



**Monika Miśkiewicz-Nawrocka**

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach  
Wydział Zarządzania  
Katedra Matematyki  
monika.miskiewicz@ue.katowice.pl

**Katarzyna Zeug-Żebro**

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach  
Wydział Zarządzania  
Katedra Matematyki  
katarzyna.zeug-zebro@ue.katowice.pl

## **BADANIE ZRÓŻNICOWANIA SYTUACJI DEMOGRAFICZNEJ W POLSCE W LATACH 2005-2014**

**Streszczenie:** Zachodzące od lat 80. XX w. zmiany demograficzne w Polsce uwioczniają wyraźny proces starzenia się społeczeństwa, na który ogromny wpływ mają procesy: rozrodczości, umieralności i migracji. Zjawisko to jest poważnym problemem demograficznym, jak i społeczno-ekonomicznym, gdyż prowadzi do wielu niekorzystnych konsekwencji, tj. zwiększenia wydatków ze środków publicznych, zmian zasad funkcjonowania systemów zabezpieczenia społecznego, opieki zdrowotnej i szkolnictwa, zwiększenia popytu na usługi opiekuńcze, obniżenia świadczeń emerytalno-rentowych oraz zasiłków socjalnych, wydłużenia wieku emerytalnego, wzrostu stopy bezrobocia, masowej migracji zarobkowej.

Ze względu na wagę problemu w opracowaniu została przeprowadzona analiza przestrzenna potencjału demograficznego w Polsce w latach 2005, 2008, 2011 i 2014.

**Słowa kluczowe:** potencjał demograficzny, wskaźnik syntetyczny Perkala, autokorelacja przestrzenna.

**JEL Classification:** C01, C49, J19.

### **Wprowadzenie**

Zjawisko spadku populacji czy też stagnacji liczby ludności w Polsce można obserwować już od lat 80. ubiegłego wieku. Na przestrzeni kolejnych lat proces ten stał się zjawiskiem powszechnym, na który wpływ miały różne procesy i zjawiska społeczno-ekonomiczne powodujące z jednej strony ujemny bilans migracyjny, z drugiej ujemny przyrost naturalny.

Głównym celem opracowania jest rozpoznanie stanu i zróżnicowania rozkładu przestrzennego sytuacji demograficznej województw w Polsce w latach 2005, 2008, 2011 i 2014 oraz powiatów województwa śląskiego w 2014 r. Po-

miar potencjału demograficznego zostanie przeprowadzony za pomocą wskaźnika syntetycznego Perkala, a badanie zależności przestrzennej na podstawie mierników globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej. Dane wykorzystane w analizach pozyskano z Banku Danych Lokalnych GUS [www 1]. Obliczenia przeprowadzono przy użyciu programu R Cran i pakietu Microsoft Excel.

## 1. Potencjał demograficzny – wskaźnik syntetyczny J. Perkala

Potencjał demograficzny jest istotnym czynnikiem determinującym rozwój regionów. Przeważnie jest definiowany jako „siła napędowa” tkwiąca w zasobach ludzkich, a więc przede wszystkim w liczbie ludności i jej strukturze wiekowej. Poziom potencjału demograficznego można określić za pomocą wskaźnika syntetycznego Perkala  $m_i$  [Parysek i Wojtasiewicz, 1979]. Miara ta jako metoda porządkowania liniowego pozwala na uporządkowanie obiektów wielowymiarowych wg syntetycznego kryterium. Użycie tej metody ma na celu stworzenie rankingu obiektów ze względu na określony zestaw cech. Wyższa wartość wskaźnika syntetycznego oznacza korzystniejszą sytuację obiektu pod względem poziomu potencjału. Wskaźnik Perkala szacuje się jako średnią arytmetyczną cech  $x'_{ij}$ :

$$m_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x'_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

gdzie:

$n$  – liczba uwzględnionych cech,

$x'_{ij}$  – standaryzowana wartość  $j$ -tej cechy dla  $i$ -tego obiektu,

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}, \quad \text{gdy } x_{ij} \text{ jest wartością stymulanty,} \quad (2)$$

$$x'_{ij} = -\frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}, \quad \text{gdy } x_{ij} \text{ jest wartością destymulanty,} \quad (3)$$

$x_{ij}$  jest wartością pierwotną  $j$ -tej cechy dla  $i$ -tego obiektu,

$\bar{x}_j$  jest wartością średniej arytmetycznej  $j$ -tej cechy,

$S_j$  jest wartością odchylenia standardowego  $j$ -tej cechy.

## 2. Miary autokorelacji przestrzennej

Autokorelacja przestrzenna występuje w przypadku, gdy określone zjawisko w jednej jednostce przestrzennej wpływa na zmianę prawdopodobieństwa wystąpienia tego zjawiska w jednostkach sąsiednich [Bivand, 1980]. W ujęciu ogólnym dodatnia autokorelacja przestrzenna zachodzi, gdy obserwujemy przestrzenne gromadzenie się, w sensie lokalizacji, wysokich lub niskich wartości obserwowanych zmiennych. Dla ujemnej autokorelacji wysokie wartości sąsiadują z niskimi, a niskie z wysokimi, tworząc pewnego rodzaju szachownicę [Suchecki, 2010]. Brak autokorelacji przestrzennej oznacza przestrzenną losowość, tzn. że wartości wysokie i niskie obserwowanych zmiennych są rozmieszczone niezależnie.

W statystyce przestrzennej szacuje się dwa typy miar autokorelacji przestrzennej: miary globalne i miary lokalne. Globalna autokorelacja wynika z istnienia korelacji w obrębie całej badanej jednostki przestrzennej. Miary lokalne zaś wykazują zależności przestrzenne danej zmiennej z jednostkami sąsiadującymi w konkretnej lokalizacji. Do najczęściej wykorzystywanych miar globalnych należą: statystyka  $I$  Morana [Moran, 1950] oraz statystyka  $C$  Geary'ego [Geary, 1954], do miar lokalnych: wskaźniki LISA [Anselin, 1995] (lokalna statystyka Morana  $I_i$  i Geary'ego  $C_i$ ) oraz lokalna statystyka Getisa-Orda  $G_i$  [Getis i Ord, 1992].

### 2.1. Globalna statystyka Morana

Jedną z najczęściej stosowanych statystyk w badaniu autokorelacji przestrzennej jest globalna statystyka  $I$  Morana zdefiniowana następująco:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}}, \quad (4)$$

gdzie:  $x_i, x_j$  są wartościami zmiennych w jednostce przestrzennej  $i$  oraz  $j$ ,  $\bar{x}$  jest średnią arytmetyczną wartości zmiennej dla wszystkich jednostek,  $n$  jest liczbą wszystkich jednostek przestrzennych uwzględnionych w badaniu,  $S_0$  jest sumą wszystkich elementów macierzy wag,  $\mathbf{z}$  jest wektorem kolumnowym o elementach:  $z_i = x_i - \bar{x}$ ,  $\mathbf{W}$  jest macierzą wag przestrzennych stopnia  $n$  definiującą strukturę sąsiedztwa,  $w_{ij}$  jest elementem zero-jedynkowej macierzy wag  $\mathbf{W}$ :

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{gdy jednostka } i\text{-ta jest sąsiadem } j\text{-tej jednostki,} \\ 0, & \text{gdy jednostka } i\text{-ta nie jest sąsiadem } j\text{-tej jednostki,} \\ 0, & \text{gdy } i = j - \text{elementy diagonalne macierzy} \end{cases} \quad (5)$$

Cliff i Ord [1973] udowodnili, że rozkład statystyki Morana jest asymptotycznie normalny. Zatem istotność statystyczna autokorelacji przestrzennej może być zweryfikowana za pomocą unormowanej statystyki  $I^S \sim N(0,1)$ :

$$I^S = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}}, \quad E(I) = -\frac{1}{n-1} \quad \text{ i } \quad \text{Var}(I) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2}{(n^2 - 1) S_0^2} - \frac{1}{(n-1)^2}, \quad (6)$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}, \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left( \sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2, \quad (7)$$

gdzie  $E(I)$  jest wartością oczekiwaną statystyki Morana, a  $\text{Var}(I)$  jest jej wariancją.

W przypadku, gdy statystyka Morana przyjmuje wartości  $I \approx -(n-1)^{-1}$ ,  $I^S \approx 0$ , mówi się o braku autokorelacji. Gdy natomiast  $I > -(n-1)^{-1}$ ,  $I^S > 0$ , mamy do czynienia z autokorelacją dodatnią, zaś dla  $I < -(n-1)^{-1}$ ,  $I^S < 0$ , występuje zjawisko autokorelacji ujemnej.

## 2.2. Statystyka lokalna Morana

Lokalna statystyka Morana  $I_i$  [Anselin, 1995] wyznacza skupiska jednostek przestrzennych i mierzy, czy jednostka jest otoczona przez jednostki sąsiedzkie o podobnych lub różnych wartościach badanej zmiennej w stosunku do losowego rozkładu tych wartości w badanej przestrzeni [Kopczewska, 2006].

Dla niestandardyzowanych wartości zmiennej i standaryzowanej wierszami macierzy wag [Arabia, 2006] ( $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} = n$ ), lokalna miara Morana ma postać:

$$I_i = \left[ (x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \right] / \left[ \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{x})^2}{n} \right], \quad (8)$$

gdzie wszystkie elementy wzoru są zdefiniowane jak w statystyce  $I$ .

W 1995 r. Anselin [1995] w celu testowania istotności lokalnej autokorelacji przestrzennej przedstawił standaryzowaną postać lokalnej statystyki Morana:

$$I_i^S = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{\text{Var}(I_i)}} \sim N(0,1), \quad (9)$$

gdzie  $E(I_i)$  jest wartością oczekiwaną lokalnej statystyki Morana, a  $\text{Var}(I_i)$  jest jej wariancją:

$$E(I_i) = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}}{n-1}, \quad \text{Var}(I_i) = \frac{(n-k) \sum_{i \neq j} w_{ij}^2}{n-1} + \frac{2(2k-n) \sum_{l \neq i} \sum_{h \neq i} w_{il} w_{ih}}{(n-1)(n-2)} - \left( \frac{-\sum_{i \neq j} w_{ij}}{n-1} \right)^2, \quad (10)$$

$$\text{gdzie: } k = \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^4 \bigg/ \left( \frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 \right)^2.$$

Autokorelacja ujemna ma miejsce, gdy standaryzowana statystyka lokalna Morana przyjmuje wartości ujemne, tzn. gdy obiekt jest otoczony przez jednostki przestrzenne o znacząco różnych wartościach badanej zmiennej. O dodatniej autokorelacji przestrzennej i klastrowaniu jednostek przestrzennych mówi się, gdy statystyka ta przyjmuje wartości dodatnie (obiekt jest otoczony przez podobne jednostki sąsiedzkie).

### 3. Analiza przestrzenna potencjału demograficznego w Polsce

Przeanalizowano dane dotyczące ludności dla aktualnego podziału terytorialnego Polski na województwa w latach 2005, 2008, 2011 i 2014 oraz powiatów województwa śląskiego w 2014 r. Dane te uzyskano z Banku Danych Lokalnych GUS. W pierwszym etapie badań dokonano wyboru zmiennych pozwalających na określenie poziomu potencjału demograficznego. Posłużono się następującą grupą cech diagnostycznych:

$X_1$  – gęstość zaludnienia,

$X_2$  – saldo migracji w przeliczeniu na 1 tys. ludności,

$X_3$  – przyrost naturalny w przeliczeniu na 1 tys. ludności,

$X_4$  – odsetek ludności w wieku produkcyjnym mobilnym w ogólnej liczbie ludności,

$X_5$  – odsetek ludności w wieku przedprodukcyjnym w ogólnej liczbie ludności,

$X_6$  – wskaźnik obciążenia demograficznego,

$X_7$  – współczynnik feminizacji.

Stosując metodę parametryczną Hellwiga [1981], wyeliminowano zmienne silnie skorelowane z innymi cechami, tj. te zmienne, które są nośnikami podobnych informacji. Pozwoliło to wyłonić zmienne centralne oraz satelitarne. W skład finalnego zbioru zmiennych diagnostycznych weszły:

- $X_1, X_2, X_4, X_6$  i  $X_7$  – dla województw,
- $X_1, X_2, X_4$  i  $X_6$  – dla powiatów województwa śląskiego.

Przy obliczaniu potencjału demograficznego za destymulantę uznano wskaźnik obciążenia demograficznego, pozostałe zmienne uznano natomiast za stymulanty. Na podstawie wartości wskaźnika stworzono ranking i podział na klasy o różnym poziomie potencjału demograficznego. Wartości wskaźnika Perkala i ranking dla danych dotyczących województw Polski przedstawiono w tabelicy 1. Pogrubioną czcionką oznaczono województwa, których pozycja w rankingu nie uległa zmianie, a symbole  $\uparrow \downarrow$  (wzrost, spadek) określają zmianę pozycji w rankingu w 2014 r. w stosunku do 2005 r.

**Tabela 1.** Wskaźnik syntetyczny Perkala opisujący poziom potencjału demograficznego w województwach Polski w latach 2005, 2008, 2011 i 2014 oraz ranking województw

Województwa	2005		2008		2011		2014		
	<i>m<sub>i</sub></i>	ranga	<i>m<sub>i</sub></i>	ranga	<i>m<sub>i</sub></i>	ranga	<i>m<sub>i</sub></i>	ranga	
Dolnośląskie	0,3372	4	0,4597	3	0,3399	3	0,3872	4	
Kujawsko-pomorskie	0,0325	8	-0,0567	8	-0,1282	10	-0,0849	10	↓
Lubelskie	-0,6119	14	-0,5547	14	-0,3708	14	-0,2826	13	↑
Lubuskie	-0,0686	10	-0,1067	9	-0,1189	9	-0,1971	11	↓
Łódzkie	-0,0151	9	-0,1716	12	-0,2850	13	-0,4316	15	↓
Małopolskie	0,1427	6	0,1958	6	0,3361	4	0,3874	3	↑
Mazowieckie	0,8447	2	0,7596	2	0,7855	2	0,6954	2	
Opolskie	0,3830	3	0,3973	4	0,2608	5	0,1181	5	↓
Podkarpackie	-0,5570	13	-0,2704	13	-0,1728	11	-0,0072	8	↑
Podlaskie	-0,8144	15	-0,7811	15	-0,5474	15	-0,3698	14	↑
Pomorskie	0,1125	7	0,0313	7	-0,0299	7	-0,0779	9	↓
Śląskie	1,2645	1	1,1473	1	0,8166	1	0,7056	1	
Świętokrzyskie	-0,9170	16	-0,9174	16	-0,7632	16	-0,7151	16	
Warmińsko-mazurskie	-0,2114	12	-0,1637	10	-0,0764	8	-0,0040	7	↑
Wielkopolskie	0,1713	5	0,1983	5	0,1901	6	0,1070	6	↓
Zachodniopomorskie	-0,0931	11	-0,1670	11	-0,2363	12	-0,2306	12	↓

Źródło: Opracowanie własne.

Analizując rezultaty porządkowania (tabela 1) można stwierdzić, że tylko województwa: mazowieckie, śląskie i świętokrzyskie zajęły tę samą pozycję w latach 2005, 2008, 2011 i 2014. W 2005 r. zdecydowanie najlepszym ze względu na poziom potencjału demograficznego okazało się województwo śląskie, zaraz po nim województwa: mazowieckie, opolskie i dolnośląskie, natomiast najgorszym okazało się województwo świętokrzyskie. W kolejnych latach

sytuacja wyglądała podobnie, tj. dwa pierwsze miejsca w rankingu zajęły województwa śląskie i mazowieckie, a województwo świętokrzyskie pozostało na ostatniej pozycji. W 2014 r. województwa: lubelskie, małopolskie, podkarpackie, podlaskie, warmińsko-mazurskie umiejscowiły się na wyższych miejscach niż w 2005 r., natomiast województwa: kujawsko-pomorskie, lubuskie, łódzkie, opolskie, pomorskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie zmieniły pozycje na gorsze.

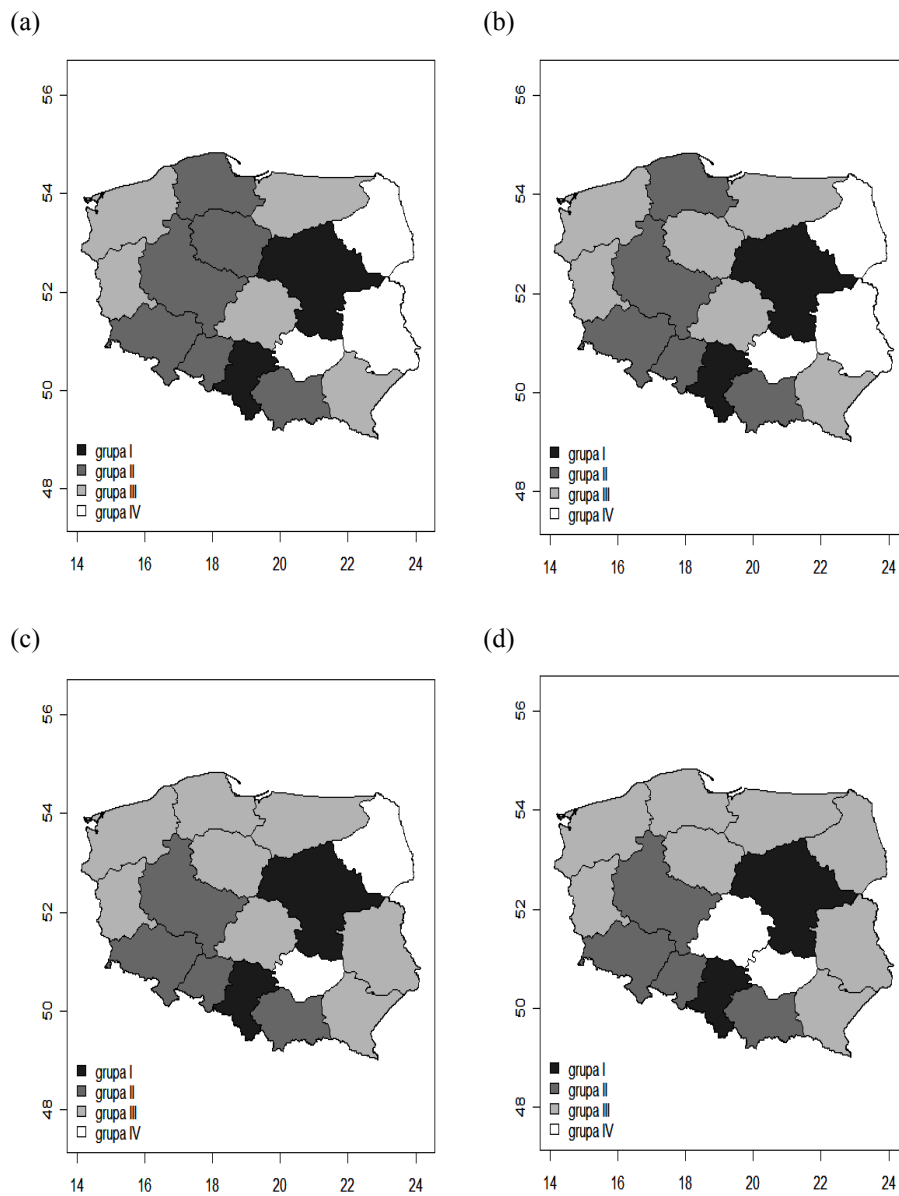
Rezultaty uzyskane w wyniku porządkowania liniowego obiektów wskaźnikiem syntetycznym stanowiły podstawę klasyfikacji województw Polski oraz powiatów województwa śląskiego ze względu na jednorodne grupy z punktu widzenia osiągniętego stopnia badanego zjawiska (tj. poziomu potencjału demograficznego). Całkowity przedział zmienności miar podzielono na cztery przedziały klasowe, do których przypisano poszczególne powiaty, wg następujących reguł:

- klasa I (wysoki poziom potencjału demograficznego):  $\bar{m} + S_m \leq m_i$ ,
- klasa II (średni poziom potencjału demograficznego):  $\bar{m} \leq m_i < \bar{m} + S_m$ ,
- klasa III (niski poziom potencjału demograficznego):  $\bar{m} - S_m \leq m_i < \bar{m}$ ,
- klasa IV (bardzo niski poziom potencjału demograficznego):  $m_i < \bar{m} - S_m$ ,

gdzie:  $\bar{m} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i$ ,  $S_m = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (m_i - \bar{m})^2}$ .

Za takim podejściem przemawiał głównie fakt, że ten sposób podziału jest w praktyce badawczej bardzo często stosowany [Kuc, 2012; Zeliaś, 2000]. Wyniki przestrzennego rozmieszczenia uzyskanych klas dla podziału terytorialnego Polski na województwa w latach 2005, 2008, 2011 i 2014 przedstawiono na mapach na rys. 1.

W badanym okresie 11 województw należało do tych samych przedziałów klasowych. Przypisanie do grup pozostałych województw zmieniało się w następujący sposób: łódzkie – spadek z klasy III do IV, kujawsko-pomorskie – spadek z II do III, lubelskie – wzrost z IV do III, podlaskie – wzrost z IV do III, pomorskie – spadek z II do III klasy.

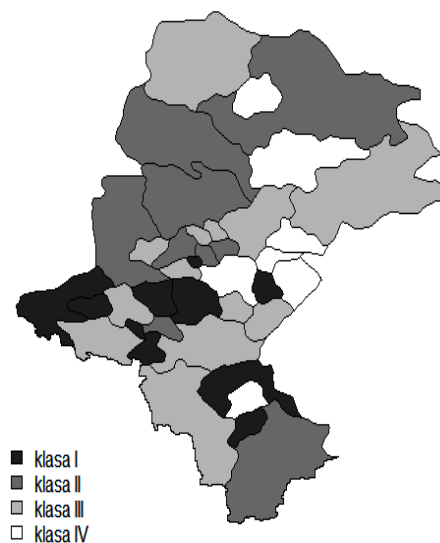


**Rys. 1.** Klasyfikacja województw Polski ze względu na poziom potencjału demograficznego w latach: (a) 2005, (b) 2008, (c) 2011 i (d) 2014

Źródło: Opracowanie własne.

Rezultaty przestrzennego rozmieszczenia uzyskanych klas dla powiatów województwa śląskiego w 2014 r. przedstawia rys. 2.





**Rys. 2.** Klasyfikacja powiatów województwa śląskiego ze względu na poziom potencjału demograficznego w 2014 r.

Źródło: Opracowanie własne.

Podział powiatów województwa śląskiego na klasy o różnym poziomie zaawansowania badanego zjawiska dla wskaźnika syntetycznego wyraźnie pokazał, że najwyższy poziom potencjału demograficznego występuje w powiatach: bielskim, m. Świętochłowice, m. Jastrzębie-Zdrój, mikołowskim, raciborskim i rybnickim, a najniższy w: m. Bielsko-Biała, m. Częstochowa, m. Dąbrowa Górnicza, m. Jaworzno, m. Katowice, myszkowskim, m. Sosnowiec.

W kolejnym kroku badań określono macierze wag przestrzennych wg kryterium wspólnej granicy, a następnie dokonano analizy przestrzennej poziomu potencjału demograficznego w województwach Polski. Obliczone wartości globalnej statystyki Morana przedstawia tabela 2.

**Tabela 2.** Wartości statystyki globalnej Morana dla potencjału demograficznego w Polsce w ujęciu wojewódzkim

Rok	Statystyka Morana			
	$I$	$E(I)$	$Var(I)$	$p-value$
2005	0,0054	-0,0667	0,0214	0,3112
2008	-0,0477	-0,0667	0,0216	0,4486
2011	-0,1638	-0,0667	0,0222	0,7427
2014	-0,2271	-0,0667	0,0223	0,8584

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 2 można zauważyć, że wartości statystyki globalnej Morana dla badanego okresu są nieistotne ( $p > 0,05$ ). Oznacza to, że każdy obserwowany poziom potencjału demograficznego może pojawić się w dowolnej lokalizacji z równym prawdopodobieństwem. Wartość globalnej statystyki Morana oszacowana dla danych dotyczących powiatów województwa śląskiego również była nieistotna

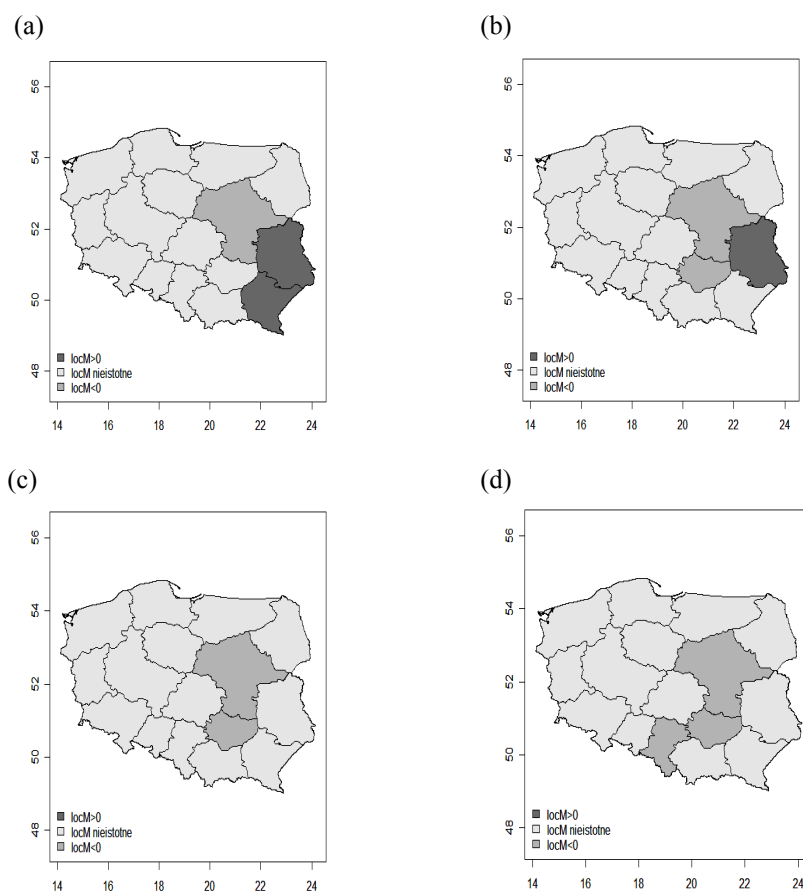
Dotychczas przeprowadzone badania pozwoliły jedynie na ogólną charakterystykę autokorelacji przestrzennej. W celu uzyskania bardziej szczegółowych informacji w kolejnym kroku analizy dla każdego województwa oraz powiatu województwa śląskiego wyznaczono lokalną statystykę Morana (tabela 3 i 4 – pogrubioną czcionką zaznaczono statystyki istotne).

**Tabela 3.** Wartości statystyki lokalnej Morana dla potencjału demograficznego w Polsce w ujęciu wojewódzkim

WOJEWÓDZTWA	2005		2008		2011		2014	
	$I_i$	$p$ -value	$I_i$	$p$ -value	$I_i$	$p$ -value	$I_i$	$p$ -value
DOLNOŚLĄSKIE	-0,015	0,435	-0,164	0,620	-0,311	0,778	-0,409	0,858
KUJAWSKO-POMORSKIE	-0,535	0,930	<b>-0,633</b>	<b>0,963</b>	<b>-0,795</b>	<b>0,989</b>	<b>-0,875</b>	<b>0,994</b>
LUBELSKIE	0,055	0,332	0,041	0,351	-0,030	0,448	-0,054	0,483
LUBUSKIE	0,019	0,406	-0,028	0,457	-0,084	0,519	-0,034	0,464
ŁÓDZKIE	-0,033	0,473	-0,010	0,455	-0,075	0,507	-0,015	0,460
MAŁOPOLSKIE	0,179	0,313	0,281	0,246	0,212	0,292	0,025	0,429
MAZOWIECKIE	<b>0,724</b>	<b>0,030</b>	<b>0,628</b>	<b>0,050</b>	0,364	0,155	0,193	0,271
OPOLSKIE	-0,031	0,472	-0,065	0,499	-0,066	0,499	-0,119	0,541
PODKARPACKIE	<b>-1,170</b>	<b>1,000</b>	<b>-1,254</b>	<b>1,000</b>	<b>-1,601</b>	<b>1,000</b>	<b>-1,505</b>	<b>1,000</b>
PODLASKIE	0,552	0,071	0,608	0,055	0,390	0,141	0,156	0,300
POMORSKIE	-0,019	0,462	-0,040	0,479	-0,348	0,710	-0,347	0,708
ŚLĄSKIE	-0,009	0,446	-0,006	0,442	0,011	0,428	0,028	0,412
ŚWIĘTOKRZYSKIE	-0,421	0,801	-0,533	0,866	-0,519	0,857	<b>-0,778</b>	<b>0,953</b>
WARMIŃSKO-MAZURSKIE	<b>0,843</b>	<b>0,035</b>	0,431	0,162	0,259	0,261	0,010	0,440
WIELKOPOLSKIE	-0,030	0,466	0,007	0,430	-0,009	0,446	-0,001	0,439
ZACHODNIOPOMORSKIE	-0,022	0,465	-0,026	0,468	-0,018	0,462	0,089	0,380

Źródło: Opracowanie własne.

Graficzną interpretację tego badania przedstawia rys. 3.



**Rys. 3.** Wykresy istotnych statystyk lokalnych Morana dla województw w latach: (a) 2005, (b) 2008, (c) 2011 i (d) 2014

Źródło: Opracowanie własne.

W badanym okresie istotne i dodatnie wartości lokalnych statystyk Morana uzyskano tylko w województwach: podkarpackim ( w 2005 r.) i lubelskim (w 2005 i 2008 r.).

Oznacza to, że województwa te są otoczone przez województwa o znacząco podobnych poziomach potencjału demograficznego i określa się je mianem klastrów. Na rys. 3 zaznaczone są najciemniejszym kolorem.

Istotne i ujemne wartości lokalnych statystyk Morana uzyskano w województwach: mazowieckim (w 2005, 2008, 2011 i 2014 r.), świętokrzyskim (w 2008, 2011 i 2014 r.) i śląskim (w 2014 r.).

Województwa te są tzw. lokalnymi outliersami, gdyż otoczone są przez województwa o relatywnie niższym poziomie potencjału demograficznego (rys. 3). Wyniki uzyskane w kolejnych latach, tj. 2008, 2011 i 2014 r. dla województwa

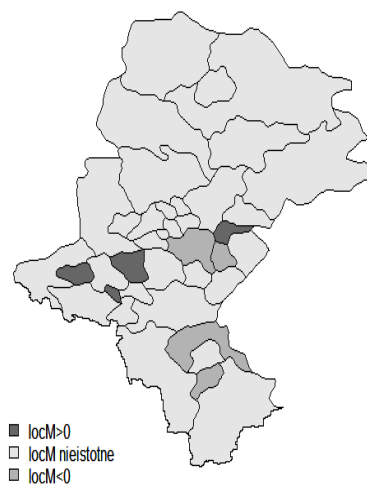
podkarpackiego, 2011 i 2014 r. dla województwa lubelskiego, 2005 r. dla województwa świętokrzyskiego oraz 2005, 2008, 2011 r. dla województwa śląskiego, wskazują brak sąsiedztwa o podobnym lub znacząco niższym poziomie potencjału demograficznego.

**Tabela 4.** Wartości statystyk lokalnych Morana dla powiatów województwa śląskiego

Powiaty	2014		Powiaty	2014		Powiaty	2014	
	$I_i$	$p$ -value		$I_i$	$p$ -value		$I_i$	$p$ -value
m. Żory	0,620	0,056	m. Dąbrowa Górnicza	0,687	0,094	pszczyński	-0,003	0,470
m. Świętochłowice	-0,351	0,756	m. Gliwice	-0,250	0,658	raciborski	0,586	0,093
żywiecki	-0,010	0,487	gliwicki	0,419	0,073	m. Ruda Śląska	-0,007	0,476
będziński	0,030	0,419	m. Jastrzębie-Zdrój	0,339	0,185	m. Rybnik	-0,011	0,483
m. Bielsko-Biała	-0,870	0,939	m. Jaworzno	0,046	0,446	<b>rybnicki</b>	<b>0,818</b>	<b>0,003</b>
<b>bielski</b>	<b>-1,044</b>	<b>0,986</b>	kłobucki	0,077	0,423	m. Siemianowice Śląskie	-0,216	0,677
bieruńsko-lędziński	0,086	0,389	<b>m. Katowice</b>	<b>-0,547</b>	<b>0,974</b>	<b>m. Sosnowiec</b>	<b>0,714</b>	<b>0,035</b>
m. Bytom	-0,063	0,533	lubliniecki	-0,012	0,484	tarnogórski	0,103	0,348
m. Chorzów	-0,025	0,496	mikołowski	0,110	0,340	m. Tychy	0,059	0,425
cieszyński	-0,092	0,562	<b>m. Mysłowice</b>	<b>-1,296</b>	<b>0,997</b>	wodzisławski	-0,345	0,752
m. Częstochowa	-0,459	0,738	myszkowski	-0,197	0,641	m. Zabrze	0,110	0,340
częstochowski	-0,377	0,803	m. Piekary Śląskie	-0,047	0,516	zawierciański	0,235	0,285

Źródło: Opracowanie własne.

Graficzną interpretację badania przedstawia rys. 4.



**Rys. 4.** Wykres istotnych statystyk lokalnych Morana dla powiatów województwa śląskiego w 2014 r.

Źródło: Opracowanie własne.

Istotne i dodatnie wartości lokalnych statystyk Morana uzyskano w powiatach: rybnickim i m. Sosnowiec, a istotne i ujemne wartości lokalnych statystyki Morana uzyskano w powiatach: bielskim, m. Katowice i m. Mysłowice (tabela 4).

Należy również zwrócić uwagę, że wnioski dotyczące lokalnej statystyki Morana otrzymane dla województw mazowieckiego i śląskiego oraz powiatów bielskiego i m. Mysłowice pokrywają się z konkluzjami uzyskanymi dla klasyfikacji województw Polski i powiatów województwa śląskiego ze względu na poziom potencjału demograficznego. Jednostki te jako lokalni outliersi sąsiadują z województwami, które należą do klas o niskim i bardzo niskim poziomie potencjału demograficznego.

## **Podsumowanie**

W opracowaniu zbadano sytuację demograficzną oraz przeprowadzono analizę zależności przestrzennej poziomu potencjału demograficznego w województwach Polski oraz powiatach województwa śląskiego. Na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że w latach 2005 i 2014 prawie wszystkie analizowane województwa charakteryzowały się zmianami poziomu potencjału demograficznego. Największe pozytywne zmiany rozwoju tego zjawiska oparte na wskaźniku syntetycznym zaobserwowano w województwach: warmińsko-mazurskim (zmiana o 5 pozycji – z 12. miejsca na 7.) i podkarpackim (z 13. pozycji na 8.). Zdecydowane pogorszenie nastąpiło w województwie łódzkim (spadek z 9. miejsca na 15.). Najbardziej stabilna sytuacja w tym zakresie wystąpiła w województwach: mazowieckim, śląskim i świętokrzyskim. Województwa te w ogóle nie zmieniały swojej pozycji w rankingu.

Przeprowadzone analizy zależności przestrzennej sytuacji demograficznej w województwach Polski oraz w powiatach województwa śląskiego oparte na lokalnej statystyce Morana wskazały na istnienie dodatniej i ujemnej autokorelacji przestrzennej, czyli tworzenie się skupisk jednostek terytorialnych (klastrow) o podobnych wartościach poziomu potencjału demograficznego oraz outliersów (tj. powiatów otoczonych przez jednostki o relatywnie niższym poziomie potencjału demograficznego).

Ze względu na dynamiczne zmiany zachodzące w strukturze demograficznej w Polsce winno się kontynuować badania. Ich kierunek powinien prowadzić do rozpoznania wpływu tych zmian na zjawiska ekonomiczne i społeczne [Zeug-Żebro, 2014, 2015].

## Literatura

- Anselin L. (1995), *Local Indicators of Spatial Association – LISA*, „Geographical Analysis”, No. 27.
- Arbia G. (2006), *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Growth Convergence*, Springer, New York.
- Bivand R. (1980), *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii* [w:] Z. Chojnicki (red.), *Analiza regresji geografii*, PWN, Poznań.
- Cliff A.D., Ord J.K. (1973), *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.
- Geary R. (1954), *The Contiguity Ratio and Statistical Mapping*, „The Incorporated Statistician”, No. 5.
- Getis A., Ord J.K. (1992), *The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics*, „Geographical Analysis”, No. 24.
- Griffith D.A. (2003), *Spatial Autocorrelations and Spatial Filtering*, Springer, Berlin-Heidelberg.
- Hellwig Z. (1981), *Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych* [w:] W. Welfe (red.), *Metody i modele ekonomiczno-matematyczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*, PWE, Warszawa.
- Kopczewska K. (2006), *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*, Cedewu.pl, Warszawa.
- Kuc M. (2012), *The Implementation of Synthetic Variable for Constructing the Standard of Living Measure in European Union Countries*, „Oeconomia Copernicana”, nr 3, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział w Toruniu.
- Moran P.A.P. (1950), *Notes on Continuous Stochastic Phenomena*, „Biometrika”, No. 37(1).
- Parysek J.J., Wojtasiewicz L. (1979), *Metody analizy regionalnej i metody planowania regionalnego*, Studia KPZK PAN, t. LXIX.
- Sucheckie B. (red.) (2010), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Zeliaś A. (red.) (2000), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Kraków.
- Zeug-Żebro K. (2014), *Analiza przestrzenna procesu starzenia się społeczeństwa polskiego* [w:] J. Hozer, A. Gdakowicz (red.), *Metody ilościowe w ekonomii*, t. 2, „Zeszyty Naukowe”, nr 811, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania”, nr 36, Szczecin.
- Zeug-Żebro K. (2015), *Wielowymiarowa analiza zjawiska starości w Polsce* [w:] J. Mika, M. Miśkiewicz-Nawrocka (red.), *Metody i modele analiz ilościowych w ekonomii i zarządzaniu*, cz. 7, Wydawnictwo UE w Katowicach, Katowice.
- [www 1] Bank Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego, [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl).

**THE STUDY OF DIVERSITY OF THE DEMOGRAPHIC SITUATION  
IN POLAND IN THE YEARS 2005-2014**

**Summary:** The demographic changes occurring in Poland since the 80s of the twentieth century clearly show the aging of the population, which the processes of fertility, mortality and migration have a huge impact. This phenomenon is a serious problem of demographic and socio-economic because it leads to many adverse consequences, ie. an increase in public expenditure, policy changes the functioning of social security, health and education, increased demand for care services, reducing pension benefits and social benefits, the retirement age, increase in unemployment, mass migration. Because presented problem is very important in the study was carried out spatial analysis of demographic potential in the years 2005, 2008, 2011 and 2014.

**Keywords:** demographic potential, Perkal synthetic indicator, spatial autocorrelation.