

KAROLINA LEWANDOWSKA-GWARDA¹, ELŻBIETA ANTCZAK²

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Uniwersytet Łódzki

Migracje wewnętrzne w polskich miastach – analiza z wykorzystaniem przestrzennej dynamicznej metody przesunięć udziałów

Streszczenie

Głównym celem artykułu jest analiza migracji wewnętrznych na pobyt stały w polskich miastach według kryterium płci oraz kierunku migracji (miasto, wieś). Użytym narzędziem badawczym jest przestrzenna dynamiczna metoda przesunięć udziałów, która umożliwiła dokonanie obszernej analizy tempa zmian wielkości zjawiska, jak również udziału i identyfikacji czynników strukturalnych oraz lokalnych w wielkości globalnego efektu netto (tj. w dynamice zmian wielkości migracji w poszczególnych miastach). Dodatkowo uwzględniono macierz wag przestrzennych, która pozwoliła na włączenie do badania aspektów związanych z zachodzącymi zależnościami ponadregionalnymi. Analiza dotyczyła lat 2000–2013 i przeprowadzono ją na próbie panelowej obejmującej 65 polskich miast na prawach powiatu.

Słowa kluczowe: migracje wewnętrzne, odpływ ludności, analiza przestrzenno-czasowa, przestrzenna dynamiczna metoda przesunięć udziałów

1. Wstęp

Procesy migracyjne w Polsce zazwyczaj wiązały się z sytuacją polityczną kraju. Największe ruchy ludności (zarówno zagraniczne, jak i wewnętrzne) były wymuszone przez rozbiory i wojny. W historii powojennej wyraźne nasilenie migracji wewnętrznych³

¹ lewandowska@uni.lodz.pl.

² wiszniewska@uni.lodz.pl.

³ Według definicji Głównego Urzędu Statystycznego, migracje wewnętrzne to zmiana miejsca zamieszkania ludności w granicach państwa, polegająca na przekroczeniu granicy administracyjnej gminy lub w przypadku gmin wiejsko-miejskich przeniesieniu się z terenów wiejskich do miejskich tej gminy i odwrotnie, http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/migracje_wewnetrzne_ludnosci.pdf (odczyt: 24.03.2015).

odnotowano po 1946 r., kiedy to ludność przemieszczała się z przeludnionych wsi do miast, w których rozwijał się przemysł. Skutkiem tego procesu był wzrost odsetka ludności zamieszkującej miasta w latach 1950–1975 z 37 do 56. Zjawisko to wygasło w latach 90. XX w. Obecnie w miastach mieszka ok. 60% ludności Polski. Jest jednak obserwowany nasilający się proces osiedlania się, szczególnie zamożnych obywateli, wokół dużych miast na terenach wiejskich, które utraciły swój rolniczy charakter⁴. Wśród najważniejszych kierunków przepływu ludności wewnątrz kraju są wymieniane również wędrowki pomiędzy miastami oraz migracje wymuszone przez rynek pracy. Około 75% ogółu migracji wewnętrznych stanowią migracje wewnątrzwojewódzkie, oznacza to, że ludzie zazwyczaj przemieszczają się na małe odległości – między gminami, powiatami, podregionami w granicach tego samego województwa⁵.

Aktualnie obniżył się wiek osób migrujących. Miejsce zamieszkania chętniej zmieniają osoby młode⁶, bez zobowiązań, niemające doświadczenia na rynku pracy. W przypadku migracji wewnętrznych dominują osoby, dla których praca zgodna z wykształceniem i idąca za tym możliwość awansu (płacowego, społecznego) są priorytetami. Warto również zauważyć, że – w przeciwieństwie do migracji zagranicznych – w przypadku migracji wewnętrznych wyraźnie przeważają kobiety⁷. Tendencja ta dotyczy przede wszystkim migracji do dużych miast i jest jednym z głównych powodów spadku potencjału demograficznego wsi.

Do głównych przyczyn migracji wewnętrznych na pobyt stały w Polsce należą tzw. sprawy rodzinne (zawarcie lub rozpad małżeństwa oraz łączenie rodzin) oraz warunki mieszkaniowe (eksmisja, zbyt wysokie koszty utrzymania lub chęć zamieszkania w lepszych warunkach). Na pobyt czasowy ma natomiast wpływ praca (oferta lepszej pracy, utrata zatrudnienia, uciążliwe dojazdy do pracy, długotrwałe bezrobocie) oraz edukacja. Należy podkreślić fakt, że – w odróżnieniu od migracji zagranicznych – w przypadku migracji wewnętrznych czynniki pozaekonomiczne są najczęstszym motywem wędrowek ludności w Polsce⁸.

⁴ D. Kałuża-Kopias, *Migracje wewnętrzne w Łodzi na tle wybranych, największych miast w Polsce*, „Folia Sociologica”, t. 35, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2010.

⁵ M. Sasin, *Główne determinanty migracji stałych w Polsce w latach 2003–2008*, „Folia Oeconomica”, t. 253, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.

⁶ Osoby w wieku produkcyjnym stanowią ok. 68% ogólnej liczby osób migrujących w granicach kraju.

⁷ *Migracje zarobkowe i powrotne w Polsce oraz w województwie warmińsko-mazurskim*, raport z projektu *Powrót do domu – psychospołeczne mechanizmy adaptacyjne migrantów powrotnych z terenów województwa warmińsko-mazurskiego*, współfinansowanego przez Unię Europejską w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego, 2009, http://www.up.gov.pl/uploads/media/2._Migracje_zarobkowe_i_powrotne_raport_ekspercki.pdf (odczyt: 25.03.2015).

⁸ D. Stelmachowicz-Pawzya, K. Świerzakowska-Ambroziak, *Analiza danych zastanych*, raport cząstkowy przygotowany w ramach projektu *Wspieranie aktywności zawodowej poprzez zarządzanie*

Wśród korzyści płynących z przemieszczania się ludności wewnątrz kraju niewątpliwie należy wymienić lepszą alokację zasobów siły roboczej, sprzyjającą wzrostowi gospodarczemu i zmniejszaniu bezrobocia, wzrost dochodów indywidualnych ludności oraz poprawę warunków życiowych. Ruchy ludności, a szczególnie emigracja, pociągają za sobą również negatywne skutki demograficzne. Duży odpływ ludności powoduje wyludnienie niektórych obszarów. Opuszczanie jednostek terytorialnych przez ludzi młodych skutkuje np. spadkiem przyrostu naturalnego oraz przyspieszaniem procesu starzenia się społeczeństwa⁹. Sytuacja taka ma obecnie miejsce np. w mieście Łodzi, w którym liczba ludności od lat 90. konsekwentnie maleje i jest odnotowywany ujemny przyrost naturalny oraz ujemne saldo migracji wewnętrznych i zagranicznych. Wszystkie te czynniki powodują, że obserwuje się proces starzenia się społeczeństwa i konsekwentnie rośnie udział osób w wieku 60+¹⁰.

Z uwagi na to, że przyrost naturalny w Polsce jest ujemny (w 2013 r. przyrost naturalny na 1 tys. ludności wynosił $-0,5$), zasadniczy wpływ na liczbę mieszkańców miast, powiatów, województw, a tym samym na ich kondycję społeczno-ekonomiczną, mają migracje, w tym wewnętrzne ruchy ludności. W literaturze przedmiotu najczęściej rozpatruje się problematykę migracji w kontekście kraju bądź regionu, rzadko natomiast badania empiryczne dotyczą miast¹¹. Istnieje zatem potrzeba pogłębienia badań w tym zakresie przy zastosowaniu odpowiednich narzędzi badawczych.

Zasadniczym celem artykułu jest zastosowanie przestrzennej dynamicznej metody przesunięć udziałów w analizie migracji wewnętrznych (emigracji) na pobyt stały w polskich miastach według kryterium płci oraz kierunku migracji (miasto, wieś). W opracowaniu dokonano obszernej analizy tempa zmian wielkości zjawiska, jak również udziału i identyfikacji czynników strukturalnych oraz lokalnych w wielkości efektu globalnego netto (tj. w dynamice zmian wielkości migracji w poszczególnych miastach). Dodatkowo uwzględniono macierz wag przestrzennych, która umożliwiła włączenie do badania aspektów związanych z zachodzącymi zależnościami ponadregionalnymi. Analiza dotyczy lat 2001–2013 i przeprowadzono ją na próbie panelowej obejmującej 65 polskich miast na prawach powiatu.

zjawiskiem migracji – analiza w województwie śląskim, Katowice 2009, <http://www.migracje.otawagroup.pl/pliki/2009/12/2010-02-11.pdf> (odczyt: 25.03.2015).

⁹ Ibidem.

¹⁰ *Zapaść demograficzna miasta i jej skutki dla przyszłości Łodzi*, raport z realizacji grantu Prezydenta Miasta Łodzi, realizowanego przez zespół pracowników Instytutu Socjologii Uniwersytetu Łódzkiego, 2012.

¹¹ Jedynie problematyka migracji ludności z terenów wiejskich do miast jest szeroko omówiona w literaturze przedmiotu.

2. Bank danych statystycznych

Jednym z najbardziej problematycznych obszarów w analizie migracji jest jakość danych statystycznych, która nie jest satysfakcjonująca. Według przywołanej we wstępie do artykułu definicji migracji, zmiana miejsca zamieszkania (przeniesienie) jest równoznaczna ze zmianą zameldowania. Z tego względu publikowane dane statystyczne są niepełne. Niemniej jednak, mając pełną świadomość tego, że udostępniane dane nie rejestrują wszystkiego, należy podkreślić fakt, że mają swoją wartość. Z uwagi na to, że istnieje potrzeba analizy i oceny poziomu wewnętrznych ruchów ludności w polskich miastach, badanie wykonano na danych statystycznych publikowanych przez GUS.

Analizę migracji wewnętrznych wykonano na podstawie danych statystycznych dotyczących liczby wymeldowań (na 10 tys. ludności) kobiet i mężczyzn z 65 polskich miast do innych miast lub na tereny wiejskie w latach 2001–2013. Bank danych statystycznych ma zatem pięć wymiarów: kierunek migracji, płeć, czas, przekrój oraz przestrzeń.

3. Opis metody przesunięć udziałów

Analiza przesunięć udziałów (*shift-share analysis*) jest metodą umożliwiającą rozłożenie zmiany zjawiska (najczęściej stopy lub tempa zmian) na czynniki regionalne (geograficzne, przestrzenne), lokalne (konkurencyjności), przekrojowe (strukturalne), sektorowe oraz globalne (krajowe) względem wielu cech. Wyznaczony efekt netto pozwala na wyselekcjonowanie efektów strukturalnych oraz przestrzennych i jest on jednocześnie względną zmianą zjawiska w regionie pomniejszoną o stałą zmianę globalną¹². Ujęcie klasyczne tej metody (statyczne) definiuje zmianę netto w następujący sposób:

$$tx_{r\infty} - tx_{\infty} = \sum_i w_{r\phi(i)} (tx_{\alpha i} - tx_{\infty}) + \sum_i w_{r\phi(i)} (tx_{ri} - tx_{\alpha i}), \quad (1)$$

gdzie: $tx_{r\infty}$ – tempo zmian poziomu zjawiska z okresu bieżącego w odniesieniu do bazowego w regionie r -tym; tx_{∞} – efekt globalny; $w_{r\phi(i)}$ – wagi regionalne dla regionu r ;

¹² D. Creamer, *Shift of Manufacturing Industries, Industrial Location and National Resources*, Government Printing Office, Washington 1942; E. S. Dunn, *A statistical and analytical technique for regional analysis*, „Papers of the Regional Science Association” 1960, vol. 6, s. 97–112.

$(tx_{r\infty} - tx_{\infty})$ – efekt całkowity/netto regionalny; $(tx_{\infty} - tx_{\infty})$ – strukturalny czynnik wzrostu regionalnego; $(tx_{ri} - tx_{\infty})$ – lokalny (przestrzenny, konkurencyjny) czynnik wzrostu w i -tym sektorze r -tego regionu.

Stacyzność podejścia klasycznego stanowi duże uproszczenie w prowadzonym procesie obliczeniowym. Jednocześnie jest wadą, gdyż rozkładowi strukturalnemu i przestrzennemu są poddawane zmiany wartości jedynie z okresu początkowego na końcowy. Z kolei, jeżeli badana jest zmiana wartości na przestrzeni kilku lat, to nieuzasadnione wydaje się założenie o stałości udziałów wartości zmiennej referencyjnej regionów w wartości referencyjnej ogółem. Głównym zatem założeniem dynamizacji klasycznego ujęcia metody było przyjęcie zmiennych wag i prowadzenie obliczeń rekurencyjnie¹³. W ten sposób są wyznaczane zmiany wartości badanej cechy oraz poszczególnych efektów sekwencyjnie dla każdej pary kolejnych okresów, a uzyskane rezultaty sumowane:

$$\bullet_j (tx_{r\infty} - tx_{\infty}) = \bullet_j \bullet_i w_{r \notin i} (tx_{\infty} - tx_{\infty}) + \bullet_j \bullet_i w_{r \notin i} (tx_{ri} - tx_{\infty}), \quad (2)$$

gdzie: j – okresy analizy.

W opisanych wzorami (1) i (2) podejściach do analizy przesunięć udziałów traktuje się jednostki jako niepowiązane ekonomicznie i geograficznie obiekty, nie uwzględniając zachodzących wzajemnych zależności przestrzennych. W 2004 r. S. Nazara i G.J.D. Hewings¹⁴ zaproponowali wprowadzenie do klasycznej analizy przesunięć udziałów macierzy wag przestrzennych¹⁵. Zależności przestrzenne w postaci wyżej wymienionych macierzy są włączane do efektu strukturalnego lub geograficznego albo do obu jednocześnie. W przypadku dynamizacji przestrzennej metody *shift-share* analizę powtarza się dla każdej pary kolejnych okresów, a zmiany i efekty są sumowane¹⁶:

$$\bullet_j (tx_{r\infty} - tx_{\infty}) = \bullet_j \bullet_i u_{r \notin i} (\mathbf{W}tx_{\infty} - tx_{\infty}) + \bullet_j \bullet_i u_{r \notin i} (tx_{ri} - \mathbf{W}tx_{\infty}), \quad (3)$$

¹³ R. A. Barff, P. L. Knight III, *Dynamic Shift-Share Analysis*, „Growth and Change” 1988, vol. 19/2, s. 1–10.

¹⁴ S. Nazara, G. J. D. Hewings, *Spatial structure and Taxonomy of Decomposition in shift-share analysis*, „Growth and Change” 2004, vol. 35, no. 4, Fall, s. 476–490.

¹⁵ Zgodnie z pierwszym prawem geografii Toblera, który w 1970 r. stwierdził, że w przestrzeni „wszystko jest związane ze wszystkim innym, przy czym bliższe rzeczy są bardziej związane niż rzeczy odległe”. Zależności przestrzenne uwzględnia się w postaci macierzy wag przestrzennych. W. Tobler, *A computer model simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography” 1970, vol. 46(2), s. 234–240.

¹⁶ E. Antczak, A. Żółtaszek, *Przestrzenno-czasowe analizy zróżnicowania wynagrodzeń w Polsce*, „Studia i Prace” Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, *Aktualne zagadnienia modelowania i prognozowania zjawisk społeczno-gospodarczych*, red. J. Pocięcha, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2010, s. 283–298.

gdzie: W – macierz wag przestrzennych zdefiniowana w dowolny sposób¹⁷. Wagi przestrzenne ulegają zmianom bądź nie zmieniają się w czasie. Kompilacja podejścia przestrzennego i dynamicznego zakłada, że efekty strukturalne, geograficzne oraz elementy macierzy wag przestrzennych (interakcje, zależności przestrzenne) zmieniają się z okresu na okres, a nie tylko z końcowego momentu analizy na początkowy.

4. *Shift-share* w analizach procesów migracyjnych w miastach

W literaturze przedmiotu można znaleźć wiele badań nad migracjami (imigracją i emigracją) prowadzonych z zastosowaniem różnych podejść *shift-share*. Jednakże są to analizy na poziomie krajów¹⁸, regionów¹⁹, mezoregionów²⁰ czy mikroregionów²¹. Wyniki aplikacji metody przesunięć udziałów z uwzględnieniem zależności przestrzennych oraz rekurencyjnych zmian w czasie dotyczące procesów migracji na poziomie miast nie zostały dotychczas upowszechnione.

5. Wyniki analizy

W niniejszym artykule badaną zmienną są przyrosty względne (tempa zmian) liczby wymeldowań w wybranych miastach Polski na 10 tys. mieszkańców w latach 2001–2013. Okresem bazowym był zawsze rok poprzedni. Wagi regionalne zdefiniowano jako udziały liczby wymeldowań w danym mieście, kierunku i płci migranta w ogólnej

¹⁷ *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suhecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010.

¹⁸ P. Huber, K. Nowotny, J. Bock-Schappelwein, *Qualification Structure, Over- and Underqualification of the Foreign Born in Austria and the EU*, FIW Research Reports 2009/10, no. 08, March 2010.

¹⁹ Na przykład: Y. Ishikawa, *The 1970s migration turnaround in Japan revisited: a shift share approach*, „Papers in Regional Science” 1992, vol. 71, s. 153–173.

²⁰ J. Brox, E. Carvalho, *An application of the regression of the analogue of the demographically enhanced 'shift-share model*, „The Review of Regional Studies” 2006, vol. 36, no. 2, s. 239–253; Ch. Basten, M. Siegenthaler, *Do immigrants take or create residents' jobs? Quasi-experimental evidence from Switzerland*, 2013, http://www.iza.org/conference_files/SUMS_2013/siegenthaler_m8734.pdf (odczyt: 27.02.2015).

²¹ Na przykład: M. Chen, P. Wang, L. Chen, *Population Distribution Evolution Characteristics and Shift Growth Analysis in Shiyang River Basin*, „International Journal of Geosciences” 2014, vol. 5, s. 1395–1403; J. Vobecka, *Spatial dynamics of the population in the Czech Republic (1989–2007)*, Prague 2010, <http://www.oeaw.ac.at/vid/download/col101214jv.pdf> (odczyt: 27.02.2015).

wielkości emigracji wewnętrznej tego miasta. Zmienną referencyjną natomiast jest ogólna liczba wymeldowań w miastach Polski. W przypadku podejścia dynamicznego analiza prowadzona była dla każdego dwóch okresów osobno. Ostateczny wynik otrzymano, sumując rezultaty badania uzyskane dla każdej pary lat. W aplikowanym przestrzennym modelu *shift-share* uwzględniono również binarną macierz wag przestrzennych wyznaczoną na podstawie odległości ekonomicznych (\mathbf{W}) standaryzowaną w wierszach do jedności:

$$\mathbf{W}tx_i = \frac{\left(\sum_{k=1}^R w_{rk} x_{ki}^* - \sum_{k=1}^R w_{rk} x_{ki} \right)}{\sum_{k=1}^R w_{rk} x_{ki}} \quad \text{dla } i = 1, \dots, M,$$

gdzie: i – miasto, wieś, kobieta, mężczyzna; r, k – indeksy miast dla $r, k = 1, \dots, R$; x_{ki} – liczba wymeldowań w mieście k -tym dla i -tej grupy (płci i kierunku migracji); x_{ki}^* – analogiczna wartość dla okresu końcowego (przy założeniu o rekurencyjności); w_{rk} – element macierzy dla miast r -tego i k -tego; \mathbf{W} – symetryczna macierz wag przestrzennych zbudowana na podstawie analizy poziomu rozwoju miast. Miernikiem rozwoju gospodarczego był średni poziom dochodów na mieszkańca w złotych w cenach stałych z 2001 r. (uśredniony po latach). Za miasto wysoko rozwinięte uznano takie, w którym poziom zmiennej przekroczył wartość lub wyniósł dokładnie tyle co poziom trzeciego kwartyła (obliczonego ze średnich poziomów dochodów ze wszystkich analizowanych miast), czyli 651 PLN *per capita*. Miasta najbogatsze stanowią miejsca strategiczne dla potencjalnych migrantów (bez względu na bezpośrednie czy też pośrednie sąsiedztwo z rodzimym regionem). W macierz wag wstawiono „jedynekę” wówczas, gdy średni poziom dochodów miasta przekraczał bądź wyniósł dokładnie tyle co kwartył trzeci oraz gdy znalazło się ono w macierzy w punkcie przecięcia z regionem o niższym poziomie przytaczanej miary bądź takim samym lub wyższym. „Zero” wpisano dla miasta, którego wielkość dochodów była niższa niż wartość trzeciego kwartyła, ale tylko wówczas, gdy w macierzy miasto to znalazło się w punkcie przecięcia z miastem charakteryzującym się również niskim bądź niższym poziomem dochodów *per capita*.

Postać zastosowanego modelu wyżej wymienionych procesów migracyjnych opisano formułą (3). W przypadku niniejszej analizy: $tx_{r\infty}$ oznacza tempo zmian liczby wymeldowań z okresu bieżącego s_n w odniesieniu do bazowego s_b , czyli poprzedzającego bieżący w r -tym mieście; tx_{∞} : to globalne tempo zmian zmiennej referencyjnej (ogólnej liczby wymeldowań w badanych miastach Polski); $u_{r\alpha(i)}$ to wagi regionalne dla miasta r w postaci udziałów analizowanej zmiennej w wartości tej zmiennej ogółem dla danego miasta; $(tx_{r\infty} - tx_{\infty})$ to całkowity, globalny efekt netto; $(\mathbf{W}tx_{\infty} - tx_{\infty})$ oznacza

strukturalny czynnik wzrostu regionalnego (płeć emigrujących i kierunki migracji); $(tx_{ri} - \mathbf{W}tx_{qi})$ to lokalny (geograficzny, konkurencyjny, różnicujący) czynnik wzrostu w i -tej kategorii migrujących, czyli płci migranta i kierunku migracji r -tego miasta. Wartości obliczonych efektów (3) dla zmian liczby wymeldowań charakteryzujących poszczególne miasta według płci i kierunku migracji w latach 2001–2013 przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości efektów obliczonych na podstawie przestrzennej rekurencyjnej *shift-share* dla liczby wymeldowań

Miasto	EN (w p.p.)	ES (w p.p.)	EG (w p.p.)	T (w %)	Miasto	EN (w p.p.)	ES (w p.p.)	EG (w p.p.)	T (w %)
Łódź	9,9	-26,6	36,5	37,1	Zamość	-3,0	-23,6	20,6	24,2
Piotrków Trybunalski	14,4	-25,1	39,6	41,7	Lublin	6,9	-23,0	29,9	34,1
Skierniewice	23,2	-23,8	47,0	50,5	Krosno	-19,1	-21,6	2,4	8,1
Płock	7,3	-18,8	26,1	34,5	Przemyśl	8,2	-21,7	29,9	35,4
Ostrołęka	14,8	-19,5	34,3	42,0	Rzeszów	-23,2	-19,8	-3,3	4,1
Siedlce	-7,0	-23,5	16,5	20,2	Tarnobrzeg	-34,7	-30,1	-4,6	-7,4
Radom	0,2	-23,6	23,8	27,4	Białystok	1,6	-23,9	25,4	28,8
Warszawa	-2,4	-28,3	25,9	24,8	Łomża	6,1	-26,1	32,2	33,3
Kraków	16,5	-20,2	36,7	43,7	Suwałki	3,4	-25,4	28,9	30,7
Nowy Sącz	-2,3	-20,7	18,4	25,0	Kielce	10,4	-21,7	32,0	37,6
Tarnów	-6,7	-17,9	11,2	20,5	Gorzów Wielkopolski	8,9	-20,3	29,2	36,2
Bielsko-Biała	18,6	-19,2	37,7	45,8	Zielona Góra	11,7	-20,6	32,3	39,0
Bytom	19,6	-37,7	57,3	46,9	Kalisz	15,8	-20,9	36,7	43,0
Piekary Śląskie	43,8	-34,8	78,5	71,0	Konin	8,1	-19,4	27,6	35,3
Częstochowa	15,4	-22,1	37,6	42,7	Leszno	19,9	-22,5	42,4	47,1
Gliwice	21,3	-33,0	54,3	48,5	Poznań	16,1	-20,0	36,1	43,3
Zabrze	23,5	-36,3	59,8	50,7	Koszalin	-16,7	-25,2	8,4	10,5
Chorzów	11,5	-43,3	54,9	38,7	Szczecin	2,4	-23,2	25,6	29,6
Katowice	5,6	-41,4	47,0	32,8	Świnoujście	-53,4	-37,7	-15,8	-26,2
Mysłowice	37,8	-40,5	78,4	65,1	Jelenia Góra	12,1	-25,9	38,0	39,3
Ruda Śląska	32,0	-39,5	71,5	59,2	Legnica	2,1	-25,3	27,4	29,3
Siemianowice Śląskie	20,9	-41,8	62,7	48,1	Wrocław	29,9	-21,4	51,3	57,2
Świętochłowice	31,0	-43,9	74,9	58,2	Opole	2,1	-21,2	23,3	29,3
Jastrzębie-Zdrój	-28,5	-25,3	-3,2	-1,3	Bydgoszcz	-8,4	-18,7	10,3	18,8
Rybnik	-0,2	-29,9	29,7	27,0	Toruń	2,0	-17,8	19,7	29,2
Żory	-39,9	-30,0	-9,8	-12,7	Grudziądz	0,5	-22,8	23,3	27,7

Miasto	EN (w p.p.)	ES (w p.p.)	EG (w p.p.)	T (w %)	Miasto	EN (w p.p.)	ES (w p.p.)	EG (w p.p.)	T (w %)
Dąbrowa Górnica	-3,9	-39,2	35,3	23,3	Wrocław	-2,1	-27,3	25,2	25,1
Jaworzno	6,3	-34,0	40,3	33,5	Słupsk	-3,5	-23,0	19,5	23,7
Sosnowiec	5,8	-39,9	45,7	33,0	Gdańsk	-10,0	-27,9	17,9	17,3
Tychy	-5,6	-33,1	27,5	21,6	Gdynia	-1,8	-34,0	32,3	25,5
Biała Podlaska	40,9	-24,2	65,1	68,1	Sopot	-20,8	-43,5	22,7	6,4
Chełm	-6,2	-24,6	18,4	21,0	Elbląg	17,5	-29,8	47,3	44,7
Tempo krajowe: 27,2%					Olsztyn	7,3	-25,6	32,9	39,2

EN – efekt netto, ES – efekt strukturalny, EG – efekt geograficzny, T – tempo regionalne, p.p. – punkt procentowy
Źródło: opracowanie własne.

Z danych zawartych w tabeli 1 wynika, że w latach 2001–2013 średnie tempo zmian wielkości emigracji wewnętrznej w polskich miastach było dodatnie i wynosiło 27%. Oznacza to wzrost liczby wymeldowań w 2013 r. w odniesieniu do 2001 r. o 27%, przy uwzględnieniu zmian w poszczególnych latach analizy (czyli w latach 2002–2012). W 94% badanych miast regionalne średnie tempo zmian było dodatnie, a więc nastąpił wzrost liczby wymeldowań. Najwyższa skala emigracji ludności cechuje miasta głównie z województwa śląskiego: Piekary Śląskie (71%), Białą Podlaskę (68%), Mysłówice (65%), Rudę Śląską (59%), Świętochłowice (58%) i Wrocław (57%). W tych miastach w badanym okresie nastąpił największy wzrost emigracji w 2013 r. w odniesieniu do 2001 r. Na podobnym poziomie do krajowego tempa wzrostu znalazł się Grudziądz, Radom i Rybnik. Spadek liczby osób emigrujących odnotowano jedynie w czterech miastach, tj. w: Świnoujściu (-26%), Żorach (-12,7%), Tarnobrzegu (-7,4%) i Jastrzębiu-Zdroju (-1,3%).

Porównując tempo zmian wielkości emigracji cechujące poszczególne miasta z przeciętnym tempem wzrostu w Polsce (wartości efektów netto), można wskazać miasta o wzroście liczby emigrujących wyższym od krajowego o od 0,5 p.p. (Grudziądz) nawet do 48,3 p.p. (Piekary Śląskie). Występują również miasta charakteryzujące się zmianą liczby emigrantów mniejszą niż przeciętnie w kraju, np. Świnoujście (-53,4 p.p.), Żory (-39,9 p.p.), Tarnobrzeg (-34,7 p.p.), Jastrzębie-Zdrój (-28,5 p.p.).

Uzyskane rezultaty analizy wskazują, że zmiany wielkości emigracji w poszczególnych miastach wynikały bądź ze zmian w strukturze płci i kierunku emigrujących (efekty strukturalne), bądź z lokalnej konkurencyjności (efekty geograficzne). Na wartości wyników wpływ mają również zależności przestrzenne. W przypadku opisywanego zjawiska (jako destymulanty rozwoju) dodatnia wartość efektu geograficznego i wyższa od wartości efektu strukturalnego świadczy o niekonkurencyjności danej jednostki. Jeśli chodzi o liczbę wymeldowań, określony w powyższy sposób efekt geograficzny

dowodzi nadmiernego odpływu osób z danej jednostki do innych miast i wynika z uwarunkowań lokalnych oraz przyjętej macierzy **W**. Na przykład, w Piekarach Śląskich w latach 2001–2013 nastąpił największy wzrost poziomu emigracji (o 71%, czyli o ok. 43,8 p.p. ponad przeciętne tempo emigracji w Polsce), spowodowany w większym stopniu zmianami wynikającymi z lokalnej niekonkurencyjności (78,5 p.p.), na którą wpływ ma np. lepsza sytuacja ekonomiczna miast sąsiednich, niż zmianami w strukturze i kierunku emigrujących (–34,8 p.p.) – tabela 1. W Piekarach Śląskich można zatem zauważyć niekorzystną tendencję nadmiernego odpływu ludności do innych, bardziej atrakcyjnych miast Polski. Podobna sytuacja miała miejsce np. w Białej-Podlaskiej, Świętochłowicach, Rudzie Śląskiej czy też Mysłowicach. Z kolei w Warszawie tempo zmian wielkości emigracji jest również dodatnie (24,8%) i analogicznie do przypadku wyżej wymienionych miast wartość ta świadczy o wzroście liczby osób emigrujących. Jednakże tempo wzrostu liczby wymeldowań jest wolniejsze od krajowego o 2,4 p.p. Co więcej, na wartość efektu netto znaczny wpływ mają zmiany w strukturze płci i kierunku emigrujących (–28,3 p.p.) przy efekcie geograficznym wynoszącym 25,9 p.p., co świadczy o niższej skali migracji z Warszawy do innych miast (czyli o konkurencyjności tego regionu w odniesieniu do innych jednostek, zgodnie z przyjętą macierzą wag przestrzennych). Podobna sytuacja ma miejsce w miastach, w których średnie tempo emigracji jest ujemne, np. Tarnobrzegu, Świnoujściu, Żorach czy też Jastrzębiu-Zdroju. Natomiast wartości ujemne efektu geograficznego charakteryzują miasta, w których liczba osób emigrujących jest przeciętnie niższa, czyli są konkurencyjne w odniesieniu do innych badanych jednostek (Jastrzębie-Zdrój, Tarnobrzeg, Świnoujście).

Tabela 2. Udział poszczególnych wielkości tempa zmian liczby wymeldowań w wartości efektów całkowitych, strukturalnych i geograficznych w wybranych miastach Polski (w p.p.)

	EN	MM _{ES}	MK _{ES}	WM _{ES}	WK _{ES}	ES	MM _{EG}	MK _{EG}	WM _{EG}	WK _{EG}	EG
Łódź	9,9	–11,1	–14,3	–0,8	–0,3	–26,6	9,3	13,4	6,7	7,1	36,5
Radom	0,2	–9,3	–13,0	–0,9	–0,4	–23,6	11,2	11,3	0,1	1,2	23,8
Warszawa	–2,4	–12,4	–15,0	–0,8	–0,2	–28,3	8,4	11,4	2,2	3,9	25,9
Piekary Śląskie	43,8	–14,8	–19,0	–0,7	–0,2	–34,8	26,0	38,1	10,4	4,0	78,5
Mysłowice	37,8	–18,2	–22,2	–0,2	0,1	–40,5	30,0	28,7	10,5	9,2	78,4
Ruda Śląska	32	–17,6	–21,5	–0,3	–0,1	–39,5	27,2	36,6	6,0	1,7	71,5
Świętoch.	31	–19,7	–23,8	–0,3	0,0	–43,9	30,2	37,3	3,2	4,1	74,9
Jastrzębie-Zdrój	–28,5	–11,2	–12,8	–1,0	–0,3	–25,3	4,6	3,7	–6,6	–4,9	–3,2
Rybnik	–0,2	–12,8	–15,8	–0,9	–0,5	–29,9	4,1	14,9	9,1	1,6	29,7

	EN	MM _{ES}	MK _{ES}	WM _{ES}	WK _{ES}	ES	MM _{EG}	MK _{EG}	WM _{EG}	WK _{EG}	EG
Żory	-39,9	-13,2	-15,6	-0,9	-0,5	-30,0	2,8	-2,7	-5,0	-4,9	-9,8
Biała Podlaska	40,9	-9,5	-13,7	-0,9	-0,1	-24,2	17,4	30,3	6,1	11,2	65,1
Tarnobrzeg	-34,7	-12,1	-16,2	-1,3	-0,5	-30,1	7,2	1,6	-8,9	-4,4	-4,6
Świnoujście	-53,4	-17,0	-20,1	-0,6	0,1	-37,7	0,1	-6,3	-4,8	-4,8	-15,8
Wrocław	29,9	-9,1	-11,1	-0,9	-0,4	-21,4	8,6	13,5	15,1	14,2	51,3
Grudziądz	0,5	-9,6	-11,9	-0,9	-0,3	-22,8	7,3	8,9	4,9	2,2	23,3

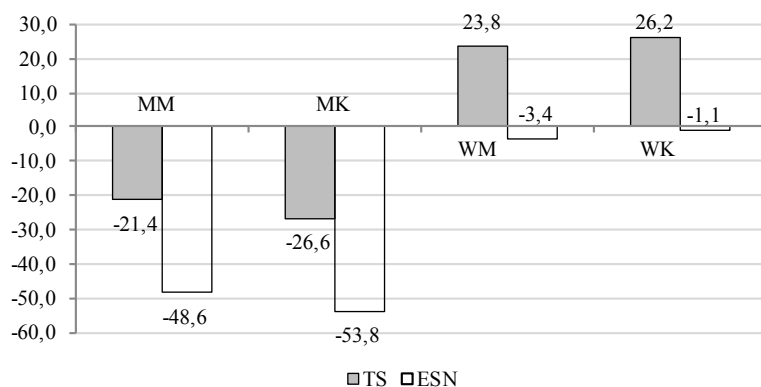
Z indeksem ES lub EG: MM – liczba wymeldowań mężczyzn do miasta, MK – liczba wymeldowań kobiet do miasta, WM – liczba wymeldowań mężczyzn na wieś, WK – liczba wymeldowań kobiet na wieś, gdzie: EN – efekt netto, ES – efekt strukturalny, EG – efekt geograficzny

Źródło: opracowanie własne.

Z danych zawartych w tabeli 1 wynika, że na wartość efektu netto emigracji w poszczególnych miastach Polski w latach 2001–2013 znaczny wpływ mogły mieć zmiany strukturalne emigrujących (np. Siedlce, Warszawa, Tychy, Gdynia) lub że zmiana ta jest warunkowana czynnikami lokalnymi (np. Skierniewice, Katowice, Mysłowice). Natomiast na wartości efektów strukturalnego i geograficznego mają wpływ wielkości udziałów tempa zmian w poszczególnych kategoriach migrantów (tabela 2).

Na podstawie wyników zawartych w tabeli 2 można stwierdzić, że na wartość efektu netto np. w Piekarach Śląskich główny wpływ miała wielkość efektu geograficznego (78,5 p.p.). Z kolei na wartość efektu lokalnego w tym mieście największy wpływ ma tempo zmian liczby kobiet emigrujących do miast (38,1 p.p.). Oznacza to, że tempo migrujących kobiet do miast (zgodnie z przyjętą macierzą wag przestrzennych) było znacznie szybsze niż w innych grupach migrantów. Analogiczna sytuacja ma miejsce np. w Łodzi, Rudzie Śląskiej, Świętochłowicach, Białej Podlaskiej i we Wrocławiu. W Warszawie na regionalne tempo zmian wielkości emigracji dominujący wpływ miały wolniejsze zmiany w strukturze emigrantów (-28,3 p.p.), przy efekcie geograficznym wynoszącym 25,9 p.p. Natomiast na wartość tego efektu strukturalnego główny wpływ miał udział tempa zmian liczby kobiet emigrujących do miast (-19 p.p.). W tej kategorii osób zatem w badanym okresie następowały najwolniejsze zmiany liczby emigrujących i udział tego czynnika w wartości efektu strukturalnego był największy w porównaniu z tempem zmian emigracji w innych kategoriach migrantów (tabela 2). Podobna sytuacja ma miejsce np. w Jastrzębiu-Zdroju, Żorach, Tarnobrzegu czy też w Świnoujściu.

Na kształtowanie się wielkości efektów netto wpływ mają sektorowe tempo zmian i sektorowy efekt netto. Wartości wskaźników zobrazowano na rysunku 1.



TS – sektorowe średnie tempo wzrostu, ESN – efekt sektorowy netto

Rysunek 1. Średnie tempo zmian (w %) i efekty sektorowe (w p.p.) migracji według określonej struktury emigrujących

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki przeprowadzonego badania przedstawione na rysunku 1 wskazują, że w latach 2001–2013 najszybsze dodatnie tempo zmian charakteryzowało liczbę wymeldowań kobiet na wieś (26,2%). W tej kategorii osób migrujących tempo emigracji było wolniejsze od średniego tempa zmian w kraju o 1,1 p.p. Najwolniejsze zmiany liczby migrujących zaszły w przypadku liczby wymeldowań kobiet do miast (średnie tempo sektorowe 26,6%, sektorowy efekt netto –53,8 p.p.). Na podstawie danych ujętych na rysunku 1 można również zauważyć wzrost liczby wymeldowań kobiet i mężczyzn na wieś, a spadek liczby wymeldowań do miast.

6. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Wewnętrzne przepływy ludności są zjawiskiem niezwykle złożonym, uzależnionym od wielu aspektów rodzinnych, społecznych, środowiskowych, kulturowych oraz ekonomicznych. Pociągają za sobą wiele zarówno pozytywnych, jak i negatywnych skutków dla jednostki, rodziny, społeczności lokalnej i w konsekwencji całego kraju. Z tego względu zjawisko to powinno być poddawane nieustannemu monitoringowi i szczegółowej analizie z różnych punktów widzenia.

W artykule podjęto próbę przestrzenno-czasowej analizy migracji wewnętrznych (emigracji) w 65 polskich miastach w latach 2001–2013 według kryterium płci oraz kierunku migracji (miasto, wieś). Na podstawie przeprowadzonych badań stwierdzono, że w latach 2001–2013 średnie tempo zmian wielkości emigracji w polskich miastach

było dodatnie. Oznacza to wzrost liczby wymeldowań w 2013 r. w odniesieniu do 2001 r. (o 27%), co jest równoznaczne ze wzrostem mobilności Polaków w granicach kraju. 94% badanych miast charakteryzowało się dodatnim regionalnym średnim tempem zmian, a zatem nastąpił w nich wzrost liczby wymeldowań. Najwyższa skala emigracji ludności cechowała głównie miasta położone w województwie śląskim. Spadek liczby osób emigrujących odnotowano jedynie w czterech miastach, tj. w: Świnoujściu (–26%), Żorach (–12,7%), Tarnobrzegu (–7,4%) oraz Jastrzębiu-Zdroju (–1,3%). Co więcej, w 22 jednostkach (34% miast) tempo emigracji wewnętrznej było niższe od przeciętnego w Polsce (ujemne wartości efektów netto).

Uzyskane rezultaty analizy wskazują, że zmiany wielkości emigracji w poszczególnych miastach wynikały ze zmian w strukturze płci i kierunku emigrujących (efekty strukturalne) lub z lokalnej konkurencyjności (efekty geograficzne). W miastach, w których wartość efektu geograficznego jest dodatnia i ma większy udział w wartości efektu netto (68% wszystkich jednostek), można zauważyć niekorzystną tendencję nadmiernego opływu ludności do innych, być może bardziej atrakcyjnych miejsc Polski. Na kształt wyników wpływ miały również zależności przestrzenne. Na podstawie przeprowadzonych badań udowodniono też, że w badanym okresie nastąpił wzrost liczby wymeldowań kobiet i mężczyzn na wieś oraz spadek liczby wymeldowań do miast. Tempo migracji kobiet do miast było znacznie szybsze niż w pozostałych rozpatrywanych grupach.

Ze względu na ogólny charakter informacji statystycznych uzyskane wyniki należy traktować jako wstęp do dalszych, bardziej szczegółowych badań, uwzględniających związki przyczynowo-skutkowe. Kolejnym etapem analiz będzie specyfikacja zmiennych zarówno ekonomicznych, jak i pozaekonomicznych wpływających na kształtowanie się migracji wewnętrznych w polskich miastach. Z uwagi na to, że na przepływy ludności mogą oddziaływać również aspekty przestrzenne, tj. położenie geograficzne, sąsiedztwo, odległość, w dalszych badaniach zostaną zastosowane zaawansowane narzędzia ekonometrii przestrzennej, tj. przestrzenne modele panelowe, wielorównaniowe modele regresji przestrzennej czy GWR.

Bibliografia

- Antczak E., Żółtaszek A., *Przestrzenno-czasowe analizy zróżnicowania wynagrodzeń w Polsce*, „Studia i Prace” Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, *Aktualne zagadnienia modelowania i prognozowania zjawisk społeczno-gospodarczych*, red. J. Pocięcha, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2010, s. 283–298.

- Barff R.A., Knight III P.L., *Dynamic Shift-Share Analysis*, „Growth and Change” 1988, vol. 19/2, s. 1–10.
- Brox J., Carvalho E., *An application of the regression of the analogue of the demographically enhanced shift-share model*, „The Review of Regional Studies” 2006, vol. 36, no. 2, s. 239–253.
- Chen M., Wang P., Chen L., *Population Distribution Evolution Characteristics and Shift Growth Analysis in Shiyang River Basin*, „International Journal of Geosciences” 2014, vol. 5, s. 1395–1403.
- Creamer D., *Shift of Manufacturing Industries, Industrial Location and National Resources*, Government Printing Office, Washington 1942.
- Dunn E.S., *A statistical and analytical technique for regional analysis*, „Papers of the Regional Science Association” 1960, vol. 6, s. 97–112.
- Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, red. B. Suchecki, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010.
- Emmerson R., Ramanthan R., Ramm W., *On the analysis of regional growth patterns*, „Journal of Regional Science” 1975, vol. 15, s. 17–28.
- Huber P., Nowotny K., Bock-Schappelwein J., *Qualification Structure, Over- and Underqualification of the Foreign Born in Austria and the EU*, FIW Research Reports 2009/10, no. 08, March 2010.
- Ishikawa Y., *The 1970s migration turnaround in Japan revisited: a shift share approach*, „Papers in Regional Science” 1992, vol. 71, s. 153–173.
- Kaluża-Kopias D., *Migracje wewnętrzne w Łodzi na tle wybranych, największych miast w Polsce*, „Folia Sociologica”, t. 35, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2010.
- Nazara S., Hewings G.J.D., *Spatial structure and Taxonomy of Decomposition in shift-share analysis*, „Growth and Change” 2004, vol. 35, no. 4, Fall, s. 476–490.
- Sasin M., *Główne determinanty migracji stałych w Polsce w latach 2003–2008*, „Folia Oeconomica”, t. 253, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.
- Tobler W., *A computer model simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography” 1970, vol. 46(2), s. 234–240.
- Zapaść demograficzna miasta i jej skutki dla przyszłości Łodzi*, raport z realizacji grantu Prezydenta Miasta Łodzi, realizowanego przez zespół pracowników Instytutu Socjologii Uniwersytetu Łódzkiego, 2012.

Źródła sieciowe

- Basten Ch., Siegenthaler M., *Do immigrants take or create residents' jobs? Quasi-experimental evidence from Switzerland*, 2013, http://www.iza.org/conference_files/SUMS_2013/siegenthaler_m8734.pdf (odczyt: 27.02.2015).
- Migracje zarobkowe i powrotne w Polsce oraz w województwie warmińsko-mazurskim*, raport z projektu *Powrót do domu – psychospołeczne mechanizmy adaptacyjne migrantów powrotnych z terenów województwa warmińsko-mazurskiego*, współfinansowanego przez Unię Europejską w ramach Europejskiego Funduszu Społecznego, 2009, http://www.up.gov.pl/uploads/media/2_Migracje_zarobkowe_i_powrotne_raport_ekspercki.pdf (odczyt: 25.03.2015).

Stelmachowicz-Pawyza D., Świerzakowska-Ambroziak K., *Analiza danych zastanych*, raport częściowy przygotowany w ramach projektu *Wspieranie aktywności zawodowej poprzez zarządzanie zjawiskiem migracji – analiza w województwie śląskim*, Katowice 2009, <http://www.migracje.otawagroup.pl/pliki/2009/12/2010-02-11.pdf> (odczyt: 25.03.2015).

Vobecka J., *Spatial dynamics of the population in the Czech Republic (1989–2007)*, Prague 2010, <http://www.oeaw.ac.at/vid/download/coll101214jv.pdf> (odczyt: 27.02.2015).

* * *

Internal migration in polish cities – the analysis using the spatial dynamic shift-share method

Summary

The main aim of this paper is to examine internal population movements for permanent stay in polish cities. The spatial dynamic shift-share method is used to analyze internal migrations (internal emigrations) according to the sex and direction (urban, rural) from 2001 to 2013. The study also analyses the pace of changes in the volume of the phenomenon as well as the share and identifies structural and local factors in the size of the net global effect in specific cities. Moreover, it takes into consideration a spatial weights matrix which allows one to include spatial aspects in the study. The analysis was conducted on panel data, covered 65 polish and thirteen years.

Key words: migration, internal emigration, spatio-temporal analysis, spatial dynamic shift-share

JEL: F22, O15, C49

Zgodnie z oświadczeniem autorów, ich udział w powstawaniu artykułu był następujący: Elżbieta Antczak – 50%, Karolina Lewandowska-Gwarda – 50%.