



Ewa Pośpiech

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Zarządzania
Katedra Matematyki
ewa.pospiech@ue.katowice.pl

ANALIZA PRZESTRZENNA BEZROBOCIA W POLSCE

Streszczenie: W artykule analizowane jest zagadnienie bezrobocia w Polsce, w ujęciu regionalnym – wojewódzkim i powiatowym, przy użyciu statystyk przestrzennych, które pozwalają na ocenę i porównanie zjawiska z uwzględnieniem przestrzennych powiązań. W rozważaniach wykorzystano globalne miary autokorelacji przestrzennej, jakimi są statystyka globalna I Morana i statystyka C Geary’ego. Umożliwiają one badanie podobieństwa i zróżnicowania obiektów położonych względem siebie w określonej odległości. Ponadto, zastosowano miarę lokalnej autokorelacji przestrzennej – statystykę Morana I_i , na podstawie której można wyodrębnić skupiska o niskich lub wysokich wartościach zmiennej.

Słowa kluczowe: autokorelacja przestrzenna, statystyki globalne i lokalne, bezrobocie w Polsce.

Wprowadzenie

Metody przestrzenne odgrywają coraz większą rolę w analizach procesów ekonomicznych. Metody te sprawdzają się w zagadnieniach, które są osadzone w konkretnej przestrzeni, tak jak zjawiska demograficzne, analiza poparcia w wyborach, koncentracja ekonomiczna i handlowa, badanie struktur przemysłowych, wycena nieruchomości itp. [Pietrzykowski, 2011, s. 110; Zeug-Żebro, 2014]. Takim zagadnieniem jest również bezrobocie, będące jednym z istotnych elementów rynku pracy, mające duży wpływ na rozwój gospodarki narodowej i kształtujące wiele procesów ekonomicznych i społecznych. Stopa bezrobocia, określająca wielkość tego zjawiska, jest jedną z powszechnie analizowanych charakterystyk, wpływającą m.in. na inflację, poziom płac, poziom życia ludności, wzrost gospodar-

czy kraju itp. [Marciniak, red., 2002]. Ważne jest więc monitorowanie bezrobocia w skali kraju, ale także w skali mniejszych regionów – województw czy powiatów¹, wykrywanie istniejących zależności (w tym przestrzennych) oraz wykorzystanie uzyskanych informacji do sprawniejszego zarządzania problemem.

Celem artykułu jest zidentyfikowanie zależności przestrzennych zachodzących w regionach Polski pod względem bezrobocia. W poszczególnych częściach artykułu dokonano krótkiej analizy stopy bezrobocia w Polsce – w skali całego kraju oraz województw, następnie zaprezentowano statystyki przestrzenne wykorzystywane w analizach oraz przedstawiono wyniki tych analiz i uzyskane wnioski.

1. Stopa bezrobocia w Polsce

Stopa bezrobocia w Polsce w ostatnich dziesięciu latach kształtowała się na dosyć wysokim poziomie – od poziomu 9,5% do 19%. Wartości stopy bezrobocia w latach 2004-2013 zaprezentowano na rys. 1.



Rys. 1. Stopa bezrobocia w Polsce w latach 2004-2013

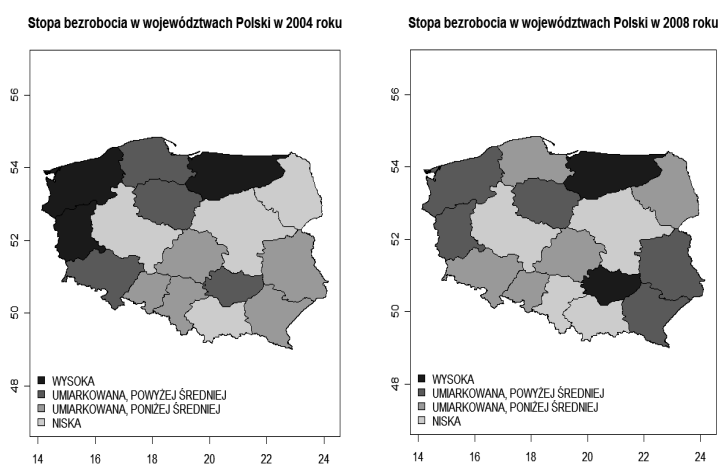
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych z Banku Danych Lokalnych GUS [www 1].

Najwyższa stopa bezrobocia była notowana na początku rozważanego okresu (19%), po czym w kolejnych latach wskaźnik ten malał aż do poziomu 9,5% w 2008 r. Okres ten to początkowe lata Polski jako członka Unii Europejskiej. W tym czasie notowano wysokie tempo wzrostu PKB (ok. 5%-6%, z wyjątkiem 2005 r., gdy wzrost był na poziomie 3,6%) oraz stworzyły się nowe warunki doty-

¹ Paelinck i Klaassen stwierdzili, że jednostki przestrzenne, jakimi są województwa, regiony czy państwa, są kształtowane przez wpływy sąsiednich jednostek przestrzennych, a ponadto są zależne od zachodzących w nich różnego rodzaju procesów (ekonomicznych, politycznych, społecznych) [Paelinck, Klaassen, 1983, s. 14-22].

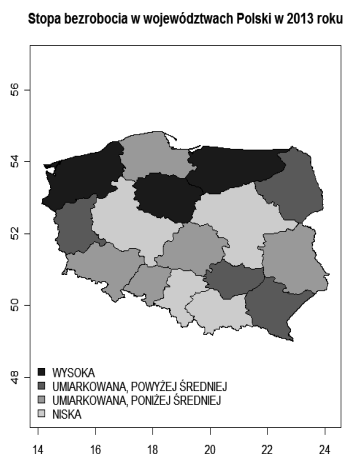
czące możliwości zatrudnienia Polaków w krajach unijnych. Od 2008 r. (początek ogólnoswiatowego kryzysu, który odcisnął swoje piętno na całej gospodarce globalnej) stopa bezrobocia w Polsce zaczęła wzrastać, osiągając w 2013 r. poziom 13,4%.

W ujęciu regionalnym, na poziomie województw, stopa bezrobocia była silnie skorelowana z krajową stopą bezrobocia w całym rozważanym okresie, natomiast w trzech wybranych latach (2004 r. – wejście do UE, 2008 r. – początek światowego kryzysu, 2013 r. – ostatni rok badanego okresu) kształtowała się następująco (rys. 2-3).



Rys. 2. Stopa bezrobocia w polskich województwach w latach 2004 oraz 2008

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.



Rys. 3. Stopa bezrobocia w polskich województwach w 2013 r.

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.

W uwzględnionych trzech latach najwyższy poziom bezrobocia był notowany głównie w województwach północnych oraz północno-zachodnich (warmińsko-mazurskie, zachodniopomorskie), natomiast najniższy poziom najczęściej notowano w województwach wielkopolskim, mazowieckim, śląskim i małopolskim.

2. Metodologia stosowana w analizie przestrzennej

Zastosowanie statystyk przestrzennych umożliwia testowanie występowania zjawiska autokorelacji przestrzennej, która oznacza powiązania przestrzenne zmiennej w ramach danego obszaru (podstawą tych rozważań jest prawo sformułowane przez W. Toblera, które głosi, że sąsiednie obszary są do siebie bardziej podobne pod względem badanej cechy niż obszary bardziej od siebie oddalone [Tobler, 1970]). W statystyce przestrzennej są stosowane dwojaki miary autokorelacji – globalne oraz lokalne. Pierwsze z nich są syntetycznym wskaźnikiem podobieństwa między obszarami, natomiast te drugie (szacowane dla każdego obszaru) niosą ze sobą informacje, w jakim sąsiedztwie znajduje się dany obszar – czy otoczony jest terenami cechującymi się wysokimi lub niskimi wartościami badanej zmiennej [Kopczewska, 2011, s. 69]. Wśród miar globalnych można wskazać statystykę I Morana, statystykę C Geary’ego, a także *join-count*, natomiast wśród statystyk lokalnych wyszczególnia się dwa rodzaje mierników: wskaźniki LISA, do których należą lokalne statystyki Morana I_i oraz Geary’ego G_i , a także statystyki Getisa-Orda G_i i G_i^* [Getis, Ord, 1992; Suhecki, 2010].

2.1. Statystyka globalna I Morana

Statystyka globalna I Morana jest wykorzystywana do sprawdzania istnienia autokorelacji przestrzennej. Opiera się na macierzy binarnej wag, opisującej posiadanie bezpośredniej granicy z każdym regionem, i jest wyznaczana według wzoru [Suhecki, 2010, s. 112-114]:

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

gdzie:

x_i, x_j – obserwacje w regionie i oraz j ,

\bar{x} – średnia arytmetyczna ze wszystkich obserwacji dla wszystkich regionów,

n – liczba rozważanych regionów,

\mathbf{z} – kolumnowy wektor o współrzędnych $z_i = x_i - \bar{x}$, $i = 1, \dots, n$,

S_0 – suma elementów macierzy wag, $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$,

\mathbf{W} – macierz wag $[w_{ij}]$, $i = 1, \dots, n, j = 1, \dots, n$, o elementach postaci:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{gdy obiekty } i \text{ oraz } j \text{ mają wspólną granicę} \\ 0, & \text{gdy obiekty } i \text{ oraz } j \text{ nie mają wspólnej granicy} \\ 0, & \text{dla elementów diagonalnych} \end{cases} \quad (2)$$

Testowanie istotności statystyki I Morana odbywa się za pomocą testu, w którym weryfikuje się następujące hipotezy:

H_0 : autokorelacja przestrzenna nie występuje;

H_1 : istnieje autokorelacja przestrzenna.

Statystyka sprawdzająca Z_I o rozkładzie $N(0, 1)$ ma postać:

$$Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (3)$$

Wartość $E(I)$ liczona jest według wzoru:

$$E(I) = -\frac{1}{n-1}, \quad (4)$$

natomiast $\text{Var}(I)$, w zależności od przyjętych założeń dotyczących losowości próby, można wyznaczyć na podstawie wzoru:

$$\text{Var}(I) = \frac{n[(n^2 - 3n + 3)S_1 - nS_2 + 3S_0^2] - k[(n^2 - n)S_1 - 2nS_2 + 6S_0^2]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} - \frac{1}{(n-1)^2}, \quad (5)$$

gdzie:

$$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}, \quad S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2, \quad (6)$$

$$k = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right]^2}. \quad (7)$$

W sytuacji gdy nie występuje autokorelacja przestrzenna, wartość statystyki I Morana kształtuje się na poziomie $I \approx -\frac{1}{n-1}$, a $Z_I \approx 0$. Jeśli autokorelacja istnieje, wówczas: gdy $I > -\frac{1}{n-1}$ oraz $Z_I > 0$, mówimy o dodatniej autokorelacji, natomiast gdy zachodzi $I < -\frac{1}{n-1}$ oraz $Z_I < 0$, mamy do czynienia z autokorelacją ujemną.

2.2. Statystyka globalna C Geary'ego

Statystyka globalna C Geary'ego jest drugą co do częstości stosowania statystyką badającą istnienie autokorelacji przestrzennej. Statystyka ta jest określona wzorem [Suchecki, 2010, s. 114-115]:

$$C = \frac{n-1}{2S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (8)$$

gdzie oznaczenia jak wyżej.

Statystyka sprawdzająca Z_C przyjmuje postać:

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

dla której zachodzi $E(C) = 1$ oraz:

$$\begin{aligned} \text{Var}(C) = & \frac{(n-1)S_1[n^2 - 3n + 3(n-1)k]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} + \\ & + \frac{-\frac{1}{4}(n-1)S_2[n^2 + 3n - 6 - (n^2 - n + 2)k] + S_0^2[n^2 - 3 - (n-1)^2k]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2}. \end{aligned} \quad (10)$$

Statystyka C przyjmuje wartości z przedziału $[0, 2]$ i zachodzi: gdy nie występuje autokorelacja przestrzenna, wówczas $C \approx 1, Z_C = 0$; jeśli występuje autokorelacja dodatnia, to $C \in (0, 1), Z_C < 0$, natomiast w przypadku autokorelacji ujemnej, mamy $C \in (1, 2), Z_C > 0$.

2.3. Statystyka lokalna Morana I_i

Statystyka lokalna Morana I_i należy do grupy mierników LISA (*Local Indicators of Spatial Association*), wprowadzonych przez Luca Anselina [1995], które umożliwiają identyfikację skupisk wysokich i niskich wartości badanego zjawiska (klastrów), a także wskazują lokalizacje nietypowe (tzw. outliers). Statystykę lokalną Morana można wyznaczyć korzystając z następującego wzoru:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij}^* (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (11)$$

gdzie:

w_{ij}^* – elementy standaryzowanej macierzy wag wyrażone wzorem:

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}. \quad (12)$$

Przybliżone wartości oczekiwane oraz wariancje (oszacowane przez Anselina [1992, s. 99]) wyrażają się następująco:

$$E(I_i) = -\frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}}{n-1} \quad (13)$$

$$\text{Var}(I_i) = \frac{(n-k) \sum_{j \neq i} w_{ij}^2}{n-1} + \frac{2(2k-n) \sum_{k \neq i} \sum_{l \neq i} w_{ik} w_{il}}{(n-1)(n-2)} - \frac{\left(\sum_{j=1}^n w_{ij} \right)^2}{(n-1)^2}, \quad (14)$$

przy oznaczeniach jak wyżej.

Na podstawie statystyki (zakładając asymptotyczny rozkład normalny):

$$Z_{I_i} = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{\text{Var}(I_i)}} \quad (15)$$

wnioskuje się o przyjęciu lub odrzuceniu hipotezy o braku skupisk podobnych wartości zmiennej w sąsiedztwie obiektu i .

3. Analiza przestrzenna

Analizom poddano stopę bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 2004-2013 w ujęciu wojewódzkim oraz powiatowym. Wyznaczono przedstawione w punkcie 2 statystyki globalne i lokalne oraz zaprezentowano graficzne ilustracje uzyskanych wyników. Dane zostały zaczerpnięte z Banku Danych Lokalnych GUS, natomiast do obliczeń i graficznej prezentacji wyników wykorzystano pakiet MS Excel oraz program R CRAN [Kopczewska, 2011; Kopczewska, Kopczewski, Wójcik, 2013].

W poniższej tabeli zostały przedstawione wyznaczone miary globalne dla województw.

Tab. 1. Wartości statystyk globalnych I Morana i C Geary'ego w latach 2004-2013 dla województw

Rok	Statystyki globalne I Morana				Statystyki globalne C Geary'ego			
	I	$E(I)$	$\text{Var}(I)$	p -value	C	$E(C)$	$\text{Var}(C)$	p -value
2004	0,00438	-0,06667	0,02288	0,31930	0,92061	1,00000	0,02249	0,29820
2005	-0,04986	-0,06667	0,02264	0,54450	0,97873	1,00000	0,02251	0,44360
2006	-0,13899	-0,06667	0,02231	0,31410	1,07370	1,00000	0,02256	0,31180
2007	-0,21524	-0,06667	0,02268	0,16190	1,17601	1,00000	0,02251	0,12040
2008	-0,19271	-0,06667	0,02288	0,20230	1,16613	1,00000	0,02249	0,13400
2009	-0,15642	-0,06667	0,02222	0,27350	1,10962	1,00000	0,02257	0,23280
2010	-0,16709	-0,06667	0,02258	0,25200	1,13387	1,00000	0,02252	0,18620
2011	-0,15524	-0,06667	0,02233	0,27670	1,12601	1,00000	0,02255	0,20070
2012	-0,16713	-0,06667	0,02196	0,24890	1,14406	1,00000	0,02260	0,16900
2013	-0,15628	-0,06667	0,02175	0,27170	1,14060	1,00000	0,02263	0,17500

Na podstawie otrzymanych wartości statystyki globalnej Morana można założyć, że niemal w całym rozpatrywanym okresie występuje niewielka ujemna autokorelacja, jednak poziomy istotności tych miar dla wszystkich lat są dosyć wysokie, co sugeruje nieistotne wartości statystyki, zatem brak autokorelacji przestrzennej (nieistotna jest także niewielka dodatnia statystyka I Morana w 2004 r.). Analogiczne wnioski wynikają z analizy statystyki globalnej C Geary'ego. W ujęciu województw, stopa bezrobocia nie wykazuje zatem autokorelacji przestrzennej.

Kolejnym etapem analiz było wyznaczenie wartości lokalnej statystyki Morana i zbadanie istnienia wśród polskich województw „outliersów” (czyli województw otoczonych regionami o odmiennych wartościach stopy bezrobocia) oraz klastrów (województw otoczonych regionami o podobnych wartościach stopy bezrobocia). Wyniki badania zamieszczono w tab. 2.

Tab. 2. Województwa o istotnej wartości lokalnej statystyki Morana

Rok	Województwa		
	o istotnych wartościach lokalnej statystyki Morana	o bliskich istotnym wartościom lokalnej statystyki Morana	o istotnych lub bliskich istotnym wartościom lokalnej statystyki Morana
	„outliers”	bliskie „outliers”	„klastry”
2004	WIELKOPOLSKIE	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	–
2005	WIELKOPOLSKIE	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	–
2006	WIELKOPOLSKIE	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	–
2007	MAZOWIECKIE WARMIŃSKO-MAZURSKIE	–	–
2008	MAZOWIECKIE	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	–
2009	MAZOWIECKIE	WARMIŃSKO-MAZURSKIE	–
2010	MAZOWIECKIE	WIELKOPOLSKIE	–
2011	MAZOWIECKIE	–	–
2012	MAZOWIECKIE	WIELKOPOLSKIE	–
2013	MAZOWIECKIE	–	–

W badanym okresie nie udało się wyodrębnić obszarów (województw), które tworzyłyby klastry, natomiast w każdym roku przynajmniej jedno województwo było „outlierm” lub było bliskie „outliermowi”. Na podstawie wartości miary lokalnej nie można stwierdzić, z jakiego rodzaju „outlierm” się spotykamy, jednak analiza graficzna wartości stóp bezrobocia w kolejnych latach pozwala ustalić, iż wo-

jewództwa mazowieckie i wielkopolskie cechowały się zdecydowanie najniższymi poziomami stopy bezrobocia w badanych latach, natomiast województwo warmińsko-mazurskie jest „outlierm” o najwyższym odsetku ludzi bezrobotnych.

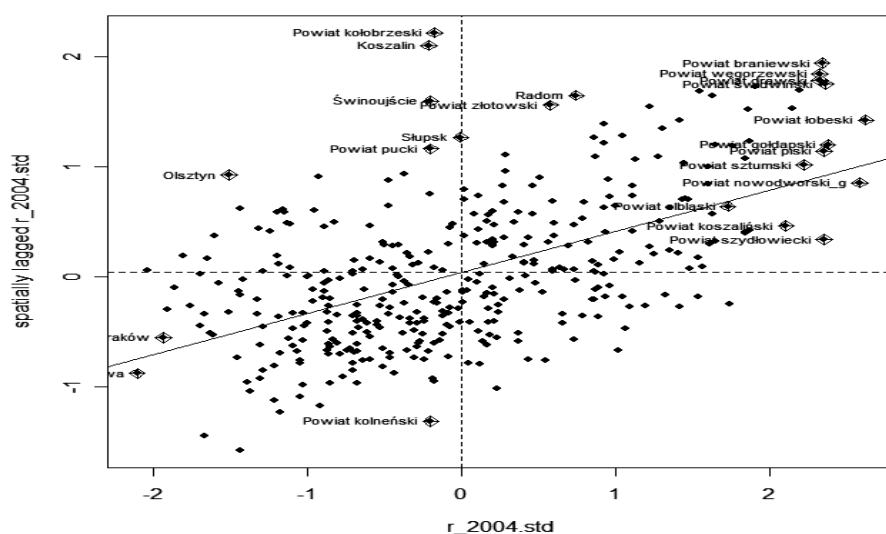
Analiza w ujęciu powiatowym przebiegała według analogicznego schematu. Pierwsza część badań obejmowała wyznaczenie statystyk globalnych, które zamieszczono w tab. 3.

Tab. 3. Wartości statystyk globalnych I Morana i C Geary’ego w latach 2004-2013 dla powiatów

Rok	Statystyki globalne I Morana				Statystyki globalne C Geary’ego			
	I	$E(I)$	$Var(I)$	p -value	C	$E(C)$	$Var(C)$	p -value
2004	0,37475	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,61376	1,00000	0,00147	2,2E-16
2005	0,35719	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,63441	1,00000	0,00148	2,2E-16
2006	0,33239	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,66237	1,00000	0,00148	2,2E-16
2007	0,33515	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,65765	1,00000	0,00154	2,2E-16
2008	0,33206	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,65343	1,00000	0,00155	2,2E-16
2009	0,33550	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,64974	1,00000	0,00152	2,2E-16
2010	0,30149	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,68809	1,00000	0,00150	3,9E-16
2011	0,29114	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,69656	1,00000	0,00150	2,6E-15
2012	0,27914	-0,00267	0,00117	2,2E-16	0,70324	1,00000	0,00148	6,1E-15
2013	0,27298	-0,00267	0,00117	3,8E-16	0,71130	1,00000	0,00150	4,6E-14

Tym razem wszystkie globalne statystyki I Morana są dodatnie i istotne. Oznacza to istnienie dodatniej autokorelacji przestrzennej w poszczególnych latach, czyli skupianie się obszarów (powiatów) o podobnej stopie bezrobocia. Jednocześnie malejąca tendencja wartości rozważanej statystyki, niemal w całym rozpatrywanym okresie (z wyjątkiem lat 2006/2007 oraz 2008/2009), oznacza słabnącą zależność przestrzenną. Podobne wyniki daje analiza globalnej statystyki C Geary’ego.

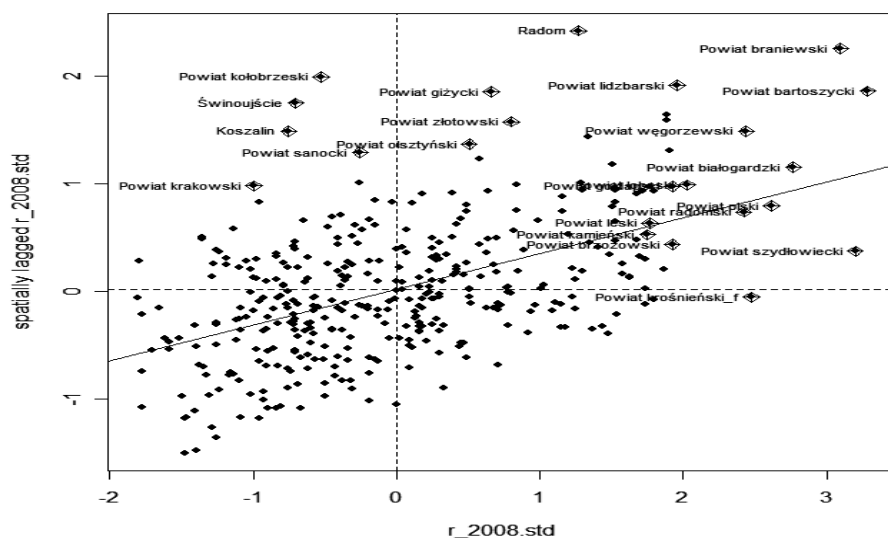
Dla wybranych lat (2004, 2008 oraz 2013) przedstawiono graficzną ilustrację statystyki I Morana (rys. 4-6).



Rys. 4. Wykres punktowy dla globalnej statystyki I Morana w 2004 r.

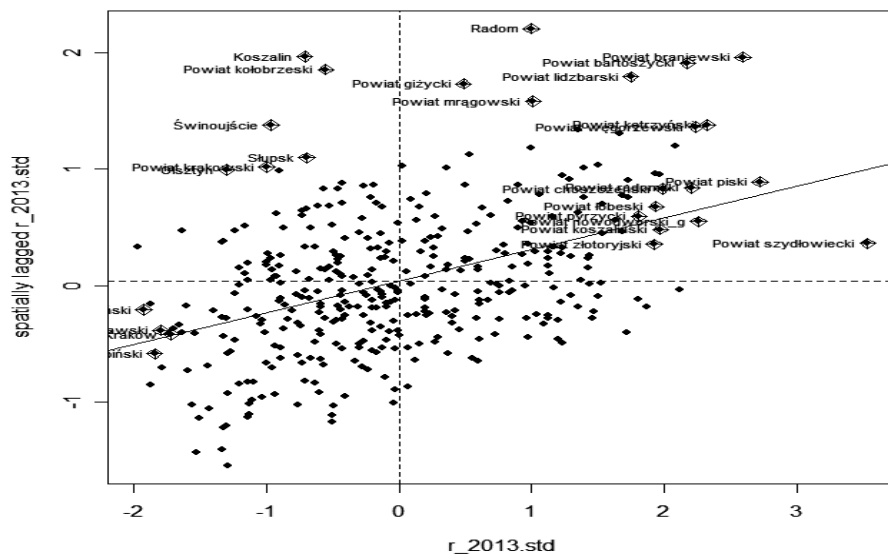
Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.

Wykres jest podzielony na cztery ćwiartki: obiekty położone w ćwiartce I i III charakteryzują się dodatnią autokorelacją przestrzenną (powiaty tego obszaru łączą się w skupienia (klastry) regionów o podobnych, niskich lub wysokich wartościach zmiennej), natomiast obiekty znajdujące się w ćwiartkach II oraz IV cechują się autokorelacją ujemną (oznacza to obiekty nietypowe). Ponadto, obiekty położone poniżej linii regresji (tu: powiaty szydlowiecki, kolneński, nowodworski, koszaliński) cechują się wartościami zmiennej wyższymi od wartości zmiennej w regionach sąsiedzkich niż wskazywałyby na to pewne ogólne wzorce (są to tzw. hot spots), natomiast te obiekty, które znajdują się powyżej linii regresji, to rejony, których sąsiedzi charakteryzują się wyższymi niż średnie poziomy rozważanej zmiennej. Analogicznie można zinterpretować poniższe rysunki.



Rys. 5. Wykres punktowy dla globalnej statystyki I Morana w 2008 r.

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.

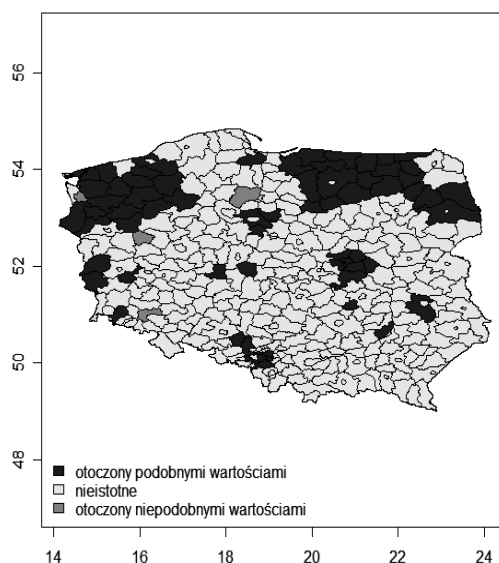


Rys. 6. Wykres punktowy dla globalnej statystyki I Morana w 2013 r.

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.

Wartości lokalnej statystyki Morana umożliwiają wskazanie „outliersów” (powiatów otoczonych takimi rejonami, które posiadają odmienną, niepodobną wartość stopy bezrobocia) oraz skupisk obiektów (powiatów otoczonych rejonami o podobnych wartościach stopy bezrobocia). Wyniki analiz, dla wybranych lat, obrazują rys. 7-9.

Statystyka lokalna Morana dla stopy bezrobocia w 2004 roku

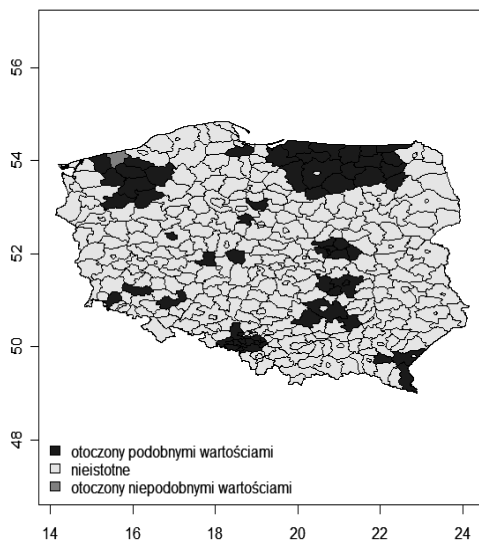


Rys. 7. Ilustracja lokalnej statystyki Morana w 2004 r.

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.

Widoczne są skupienia powiatów charakteryzujących się podobnymi wartościami stopy bezrobocia (dwa z największych skupień są klastrami z wysokimi poziomami stopy bezrobocia – podobnie jak w latach 2008 oraz 2013 zobrazowanych na rys. 8-9), zauważalne są także jednostki będące „outliersami”, np. Bydgoszcz oraz Szczecin – miasta te mają niższą stopę bezrobocia niż sąsiednie powiaty. Analogiczne rozważania można przeprowadzić dla pozostałych lat.

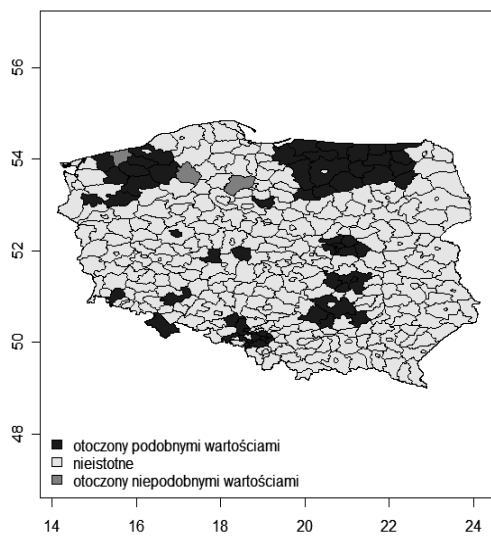
Statystyka lokalna Morana dla stopy berobocia w 2008 roku



Rys. 8. Ilustracja lokalnej statystyki Morana w 2008 r.

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.

Statystyka lokalna Morana dla stopy berobocia w 2013 roku



Rys. 9. Ilustracja lokalnej statystyki Morana w 2013 r.

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu programu R CRAN.

Podsumowanie

Przeprowadzone analizy ukazują, iż w ujęciu wojewódzkim nie można mówić o zjawisku globalnej autokorelacji przestrzennej dla stopy bezrobocia w Polsce; nie można zatem mówić o zależności przestrzennej stopy bezrobocia w obrębie całego obszaru. Zależności te jednak uwidaczniają się przy rozważaniu lokalnej statystyki (i wówczas wyłaniają się województwa nietypowe w porównaniu z sąsiednimi). Powiązania pojawiają się także, gdy rozważania są dokonywane w skali powiatów. W tym przypadku wyłaniają się powiaty tworzące klastry oraz powiaty odstające (zarówno na plus, jak i minus) od sąsiadów. Analiza taka może zatem służyć identyfikacji rejonów, które cechują się podobnymi lub zdecydowanie odmiennymi wartościami badanych cech, co niesie za sobą możliwość monitorowania zjawiska oraz jego kontroli.

Znajomość zależności przestrzennych sprzyja poprawie organizacji struktur i wprowadzaniu programów mających na celu przeciwdziałanie negatywnym zjawiskom. Rola narzędzi statystyki oraz ekonometrii przestrzennej w procesie identyfikacji współzależności przestrzennych jest duża, a rozwój dyscyplin, jakimi są statystyka i ekonometria przestrzenna, ukazuje coraz większe możliwości praktycznych zastosowań.

Literatura

- Anselin L. (1995), *Local Indicators of Spatial Association – LISA*, „Geographical Analysis”, No. 27(2).
- Getis A., Ord J.K. (1992), *The Analysis of Spatial Association by Distance Statistics*, „Geographical Analysis”, No. 24.
- Kopczewska K. (2011), *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R Cran*, CeDeWu, Warszawa.
- Kopczewska K., Kopczewski T., Wójcik P. (2013), *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*, CeDeWu, Warszawa.
- Marciniak S., red. (2002), *Makro- i mikroekonomia. Podstawowe problemy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Paelinck J.H.P., Klaassen L.H. (1983), *Ekonometria przestrzenna*, PWN, Warszawa.
- Pietrzykowski R. (2011), *Wykorzystanie metod statystycznej analizy przestrzennej w badaniach ekonomicznych*, „Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy”, nr 4.
- Suhecki B. (2010), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H. Beck, Warszawa.

Tobler W. (1970), *A Computer Model Simulating Urban Growth in Detroit Region*, „Economic Geography”, No. 46(2).

Zeug-Żebro K. (2014), *Analiza przestrzenna procesu starzenia się polskiego społeczeństwa* [w:] „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania”, nr 36, t. 2.

[www 1] [http:// http://stat.gov.pl/bdl](http://stat.gov.pl/bdl) (dostęp: 30.11.2014).

SPATIAL ANALYSIS OF UNEMPLOYMENT IN POLAND

Summary: The main purpose of the paper is to study the unemployment phenomenon using spatial approach. Many researchers are interested in analyzing the phenomenon which is settled on spatial localization. One of them is unemployment which can be considered on national scale, as well as on smaller one (voivodeships or counties). In these analyses very useful can be tools of spatial statistics and econometrics. The most popular tools are spatial autocorrelation statistics which show the dependencies of variables in respect of spatial localization. In the paper global I Moran, global C Geary and local I_i Moran statistics were used.

Keywords: spatial autocorrelation, global and local statistics, unemployment in Poland.