

Jacek Salamon

**BADANIA AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ
ROZWOJU INFRASTRUKTURY TECHNICZNEJ
OBSZARÓW WIEJSKICH
WOJEWÓDZTWA ŚWIĘTOKRZYSKIEGO
Z WYKORZYSTANIEM STATYSTYKI I MORANA**

***STUDIES ON SPATIAL AUTOCORRELATION
OF TECHNICAL RURAL INFRASTRUCTURE
DEVELOPMENT IN THE ŚWIĘTOKRZYSKIE PROVINCE
USING MORAN'S I- STATISTICS***

Streszczenie

Określono siłę i charakter autokorelacji przestrzennej wartości wskaźnika syntetycznego poziomu rozwoju wybranych elementów infrastruktury technicznej funkcjonującej na obszarach wiejskich województwa świętokrzyskiego. Wartość wskaźnika syntetycznego określono na podstawie syntetycznej miary rozwoju Hellwiga. Przeprowadzone badania nie potwierdziły występowania autokorelacji przestrzennej w zakresie poziomu rozwoju infrastruktury.

Słowa kluczowe: obszar wiejski, infrastruktura techniczna, rozwój, autokorelacja

Summary

The strength and character of spatial auto-correlation of the value of synthetic level of development of selected technical infrastructure elements functioning in rural areas in the świętokrzyskie province. The synthetic indicator value was determined on the basis of Hellwig synthetic development measure. The research did not confirm the occurrence of spatial autocorrelation concerning the level of infrastructure development.

Key words: rural area, technical infrastructure, development, autocorrelation

WSTĘP

Autokorelacja przestrzenna występuje w przypadku, gdy określone zjawisko w jednej jednostce przestrzennej wpływa na zmianę prawdopodobieństwa wystąpienia tego zjawiska w jednostkach sąsiednich [Bivand 1980]. Janc [2006] wymienia dwie główne przyczyny występowania zależności przestrzennej:

– dane analizowane w badaniach przestrzennych są ściśle związane z badanymi jednostkami (np. gminami), co nie odzwierciedla natury większości zjawisk, „... gdyż granice istnieją tylko na mapie i nie są zazwyczaj ogranicznikami ludzkiej aktywności”,

– społeczno-ekonomiczna działalność ludzi jest w znacznym stopniu determinowana dystansem i lokalizacją, co przejawia się między innymi dyfuzją innowacji i postaw.

Zjawisko autokorelacji przestrzennej jest istotne w analizie danych przestrzennych i jest integralną częścią grupy metod ilościowych wchodzących w zakres analizy przestrzennej [Janc 2006].

CEL I ZAKRES

Celem pracy jest zbadanie występowania zależności przestrzennych w zakresie poziomu rozwoju infrastruktury technicznej obszarów wiejskich województwa świętokrzyskiego. Analiza przestrzenna danych umożliwi określenie podobieństwa i różnic między gminami. Zostaną wyodrębnione grupy gmin podobnych do siebie oraz gminy znacząco różniące się od gmin sąsiedzkich. Badania oparto na materiale statystycznym z roku 2006, który obejmował 97 jednostek terytorialnych.

METODYKA

Podstawowym elementem wszystkich analiz przestrzennych jest określenie struktury sąsiedztwa, co umożliwia szacowanie wpływu regionów sąsiedzkich na badane procesy w danym regionie. Konstrukcja macierzy wag przestrzennych wynika z założeń o interakcjach między badanymi regionami. Najczęstszym podejściem jest przyjęcie oddziaływań tylko pomiędzy regionami, które mają wspólną granicę. Biorąc powyższe pod uwagę tworzona jest macierz binarna, z elementami 1, gdy regiony mają wspólną granicę i 0, gdy nie są swoimi sąsiadami [1].

Jedną z najczęściej stosowanych statystyk w badaniu autokorelacji przestrzennej jest statystyka *I* Morana. Przyjmuje ona wartość dodatnią, gdy badane obiekty wykazują podobieństwo, ujemną, kiedy brak między nimi podobieństwa oraz jest w przybliżeniu równa 0 w przypadku losowego rozmieszczenia obiektów. Statystyka *I* Morana przyjmuje następującą postać [Longley i in. 2006]:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (z_i - \bar{z})^2} \quad (1)$$

gdzie:

- n – liczba obiektów (gmin),
- w_{ij} – waga połączeń między obiektem i a obiektem j ,
- z_i, z_j – wartości zmiennych w jednostce przestrzennej i oraz j ,
- \bar{z} – średnia arytmetyczna wartości zmiennej dla wszystkich jednostek.

Cechą różnicującą obiekty badań jest poziom rozwoju infrastruktury technicznej, który został wyrażony w postaci wskaźnika syntetycznego. W tym celu wykorzystano miarę rozwoju Hellwiga [Ostasiweicz 1998]:

$$d_i = 1 - \frac{d_{i0}}{d_0} \quad (2)$$

gdzie:

$$d_{i0} = \left[\sum_{j=1}^p (x_{ij} - x_{0j})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

jest odległością euklidesową i -tego obiektu od obiektu wzorcowego.

$$d_0 = \bar{d}_0 + 2s_d \quad (4)$$

gdzie:

$$\bar{d}_0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_{i0} \quad (5)$$

oraz:

$$s_d = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_{i0} - \bar{d}_0)^2 \right]^{\frac{1}{2}}. \quad (5)$$

Miara d_i jest tak skonstruowana, że im jej wartości są bliższe jedności, tym dany obiekt jest mniej oddalony od wzorca [Grabiński 1992].

Miara rozwoju Hellwiga zakłada istnienie obiektu modelowego (wzorca), w stosunku do którego wyznacza się odległości taksonomiczne badanych obiektów. Współrzędne obiektu wzorcowego zostały wyznaczone na podstawie danych empirycznych.

W toku badań uwzględniono następujące wskaźniki charakteryzujące infrastrukturę techniczną:

- W_g – gęstość sieci wodociągowej [$\text{km} \cdot \text{km}^{-2}$],
- W_d – dostępność sieci wodociągowej [%],
- K_g – gęstość sieci kanalizacyjnej [$\text{km} \cdot \text{km}^{-2}$],
- K_d – dostępność sieci kanalizacyjnej [%],
- D_g – gęstość sieci dróg gminnych [$\text{km} \cdot \text{km}^{-2}$],
- D_j – jakość dróg gminnych [%].

WYNIKI

Badaniami objęto 97 gmin województwa świętokrzyskiego. Jednak ze względów technicznych liczba ta została zwiększona do 102. Wynikało to z konieczności uwzględnienia w obliczeniach (w szczególności w macierzy wag) również obszarów miejskich (Kielce, Starachowice, Ostrowiec Świętokrzyski, Sandomierz). Przyjęto arbitralnie, że wartość wskaźnika syntetycznego poziomu rozwoju infrastruktury technicznej dla tych obszarów wynosi 1.

W tabeli 1 zamieszczono charakterystyki statystyczne wybranych do badań cech diagnostycznych poziomu rozwoju infrastruktury.

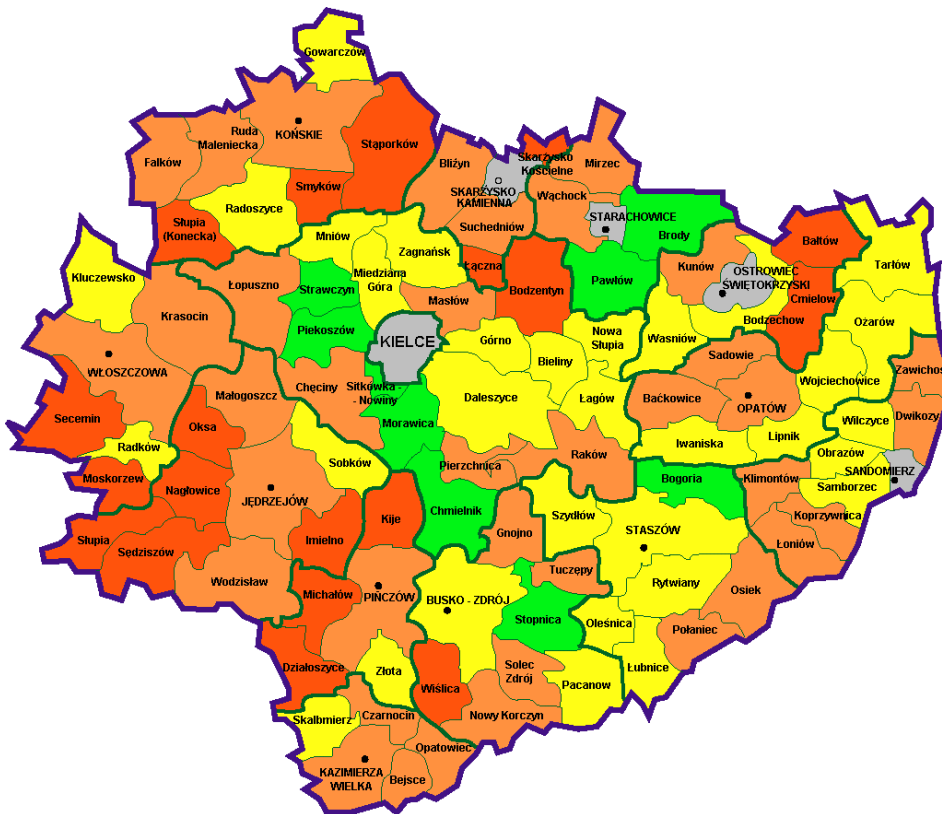
Tabela 1. Charakterystyki statystyczne cech diagnostycznych poziomu rozwoju infrastruktury

Cecha diagnostyczna	Jednostka	Charakterystyka statystyczna cechy				
		wartość maksymalna	wartość minimalna	wartość średnia	odchylenie standardowe	współczynnik zmienności [%]
gęstość sieci wodociągowej	[$\text{km} \cdot \text{km}^{-2}$]	191,9	0,5	95,5	40,5	42,4
dostępność sieci wodociągowej	[%]	97,9	2,5	71,0	20,0	28,2
gęstość sieci kanalizacyjnej	[$\text{km} \cdot \text{km}^{-2}$]	149,7	0,0	14,1	23,2	165,1
dostępność sieci kanalizacyjnej	[%]	82,1	0,0	11,7	15,1	128,8
gęstość sieci dróg gminnych	[$\text{km} \cdot \text{km}^{-2}$]	267,0	7,3	59,9	41,5	69,2
jakość dróg gminnych	[%]	75,0	0,0	26,3	18,5	70,4

Źródło: obliczenia własne autora

Analizując powyższą tabelę, należy stwierdzić, że przyjęte do badań cechy różnicują badany obszar pod względem poziomu rozwoju infrastruktury technicznej.

Na rysunku 2 przedstawiono przestrzenny rozkład badanych obiektów określony wartością syntetycznego wskaźnika poziomu rozwoju infrastruktury. Pobieżna analiza tego rysunku wskazuje, że rozmieszczenie obiektów o podobnym poziomie rozwoju infrastruktury może być zdeterminowana układem ważniejszych szlaków komunikacyjnych.

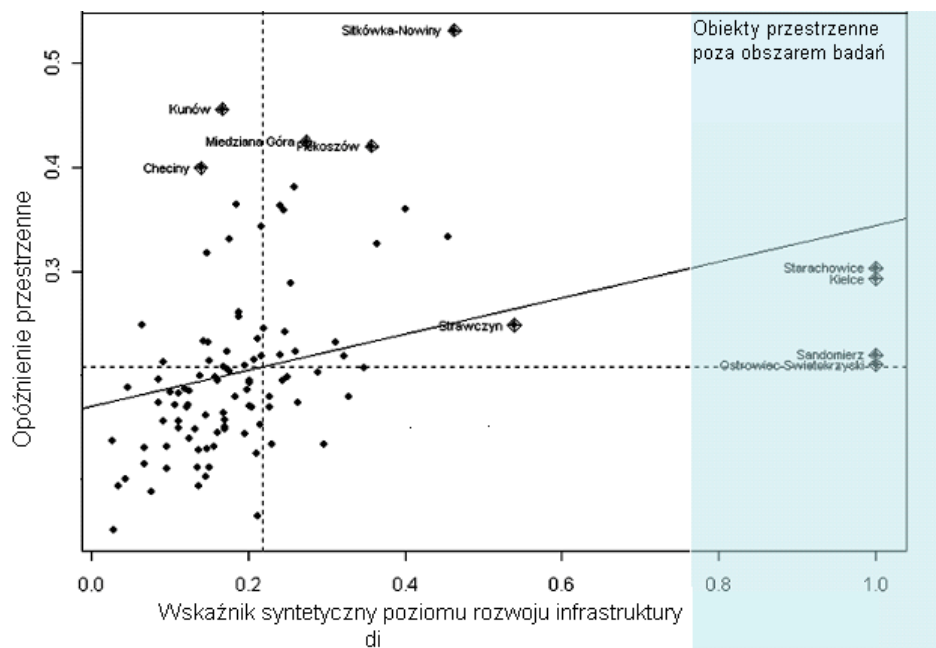


Rysunek 1. Przestrzenne rozmieszczenie badanych obiektów ze względu na wartość syntetycznego wskaźnika poziomu rozwoju infrastruktury

Rysunek 2 przedstawia wykres punktowy statystyki *I* Morana wraz z wyróżnionymi odstającymi od wartości średniej obserwacjami. Położenie większości punktów świadczy o występowaniu dodatniej autokorelacji przestrzennej. Występują tu jednak pewne odstępstwa od ogólnego trendu.

Wartość wskaźnika syntetycznego w gminie Strawczyn (punkt poniżej linii regresji) przewyższa wartości w gminach sąsiedzkich znacznie bardziej niż wynikałoby to z ogólnego wzorca przestrzennego. Gmina Strawczyn jest zatem

obszarem dobrze wyposażonym w infrastrukturę względem swoich sąsiadów. Obiekty, których położenie obserwowane jest powyżej linii regresji, to gminy o relatywnie słabym wyposażeniu infrastrukturalnym. W obiektach sąsiednich do tych gmin obserwuje się wyższe niż średnie wartości wskaźnika syntetycznego poziomu rozwoju infrastruktury. Podkreślić należy, że przeważająca liczba badanych obiektów klastruje się w grupie o niskich wartościach wskaźnika poziomu rozwoju infrastruktury (lewa dolna ćwiartka wykresu).



Rysunek 2. Wykres punktowy statystyki *I* Morana wskaźnika syntetycznego poziomu rozwoju infrastruktury

W tabeli 2 przedstawiono wyniki analizy przestrzennej wartości wskaźnika syntetycznego d_i poziomu rozwoju infrastruktury. Analiza ta została oparta na statystyce *I* Morana.

Wartości globalnej statystyki *I* Morana (wartość współczynnika kierunkowego linii regresji) wynosi w zależności od rodzaju macierzy przyjętej do obliczeń $I = 0,159$ dla macierzy binarnej, lub $I = 0,173$ w przypadku macierzy standaryzowanej wierszami. Korelacja jest niska i tylko około 4,16% zjawiska (poziomu rozwoju infrastruktury) w *i*-tej gminie wynika z wartości zjawiska w gminach sąsiednich. Wartości statystyki *I* Morana są jednak istotne statystycznie ($p < 0,05$).

Tabela 2. Wyniki analizy przestrzennej wartości wskaźnika syntetycznego poziomu rozwoju infrastruktury

Typ wagi	Wskaźnik syntetyczny d_i	
	wartość statystyki I Morana	poziom istotności
test istotności (podejście randomizacji)		
wagi sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy (macierz binarna)	0,159	$p=0,0012$
wagi sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy (macierz standaryzowana wierszami)	0,173	$p=0,0009$
test istotności (przybliżenie rozkładem normalnym)		
wagi sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy (macierz binarna)	0,159	$p=0,0012$
wagi sąsiedztwa według kryterium wspólnej granicy (macierz standaryzowana wierszami)	0,173	$p=0,0017$

Źródło: obliczenia własne autora

PODSUMOWANIE

Wykorzystanie globalnej statystyki I Morana pozwoliło na określenie siły powiązań przestrzennych pomiędzy obszarami wiejskimi województwa świętokrzyskiego w zakresie poziomu rozwoju infrastruktury technicznej. Obliczona wartość statystyki $I = 0,173$ wskazuje, że na badanym obszarze, w przeważającej liczbie przypadków (ponad 95%) nie występuje autokorelacja przestrzenna w zakresie rozwoju infrastruktury. Nie występuje zatem istotna statystycznie tendencja do grupowania się obiektów po podobnym poziomie rozwoju infrastrukturalnego. Podkreślenia wymaga fakt, że obszar województwa świętokrzyskiego charakteryzuje się stosunkowo niskim nasyceniem elementami infrastruktury technicznej. W związku z tym, dla ewentualnego potwierdzenia występowania autokorelacji przestrzennej w zakresie poziomu rozwoju infrastruktury, należałoby przeprowadzić odpowiednie badania w przyszłości.

BIBLIOGRAFIA

- Bivand R. 1980. *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii* [w:] Chojnicki Z. (red.), *Analiza regresji w geografii*. PWN, Poznań, s. 23–38.
- Grabiński T. 1992. *Metody taksonometrii*. Akademia Ekonomiczna, Kraków.
- Janc K. 2006. *Zjawisko autokorelacji przestrzennej na przykładzie statystyki I Morana oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej (LISA) – wybrane zagadnienia metodyczne*. [w:] Komornicki T., Podgórski Z. (red.), *Idee i praktyczny uniwersalizm w geografii*. Dokumentacja Geograficzna. Nr 33, IGiPZ PAN, Warszawa, s. 76–83.
- Longley P.A., Goodchild M.F., Maguire D.J., Rhind D.W. 2006. *GIS. Teoria i praktyka*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Ostasiewicz W. (red). 1998. *Statystyczne metody analizy danych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- [1] *Ekonometria przestrzenna* [online]. [dostęp 10-10-2008]. Dostępny w Internecie: <http://www.kopczewscy.edu.pl>

Jacek Salamon
Katedra Technicznej Infrastruktury Wsi
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie
ul. Balicka 149B

Recenzent: *Prof. dr hab. Zdzisław Wójcicki*