

*Andrzej Woźniak, Jakub Sikora*

**AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA WSKAŹNIKÓW  
INFRASTRUKTURY WODNO-ŚCIEKOWEJ  
WOJ. MAŁOPOLSKIEGO**

***SPATIAL AUTOCORRELATION OF WATER SUPPLY AND  
SEWAGE DISPOSAL INFRASTRUCTURE INDICATORS  
IN THE MAŁOPOLSKIE PROVINCE***

**Streszczenie**

Autokorelacja jest działem statystyki, który zajmuje się analizą danych przestrzennych, w dalszej kolejności opisem i badaniem zjawisk przestrzennych. Metody statystyki przestrzennej nazwane są także przeglądową analizą danych przestrzennych (*explorative spatial data analysis*, ESDA). Statystyki przestrzenne są efektywnym sposobem wyszukiwania zależności występowania danego zjawiska z przestrzenią geograficzną. Miary autokorelacji przestrzennej obrazują zależność zmienionych w odniesieniu do lokalizacji przestrzennej. Korelacja przestrzenna (autokorelacja dodatnia) pozwala stwierdzić, że nasilenie danego zjawiska jest bardziej zauważalne w obiektach przyległych do siebie niż w obiektach od siebie odległych. W statystyce przestrzennej są wykorzystywane dwa typy miar: miary globalne i miary lokalne.

Autorzy w artykule do zobrazowania przestrzennej zależności występowania infrastruktury gospodarki wodno-ściekowej posłużyli się miarą globalną. Do obliczenia miary globalnej wykorzystano program R CRAN. Wyliczono miarę globalną statystyki I Morana dla różnych macierzy wag przestrzennych. Dane do analizy pozyskano z Głównego Urzędu Statystycznego w Krakowie i jest to stan infrastruktury wodno-ściekowej na rok 2004. Statystyka I Morana pozwala wykryć globalne wzorce autokorelacji w obiektach przestrzennych w odniesieniu do przyjętej macierzy wag. Miara globalna jest jedno-liczbowym wskaźnikiem zależności przestrzennej lub ogólnego podobieństwa regionów. Zaletą miary globalnej jest jej syntetyczność, a wadą uśrednianie. W artykule przedstawiono możliwości zastosowania statystyki przestrzennej w analizie zjawisk infrastruktury wodno-ściekowej. W tym celu zbadano zróżnicowanie gmin województwa małopolskiego względem wybranych elementów infrastruktury technicznej należących do grupy gospodarki wodno-ściekowej. Analizy dokonano na podstawie wskaźników nasycenia wodociągami i kanalizacją powierzchni obiektów.

**Słowa kluczowe:** infrastruktura techniczna, infrastruktura wodno-ściekowa, statystyki globalne, statystyka I Morana, woj. małopolskie, gminy

### Summary

*Autocorrelation is a branch of statistics dealing with an analysis of spatial data and with further description and investigation of spatial phenomena. Methods of spatial statistics are also called explorative spatial data analysis – ESDA. Spatial statistics are an efficient method to identify the dependence of individual phenomenon occurrence on geographical space. Measures of spatial autocorrelations show the dependence of variables in respect of spatial localization. Spatial correlation (positive autocorrelation) allows to determine that intensification of a given phenomenon is more perceivable in the adjoining objects than in located far away from one another. Two types of measures are used by spatial statistics: global and local measures.*

*The Authors used a global measure to illustrate the spatial dependence of water supply and sewage disposal infrastructure occurrence. The global measure was computed using R CRAN program. The global measure of Moran's I statistics was computed for various spatial weight matrices. The data for analysis, evidencing the state of water supply and sewage disposal infrastructure in 2005, were obtained from the Main Statistical Office in Krakow. Moran's I statistics allows to identify global autocorrelation measures in spatial objects with reference to the assumed weight matrix. The global measure is a one number indicator of spatial dependence or general similarity of regions. The advantage of global measure is its syntheticity, while its disadvantage is its averaging. The article presents possibilities of application of spatial statistics for an analysis of water supply and sewage disposal phenomena. For this reason a diversification of communes in the malopolskie province was investigated in respect of selected elements of technical infrastructure in the water supply and sewage disposal group. The analysis was conducted on the basis of indicators of object area saturation with water main and sewer systems.*

**Key words:** *technical infrastructure, water supply and sewage disposal systems, global statistics, Moran's I statistics, malopolskie province, communes*

### WPROWADZENIE

Zależność przestrzenna (autokorelacja) występuje wtedy, gdy badane zjawiska w jednej jednostce przestrzennej powodują zwiększanie się lub zmniejszanie prawdopodobieństwa występowanie tych zjawisk w sąsiednich jednostkach [Bivand 1980]. Zjawisko autokorelacji należy powiązać z tzw. „Pierwszym Prawem Geografii Toblera”, który w 1970 roku stwierdził, że w przestrzeni wszystko jest związane ze wszystkim innym, przy czym bliższe rzeczy są bardziej związane niż rzeczy odległe [Miller 2004]. Występowanie autokorelacji przestrzennej jest wywołane występowaniem w przestrzeni badanego zjawiska zależnością przestrzenną z angielskiego (*spatial dependency*). Literatura podaje dwie główne przyczyny występowania zjawisk zależności przestrzennej:

– po pierwsze analizowane zjawisko jest ściśle związane z jednostkami terytorialnymi (przynależności: regionalne, wojewódzkie, powiatowe, gminne, sołectkie). Takie przyporządkowanie niedokładnie odzwierciedla natury więk-

szości zjawisk, gdyż granice istniejące tylko na mapie nie są zazwyczaj ogranicznikami ludzkiej aktywności.

– po drugie wymiar społeczno-ekonomiczny działalności ludzkiej jest kształtowany przez odległości i lokalizację, jeżeli chodzi o infrastrukturę techniczną gospodarki wodno-ściekowej należy wziąć pod uwagę ukształtowanie terenu i rozproszenie siedzib ludzkich w jednostkach terytorialnych.

W geografii działalność ludzką kształtowaną przez odległości i lokalizację (położenie) można powiązać z koncepcjami:

- dyfuzją innowacji i postaw [Domański 1988],
- hierarchią miejsc [Woźniak 2001],
- bieguną wzrostu [LeSage 1999].

Na istotność zależności przestrzennej i możliwości określania autokorelacji w polskiej literaturze geograficznej zwracali uwagę m.in. Czyż [1978] i Woźniak [2001]. Rzadkie zastosowanie w praktyce statystyk autokorelacji przestrzennej wynikało ze skomplikowanych i czasochłonnych procedur obliczeniowych, powodowało to brak szerszego nimi zainteresowania. Współcześnie, gdy możliwości obliczeniowe komputerów są bardzo duże oraz powszechnie są stosowane Systemy Informacji Przestrzennej, łatwe stało się obliczenie statystyk przestrzennych z dużą dokładnością, nawet dla bardzo dużych zbiorów jednostek terytorialnych [Janc 2006].

Celem artykułu jest eksploracja informacji o przestrzennej zależności badanej zmiennej dla gmin i interakcjach istniejących powiązań pomiędzy wartościami badanej cechy w różnych lokalizacjach przestrzennych. Analiza przestrzenna danych umożliwia określenie podobieństwa i różnic pomiędzy jednostkami terytorialnymi w ujęciu ogólnym. Dzięki takiej analizie można dokonać klasteryzacji, jak również wyodrębnić obiekty znacząco różne od sąsiedzkich. Znajomość i zrozumienie przestrzeni pozwala przewidywać zmiany dla występującego ładu przestrzennego, lepiej planować politykę rozwoju regionalnego i zagospodarowania przestrzennego [Kopczewska 2006].

Obliczenia autokorelacji oraz prezentowane mapy zostały wykonane w programie R CRAN (*Comprehensive R Archive Network*). Program ten może być wykorzystywany do wszystkich problemów statystyki, statystyki przestrzennej i ekonometrii.

## TEORETYCZNE PODSTAWY METODY

W analizie przestrzennej dane składają się z danych atrybutowych i danych przestrzennych. Właściwości obiektów przestrzennych opisuje dowolna liczba cech niemających najczęściej bezpośredniego związku z przestrzenią i dlatego nazywamy je danymi nieprzestrzennymi lub atrybutami. W języku angielskim określa się je też jako etykiety poszczególnych obiektów.

W przypadku najprostszej bazy danych, nazywanej tablicą lub modelem kompozycji mapy, każdy obiekt zapisany jest w osobnym rzędzie (rekordzie), a każda kategoria atrybutów w osobnej kolumnie (polu). Liczba pól w rekordzie jest nieograniczona i zależy od liczby atrybutów. W wypadku badania przebiegu jakiegoś procesu lub zmienności zjawiska w czasie, atrybuty przedstawiające stan w określonych momentach mogą być wpisane w kolumny tej samej tablicy. Do bazy danych wprowadza się tylko te atrybuty, które służą określonym zastosowaniom. Nie jest celowa pełna charakterystyka obiektów przestrzennych, niewynikająca z aktualnego zapotrzebowania. Dane można w odpowiednim czasie uzupełnić.

Dzięki danym przestrzennym obiekty mogą być lokalizowane w ciągłej przestrzeni. Każdy punkt wprowadzony do bazy danych ma swoje współrzędne kartezjańskie  $x, y$ , dzięki którym znajduje on swe miejsce w przestrzeni dwuwymiarowej [Widacki 1997].

Na potrzeby przeprowadzonej analizy stworzono przestrzenną bazę danych województwa małopolskiego w programie GIS ArcView. Taka baza danych składa się z trzech typów plików o rozszerzeniach: shp., shx., i dbf konwertowane do xls. Pliki o rozszerzeniu (\*.shp) definiują obraz, (\*.shx) przypisują identyfikator i kojarzą sąsiedztwo, (\*.dbf) zawierają atrybuty jako listę zmiennych. Stworzenie tego typu bazy danych jest konieczne do analizy prowadzonej na obszarach w przestrzeni. W przypadku, gdy prowadzimy analizę na obiektach punktowych wystarczy stworzenie bazy danych w programach GIS grafiki wektorowej, np. w Surfer 07, ten program umożliwia stworzenie tabeli ze współrzędnymi punktów. Można także wykorzystywać pliki ze współrzędnymi w analizach prowadzonych na poligonach. Wtedy współrzędne definiują środki ciężkości poligonów, a sąsiedztwo określane jest przez metody triangulacji [Kopczewska 2006].

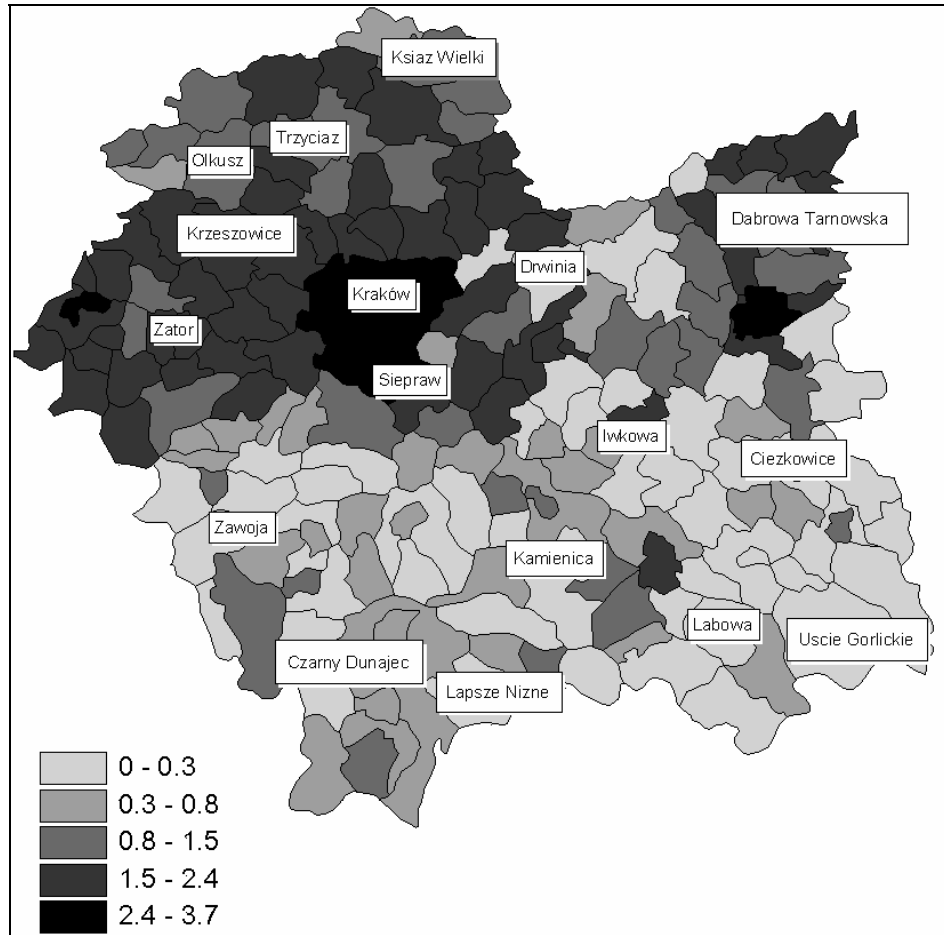
W celu uproszczenia analizy przypisano obiektom przestrzennym nazwy rzeczywistych gmin i odpowiednie numery, aby w dalszej analizie usprawnić przedstawianie wyników na rysunkach i analizę macierz wag będziemy posługiwali się numerami obiektów. Przypisane numery gminą przedstawiono w tabeli 1.

Na rysunkach 1 i 2 przedstawiono przestrzenny rozkład zmiennych, które zostały przyjęte do analizy przestrzennej. Obiekty podzielono na pięć grup według kształtowania się poziomu badanej cechy [Woźniak 2001]. Na rysunku 1 widać, że gminy z dwóch grup w znacznym stopniu przylegają do siebie i tworzą klastry, to daje nam podstawę do dalszej analizy przestrzennej. W grupie piątej dla obu zmiennych można zauważyć występowanie tzw. wysp czyli występowanie pojedynczych obiektów (*outlier*) otoczonych niskimi wartościami zmiennej analizowanej. Rysunek 2 przedstawia przestrzenny rozkład wskaźnika nasylenia obiektów kanalizacją. Obiekty grupy o najmniejszym wskaźniku wyposażenia w kanalizację tworzą skupiska i zajmują większą część badanego województwa. Obiekty z grup czwartej i piątej występują samodzielnie, co może

świadczyć o tym, że rozkład przestrzenny wyposażenia obiektów w kanalizację jest losowy. Obiekty przestrzenne nie czerpią wzorców z obiektów sąsiedzkich.

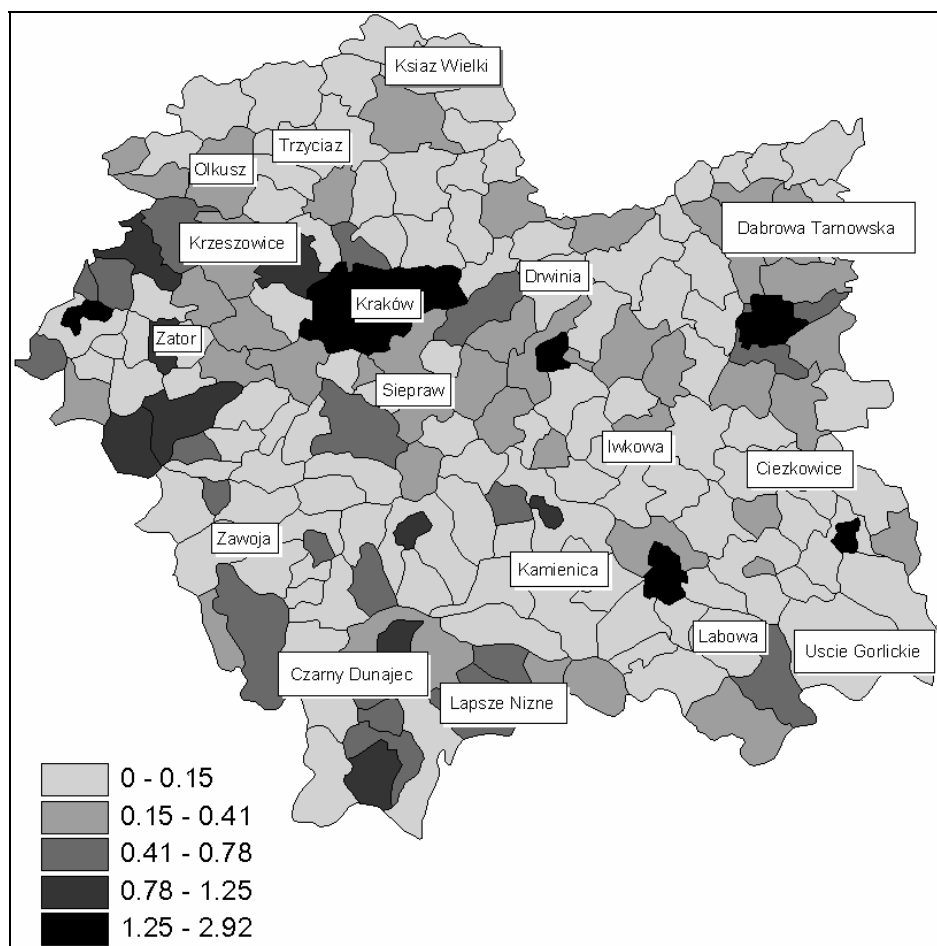
**Tabela 1.** Kod gmin przyjęty do analizy przestrzennej  
**Table 1.** Commune code assumed for spatial analysis

ID	NAZWA	ID	NAZWA	ID	NAZWA	ID	NAZWA	ID	NAZWA	ID	NAZWA
1	Kozłów	31	Wietrzychowice	61	Czernichów	92	Lapanów	123	Luzna	154	Łabowa
2	Książ Wielki	32	Żabno	62	Brzesko	93	Dobczyce	124	Maków Podhalański	155	Ochotnica Dolna
3	Charsznica	33	Trzebinia	63	Oświęcim	94	Zakliczyn	125	Gorlice	156	Nowy Targ
4	Wolbrom	34	Koszyce	64	Wieliczka	95	Lipnica Murowana	126	Bobowa	157	Krynica
5	Słaboszów	35	Koemyrzów-Luborzycza	65	Przeciszów	96	Czchów	127	Mszana Dolna	158	Nowy Targ
6	Miechów	36	Szczurowa	66	Wojnicz	97	Lanckorona	128	Limanowa	159	Czarny Dunajec
7	Kluźce	37	Wielka Wieś	67	Zator	98	Sułkowice	129	Lipinki	160	Czorsztyn
8	Golcza	38	Krzyszowice	68	Spytkowice	99	Gromnik	130	Lubien	161	Krościenko nad Dunajcem
9	Raławice	39	Chrzanów	69	Dębno	100	Andrychów	131	Gorlice	162	Szczawnica
10	Szczucin	40	Michałowice	70	Bochnia	101	Raciechowice	132	Chelmiec	163	Łapsze Nizane
11	Trzyciąż	41	Nowe Brzesko	71	Polanka Wielka	102	Stryzów	133	Mszana Dolna	164	Szaflary
12	Olkusz	42	Zielonki	72	Brzeszcze	103	Rzepiennik Strzyżewski	134	Grybów	165	Muszyna
13	Bolesław	43	Radłów	73	Skawina	104	Iwkowa	135	Zawoja	166	Bukowina Tatrzańska
14	Mędrzechów	44	Zabierzów	74	Biskupice	105	Mucharz	136	Jordanów	167	Biały Dunajec
15	Palecznica	45	Igołomia-Wawrzeńczyce	75	Brzeźnica	106	Jodłownik	137	Łukowica	168	Trzciana
16	Sławków	46	Lisia Góra	76	Gdów	107	Ciężkowice	138	Nowy Sącz	169	Zegocina
17	Słomniki	47	Drwinia	77	Osiek	108	Budzów	139	Bystra-Sidzina	170	Tymbark
18	Bolesław	48	Borzęcin	78	Mogilany	109	Wiśniowa	140	Sękowa	171	Słopnice
19	Radziemice	49	Libiąż	79	Tuchów	110	Limanowa	141	Rabka	172	Piwniczna
20	Gręboszów	50	Kraków	80	Pleśna	111	Gródek nad Dunajcem	142	Podegrodzie	173	Rytko
21	Sułozowa	51	Alwernia	81	Świątyni Górne	112	Łososina Dolna	143	Niedźwiedz	174	Spytkowice
22	Iwanowice	52	Niepołomice	82	Ryglice	113	Peim	144	Grybów	175	Raba Wyzna
23	Skala	53	Babice	83	Nowy Wiśnicz	114	Laskowa	145	Kamienica	176	Kościelisko
24	Bukowno	54	Rzezawa	84	Kety	115	Biecz	146	Ropa	177	Zakopane
25	Radgoszcz	55	Liszki	85	Wieprz	116	Zembrzyce	147	Korzenna	178	Poronin
26	Olesno	56	Wierchosławice	86	Tomice	117	Stryszawa	148	Lacko	179	Chelmek
27	Dąbrowa Tarnowska	57	Tarnów	87	Gnojnik	118	Moszczenica	149	Jablonka	180	Jordanów
28	Proszowice	58	Kalaj	88	Siepraw	119	Korzenna	150	Stary Sącz	181	Tarnów
29	Jerzmanowice-Przegonia	59	Skrzyszów	89	Myślenice	120	Dobra	151	Uście Gorlickie	182	Bochnia
30	Koniusza	60	Oświęcim	90	Kalwaria Zebrzydowska	121	Tokarnia	152	Lipnica Wielka		
91	Wadowice	122	Sucha Beskidzka	153	Nawojowa						



**Rysunek 1.** Przestrzenny rozkład wyposażenia w sieć wodociągowe [ $\text{km}^{-1}\cdot\text{km}^2$ ]  
**Figure 1.** Spatial arrangement of furnishing with water grids [ $\text{km}^{-1}\cdot\text{km}^2$ ]

Źródło: Badania własne



**Rysunek 2.** Przestrzenny rozkład długości sieci kanalizacyjnej [ $\text{km}^{-1} \cdot \text{km}^2$ ]  
**Figure 2.** Spatial arrangement of water grid length [ $\text{km}^{-1} \cdot \text{km}^2$ ]

Źródło: Badania własne

Analizy uwzględniające kształtowanie się badanego zjawiska w przestrzeni wymagają określenia dla obiektów zachodzących między nimi relacji przestrzennych (macierz wag przestrzennych). Relacje te można zapisywać za pomocą grafu lub macierzy. Aby zdefiniować strukturę przestrzenną sąsiedztwa należy stworzyć macierz wag przestrzennych, która jest kluczowym elementem analizy przestrzennej. Mierzy ona przestrzenne powiązania, bliskość obserwacji i siłę wzajemnych zależności między obiektami przestrzennymi. Macierz wag

jest macierzą kwadratową, przyjmuje jedną z możliwych struktur zależności sąsiedztwo według kryterium wspólnej granicy, długości wspólnej granicy, odległości pomiędzy obiektami i odwrotności odległości. W przypadku zapisu macierzowego, w której zapisane są relacje pomiędzy jej elementami (gdzie  $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ;  $j = 1, 2, 3, \dots, n$ ). Macierz sąsiedztwa pomiędzy  $i$  a  $j$  jest macierzą składającą się z wartości binarnych. Wartość 0 oznacza brak sąsiedztwa pomiędzy  $i$  a  $j$ , zaś wartość 1 przyznaje się dla elementu spełniającego warunek sąsiedztwa.

Macierz wag sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy można podzielić na pięć typów [Kopczewska 2006]:

- typu B podstawowa macierz binarna zero-jedynkowa,
- typu W macierz pierwszego rzędu standaryzowana rzędami,
- typu C macierz ogólnie standaryzowana,
- typu U macierz dzielona przez liczbę sąsiadów sumuje wszystko do jedności,
- typu S macierz stabilizująca wariancje,

Do wstępnej analizy przestrzennej przyjęto macierz koincydencji typu B spełniającą kryterium wspólnej granicy (macierz sąsiedztw), która daje najlepsze odwzorowanie bliskości obiektów. Macierz ta jest macierzą binarną, symetryczną i kwadratową, co upraszcza wiele procedur obliczeniowych.

Element macierzy wag przyjmują następujące wartości:

- $w_{ij} = 1$  gdy obiekt  $i$  jest sąsiadem obiektu  $j$ ,
- $w_{ij} = 0$  gdy obiekt  $i$  nie jest sąsiadem obiektu  $j$ ,
- $w_{ij} = 0$  elementy diagonalne macierzy.

Do dalszej analizy przestrzennej wykorzystano typy macierzy wag typ W.

Innymi typami macierzy wag nieopartych na kryterium sąsiedztwa mogą być macierze oparte na kryterium odległości geograficznej ( $d$ ) lub macierze oparte na kryterium zadanej liczby najbliższych sąsiadów.

Macierz wag oparta na kryterium odległości, tj. macierz sąsiadów w promieniu  $d$  kilometrów zawiera elementy:

- $w_{ij} = 1$  gdy obiekt  $i$  jest oddalony od obiektu  $j$  o  $d$  (kilometrów) lub mniej,
- $w_{ij} = 0$  gdy obiekt  $i$  jest oddalony od obiektu  $j$  o więcej niż  $d$  (kilometrów),
- $w_{ij} = 0$  elementy diagonalne macierzy.

W przypadku macierzy wag opartych na kryterium  $k$  – najbliższych sąsiadów o zadeklarowanej liczbie  $k$  standaryzacja wag przebiega tak, że w każdym wierszu suma elementów równa się 1, przy czym jednostki wag są zawsze takie same dla danej liczby sąsiadów. Np. rozpatrując wagi dla 5 najbliższych sąsiadów, wszystkie jednostki mają taką samą wagę, która wynosi 0,2, można to wy-



licząc z zależności  $\frac{1}{n}$ , gdzie  $n$  jest przyjętą najbliższą liczbą sąsiadów. Dobór wag w dużym stopniu wpływa na uzyskiwane wyniki i nie ma ogólnie przyjętych wytycznych w jakich przypadkach należy stosować poszczególne rodzaje wag.

### STATYSTYKA I MORANA JAKO MIARA SIŁY I CHARAKTERU AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ

Globalna statystyka I Morana wykorzystywana jest do testowania zależności przestrzennych. Wartość statystyki I Morana mieści się w zakresie od -1 do 1 i wskazuje czy istnieje przestrzenny efekt aglomeracji. Dodatnie i istotne wartości statystyki I oznaczają istnienie dodatniej autokorelacji, czyli podobieństwa badanych obiektów przy określonych wagami relacjach przestrzennych. Ujemne wartości statystyki I oznaczają ujemną autokorelację czyli zróżnicowanie badanych obiektów. Dodatnia korelacja oznacza występowanie klastrów złożonych z obiektów o wartościach podobnych – wysokich lub niskich. Zaś ujemne wartości statystyki I interpretuje jako losowe występowanie obiektów niepodobnych w ramach homogenicznej grupy.

Statystykę globalną I Morana wyznaczamy z zależności:

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

gdzie:

- $w_{ij}$  – waga połączeń pomiędzy jednostką  $i$  a  $j$ ,
- $W$  – macierz wag (suma wszystkich jej elementów),
- $x_i, x_j$  – wartość zmiennej w jednostce przestrzennej  $i$  oraz  $j$ ,
- $\bar{x}$  – średnia arytmetyczna wartości zmiennej.

Charakterystyka uzyskiwanych wyników statystyki globalnej I Morana:

- jeżeli wynik statystyki I Morana mieści się w przedziale  $(0 \div 1)$ , czyli  $I > 0$  to zachodzi pozytywna autokorelacja przestrzenna, wartości obserwacji bliskich są podobne,
- jeżeli wynik statystyki I Morana mieści się w przedziale  $(-1 \div 0)$ , czyli  $I < 0$  to zachodzi negatywna autokorelacja przestrzenna, wartości obserwacji bliskich są różne,
- jeżeli wynik statystyki I Morana równa się zero, czyli  $I = 0$  to w badanej przestrzeni wartości obserwacji są rozłożone losowo (efekt szachownicy).

Testy istotności statystyki I oparte są na momentach teoretycznych statystyk lub podejściu permutacyjnym. Teoretyczna średnia wartość oczekiwana statystyki I wynosi  $I = \frac{-1}{(n-1)}$  i jest ona bliska zeru, co można interpretować

jako losowość. Do wyznaczenia wariancji teoretycznej zakłada się dwa wzorce rozkładu danych przestrzennych normalny i randomizowany. W przypadku przyjęcia rozkładu normalnego wartość oczekiwana i wariancja zależą jedynie od wag przestrzennych. Przy podejściu randomizacji momenty te zależą też od wartości badanej zmiennej. Wyznacza się też wariancję empiryczną z wykorzystaniem rozkładu permutacyjnego na podstawie symulacji Monte Carlo [Kopczewska 2006].

Do zobrazowania zależności przestrzennej rozkładu zmiennych infrastruktury technicznej obliczono statystyki I Morana na podstawie macierzy wag typu B i W bazujących na styczności (bezpośrednim sąsiedztwie). A następnie obliczeń dokonano, przyjmując macierze wag oparte na kryterium liczby  $k$ -sąsiadów, przyjmując za  $k = 5; 10, 15$  i  $20$  oraz macierze wag oparte na kryterium odległości  $d$ , przyjmując wielkość promienia  $d = 12; 16; 20; 24; 28; 32$  [km].

## WYNIKI BADAŃ I WNIOSKI

Macierze wag typu B i W sporządzone zostały na podstawie analizy bazy danych map cyfrowych z podziałem administracyjnym. Program R CRAN wylicza listę sąsiadów z plików, które znajdują się w bazie danych z rozszerzeniem \*.shx. Pliki tego typu powstają w programach GIS podczas digitalizacji na ekranie podkładu analogowego badanej przestrzeni.

Podczas tworzenia macierzy wag, związanych z odległością geograficzną, najpierw należy stworzyć współrzędne środków obiektów. Program oblicza współrzędne środków obszarów, wykorzystując pliki z bazy danych z rozszerzeniem \*.shp, są to pliki kształtu. W podobny sposób sporządzone zostały macierze  $k$  – najbliższych sąsiadów.

Podsumowanie macierzy wag sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy przedstawiono w tabeli 2 na rysunku 3. Macierz ta jest najczęściej stosowaną macierzą w analizach społeczno-ekonomicznych i rozważaniach teoretycznych w ekonometrii.

Lista wyników macierzy pierwszego rzędu standaryzowana rzędami:

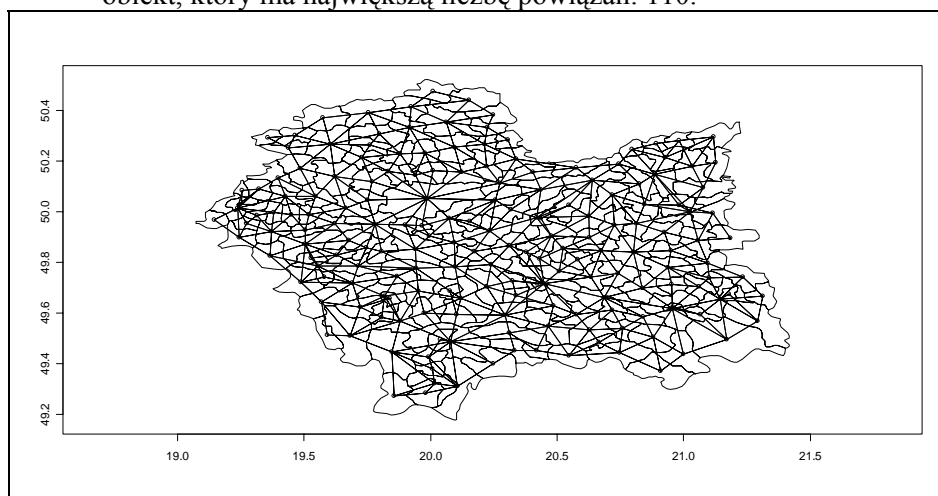
- liczba regionów: 182,
- liczba niezerowych powiązań: 982,
- odsetek niezerowych powiązań: 2.96,
- średnia liczba powiązań: 5.39,

**Tabela 2.** Liczba powiązań obiektów przestrzennych  
**Table 2.** Number of spatial object associations

Liczba sąsiadów	2	3	4	5	6	7	8	9	11	12	13
Ilość obiektów	10	17	29	50	33	20	11	8	2	1	1

– obiekty, które mają tylko dwóch sąsiadów: 1, 16, 72, 82, 128, 131, 133, 144, 152, 158,

– obiekt, który ma największą liczbę powiązań: 110.



**Rysunek 3.** Graf powiązań macierzy wag sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy

**Figure 3.** Graph of neighbourhood weight matrices associations according to common boundary criterion

Źródło: Badania własne

W tabeli 2 przedstawiono liczbę obiektów przestrzennych i liczbę ich powiązań z sąsiadami. Widzimy, że 10 gmin ma tylko dwóch sąsiadów. Wiąże się to z tym, że są to gminy występujące na krawędzi badanego obszaru. Kształt badanego obszaru wpływa na intensywność, zakres i typ szacowanego procesu zależności przestrzennej i na istotność. Na granicach badanego obszaru występuje tzw. efekt krawędzi, ujawnia się tym, że gminy te mają mniej sąsiadów niż obiekty położone w środku. W wyniku tego efektu mogą pojawiać się różnice w szacowaniu zależności przestrzennej.

Rysunek 3 przedstawia graf macierzy wag według kryterium wspólnej granicy. Z grafu można odczytać obiekt, który ma największą liczbę sąsiadów. Największą liczbę sąsiadów ma obiekt, któremu został przypisany w tabeli 1 numer 110 i jest to gmina Limanowa. W analizach przestrzennych ważną kwestią

jest skala mapy podkładu i przeliczanie współrzędnych matematycznych na odległości. Na grafie widać, że przedstawiany obszar badań jest wpisany w układ współrzędnych geograficznych. Środki obszarów zostały wyliczone jako rzeczywiste środki gmin, a odległości są wyznaczane według metody Great Circle w kilometrach.

**Tabela 3.** Analiza przestrzenna dla wskaźników infrastruktury technicznej gospodarki wodno-ściekowej na podstawie statystyki globalnej I Morana

**Table 3.** Spatial analysis for indicators of water supply and sewage disposal technical infrastructure on the basis of Global Moran's

Macierz wag	Wskaźnik długości sieci wodociągowej [ $km^{-1 \cdot km^2}$ ]		Wskaźnik długości sieci Kanalizacyjnej [ $km^{-1 \cdot km^2}$ ]	
	I	poziom istotności	I	poziom istotności
wagi sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy typu b	0.59	p < 0.05*	0.03	p = 0.18
wagi sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy typu w	0.58	p < 0.05*	0.03	p = 0.20
wagi 5 najbliższych sąsiadów	0.51	p < 0.05*	0.003	p = 0.41
wagi 10 najbliższych sąsiadów	0.48	p < 0.05*	-0.13	p = 0.61
wagi 15 najbliższych sąsiadów	0.43	p < 0.05*	-0.01	p = 0.57
wagi 20 najbliższych sąsiadów	0.39	p < 0.05*	-0.01	p = 0.66
wagi sąsiadów w promieniu 12 km	0.52	p < 0.05*	0.03	p = 0.21
wagi sąsiadów w promieniu 16 km	0.50	p < 0.05*	0.004	p = 0.38
wagi sąsiadów w promieniu 20 km	0.47	p < 0.05*	-0.006	p = 0.52
wagi sąsiadów w promieniu 24 km	0.44	p < 0.05*	-0.011	p = 0.60
wagi sąsiadów w promieniu 28 km	0.41	p < 0.05*	-0.014	p = 0.66
wagi sąsiadów w promieniu 32 km	0.37	p < 0.05*	-0.016	p = 0.74

\* istotne na poziomie p = 0,05

Źródło: Badania własne

W przypadku wskaźnika długości sieci wodociągowej występuje wyraźna autokorelacja przestrzenna. Ma ona charakter dodatni, oznacza występowanie tendencji do skupiania się gmin o podobnym wskaźniku długości sieci wodociągowej. W przypadku wskaźnika długości sieci kanalizacyjnej w  $km^{-1 \cdot km^2}$  autokorelacja nie zachodzi, statystyka I Morana przyjmuje wartości blisko 0, co świadczy o losowym rozkładzie zmiennej. Można mówić, że występowanie zmiennej nie jest determinowane przestrzenią i może przyjmować rozkład szachownicy.

W praktyce po przeprowadzonej analizie dla wag sąsiadów wspólnej granicy, gdzie korelacja nie zachodzi nie testuje się pod względem innych wag. W opracowaniu przeanalizowano tak samo przestrzenną zależność, jak dla zmiennej, gdzie zachodziła dodatnia autokorelacja, aby pokazać przestrzenny chaos występowania w obiektach zmiennej (wskaźnika długości sieci kanalizacyjnych).

Dla zmiennej pierwszej wraz ze wzrostem liczby najbliższych sąsiadów i wzrostem odległości spada wartość autokorelacji przestrzennej. Jest to potwierdzeniem wpływu przestrzeni na kształtowanie się wartości zmiennej w gminach. Spadek wartości statystyki globalnej I Morana nie jest duży w stosunku do zmiany wag, co może świadczyć o znaczącej zależności przestrzennej. Zależność ta zachodzi nie tylko pomiędzy jednostkami położonymi blisko siebie w badanej przestrzeni, lecz również pomiędzy gminami odległymi.

## BIBLIOGRAFIA

- Bivand R. *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii*. 1980
- Czyż T. *Metody generalizacji układów przestrzennych*. PWN, Poznań 1978.
- Domański R. *Teoretyczne podstawy geografii ekonomicznej*. PWN, Warszawa 1988.
- Janc K. *Zjawisko autokorelacji przestrzennej na przykładzie statystyki I Morana oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej (LISA)*. Wybrane zagadnienia metodyczne. Dokumentacja Geograficzna, nr 33, IGiPZ PAN, Warszawa 2006.
- Kopczewska K. *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN CeDeWu*. Warszawa 2006, s. 13,15; 56, 119.
- LeSage J. *Spatial Econometrics*. West Virginia University, Morgantown 1999.
- Miler H. J. *Tobler's First Law and Spatial Analysis*. Annals of the Association of American Geographical Analysis, 2004.
- Widacki W. *Wprowadzenie do Systemów Informacji Geograficznej*. Uniwersytet Jagielloński, Kraków 1997.
- Woźniak A., Kwapisz J. *Infrastruktura techniczna gmin w Małopolsce – nasycenie i przestrzenne zróżnicowanie*. Zesz. Nauk. Akademii Rolniczej w Krakowie nr 350, 1999, s. 215–223,
- Woźnik A. *Relacje przestrzenne w infrastrukturze i technicznym wyposażeniu rolnictwa województwa małopolskiego*. Inżynieria Rolnicza nr7, Kraków 2001.

Dr hab. inż. Andrzej Woźniak  
Mgr inż. Jakub Sikora  
Akademia Rolnicza w Krakowie,  
Katedra Technicznej Infrastruktury Wsi  
30-149 Kraków ul. Balicka 116B  
tel. (012) 66246 60  
awozniak@ar.krakow.pl, sikora@ar.krakow.pl

Recenzent: Prof. dr hab. Zdzisław Wójcicki