

AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA WYBRANYCH CHARAKTERYSTYK SPOŁECZNO-EKONOMICZNYCH

Ewa Pośpiech, Adrianna Mastalerz-Kodzis

Katedra Matematyki, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
e-mail: ewa.pospiech@ue.katowice.pl, adrianna.mastalerz-kodzis@ue.katowice.pl

Streszczenie: W artykule poddano analizie wybrane charakterystyki społeczno-ekonomiczne pod względem zależności przestrzennych z uwzględnieniem podziału Polski na województwa i powiaty. W analizach tych wykorzystano miary autokorelacji przestrzennej (globalne oraz lokalne) umożliwiające odpowiednio zidentyfikowanie zależności przestrzennych danej charakterystyki w ramach całego badanego obszaru oraz w powiązaniu konkretnej lokalizacji z lokalizacjami sąsiednimi.

Słowa kluczowe: autokorelacja przestrzenna, statystyki globalne i lokalne, charakterystyki społeczno-ekonomiczne

WPROWADZENIE

W wielu zagadnieniach istotnym czynnikiem kształtującym zjawisko jest jego przestrzenne rozmieszczenie. Rozwój pewnych gałęzi gospodarki, a także zachowań oraz zjawisk społecznych może zależeć od polityki regionalnej prowadzonej na danym obszarze. Dlatego też we współczesnych badaniach procesów społeczno-ekonomicznych coraz większą rolę odgrywają metody przestrzenne. Stosowanie tych metod sprawdza się w zagadnieniach, które umiejscowione są w konkretnej przestrzeni. Należą do nich m.in. procesy demograficzne, badanie struktur przemysłowych, wycena nieruchomości, ale także zjawiska takie jak bezrobocie, poziom życia ludności, rozwój gospodarczy itp. [Gierańczyk 2008, Pietrzykowski 2011, Pośpiech 2015, Sikora i in. 2007, Zeug-Żebro 2014]. Badanie tego typu zjawisk za pomocą narzędzi ekonometrii i statystyki przestrzennej może ukazać istotność czynnika przestrzennego w wyjaśnianiu ich zmienności, a zatem wpłynąć na poprawę jakości ich opisu.

Aktualnym problemem społeczno-ekonomicznym jest zmieniająca się struktura wiekowa ludności w Polsce, która kształtuje m.in. podaż na rynku pracy.

Obserwuje się rosnącą liczbę osób w wieku poprodukcyjnym oraz malejące liczby osób w wieku przedprodukcyjnym i produkcyjnym. Konsekwencją tych zjawisk jest np. konieczność zmian w systemie emerytalnym. Ważnym wydaje się także, jak w zaistniałych warunkach wygląda przestrzenne kształtowanie się płac – ich poziom w istotny sposób wpływa na decyzję (zwłaszcza u młodych osób) o emigracji w celach zarobkowych. Dlatego też w analizach uwzględniono zmienne o charakterze demograficznym, jak również zmienne związane z rynkiem pracy i wynagrodzeniami.

Celem artykułu jest zidentyfikowanie, za pomocą analizy autokorelacji przestrzennej (globalnej i lokalnej), zależności przestrzennych zachodzących w regionach Polski (województwach oraz powiatach) pod względem wybranych zmiennych społeczno-ekonomicznych.

MIERNIKI AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ

Fakt istnienia autokorelacji przestrzennej oznacza podobieństwo obszarów bliższych geograficznie. Sprawdzenie istnienia takiej relacji umożliwiają statystyki przestrzenne (globalne i lokalne). Statystyki te wspomagają wykrycie zależności przestrzennych rozważanej charakterystyki w ramach całego badanego obszaru oraz w powiązaniu konkretnej lokalizacji z obszarami sąsiednimi.

Statystyka globalna *I* Morana

Za pomocą statystyki *I* Morana sprawdzane jest istnienie globalnej autokorelacji przestrzennej [Moran 1950, Cliff i in. 1973]. Przy jej konstrukcji wykorzystywana jest binarna macierz wag, która określa posiadanie granicy z każdym sąsiednim regionem. Statystyka globalna *I* Morana obliczana jest na podstawie wzoru [Suchecki 2010, Kopczevska 2011]:

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

gdzie:

x_i, x_j – obserwacje w badanych regionach,

\bar{x} – ogólna średnia arytmetyczna (ze wszystkich regionów i ze wszystkich obserwacji),

n – liczba uwzględnianych regionów,

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

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

\mathbf{W} – binarna macierz wag w_{ij} , $i = 1, \dots, n, j = 1, \dots, n$, w której

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

Istotność rozważanej statystyki badana jest za pomocą testu, w którym weryfikowane są hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej (H_0) oraz o istnieniu tejże autokorelacji (H_1). Statystyką sprawdzającą w tym teście jest Z_i , która ma rozkład $N(0, 1)$; Z_i określona jest wzorem

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

gdzie $E(I)$ oraz $\text{Var}(I)$ można wyznaczyć z zależności

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

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

przy czym:

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

Wartości statystyki Z_i równe zero oznaczają brak autokorelacji przestrzennej (losowe rozmieszczenie wartości zmiennej między danymi lokalizacjami), dodatnia wartość tej statystyki oznacza dodatnią autokorelację (skupianie się – w sensie lokalizacji, podobnych wartości), natomiast ujemna jej wartość – ujemną autokorelację (wartości wysokie i niskie sąsiadują ze sobą).

Statystyka lokalna I_i Morana

Statystyki lokalne z grupy mierników LISA (*Local Indicators of Spatial Association*) [Anselin 1995], do których zalicza się statystykę lokalną Morana I_i , dają możliwość zidentyfikowania skupisk (klastrów) wysokich lub niskich wartości badanej zmiennej oraz wskazują lokalizacje nietypowe (tzw. „outliery”). Statystykę lokalną Morana można wyznaczyć przy użyciu wzoru [Suchecki 2010]

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij}^* (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (7)$$

gdzie:

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

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}. \quad (8)$$

Przy założeniu asymptotycznego rozkładu normalnego, analizuje się wartości statystyki Z_{I_i} wyrażonej następująco:

$$Z_{I_i} = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{\text{Var}(I_i)}} \quad (9)$$

gdzie wartości $E(I_i)$ oraz $\text{Var}(I_i)$ (oszacowane przez Anselina [Anselin 1995]) podane są wzorami

$$E(I_i) = - \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}}{n-1} \quad (10)$$

$$\text{Var}(I_i) = \frac{(n-k) \sum_{j \neq i} w_{ij}^2}{n-1} + \frac{2(2k-n) \sum_{k \neq i} \sum_{l \neq i} w_{ik} w_{il}}{(n-1)(n-2)} - \frac{\left(\sum_{j=1}^n w_{ij} \right)^2}{(n-1)^2} \quad (11)$$

przy oznaczeniach jak wyżej.

Przyjmuje się, że:

- istotna dodatnia wartość lokalnej statystyki Morana dla obszaru i oznacza, że jest on otoczony przez obszary o podobnych wartościach danej cechy (tworzą się skupiska, klastry),
- istotna ujemna wartość lokalnej statystyki Morana dla obszaru i oznacza, że jest on otoczony przez obszary o odmiennych wartościach danej cechy (jest „outlierm”).

ANALIZA ZALEŻNOŚCI PRZESTRZENNYCH

Do analiz wybrano trzy zmienne charakteryzujące kategorie: Ludność, Rynek pracy oraz Wynagrodzenia. Uwzględniono:

- Wskaźnik obciążenia demograficznego rozumiany jako ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób ludności w wieku produkcyjnym (OD),
- Udział liczby osób pracujących w ogólnej liczbie osób w wieku produkcyjnym (PP),
- Przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto (PW).

Badania przeprowadzono dla lat 2005-2013 dokonując podziału na województwa oraz powiaty. Dane wzięte do badań pochodzą z Banku Danych Lokalnych GUS, natomiast obliczenia oraz rysunki wykonano w pakiecie MS Excel oraz programie R CRAN.

W pierwszej kolejności przeprowadzono badania dla województw. W Tabeli 1 zamieszczono wartości miary globalnej *I* Morana.

Tabela 1. Statystyki globalne *I* Morana dla województw

Rok	Statystyki globalne <i>I</i> Morana (OD)		Statystyki globalne <i>I</i> Morana (PP)		Statystyki globalne <i>I</i> Morana (PW)	
	<i>I</i>	<i>p</i> -value	<i>I</i>	<i>p</i> -value	<i>I</i>	<i>p</i> -value
2005	0,4756	0,0001	0,2307	0,0228	-0,2705	0,9607
2006	0,4562	0,0002	0,1949	0,0394	-0,2753	0,9640
2007	0,4348	0,0004	0,1719	0,0544	-0,2699	0,9606
2008	0,4095	0,0007	0,1798	0,0488	-0,2770	0,9618
2009	0,3939	0,0010	0,2877	0,0086	-0,2653	0,9550
2010	0,3757	0,0015	0,2689	0,0120	-0,2674	0,9516
2011	0,3300	0,0038	0,2605	0,0139	-0,2676	0,9563
2012	0,2815	0,0096	0,2464	0,0177	-0,2740	0,9558
2013	0,2386	0,0201	0,2579	0,0146	-0,2675	0,9629

Źródło: obliczenia własne

Istotność uzyskanych wartości można ocenić na podstawie *p*-value¹. Analizując wyniki zawarte w Tabeli 1 zauważyć można, że w całym rozpatrywanym okresie niemal wszystkie statystyki są statystycznie istotne (wyjątkiem jest wartość zmiennej PP w roku 2007). Można zatem stwierdzić, że istnieje dodatnia (umiarkowana lub słaba) autokorelacja przestrzenna w przypadku zmiennych OD oraz PP (choć dla OD z roku na rok jest ona coraz słabsza) – oznacza to skupianie się w ramach danej lokalizacji obszarów o podobnych wartościach zmiennych. Zmienne te charakteryzują kategorie Ludność oraz Rynek

¹ Zakładając poziom istotności 0,05, przyjmuje się, że dodatnie wartości statystyki *I* są istotne, gdy *p*-value jest mniejsze od 0,05, natomiast ujemne wartości tej statystyki są istotne, gdy *p*-value jest większe od 0,95.

pracy, zatem w tych kategoriach na poziomie województw obserwuje się dodatnią autokorelację przestrzenną. Dla zmiennej PW, reprezentującej kategorię Wynagrodzenia, widoczna jest istotna, chociaż niezbyt silna, autokorelacja ujemna. Oznacza ona, że rozmieszczenie województw pod względem wynagrodzeń jest bardziej zróżnicowane.

W Tabeli 2 zaprezentowano wyniki zastosowania lokalnej statystyki Morana. Analiza wyodrębniła skupiska (klastry) oraz „outliery” dla poszczególnych zmiennych. Obserwując uzyskane rezultaty można zauważyć, że w przypadku zmiennej charakteryzującej kategorię Ludność obserwuje się skupianie województw o podobnych wartościach badanej cechy. Wyróżnić można skupienie „zachodnio-północne” charakteryzuje się niższymi poziomami wskaźnika obciążenia demograficznego (z roku na rok jest on coraz wyższy – od poziomu ok. 21 w 2005 r. do wartości 27 w 2013 r.). Drugie wyróżnione skupienie „wschodnio-centralne” cechuje się wyższymi wartościami wskaźnika OD (jego poziom z roku na rok także wzrasta – od ok. 26 do wartości 33). Dla zmiennej PP reprezentującej Rynek pracy, wyłonił się „outlier” – województwo wielkopolskie (charakteryzowało się wyższym poziomem zmiennej niż sąsiedzi). Dla zmiennej tej w poszczególnych latach zaobserwowano także skupienia – skupienie trójelementowe cechuje się poziomami zmiennej między 42 a 50, natomiast skupienie {G} otoczone jest województwami o podobnych wartościach zmiennej (oscylują pomiędzy wartościami 35–36). Pod względem przeciętnych wynagrodzeń brutto, w całym rozważanym okresie, notowany był zdecydowany „outlier” – województwo mazowieckie (wysokie wartości badanej zmiennej).

Tabela 2. Województwa o istotnej wartości statystyki lokalnej Morana*

Rok	OD	PP		PW
	„klastry”	„outliery”	„klastry”	„outliery”
2005	{F, G, P, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2006	{F, G, P, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2007	{F, G, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2008	{F, G, Z}, {L, T, W}	{P}	{L, T, W}	{W}
2009	{F, G, Z}, {L, T, W}	–	{L, T, W}	{W}
2010	{F, G, Z}, {E, L, T, W}	–	{L, R, T}, {G}	{W}
2011	{G, Z}, {E, T}	–	{L, R, T}, {G}	{W}
2012	{G}, {E, S, T}	{P}	{L, R, T}, {G}	{W}
2013	{G}, {E, S, T}	{P}	{L, R, T}	{W}

* Litery zamieszczone w tabeli to wyróżniki literowe województw wprowadzone w 2000 roku (E – łódzkie, F – lubuskie, G – pomorskie, L – lubelskie, P – wielkopolskie, R – podkarpackie, S – śląskie, T – świętokrzyskie, W – mazowieckie, Z – zachodniopomorskie).

Źródło: obliczenia własne

Podobną analizę przeprowadzono dla powiatów (w podziale na mniejsze jednostki terytorialne uzyskać można bardziej szczegółowe informacje). Wartości globalnych statystyk I Morana zamieszczono w Tabeli 3. Wartości tej statystyki dla wszystkich zmiennych są dodatnie i statystycznie istotne, nie są one jednak na wysokim poziomie. Można zatem mówić o słabej dodatniej autokorelacji przestrzennej. W przypadku zmiennych PP i PW wartości utrzymują się na w miarę stałych poziomach w całym rozważanym okresie, natomiast dla cechy OD widoczna jest malejąca tendencja wartości miary (następuje proces osłabiania zależności przestrzennej).

Tabela 3. Statystyki globalne I Morana dla powiatów

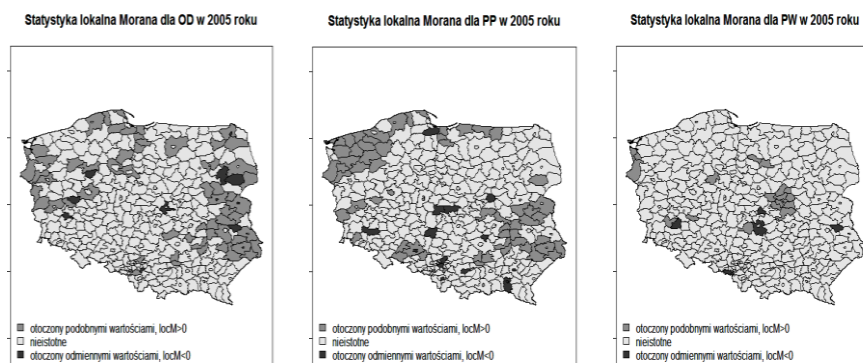
Rok	Statystyki globalne I Morana (OD)		Statystyki globalne I Morana (PP)		Statystyki globalne I Morana (PW)	
	I	p -value	I	p -value	I	p -value
2005	0,2462	1,7E-13	0,1663	3,9E-07	0,1578	9,4E-07
2006	0,2431	3,2E-13	0,1487	4,8E-06	0,1588	8,1E-07
2007	0,2237	1,2E-12	0,1315	4,3E-05	0,1658	2,6E-07
2008	0,2252	1,3E-12	0,1363	2,4E-05	0,1639	3,8E-07
2009	0,2136	1,3E-12	0,1478	5,4E-06	0,1546	1,5E-06
2010	0,2087	3,2E-10	0,1874	1,3E-08	0,1557	1,2E-06
2011	0,1898	8,9E-09	0,1857	1,8E-08	0,1413	8,3E-06
2012	0,1695	2,4E-07	0,1826	3,0E-08	0,1457	4,8E-06
2013	0,1448	8,0E-06	0,1618	7,5E-07	0,1407	9,5E-06

Źródło: obliczenia własne

Wartości lokalnych statystyk I_i Morana zobrazowano na Rysunkach 1 oraz 2. W celu stwierdzenia, czy na przestrzeni dziewięciu lat zaszły zmiany pod względem własności przestrzennych rozważanych zmiennych, zaprezentowano ilustrację graficzną dla dwóch skrajnych lat badanego okresu. Na Rysunku 1 zestawiono wyniki uzyskane dla wszystkich zmiennych w roku 2005, natomiast na Rysunku 2 ukazano rezultaty otrzymane dla zmiennych w roku 2013.

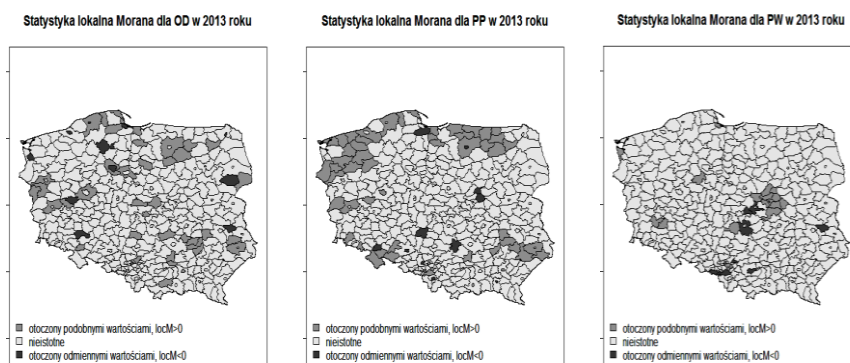
Dla wskaźnika obciążenia demograficznego OD obserwuje się mniej skupień na końcu rozpatrywanego okresu niż na początku. Najbardziej widoczne są skupienia w części północno-zachodniej (o niższych poziomach zmiennej) oraz na ścianie wschodniej – o wyższych wartościach zmiennej (podobnie jak w przypadku województw). Liczba „outlierów” jest porównywalna (ich rozkład jednak nieco uległ zmianie).

Rysunek 1. Statystyki lokalne Morana dla zmiennych w roku 2005



Źródło: obliczenia własne

Rysunek 2. Statystyki lokalne Morana dla zmiennych w roku 2013



Źródło: obliczenia własne

W rozważanych latach dla zmiennej PP zaobserwować można kilka skupisk: największe w części północno-zachodniej, mniejsze w części północnej, wschodniej oraz południowej i zachodniej. Skupienia powstałe w okolicach Kołobrzegu oraz Bartoszyc charakteryzowały się ok. 30-procentowym udziałem osób pracujących w ogólnej liczbie ludności w wieku produkcyjnym, natomiast skupienie zlokalizowane w okolicach Lublina – ok. 40-procentowym poziomem tej charakterystyki. Pojawiło się także kilka „outlierów”. W obydwu latach lokalizacją nietypową był powiat m. Warszawy, gdzie wartość omawianej zmiennej kształtowała się odpowiednio na poziomie 65,5% na początku oraz 75,5% na końcu rozpatrywanego okresu (udziały te były dużo wyższe niż notowali sąsiedzi). Inny przykładowy „outlier” – powiat gdański, cechował się odpowiednio 25,2-procentowym poziomem zjawiska w 2005 roku oraz 32,5-procentowym

w roku 2013 (był niższy niż u sąsiadów). Na przestrzeni dziewięciu lat liczba skupień oraz lokalizacji nietypowych zmalała.

Dla zmiennej PW widocznych jest kilka niewielkich skupień i kilka „outlierów” (na przestrzeni badanego okresu ich liczba zmalała). W obu skrajnych latach największe skupienie zlokalizowane jest w powiatach m. Warszawy oraz sąsiednich (w powiatach tych wielkości wynagrodzeń są podobnie wysokie – w analizie województw, mazowieckie było „outlierm” o wysokich wartościach cechy). Przykładowymi „outlierami” w obydwu latach są powiat m. Jastrzębia-Zdrój oraz powiat lubiński (lokalizacje o wysokich wynagrodzeniach otoczone obszarami o niższych poziomach wynagrodzeń) oraz powiaty wodzisławski i brzeziński („outliery” o niższych wielkościach wynagrodzeń niż sąsiedzi).

ZAKOŃCZENIE

Przeprowadzone analizy ukazały istnienie globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej dla wybranych charakterystyk reprezentujących kategorie Ludność, Rynek pracy oraz Wynagrodzenia. Zależności te widoczne były zarówno przy podziale na województwa, jak i w podziale na powiaty. Oznacza to istnienie zależności przestrzennych danych zmiennych w obrębie całego obszaru, ale także w odniesieniu do lokalizacji sąsiednich.

W ujęciu województw notowano dodatnią autokorelację dla dwóch rozważanych zmiennych (OD, PP), jednak nie była ona zbyt silna i albo kształtowała się w całym rozważanym okresie na podobnym niewysokim poziomie, albo była coraz słabsza. Jedyną rozważaną zmienną, dla której zanotowano ujemną autokorelację przestrzenną była PW, co pozwala wnosić, że rozmieszczenie województw pod względem wynagrodzeń jest bardziej zróżnicowane przestrzennie. Analiza lokalnej statystyki Morana w poszczególnych latach dla uwzględnianych zmiennych wyodrębniła skupienia województw oraz województwa nietypowe.

Rozważania przeprowadzone dla powiatów także ukazały istnienie autokorelacji przestrzennej, tym razem niewielkiej dodatniej dla wszystkich rozpatrywanych zmiennych (dla zmiennej OD widoczne było osłabianie się zależności przestrzennych, dla pozostałych zmiennych obserwowano w miarę stały poziom miernika autokorelacji). Analiza lokalnych statystyk ukazała istnienie powiatów tworzących skupienia oraz powiaty odstające od sąsiadów (zarówno na plus, jak i minus).

Analiza zjawisk za pomocą statystyk przestrzennych może wspomagać zatem identyfikację obszarów, które charakteryzują się podobnymi lub odmiennymi wartościami badanych zmiennych, co umożliwi monitorowanie i kontrolę zjawiska. Ponadto, analiza taka może wspomagać realizację programów, których celem jest przeciwdziałanie zjawiskom niepożądanym oraz podtrzymywanie tendencji pozytywnych.

BIBLIOGRAFIA

- Anselin L. (1995) Local Indicators of Spatial Association - LISA, *Geographical Analysis*, No. 27(2).
- Cliff A.D., Ord J.K. (1973) *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.
- Gierańczyk W. (2008) Badanie struktur przemysłowych w Polsce w dobie globalizacji ze szczególnym uwzględnieniem struktury przestrzennej, *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, nr 11, str. 26 – 39.
- Kopczewska K. (2011) *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R Cran*, CeDeWu.pl, Warszawa.
- Kopczewska K., Kopczewski T., Wójcik P. (2013) *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*, CeDeWu, Warszawa.
- Moran P.A.P. (1950) Notes on Continuous Stochastic Phenomena, *Biometrika*, No. 37.
- Pietrzykowski R. (2011) Wykorzystanie metod statystycznej analizy przestrzennej w badaniach ekonomicznych, *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, nr 4, str. 97 – 112.
- Pośpiech E. (2015) Analiza przestrzenna bezrobocia w Polsce, *Studia Ekonomiczne*, nr 227, str. 59 – 74.
- Sikora J., Woźniak A. (2007) Autokorelacja przestrzenna wskaźników infrastruktury wodno-ściekowej woj. Małopolskiego, *Infrastruktura i ekologia terenów wiejskich*, nr 4/2, str. 315 – 329.
- Sucheckí B. (2010) *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, C.H.Beck, Warszawa.
- Zeug-Żebro K. (2014) Analiza przestrzenna procesu starzenia się polskiego społeczeństwa, *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, nr 36, Tom II, str. 441 – 456.
- <http://stat.gov.pl/bdl> (dostęp: 01.06.2015)

SPATIAL DEPENDENCES OF SELECTED SOCIAL AND ECONOMIC CHARACTERISTICS

Abstract: Nowadays, a very important issue in analyzing economic and social phenomena is the localization. Therefore, in modern research spatial modeling become more and more popular. This approach can be used e.g. for demographic processes or real estate evaluation as well as unemployment, living standard or economic development. Spatial analyses can show significant impact of the spatial factor in explaining variation of the characteristics. The purpose of the paper is to study the spatial dependences of selected social and economic characteristics in Polish regions.

Keywords: spatial autocorrelation, global and local statistics, social and economic characteristics