*$, $0,05^{**}$, $0,01^{***}$.

Źródło: opracowanie własne w programie STATA 11.

Na podstawie informacji zawartych w tabeli 2 można stwierdzić, że zarówno determinanty liczby wymeldowań, jak i zmienna endogeniczna są stacjonarne. Można zatem mówić o pewnej stabilności procesów w długim okresie, a także o wyeliminowaniu ryzyka wystąpienia regresji pozornej.

Istotnym etapem konstrukcji modeli przestrzennych jest badanie występowania zjawiska autokorelacji przestrzennej. W celu jej identyfikacji wykorzystano globalną statystykę Morana I^{17} (w badaniu wykorzystano również macierz wag w konfiguracji królowej I rzędu standaryzowaną wierszami). Przeprowadzona analiza przestrzenna wskazała na występowanie istotnych statystycznie powiązań międzypowiatowych w kształtowaniu się wielkości zjawisk (tabela 3).

Statystycznie istotne interakcje przestrzenne, stacjonarność szeregów tworzących panel oraz potwierdzona korelacja zmiennych są przesłanką budowy

¹⁷ Więcej na temat statystyki Morana I np. w: J.P. LeSage, *An Introduction To Spatial Econometrics*, „Revue d'économie industrielle” 2008, no. 123, <http://rei.revues.org/3887?file=1> (odczyt: 19.03.2016).

panelowego modelu przestrzennego Durбина. Wyniki estymacji prezentowanego modelu umożliwiły wskazanie cech determinujących wielkość emigracji ludności, wyrażonej liczbą wymeldowań za granicę z powiatów osób w wieku produkcyjnym. Oceniono również siłę i kierunek wpływu tych czynników na badaną zmienną.

Tabela 3. Wartości globalnej statystyki Morana I dla poszczególnych zmiennych

Rok/zmienna	<i>PRZED</i>	<i>WYN</i>	<i>ROZ</i>	<i>NAK</i>
2008	0,17***	0,05***	0,17***	0,03***
2009	0,18***	0,03***	0,17***	0,03***
2010	0,15***	0,03***	0,13***	0,01*
2011	0,14***	0,03***	0,18***	0,01*
2012	0,21***	0,03***	0,14***	0,01
2013	0,19***	0,03***	0,11***	0,02**
2014	0,20***	0,03***	0,14***	0,01

Uwagi: gwiazdkami oznaczono poziom istotności $\alpha = 0,10^*$, $0,05^{**}$, $0,01^{***}$.

Źródło: opracowanie własne w OpenGeoDa.

Spośród wielu możliwych wariantów przestrzennych modeli panelowych Durбина ostatecznie do analizy liczby wymeldowań wybrano przestrzenny model panelowy z ustalonymi efektami stałymi i autokorelacją składnika losowego opisany równaniem (1)¹⁸. Wyniki modelowania (bez uwzględnienia i z uwzględnieniem występujących zależności przestrzennych) zaprezentowano w tabeli 4.

Model przestrzenny Durбина opisujący kształtowanie się emigracji z powiatów stanowi efektywne narzędzie służące do weryfikacji opisanych zależności. Włączenie efektów przestrzennych podniosło jakość modelu, a wyniki nabrały sensu merytorycznego (tabela 4). Współczynnik pseudodeterminacji jest wyższy od wskaźnika dopasowania do danych empirycznych modelu nieprzestrzennego. Co więcej, test efektów przestrzennych Chowa wskazał na lepszą jakość modelu przestrzennego oraz na poprawność i przydatność aplikacyjną narzędzia w tego typu analizach. Zasadne zatem okazało się uwzględnienie interakcji przestrzennych w postaci macierzy **W**. Należy również zwrócić uwagę na fakt,

¹⁸ Przeprowadzone testy weryfikujące jakość i przydatność przestrzennych panelowych modeli Durбина wskazały na najwyższą efektywność modeli z efektami ustalonymi i autokorelacją składnika losowego. Własności innych przestrzennych modeli panelowych Durбина są dostępne u autorów: wiszniewska@uni.lodz.pl.

że w modelu przestrzennym znaki ocen wybranych parametrów były takie same, co potwierdza stabilność uzyskanych rezultatów.

Tabela 4. Wyniki estymacji modeli wyjaśniających liczbę wymeldowań za granicę z powiatów

FEM $IWYM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IPRZED_{it} + \alpha_2 IWYN_{it} + \alpha_3 IROZ_{it} + \alpha_4 INAK_{it} + u_{it}$			
parametr	wartość	t-Student	błąd standardowy
α_0	1,52*	1,68	0,9
α_1	0,3***	18,1	0,02
α_2	-0,02	-0,2	0,11
α_3	0,2***	3,2	0,06
α_4	-0,04*	-1,8	0,02
$n = 2653$, $R_{skr}^2 = 0,62$; test Chowa ustalonych efektów stałych: $F = 12,1***$; normalność rozkładu reszt: Shapiro–Wilk, $W = 0,97***$, stacjonarność reszt: Levin–Lin–Chu, bez trendu: $t^* = -28,8***$, z trendem: $t^* = -1,1e+02***$			
SD-FEM $IWYM_{it} = \beta_0 + \beta_1 IPRZED_{it} + \beta_2 INAK_{it} + \beta_3 WIIPRZED_{it} + \beta_4 WIWYN_{it} + \beta_5 WIROZ_{it} + u_{it}$ $u_{it} = \lambda Wu_{it} + \varepsilon_{it}$			
parametr	wartość	t-Student	błąd standardowy
β_0	6,3***	-4,3	0,9
β_1	0,21***	14,6	0,01
β_2	-0,08***	-4,3	0,02
β_3	0,5***	5,4	0,09
β_4	-0,59*	-1,8	0,34
β_5	0,38*	1,7	0,22
λ	0,70***	19,4	0,04
pseudo $R^2 = 0,81$; test Chowa ustalonych efektów stałych: $F = 16,89***$, normalność rozkładu reszt: Shapiro–Wilk, $W = 0,84$, stacjonarność reszt: Levin–Lin–Chu, bez trendu: $t^* = -34,9***$, z trendem: $t^* = -2,4e+02***$; test Chowa efektów przestrzennych: $F_{SD-FEM} = 6,23***$, SD-FEM lepszy od FEM			

Uwagi: gwiazdkami oznaczono poziom istotności $\alpha = 0,10^*$, $0,05^{**}$, $0,01^{***}$.

Źródło: opracowanie własne w RCran.

Istotność oceny parametru autokorelacji przestrzennej potwierdza wpływ zależności przestrzennych na kształtowanie się wielkości emigracji w badanym okresie. Z kolei pozytywny znak ρ świadczy o grupowaniu się w przestrzeni geograficznej powiatów o podobnej (niskiej lub wysokiej) liczbie wymeldowań za granicę ludności w wieku produkcyjnym. Na podstawie uzyskanych wyników potwierdzono, że ważną rolę w procesach migracyjnych odgrywa kwestia społeczna, związana z łączeniem rodzin. Jednoprocentowy wzrost emigracji ludności

w wieku przedprodukcyjnym generuje wzrost poziomu zmiennej endogenicznej o 0,21% *ceteris paribus*. Natomiast do spadku wielkości emigracji ludności w wieku produkcyjnym przyczynia się wzrost wielkości nakładów inwestycyjnych w przedsiębiorstwach, który świadczy o rozwoju danego obszaru. Liczba tworzonych miejsc pracy jest uzależniona od ich wielkości oraz rodzaju. Inwestycje nowe, rozwojowe w dużym stopniu przyczyniają się do wzrostu popytu na pracę, często dla osób dobrze wykształconych, mających wysokie aspiracje. Z uwagi na to, że głównym powodem migracji jest chęć zdobycia dobrego zatrudnienia, jest to ważny czynnik wpływający na wielkość zmiennej endogenicznej.

Istotność ocen parametrów stojących przy obrazach przestrzennych wybranych zmiennych sugeruje, że wielkość emigracji ludności w wieku produkcyjnym w danym powiecie jest determinowana wzrostem liczby rozwodów oraz wzmożoną emigracją ludności w wieku przedprodukcyjnym w powiatach sąsiednich (zdefiniowanych w macierzy **W** jako jednostki bezpośrednio sąsiadujące z daną jednostką – mającą wspólną granicę). Natomiast wzrost poziomu wynagrodzeń o 1% w powiatach sąsiednich powoduje spadek poziomu emigracji ludności w analizowanej ekonomicznej grupie wieku w danym powiecie o ok. 0,6% (*ceteris paribus*). Poprawa sytuacji materialnej w sąsiednich jednostkach przestrzennych powoduje, że ludzie rezygnują z wyjazdów zagranicznych, decydują się na migracje wewnętrzne, często wahadłowe, związane z codziennym dojazdem do pracy. Jest to związane również z aspektem społecznym migracji, ponieważ dzięki temu osoba, która ma obowiązek zapewnić utrzymanie gospodarstwa domowego, nie musi opuszczać rodziny.

5. Podsumowanie

W artykule podjęto próbę specyfikacji zmiennych społeczno-ekonomicznych, które mogły mieć zasadniczy wpływ na kształtowanie się poziomu emigracji ludności w wieku produkcyjnym z Polski w latach 2008–2014. W badaniu wykorzystano przestrzenny panelowy model Durбина, który okazał się skutecznym narzędziem w tego typu analizach (wskazują na to: jakość modelu, merytoryczna poprawność uzyskanych wyników, obszerność i szczegółowość informacji).

Wyniki z pierwszego etapu badania wskazują, że emigracja Polaków jest silnie uzależniona od sytuacji ekonomicznej na świecie. Kryzys gospodarczy, który miał miejsce w 2009 r., wpłynął na znaczne obniżenie poziomu badanej zmiennej. Zauważono również, że najwyższym poziomem wymeldowań za granicę

osób w wieku produkcyjnym we wszystkich badanych okresach charakteryzowały się powiaty położone w województwach opolskim i śląskim. W związku z tym organy państwowe powinny podjąć działania na rzecz poprawy warunków życia w tej części kraju, tak aby powstrzymać te negatywne długofalowe procesy. Dodatkowo potwierdzono występowanie dodatniej autokorelacji przestrzennej w kształtowaniu się poziomu analizowanej zmiennej. Oznacza to, że w przestrzeni geograficznej występują klastry powiatów o podobnych (niskich i wysokich) wartościach zmiennej. Na podstawie wyników uzyskanych dzięki zastosowaniu przestrzennego panelowego modelu Durбина potwierdzono, że głównym czynnikiem determinującym poziom wymeldowań z powiatów osób w wieku produkcyjnym jest sytuacja ekonomiczna, w jakiej znajdują się Polacy. Na kształtowanie się emigracji w badanym okresie wpływały poziom inwestycji, świadczący o rozwoju gospodarczym powiatów, oraz poziom wynagrodzeń w obszarach sąsiednich. Ważną rolę odgrywają również aspekty społeczne, przede wszystkim łączenie się rodzin. Istotność ocen parametrów stojących przy obrazach przestrzennych wybranych zmiennych sugeruje, że wielkość emigracji ludności w wieku produkcyjnym w danym powiecie jest determinowana sytuacją społeczno-ekonomiczną powiatów sąsiednich, czyli występującymi powiązaniem przestrzennymi.

Ze względu na ogólny charakter informacji statystycznych uzyskane wyniki należy traktować jako wstęp do dalszych badań. Kolejnym etapem analiz będzie próba budowy modeli opisujących emigrację ludności w wieku przedprodukcyjnym, produkcyjnym i poprodukcyjnym na podstawie danych statystycznych dotyczących jednostek NUTS2 w Unii Europejskiej. Intencją autorów jest również próba zawarcia w modelach kierunków przepływów ludności, np. w postaci macierzy wag przestrzennych.

Bibliografia

- Anselin L., Le Gallo J., Jayet H., *Spatial Panel Econometrics*, w: *The Econometrics of Panel Data. Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice*, red. L. Matyas, P. Sevestre, Springer, Berlin 2008, s. 625–660.
- Basile R., Girardi A., Mantuano M., *Regional unemployment traps in Italy: assessing the evidence*, ISAE Working Papers, 2009.
- Buena D., *Is Internal Migration Relevant to Regional Convergence? Comparative Analysis across Five European Countries*, „The Journal of Romanian Regional Science Association” 2012, vol. 6, no. 2, s. 53–72.

- Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suchecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2012.
- Elhorst J.P., *Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models*, „International Regional Science Review” 2003, vol. 26(3), s. 244–268.
- Jończy R., *Problem nierejestrowanej emigracji definitywnej (emigracji zawieszanej) w badaniu procesów społeczno-gospodarczych na obszarach wiejskich*, „Prace Naukowe” Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 360, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2014, s. 11–18.
- Jończy R., Rokita-Poskart D., *Educational migrations as a factor of the depopulation of the intermetropolitan region*, „Economic and Environmental Studies” (Uniwersytet Opolski) 2014, vol. 14, no. 1(29), s. 9–20.
- Lee E., *Theory of migration*, „Demography” 1966, no. 3, s. 47–57.
- Migracje zarobkowe Polaków*, Work Service, 2015.
- Sardadvar S., Rocha-Akis S., *Interregional migration within the European Union in the aftermath of the Eastern enlargements: a spatial approach*, „Review of Regional Research” 2015, vol. 36, issue 1, s. 51–79, DOI 10.1007/s10037-015-0100-1.
- Sierra H.E., Robledo J.C., *Regional Equilibrium and Migration Patterns in the Americas 1960–2005: Spatial Data Panel Analysis*, „Asian Journal of Latin American Studies” 2013, vol. 26, no. 4, s. 19–38.

Źródła sieciowe

- Antczak E., Lewandowska-Gwarda K., *Migration Processes in European Cities – A Spatio-Temporal Analysis Using Different Spatial Weights Matrices*, „Estudios de Economía Aplicada” 2015, vol. 33(1), s. 53–80, <http://www.revista-eea.net/aceptadosen.php> (odczyt: 19.03.2016).
- Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004–2014*, Główny Urząd Statystyczny, 2015, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/migracje-ludnosci/informacja-o-rozmiarach-i-kierunkach-czasowej-emigracji-z-polski-w-latach-2004-2014,11,1.html> (odczyt: 06.04.2016).
- Janicki W., *Przegląd teorii migracji*, 2014, <http://phavi.umcs.pl/at/attachments/2014/0215/130630-19-przegląd-teorii-migracji-ludnosci.pdf> (odczyt: 19.03.2016).
- LeSage J.P., *An Introduction To Spatial Econometrics*, „Revue d'économie industrielle” 2008, no. 123, <http://rei.revues.org/3887?file=1> (odczyt: 19.03.2016).

* * *

Spatio-temporal analysis of emigration of working age population

Summary

Migration theories presented in the literature in the fields of economy, sociology and geography, indicate that migration processes are very complex and not easy to define, estimate and understand; therefore, there is an ongoing need of research in this area. Emigration of working age population is very expensive for a country of origin. It can be caused by a set of factors from social and political, to economic and environmental. The main aim of this article is an identification and spatio-temporal analysis of determinants of working age population emigration from Poland. In order to carry out the set task, appropriate research methods had to be used. Here, the exploratory spatial data analysis instruments and spatial Durbin panel models are applied. These tools allowed to identify variables that determine emigration from Poland. The strength and direction of dependence between variables was also evaluated. The analysis was performed based on the number of working age people who de-registered for residence abroad in Poland's poviats between 2008 and 2014.

Keywords: emigration, spatial analysis, spatial Durbin panel model

Zgodnie z oświadczeniami autorów, udział każdego z nich w tworzeniu artykułu jest równy.

