

KAROLINA LEWANDOWSKA-GWARDA

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny  
Uniwersytet Łódzki

## Migracje zagraniczne w Polsce – analiza z wykorzystaniem przestrzennego modelu SUR

### Streszczenie

W opracowaniu zaprezentowano przestrzenno-czasową analizę migracji zagranicznych w Polsce. Badanie przeprowadzono na danych statystycznych dotyczących powiatów w latach 2007–2011. W analizie danych panelowych wykorzystano wielorównaniowy model regresji przestrzennej o równaniach pozornie niezależnych (*Spatial Seemingly Unrelated Regression*). Model ten umożliwił ocenę wpływu wybranych zmiennych ekonomicznych na kształtowanie się migracji zagranicznych oraz uwzględnienie aspektów przestrzennych w postaci sąsiedztwa badanych obszarów. Ponadto, zaprezentowano podstawy metodologiczne budowy i estymacji przestrzennego modelu SUR jako narzędzia efektywnej analizy danych panelowych.

**Słowa kluczowe:** migracje zagraniczne, dane panelowe, przestrzenny model SUR

### 1. Wstęp

Przystąpienie Polski do Unii Europejskiej oraz postępująca liberalizacja przepływów na rynku pracy spowodowały znaczne zwiększenie ruchów migracyjnych. Biorąc pod uwagę fakt, iż zazwyczaj wyjeżdżają osoby młode, często z wyższym wykształceniem, należy stwierdzić, że stanowi to poważny problem dla kraju. Według wyników globalnego sondażu przeprowadzonego na zlecenie koncernu telewizyjnego Viacom przez firmy GfK oraz Ipsos, 64% młodych Polaków uważa, że za granicą żyłoby im się lepiej<sup>1</sup>, chęć wyjazdu

---

<sup>1</sup> <http://spoleczenstwo.newsweek.pl/polska-mlodziez-chcialaby-mieszkac-pozapolska,101279,1,1.html> [dostęp 12.02.2013].

z kraju deklaruje obecnie 1/3 z nich. Polska zawsze była krajem, w którym poziom emigracji znacznie przewyższał poziom imigracji. Co więcej, jest krajem europejskim, w którym mieszka najmniejsza liczba cudzoziemców w proporcji do całej populacji.

Jednym z ważniejszych czynników wpływających na poziom migracji jest sytuacja ekonomiczna obszaru pochodzenia. Wśród najczęściej wymienianych motywów zachęcających do emigracji znajduje się wysoki poziom bezrobocia, niskie zarobki oraz wysokie koszty życia w miejscu zamieszkania. Z tego względu dominującą formą mobilności ludności są obecnie migracje zarobkowe, związane z podejmowaniem zatrudnienia za granicą. Dane statystyczne publikowane przez Główny Urząd Statystyczny (badanie aktywności ekonomicznej ludności) wskazują, że dominują migracje czasowe. Około 60–70% osób przebywa za granicą do roku, pozostawiając rodziny i gospodarstwa domowe w Polsce<sup>2</sup>.

W zagranicznej literaturze przedmiotu narzędzia eksploracyjnej analizy danych przestrzennych i ekonometrii przestrzennej są coraz częściej stosowane w analizie przepływów ludności. Wykorzystywane są np.: mierniki autokorelacji przestrzennej<sup>3</sup>, modele regresji przestrzennej<sup>4</sup>, przestrzenne modele grawitacji<sup>5</sup> oraz geograficznie ważona regresja<sup>6</sup>. Pomimo że badania w zakresie migracji w Polsce są niezwykle zaawansowane, narzędzia analizy przestrzennej, które umożliwiają uwzględnienie aspektów przestrzennych badanych zjawisk (tj. położenie geograficzne, sąsiedztwo), nie są powszechnie wykorzystywane. Zasadne wydaje się zatem podjęcie próby ich zastosowania i zweryfikowania przydatności wobec danych statystycznych dotyczących Polski.

Z uwagi na to, że celem artykułu jest przestrzenno-czasowa analiza poziomu migracji zagranicznych w Polsce, w badaniu wykorzystano narzędzie, które daje możliwość analizy danych panelowych – wielorównaniowy model regresji przestrzennej o równaniach pozornie niezależnych SUR (*Spatial Seemingly*

---

<sup>2</sup> P. Kaczmarek, *Współczesne migracje zagraniczne Polaków – skala, struktura oraz potencjalne skutki na rynku pracy*, Ośrodek Badań nad Migracjami, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski, Warszawa 2006.

<sup>3</sup> B. Murgante, G. Borruzo, *Analyzing Migration Phenomena with Spatial Autocorrelation Techniques*, „Lecture Notes in Computer Science” 2012, vol. 7334, s. 670–685.

<sup>4</sup> D. Tsegai, Q. Bao Le, *District-level Spatial Analysis of Migration Flows in Ghana: Determinants and Implications for Policy*, ZEF-Discussion Papers on Development Policy no. 144, University of Bonn, 2010.

<sup>5</sup> J.P. LeSage, R.K. Pace, *Spatial econometric modeling of origin-destination flows*, „Journal of Regional Science” 2008, vol. 48, s. 941–967.

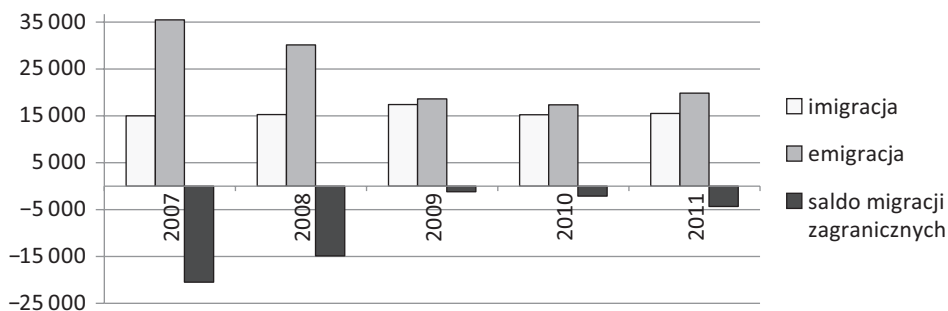
<sup>6</sup> M. Helbich, M. Leitner, *Spatial Analysis of the Urban-to-Rural Migration. Determinants in the Viennese Metropolitan Area. A Transition from Suburbia to Postsuburbia?*, Apply Statistical Analysis, Springer Science, 2009.

*Unrelated Regression*). Model ten umożliwił ocenę wpływu wybranych zmiennych ekonomicznych na kształtowanie się imigracji i emigracji w latach 2007–2011, przy jednoczesnym uwzględnieniu aspektów przestrzennych w postaci sąsiedztwa badanych obszarów. Ponadto, zaprezentowano podstawy metodologiczne budowy i estymacji przestrzennego modelu SUR jako narzędzia efektywnej analizy danych panelowych.

Badanie przeprowadzono, wykorzystując bazę danych statystycznych opracowaną na podstawie informacji dostępnych w Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego. Dane statystyczne zebrano dla 379 powiatów Polski w latach 2007–2011 (dane roczne). Głównymi wyznacznikami tworzenia bazy danych były zarówno przesłanki merytoryczne, jak i dostępność danych w momencie wykonywania badania. Należy podkreślić fakt, że informacje na temat migracji to dane rejestrowane prezentujące, zgodnie z definicją przyjętą przez Główny Urząd Statystyczny, zameldowania na pobyt stały z zagranicy (imigracja) oraz wymeldowania z pobytu stałego za granicę (emigracja).

## 2. Migracje zagraniczne w Polsce w latach 2007–2011

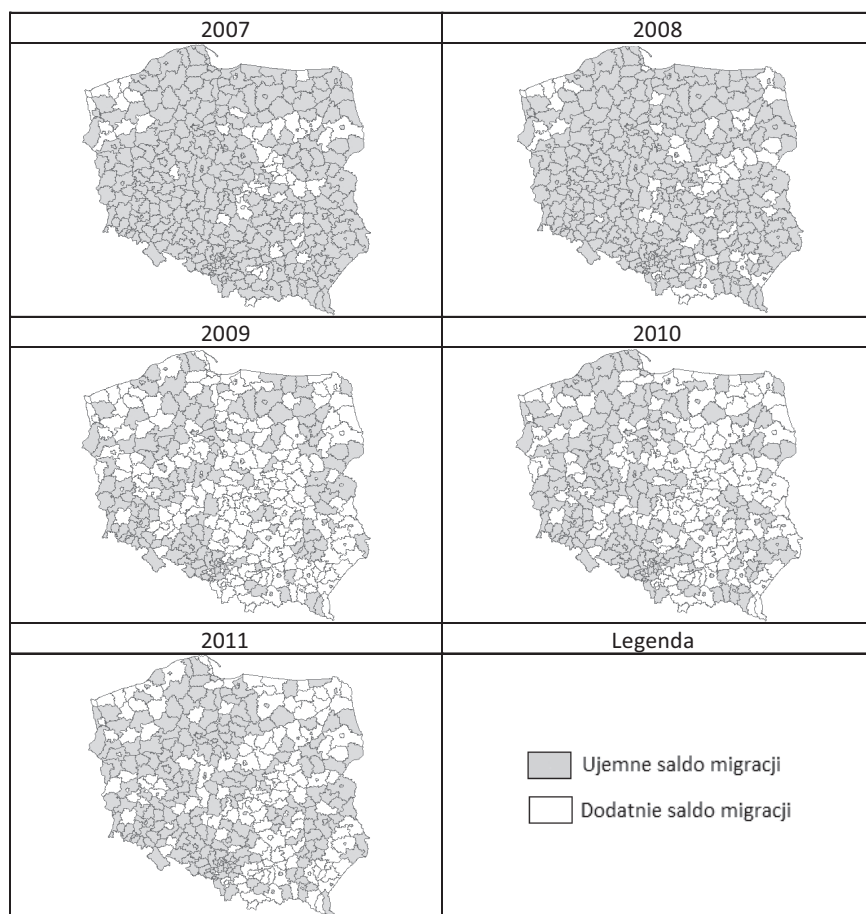
Na rysunku 1 zaprezentowano poziom imigracji (napływu ludności), emigracji (odpływu ludności) oraz saldo migracji (różnicę między imigracją i emigracją) w Polsce w latach 2007–2011. Według danych statystycznych udostępnianych przez Główny Urząd Statystyczny, najwyższy poziom emigracji odnotowano w latach 2007 i 2008, w okresie tym wyemigrowało z kraju ponad 65 tys. osób.



**Rysunek 1. Migracje zagraniczne w Polsce w latach 2007–2011**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych statystycznych GUS.

W 2009 r. poziom emigracji wyraźnie spadł, tendencja ta utrzymała się również w 2010 r. Natomiast w 2011 r. odnotowano ponowny, choć niewielki, wzrost wartości zmiennej. Napływ ludności kształtował się w analizowanych latach na poziomie ok. 15 tys. osób, jedynie w 2009 r. zauważono niewielki wzrost wartości zmiennej. W całym badanym okresie saldo migracji przyjmowało wartości ujemne. Oznacza to, że poziom emigracji przewyższał poziom imigracji. Największą różnicę między napływem i odpływem ludności odnotowano w latach 2007 i 2008. Dystans ten zmniejszył się znacznie w 2009 r., by powiększyć się ponownie w dwóch ostatnich latach objętych badaniem.



**Rysunek 2. Saldo migracji zagranicznych według powiatów w Polsce w latach 2007–2011**

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych statystycznych GUS, BDL.

Na rysunku 2 przedstawiono na mapach poziom salda migracji według powiatów w Polsce w latach 2007–2011. W pierwszym roku analizy dodatnie saldo migracji wystąpiło jedynie w 50 powiatach. Najniższy poziom zmiennej odnotowano w powiecie opolskim (–650). W 2008 r. liczba obiektów przestrzennych charakteryzujących się dodatnim saldem migracji wzrosła do 61, natomiast w 2009 r. aż do 204. Najwyższą wartość salda migracji odnotowano wówczas w powiecie warszawskim (480). W latach 2010 i 2011 stopniowo rósł udział powiatów charakteryzujących się ujemnym saldem migracji. Na mapach wyraźnie widać, że większość z nich położona jest w zachodniej części kraju.

Najwyższy poziom emigracji w całym badanym okresie odnotowano w województwach śląskim i opolskim. Znacznymi ruchami ludności, zarówno w zakresie napływu, jak i odpływu ludności, charakteryzowały się duże miasta, takie jak: Gdańsk, Wrocław, Warszawa, Poznań i Kraków. W latach 2010 i 2011 nie odnotowano emigracji z powiatów skierniewickiego, białobrzeskiego i brzezińskiego. Jedynym powiatem, w którym nie stwierdzono napływu ludności na pobyt stały, był powiat zwoleński, sytuacja ta miała miejsce w 2010 r.

### 3. Przestrzenne modele SUR jako narzędzie analizy danych panelowych

Wielorównaniowe modele o równaniach pozornie niezależnych SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) są powszechnie wykorzystywane w analizie danych panelowych. Przestrzenną modyfikację podstawowego podejścia opracował L. Anselin pod koniec lat 80. XX w., wprowadzając macierz wag przestrzennych do modelu. W 2003 r. J.P. Elhorst opublikował artykuł, w którym jako pierwszy kompleksowo omówił metodologię łączącą dane panelowe i analizy przestrzenne. Podkreślił, że w modelach SUR zależności przestrzenne mogą być wprowadzone w postaci opóźnionej przestrzennie zmiennej zależnej bądź autokorelacji przestrzennej składnika losowego. Mogą występować również efekty lub parametry nielosowe lub losowe<sup>7</sup>.

W literaturze przedmiotu występuje co najmniej kilka wariantów przestrzennych modeli SUR, które dają możliwość analizy danych panelowych

---

<sup>7</sup> K. Lewandowska-Gwarda, *Przestrzenne modele o równaniach pozornie niezależnych – teoria i zastosowania*, w: *Osiągnięcia i perspektywy modelowania i prognozowania zjawisk społeczno-gospodarczych*, red. B. Pawełek, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2011, s. 80–91.

(przestrzenno-czasowych). Jednym z nich jest model SUR z autoregresją przestrzenną, w którym każde równanie opisuje wszystkie jednostki przestrzenne w innym okresie. Powiązania występujące pomiędzy analizowanymi jednostkami przestrzennymi są wprowadzone w postaci macierzy wag przestrzennych. Poszczególne równania systemu można zapisać w następujący sposób<sup>8</sup>:

$$\mathbf{y}_t = \rho_t \mathbf{W} \mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (1)$$

gdzie:

$\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t$  – wektory zmiennych zależnych i składników losowych,

$\rho_t$  – parametr autoregresji przestrzennej dla równania  $t$ ,

$\mathbf{W}$  – macierz wag przestrzennych o wymiarach  $N \times N$ ,

$\mathbf{X}_t$  – macierz zmiennych objaśniających (w każdym równaniu modelu możemy mieć do czynienia z dowolnym zestawem zmiennych objaśniających),

$\boldsymbol{\beta}_t$  – wektor parametrów strukturalnych,

$N$  – liczba jednostek przestrzennych.

W celu oszacowania parametrów modelu SUR z autoregresją przestrzenną można wykorzystać metodę zmiennych instrumentalnych, potrójną metodę najmniejszych kwadratów lub metodę największej wiarygodności<sup>9</sup>.

Do klasy modeli regresji przestrzennej należy również model SUR z autokorelacją przestrzenną składnika losowego, w którym podobnie każde równanie opisuje wszystkie jednostki przestrzenne w innym okresie. Wprowadzona jest również macierz wag przestrzennych odwzorowująca zależności przestrzenne. Poszczególne równania modelu można zapisać jako<sup>10</sup>:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \lambda_t \mathbf{W} \boldsymbol{\varepsilon}_t + \mathbf{u}_t, \quad (2)$$

$$E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_s^T] = \sigma_{ts} \cdot \mathbf{I},$$

gdzie:

$\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t$  – wektory zmiennych zależnych i składników losowych,

$\mathbf{X}_t$  – macierz zmiennych objaśniających,

$\boldsymbol{\beta}_t$  – wektor parametrów strukturalnych,

$\lambda_t$  – parametr autokorelacji przestrzennej w równaniu  $t$ ,

$\mathbf{W}$  – macierz wag przestrzennych o wymiarach  $N \times N$ ,

$\mathbf{u}_t$  – wektor niezależnych błędów modelu,

$N$  – liczba jednostek przestrzennych.

<sup>8</sup> L. Anselin, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 1988.

<sup>9</sup> Ibidem.

<sup>10</sup> Ibidem.

Składniki losowe modelu podlegają procesowi autoregresji przestrzennej w każdym równaniu (z inną wartością parametru  $\lambda$  dla każdego  $t$ ), są również skorelowane pomiędzy równaniami modelu (w przypadku, kiedy macierz wag przestrzennych  $\mathbf{W}$  jest taka sama dla każdej jednostki czasu). Parametry modelu można oszacować, wykorzystując metodę największej wiarygodności<sup>11</sup>.

W przypadku, kiedy zmienne występujące w modelu są obserwowane w trzech wymiarach – czasowym, przestrzennym oraz dodatkowym, którym mogą być np. sektory gospodarki – wówczas każde równanie modelu jest estymowane na podstawie danych panelowych, nie zaś jak w poprzednich modelach – dla wszystkich obiektów przestrzennych w jednej jednostce czasu. W modelu tym zachodzi korelacja składnika losowego w przestrzeni, czasie oraz pomiędzy poszczególnymi równaniami modelu. Rozważany model SUR z autokorelacją przestrzenną składnika losowego przyjmuje następującą postać<sup>12</sup>:

$$\mathbf{y}_j = \mathbf{X}_j \boldsymbol{\beta}_j + \boldsymbol{\varepsilon}_j, \quad (3)$$

gdzie:

$j$  – liczba równań w modelu (może to być trzeci wymiar danych statystycznych, np. sektory gospodarki),

$\mathbf{y}_j$  – wektor zmiennych objaśnianych,

$\mathbf{X}_j$  – macierz zmiennych objaśniających,

$\boldsymbol{\beta}_j$  – wektor parametrów strukturalnych,

$\boldsymbol{\varepsilon}_j$  – wektor składników losowych, dla którego zachodzić mogą dwa procesy – proces przestrzennej autoregresji SAR (*Spatial Autoregressive*) lub proces przestrzennej średniej ruchomej SMA (*Spatial Moving Average*):

$$\boldsymbol{\varepsilon}_j = \begin{cases} (\mathbf{I}_N \otimes \rho_j \mathbf{W}) \boldsymbol{\varepsilon}_j + \mathbf{u}_j & \text{SAR} \\ (\mathbf{I}_N \otimes \lambda_j \mathbf{W}) \mathbf{u}_j + \mathbf{u}_j & \text{SMA,} \end{cases} \quad (4)$$

gdzie:

$\mathbf{I}_N$  – macierz jednostkowa,

$\mathbf{W}$  – macierz wag przestrzennych o wymiarach  $N \times N$ ,

$\rho_j$  – parametr autoregresji przestrzennej w równaniu  $j$ ,

$\lambda_j$  – parametr przestrzennej średniej ruchomej w równaniu  $j$ ,

$\mathbf{u}_j$  – wektor niezależnych błędów modelu,

$N$  – liczba jednostek przestrzennych.

<sup>11</sup> Ibidem.

<sup>12</sup> B.H. Baltagi, A. Pirrotte, *Seemingly unrelated regressions with spatial error components*, „Empirical Economics” 2011, vol. 40(1), s. 5–49.

Parametry powyższego modelu można oszacować, wykorzystując uogólnioną metodę momentów<sup>13</sup>.

Wielorównaniowe modele ekonometrii przestrzennej, w tym przestrzenne modele SUR, nie są powszechnie wykorzystywane w badaniach empirycznych, ponieważ problemy konstrukcji, estymacji i weryfikacji tych modeli nie zostały dotychczas wyczerpująco omówione w literaturze. Niemniej jednak zdobywają coraz większą popularność, gdyż są bardzo cennym narzędziem badawczym – umożliwiają analizę złożonych problemów ekonomicznych, wymagających budowy systemów wielorównaniowych, przy jednoczesnym uwzględnieniu interakcji przestrzennych<sup>14</sup>.

#### 4. Zastosowanie przestrzennego modelu SUR w analizie migracji zagranicznych w Polsce

Jednym z głównych zadań badawczych postawionych w pracy jest próba oceny wpływu zmiennych wyspecyfikowanych na podstawie teorii ekonomii<sup>15</sup> na kształtowanie się poziomu imigracji i emigracji w Polsce w latach 2007–2011<sup>16</sup>. W tym celu na pierwszym etapie analizy zbudowano model SUR, w którym nie uwzględniono interakcji przestrzennych. W modelu tym występowała jednak autokorelacja przestrzenna, o czym świadczyła istotna i większa od zera wartość statystyki Morana  $I$  dla poszczególnych równań. Z tego względu następnie opracowano model SUR z autoregresją przestrzenną (5)–(10), który umożliwił uwzględnienie aspektów przestrzennych w postaci sąsiedztwa badanych jednostek przestrzennych, zdefiniowanego w macierzy wag. W badaniu wykorzystano macierz wag przestrzennych w konfiguracji królowej<sup>17</sup>, I rzędu, standaryzowaną wierszami. Zastosowanie modelu przestrzennego umożliwiło

---

<sup>13</sup> Więcej na temat przestrzennych modeli SUR (np. specyfikacji przestrzennych efektów losowych) oraz adekwatnych metod estymacji parametrów w: K. Lewandowska-Gwarda, *Wielorównaniowe modele regresji przestrzennej*, w: *Ekonometria przestrzenna II. Modele zaawansowane*, red. B. Suchecki, C.H. Beck, Warszawa 2012, s. 153–164.

<sup>14</sup> Ibidem.

<sup>15</sup> Np. H. de Hass, *The determinants of international migration. Conceptualizing policy, origin and destination effects*, International Migration Institute, University of Oxford, Working Paper 32, 2011.

<sup>16</sup> Nadrzędnym czynnikiem przy doborze zmiennych egzogenicznych była dostępność danych statystycznych dla powiatów.

<sup>17</sup> Macierz w konfiguracji królowej definiuje sąsiedztwo obiektów przestrzennych, przy uwzględnieniu nie tylko wspólnych granic, ale również np. wspólnych wierzchołków.



wyeliminowanie wpływu autokorelacji przestrzennej z analizy oraz uzyskanie wyższych współczynników dopasowania.

Wykonano szereg prób, biorąc pod uwagę różne zestawy zmiennych egzogenicznych (wyspecyfikowanych na podstawie teorii ekonomii). Ostatecznie, po sekwencyjnym usunięciu nieistotnych statystycznie parametrów strukturalnych, model przyjął następującą postać<sup>18</sup>:

$$IM_{09} = \alpha_{01} + \rho_1 \mathbf{W} \_ IM_{09} + \beta_{11} DB_{09} + \beta_{21} LM_{09} + \beta_{31} M_{09} + \beta_{41} LOP_{09} + \varepsilon_{11}, \quad (5)$$

$$IM_{10} = \alpha_{02} + \rho_2 \mathbf{W} \_ IM_{10} + \beta_{12} LM_{10} + \beta_{22} LP_{10} + \beta_{32} LOP_{10} + \beta_{42} NI_{10} + \varepsilon_{22}, \quad (6)$$

$$IM_{11} = \alpha_{03} + \rho_3 \mathbf{W} \_ IM_{11} + \beta_{13} DB_{11} + \beta_{23} LM_{11} + \beta_{33} NI_{11} + \beta_{43} SB_{11} + \varepsilon_{33}, \quad (7)$$

$$EM_{09} = \alpha_{04} + \rho_4 \mathbf{W} \_ EM_{09} + \beta_{14} DB_{09} + \beta_{24} DG_{09} + \beta_{34} NI_{09} + \beta_{44} LWP_{09} + \varepsilon_{44}, \quad (8)$$

$$EM_{10} = \alpha_{05} + \rho_5 \mathbf{W} \_ EM_{10} + \beta_{15} DG_{10} + \beta_{25} LWP_{10} + \beta_{35} M_{10} + \beta_{45} NI_{10} + \varepsilon_{55}, \quad (9)$$

$$EM_{11} = \alpha_{06} + \rho_6 \mathbf{W} \_ EM_{11} + \beta_{16} DB_{11} + \beta_{26} DG_{11} + \beta_{36} LWP_{11} + \beta_{46} M_{11} + \beta_{56} NI_{11} + \beta_{66} WYN_{11} + \varepsilon_{66}, \quad (10)$$

gdzie:

$DB_{09-11}$  – dochody budżetów gmin na mieszkańca w latach 2009–2011,

$DG_{09-11}$  – osoby fizyczne prowadzące działalność gospodarczą na 1 tys. osób w wieku produkcyjnym w latach 2009–2011,

$EM_{09-11}$  – liczba emigrantów (migracje zagraniczne na pobyt stały) w latach 2009–2011,

$IM_{09-11}$  – liczba imigrantów (migracje zagraniczne na pobyt stały) w latach 2009–2011,

$LM_{09-11}$  – liczba mieszkańców w latach 2009–2011,

$LOP_{09-11}$  – liczba ofert pracy na 1 tys. osób w wieku produkcyjnym w latach 2009–2011,

$LP_{09-11}$  – liczba pracujących w latach 2009–2011,

$LWP_{09-11}$  – liczba ludności w wieku produkcyjnym w latach 2009–2011,

$M_{09-11}$  – liczba mieszkań oddanych do użytku na 10 tys. mieszkańców w latach 2009–2011,

$NI_{09-11}$  – nakłady inwestycyjne na mieszkańca w latach 2009–2011,

<sup>18</sup> Ze względu na ograniczoną objętość niniejszej publikacji wyniki analizy zamieszczono dla okresu 2009–2011.

$SB_{09-11}$  – stopa bezrobocia w latach 2009–2011,

$WYN_{09-11}$  – poziom wynagrodzeń przeciętnych w zł w latach 2009–2011,

$\alpha_{0j}$  – wyrazy wolne,

$\beta_{ij}$  – parametry strukturalne,

$\varepsilon_{ij}$  – składniki losowe.

Parametry powyższego modelu oszacowano, wykorzystując metodę największej wiarygodności. Otrzymane wyniki zaprezentowano w tabeli 1.

**Tabela 1. Wyniki estymacji przestrzennego modelu SUR**

Zmienna objaśniana	Oceny parametrów	Istotność parametrów	Dopasowanie
$IM_{09}$			
Wyraz wolny	-11,715	(-2,69)	$R^2 = 0,65$ $RMSE = 5,0885$
$\mathbf{W}_{IM_{09}}$	0,165	(3,11)	
$DB_{09}$	0,005	(2,22)	
$LM_{09}$	0,004	(2,15)	
$M_{09}$	0,001	(19,34)	
$LOP_{09}$	0,636	(2,31)	
$IM_{10}$			
Wyraz wolny	-17,412	(-3,71)	$R^2 = 0,67$ $RMSE = 6,0493$
$\mathbf{W}_{IM_{10}}$	0,116	(2,39)	
$LM_{10}$	0,0004	(3,76)	
$LP_{10}$	0,0006	(2,19)	
$LOP_{10}$	0,720	(2,41)	
$NI_{10}$	1,672	(3,65)	
$IM_{11}$			
Wyraz wolny	-9,184	(-3,45)	$R^2 = 0,70$ $RMSE = 4,9885$
$\mathbf{W}_{IM_{11}}$	0,088	(2,51)	
$DB_{11}$	0,007	(3,71)	
$LP_{11}$	0,0005	(19,11)	
$NI_{11}$	0,616	(2,33)	
$SB_{11}$	-0,236	(-2,62)	
$EM_{09}$			
Wyraz wolny	4,256	(2,47)	$R^2 = 0,61$ $RMSE = 7,0185$
$\mathbf{W}_{EM_{09}}$	0,554	(11,83)	
$DB_{09}$	0,010	(4,08)	
$DG_{09}$	-2,746	(-2,88)	
$NI_{09}$	-1,938	(-5,27)	
$LWP_{09}$	0,0006	(12,29)	

$EM_{10}$			
Wyraz wolny	17,328	(3,715)	$R^2 = 0,59$ $RMSE = 6,8185$
$\mathbf{W}_{EM_{10}}$	0,274	(4,913)	
$DG_{10}$	-1,649	(-4,590)	
$LWP_{10}$	0,007	(4,228)	
$M_{10}$	-0,471	(-3,644)	
$NI_{10}$	-1,852	(-5,187)	
$EM_{11}$			
Wyraz wolny	3,435	(2,13)	$R^2 = 0,64$ $RMSE = 5,127$
$\mathbf{W}_{EM_{11}}$	0,300	(5,29)	
$DB_{11}$	0,004	(3,68)	
$DG_{11}$	-2,035	(-2,17)	
$LWP_{11}$	0,013	(6,18)	
$M_{11}$	-0,560	(-3,31)	
$NI_{11}$	-0,963	(-2,24)	
$WYN_{11}$	-0,012	(-2,66)	

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie parametry modelu są istotne statystycznie. Oznacza to, że wyszczególnione zmienne mają wpływ na kształtowanie się poziomu imigracji i emigracji w badanej próbie. Istotność parametrów  $\rho$  świadczy o występowaniu interakcji przestrzennych pomiędzy powiatami we wszystkich okresach analizy. Dopasowanie poszczególnych równań modelu kształtuje się na poziomie 59–70%, można zatem na jego podstawie sformułować wnioski ekonomiczne na temat kształtowania się badanych zmiennych:

#### 1. Imigracja.

- Istotność parametrów  $\rho$  świadczy o występowaniu zależności przestrzennych między powiatami w kształtowaniu się poziomu imigracji w Polsce we wszystkich okresach analizy. Zmienna charakteryzuje się dodatnią autokorelacją przestrzenną. Mamy zatem do czynienia z grupowaniem się wysokich i niskich wartości imigracji w przestrzeni geograficznej. Występują skupiska przestrzenne (klastry) obiektów o podobnych wartościach zmiennej. Warto również podkreślić, że parametr  $\rho$  najwyższą wartość przyjmował w 2009 r., więc w tym okresie efekty przestrzenne były najsilniejsze.
- Zauważono, że we wszystkich okresach analizy wzrost liczby mieszkańców w powiatach wpływał na wzrost poziomu imigracji przy założeniu *ceteris paribus*. Oznacza to, że migranci chętniej osiedlają się w dużych miastach, które dają obietnicę lepszego życia.

- W latach 2009 i 2011 przy pozostałych czynnikach niezmiennych wzrost dochodów budżetów powiatów wpływał na wzrost liczby imigrantów. Zmienna ta jest jednym z mierników rozwoju lokalnego. Jeśli poziom dochodów budżetów rośnie, polepszają się warunki ekonomiczne w powiecie. Mamy do czynienia ze wzrostem gospodarczym, w wyniku którego obszar staje się bardziej atrakcyjny dla potencjalnych imigrantów.
- Zmienną, której wzrost (przy założeniu *ceteris paribus*) silnie oddziaływał na wzrost poziomu imigracji w latach 2009 i 2010, była liczba ofert pracy. Jak wspomniano we wstępie niniejszego artykułu, dominującą obecnie formą mobilności ludności są migracje zarobkowe. Ludność zatem przemieszcza się na obszary, na których łatwo jest znaleźć zatrudnienie.
- Przy innych czynnikach niezmiennych wzrost poziomu inwestycji powodował w latach 2010 i 2011 wzrost poziomu imigracji. Wzrost nakładów inwestycyjnych 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.
- Dodatkowo zauważono, że w 2009 r. (przy założeniu *ceteris paribus*) wzrost zasobów mieszkaniowych wpływał na wzrost poziomu migracji, natomiast w 2011 r. wzrost stopy bezrobocia powodował spadek poziomu zmiennej.

## 2. Emigracja.

- Podobnie jak w przypadku imigracji, istotność parametrów  $\rho$  świadczy o występowaniu zależności przestrzennych pomiędzy powiatami w kształtowaniu się emigracji w Polsce we wszystkich okresach analizy. Zmienna również charakteryzuje się dodatnią autokorelacją przestrzenną. Należy jednak podkreślić, że występują tu dużo silniejsze zależności przestrzenne niż w przypadku imigracji (wyższe wartości parametrów  $\rho$ ).
- We wszystkich okresach analizy wzrost liczby osób fizycznych prowadzących działalność gospodarczą oraz wzrost nakładów inwestycyjnych powodowały spadek poziomu emigracji przy założeniu *ceteris paribus*. Obydwie zmienne są miernikiem rozwoju gospodarczego oraz szansy na znalezienie zatrudnienia. Wyniki te dowodzą, że ludność najczęściej emigruje z przyczyn finansowych. Gdyby w kraju istniała możliwość zatrudnienia za godziwą płacę, poziom emigracji byłby znacznie niższy.
- Przy innych czynnikach niezmiennych wzrost liczby ludności w wieku produkcyjnym powoduje wzrost liczby emigrantów. Oznacza to, że naj-

częściej wyjeżdżają z kraju osoby młode, które uważają, że za granicą mają większe szanse na rozwój i lepsze życie.

- W latach 2010 i 2011, przy założeniu *ceteris paribus*, wzrost zasobów mieszkaniowych wpływał na spadek poziomu emigracji. W okresie tym następował stopniowy spadek ceny mieszkań, zwiększyła się także ich dostępność na rynku. Możliwość zakupu własnego mieszkania powoduje, że decyzja o wyjeździe z kraju staje się trudniejsza.
- Zauważono również, że w latach 2009 i 2011, przy innych czynnikach niezmiennych, wzrost dochodów budżetów powiatów powodował spadek emigracji, natomiast w 2011 r. wzrost wynagrodzeń przeciętnych podobnie wpływał na spadek wartości badanej zmiennej.

## 5. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Przestrzenne modele SUR zaprezentowane w niniejszym opracowaniu są znakomitym narzędziem analizy danych panelowych (przestrzenno-czasowych). Dają możliwość analizy złożonych problemów badawczych, wymagających budowy systemów wielorównaniowych, przy jednoczesnym uwzględnieniu interakcji przestrzennych, zachodzących pomiędzy badanymi jednostkami przestrzennymi. Umożliwiają również włączenie czynnika czasu.

Na podstawie przeprowadzonego badania udowodniono, że metody ekonometrii przestrzennej są odpowiednim narzędziem analizy migracji w Polsce, ponieważ zjawisko to cechuje występowanie autokorelacji przestrzennej. Model SUR z autoregresją przestrzenną okazał się lepszym narzędziem analizy niż model, w którym nie uwzględniono interakcji przestrzennych – uwzględnienie informacji na temat sąsiedztwa badanych obszarów poprawiło jakość modelu ekonometrycznego. Istotność parametrów  $\rho$  potwierdziła występowanie zależności przestrzennych między powiatami w kształtowaniu się poziomu imigracji i emigracji w Polsce. Oznacza to, że w kraju występują całe klastry jednostek przestrzennych, które ludność chętniej opuszcza, i te, które przyciągają swoim potencjałem.

Uzyskane wyniki analizy dowodzą również, że na poziom imigracji w dużej mierze wpływa poziom rozwoju gospodarczego powiatów. Z tego względu migranci najchętniej osiedlają się w dużych i charakteryzujących się wysokim potencjałem powiatach, w których łatwo można znaleźć pracę. Sytuacja ekonomiczna jest również czynnikiem decydującym o poziomie emigracji. Przeprowadzone

badania wskazują, że ludzie w wieku produkcyjnym nie zdecydowaliby się na wyjazd z kraju, gdyby mogli znaleźć zatrudnienie za godziwe wynagrodzenie. Istotnym czynnikiem jest tutaj również dostępność zasobów mieszkaniowych.

Kierunkiem dalszych badań jest podjęcie próby wykorzystania w analizie migracji innych narzędzi analizy przestrzennej, w tym modelu SUR z autokorelacją przestrzenną składnika losowego, a w szczególności wariantu, który umożliwi specyfikację przestrzennych efektów losowych.

## Bibliografia

1. Anselin L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht 1988.
2. Baltagi B.H., Pirotte A., *Seemingly unrelated regressions with spatial error components*, „Empirical Economics” 2011, vol. 40(1), s. 5–49.
3. de Hass H., *The determinants of international migration. Conceptualizing policy, origin and destination effects*, International Migration Institute, University of Oxford, Working Paper 32, 2011.
4. Elhorst J.P., *Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models*, „International Regional Science Review” 2003, vol. 26(3), s. 244–268.
5. Helbich M., Leitner M., *Spatial Analysis of the Urban-to-Rural Migration. Determinants in the Viennese Metropolitan Area. A Transition from Suburbia to Postsuburbia?*, Apply Statistical Analysis, Springer Science, 2009.
6. Kaczmarek P., *Współczesne migracje zagraniczne Polaków – skala, struktura oraz potencjalne skutki na rynku pracy*, Ośrodek Badań nad Migracjami, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski, Warszawa 2006.
7. LeSage J.P., Pace R.K., *Spatial econometric modeling of origin-destination flows*, „Journal of Regional Science” 2008, vol. 48, s. 941–967.
8. Lewandowska-Gwarda K., *Przestrzenne modele o równaniach pozornie niezależnych – teoria i zastosowania*, w: *Osiągnięcia i perspektywy modelowania i prognozowania zjawisk społeczno-gospodarczych*, red. B. Pawełek, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2011, s. 80–91.
9. Lewandowska-Gwarda K., *Wielorównaniowe modele regresji przestrzennej*, w: *Ekonometria przestrzenna II. Modele zaawansowane*, red. B. Suchecki, C.H. Beck, Warszawa 2012, s. 153–164.
10. Murgante B., Borruso G., *Analyzing Migration Phenomena with Spatial Autocorrelation Techniques*, „Lecture Notes in Computer Science” 2012, vol. 7334, s. 670–685.

11. Tsegai D., Bao Le Q., *District-level Spatial Analysis of Migration Flows in Ghana: Determinants and Implications for Policy*, ZEF-Discussion Papers on Development Policy no. 144, University of Bonn, 2010.

## Źródła sieciowe

1. <http://spoleczenstwo.newsweek.pl/polska-mlodziez-chcialaby-mieszkac-pozapolska,101279,1,1.html> [dostęp 12.02.2013].

\* \* \*

## **Immigration and emigration in Poland – analysis with the usage of spatial SUR model**

The aim of this paper is to present results of spatio-temporal analysis of migration (immigration and emigration) in Poland. This analysis was done on “powiat” level in 2007–2011. Spatial Seemingly Unrelated Regression was used to describe the migration in relation to selected economic variables. The model also allows incorporation of spatial interactions between variables into the analysis. Moreover, this paper presents construction and estimation methods of spatial SUR models as a tool that enables effective analysis of panel data.

**Keywords:** migration (immigration, emigration), panel data, spatial SUR