

Michał KARPUK*

WPLYW CZYNNIKÓW PRZESTRZENNYCH NA RUCH TURYSTYCZNY W WOJEWÓDZTWIE ZACHODNIOPOMORSKIM (2006-2012)

Zarys treści: W artykule zostało przeprowadzone badanie wpływu postaci macierzy wag na korelacje przestrzenne oraz dynamikę współczynników korelacji przestrzennej na przykładzie ilości noclegów udzielonych turystom zagranicznym w turystycznych obiektach noclegowych powiatów województwa zachodniopomorskiego w latach 2006-2012. Analizie poddane zostały cztery rodzaje macierzy wag opartych na: a) macierzach sąsiedztwa, b) macierzach odległości pomiędzy centrami administracyjnymi powiatów, c) macierzach połączeń komunikacyjnych (samochodowych i kolejowych) oraz d) liczbie hoteli w powiecie. Zostały wyliczone i przeanalizowane współczynniki korelacji globalnej i lokalnej Morana, zbadana ich dynamika. Z badań wynika, iż przestrzenne zróżnicowanie dla badanego wskaźnika jest najbardziej wyrażone przez współczynniki korelacji przestrzennej oparte na macierzy wag c) i d). Na tej podstawie wnioskujemy, że dla analizy zjawisk ekonomicznych w zależności od czynników przestrzennych najważniejsze znaczenie mają czynniki bezpośrednio związane z analizowanym zjawiskiem.

Słowa kluczowe: turystyka, efekty przestrzenne, macierz wag, ekonometria przestrzenna, współczynnik korelacji globalnej.

Wprowadzenie

Branża turystyczna jest w dzisiejszych czasach jedną z największych gałęzi gospodarki na świecie i w Polsce¹. Turystyka obejmuje różne dziedziny współczesnego życia, jak na przykład dziedziny gospodarcze, kulturowe, społeczne, przyrodnicze i inne. Ma ona wpływ na rozwój gospodarki, oferuje dużo możliwości do zaspokajania potrzeb społecznych w zakresie gospodarowania czasem wolnym, ma ponadto wpływ na kondycję zdrowotną i sytuację ekonomiczną, jak również na poziom kultury społeczeństwa. Interdyscyplinarny charakter turystyki wpływa na rozwój innych sektorów

* Zakład Ekonometrii, Wydział Nauk Ekonomicznych, Politechnika Koszalińska

¹ *Turystyka w 2011 r.*, Opracowanie Głównego Urzędu Statystycznego, <http://www.stat.gov.pl>, (dostęp: maj 2014).

gospodarki, szczególnie na sektor usług i infrastruktury². Podstawową cechą turystyki jest przemieszczanie się w zależności od rozproszenia przestrzennego walorów turystycznych. Warto podkreślić, że branża turystyczna również ma istotny wpływ na stan gospodarki województwa zachodniopomorskiego³. Badanie prawidłowości w przepływach turystycznych w województwie, osobliwości ruchu turystycznego w powiatach oraz wpływy międzyregionalne są aktualne dla badań gospodarki turystycznej województwa.

Zgodnie z pierwszym prawem geografii „Wszystko jest powiązane ze sobą, ale bliższe obiekty są bardziej zależne od siebie niż odległe”⁴ można stwierdzić, iż liczba turystów, korzystających z noclegów odwiedzających miasta województwa zachodniopomorskiego, jest uzależniona od liczby turystów w innych jednostkach administracyjnych (powiatach) województwa. Podstawowym celem badania było wyjaśnienie na podstawie metod ekonometrii przestrzennej wpływu czynników przestrzennych na liczbę turystów zagranicznych odwiedzających powiaty województwa i korzystających z noclegów, ustalenie przestrzennych zależności dla badanego wskaźnika, analiza czynników wpływających na macierz wag, określającą wpływ przestrzenny oraz badanie dynamicznych zmian w autokorelacji przestrzennej dla liczby turystów w latach 2006-2012 w województwie zachodniopomorskim.

Macierze wag przestrzennych

Macierz wag przestrzennych przedstawia sposób sformalizowanego opisu zależności przestrzennej pomiędzy jednostkami z obserwowanego obszaru. Zwykle określa ona strukturę przestrzenną sąsiedztwa jednostek oraz mierzy siłę potencjalnych interakcji⁵. Występuje znaczna liczba metod zapisywania struktury przestrzennej badanego regionu⁶.

² A. Niezgoda, M. Kachniewska, E. Nawrocka, A. Pawlicz, *Rynek turystyczny. Ekonomiczne zagadnienia turystyki*, Wydawnictwo Wolters Kluwer, Warszawa 2012, s. 312.

³ *Turystyka w 2011 r.*, op. cit.

⁴ W. Tobler, *A computer model simulating urban growth in the Detroit region*. *Economic Geography*, No 46 (2), 1970, s. 234-240.

⁵ A. Getis, J. Aldstadt, *Constructing the Spatial Weights Matrix Using A Local Statistic*. *Geographical Analysis*, Vol. 36 (2), 2003, s. 90-104.

⁶ B. Suchecki (red.), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa 2010, s. 360.

Najczęściej stosowanym typem macierzy wag przestrzennych jest zero-jedynkowa macierz bezpośredniego (najbliższego) sąsiedztwa C . Elementy tej macierzy to:

$$c_{i,j} = \begin{cases} 1, & \text{gdy obiekt } i\text{-ty jest sąsiadem obiektu } j\text{-go} \\ 0, & \text{gdy obiekt } i\text{-ty nie jest sąsiadem obiektu } j\text{-go oraz } i = j \end{cases}$$



Rysunek 1. Mapa województwa zachodniopomorskiego

Źródło: Opracowanie własne na podstawie mapy administracyjnej Polski.

Sąsiedztwo oznacza fakt posiadania wspólnej granicy. Macierz C jest macierzą symetryczną, której elementy leżące na głównej przekątnej są równe 0.

Standaryzując elementy macierz sąsiedztwa C według formuły:

$$w_{i,j}^{(C)} = \frac{c_{i,j}}{\sum_{j=1}^n c_{i,j}} \quad (1)$$

otrzymujemy macierz wag $W^{(C)}$, której suma elementów w każdym wierszu wynosi 1. Macierz $W^{(C)}$ nie jest symetryczną oraz ma wadę, polegającą na tym, że zbyt duże wagi są przypisywane do jednostek z małą liczbą sąsiadów, co prowadzi do przeszacowania stopnia interakcji przestrzennej tych jednostek. Problem ten często dotyczy jednostek leżących na granicach badanego obszaru (efekt granicy)⁷.

Oprócz macierzy sąsiedztwa można również wykorzystać macierze sąsiedztwa stopnia drugiego, trzeciego itd., oraz na podstawie szeregu macierzy zbadać koncentrację podregionów w badanym regionie i przeanalizować korelogramy dla badanych wskaźników ekonomicznych.

Na podstawie wzoru (1) z wykorzystaniem mapy województwa zachodniopomorskiego (rys. 1) jest wyliczona macierz wag $W^{(C)}$ rzędu pierwszego (tab. 1).

Macierz sąsiedztwa $W^{(C)}$ pokazuje wpływ otoczenia na wybrany podregion. W wierszach tabeli są zapisane wartości wag wyliczone na podstawie wzoru (1). Na przykład, powiat białogardzki (pierwszy w tabeli 1, $i=1$) ma cztery (mianownik wzoru (1)) sąsiada – powiaty koszaliński, kołobrzeski, świdwiński oraz szczecinecki. Dla tego do pierwszego wiersza macierzy sąsiedztwa (Tabela 1) wpisujemy wagi $0,25=1/4$ dla powiatów sąsiadujących z powiatem białogardzkim oraz 0 dla niesąsiadujących powiatów i również dla powiatu białogardzkiego.

Oczywistą zaletą macierzy wag z tabeli 1 zbudowanej na podstawie sąsiedztwa podregionów jest uwzględnienie geograficznego położenia podregionów i ustalenie przestrzennych więzi pomiędzy podregionami. Do wad macierzy wag $W^{(C)}$ należą, po pierwsze, zbyt duże wagi podregionów (powiatów) na granicy województwa, po drugie, jej stacjonarność. Ponieważ

⁷ J. Le Sage, R. K. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, London and New York 2009, s. 374.

turystyczne wskaźniki (liczba odwiedzających, liczba noclegów w hotelach i inni) dość intensywnie zmieniają się w czasie, natomiast granicy podregionów praktycznie nie ulegają zmianie, ujęcie zależności przestrzennych wskaźników i znalezienie prawidłowości statystycznych jest dość problematycznie.

Tabela 1. Macierz wag $W^{(C)}$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1	0	0	0,25	0,25	0	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0,167	0,167	0,167	0	0,167	0	0	0,167	0,167	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0,2	0	0	0,2	0	0	0,2	0	0	0	0,2	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0,2	0	0,2	0	0,2	0,2	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0,25	0,25	0	0,25	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0,2	0,2	0,2	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0,25	0	0	0	0	0	0,25	0	0	0	0,25	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0,25	0	0,25	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0	0	0,333	0	0	0	0,333	0	0	0	0	0
13	0	0,125	0	0	0	0	0	0	0	0,125	0	0,125	0	0,125	0,125	0,125	0,125	0	0	0	0	0,125
14	0	0,143	0,143	0	0	0	0,143	0	0	0	0,143	0	0,143	0	0	0,143	0	0	0	0	0	0,143
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0	0	0,25	0,25	0	0,25	0	0,25	0	0
16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,143	0	0,143	0,143	0,143	0	0	0,143	0,143	0,143	0	0
17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0,2	0	0,2	0	0	0	0,2	0	0,2	0
18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0	0	0	0	0,333	0	0	0	0,333	0	0
19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0,333	0,333	0	0	0	0	0
20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0	0,333	0,333	0	0,333	0
21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,333	0,333	0	0	0	0,333	0	0	0	0	0

Powiaty: 1 – białogardzki, 2 – drawski, 3 – kołobrzegi, 4 – koszaliński, 5 – sławieński, 6 – szczeciński, 7 – świdwiński, 8 – wałecki, 9 - m.Koszalin, 10 – choszczeński, 11 – gryficki, 12 – myśliborski, 13 – stargardzki, 14 – łobeski, 15 - m.Szczecin, 16 – goleniowski, 17 – gryfiński, 18 – kamieński, 19 – policki, 20 – m.Świnoujście, 21 – pyrzycki.

Źródło: Opracowanie własne.

Oprócz macierzy wag (1) są często stosowane takie macierze wag, które biorą pod uwagę właściwości badanego wskaźnika. Na przykład, na przestrzenne badanie ruchu turystycznego duży wpływ ma liczba hoteli w obiektach, atrakcje turystyczne (morze, góry, pomniki historyczne itd.), możliwości połączeń komunikacyjnych (drogi, lotniska) oraz odległości pomiędzy podregionami. W przeprowadzonym badaniu została rozpatrzona macierz wag oparta na macierzy odległości pomiędzy centrami jednostek administracyjnych $W^{(O)}$, na macierzy liczby połączeń komunikacyjnych (drogi krajowe i wojewódzkie i kolei) pomiędzy sąsiadującymi powiatami $W^{(D)}$ oraz na macierzy liczby hoteli $W^{(H)}$.

Elementy macierzy wag $W^{(O)}$ na podstawie macierzy odległości zostały wyliczone według wzoru:

$$w_{i,j}^{(O)} = \frac{1/l_{i,j}}{\sum_{j=1}^n 1/l_{i,j}}, \quad (2)$$

gdzie $l_{i,j}$ jest odległością pomiędzy centrami administracyjnymi powiatów i i j . Dla $i = j$ przyjmujemy $w_{i,j}^{(O)} = 0$.

Macierz $W^{(O)}$ jest przedstawiona w tab. 2. Elementy macierzy są wyliczone za pomocą serwisu Google Maps jako normalizowane odwrotności odległości pomiędzy administracyjnymi centrum powiatów. Większe wagi w wierszu i tabeli są przypisane najbliższym podregionom od podregionu i , mniejsze – oddalonym podregionom. Podobnie jak w przypadku macierzy wag $W^{(C)}$ wadą macierzy $W^{(O)}$ jest brak dynamiki, natomiast efekt granicy jest praktycznie wyeliminowany.

Tabela 2. Macierz wag $W^{(O)}$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1	0	0,053	0,092	0,116	0,05	0,046	0,091	0,051	0,116	0,029	0,059	0,018	0,029	0,06	0,025	0,035	0,024	0,035	0,023	0,026	0,022
2	0,053	0	0,044	0,036	0,025	0,047	0,116	0,052	0,036	0,049	0,052	0,022	0,054	0,181	0,033	0,038	0,031	0,036	0,029	0,027	0,039
3	0,102	0,049	0	0,094	0,047	0,036	0,079	0,029	0,094	0,03	0,084	0,02	0,034	0,056	0,029	0,041	0,027	0,06	0,026	0,036	0,026
4	0,151	0,047	0,11	0	0,11	0,066	0,068	0,036	0	0,031	0,058	0,021	0,033	0,053	0,029	0,038	0,027	0,041	0,026	0,03	0,026
5	0,079	0,041	0,068	0,136	0	0,066	0,052	0,038	0,136	0,03	0,047	0,022	0,031	0,044	0,028	0,035	0,027	0,038	0,026	0,029	0,026
6	0,07	0,072	0,049	0,078	0,063	0	0,08	0,079	0,078	0,043	0,045	0,027	0,037	0,062	0,029	0,037	0,027	0,036	0,027	0,03	0,032
7	0,083	0,107	0,065	0,048	0,03	0,048	0	0,036	0,048	0,039	0,054	0,018	0,042	0,164	0,027	0,041	0,025	0,04	0,024	0,028	0,032
8	0,082	0,083	0,043	0,045	0,038	0,084	0,063	0	0,045	0,068	0,043	0,037	0,054	0,067	0,04	0,037	0,037	0,028	0,036	0,025	0,045
9	0,151	0,047	0,11	0	0,11	0,066	0,068	0,036	0	0,031	0,058	0,021	0,033	0,053	0,029	0,038	0,027	0,041	0,026	0,03	0,026
10	0,036	0,06	0,033	0,029	0,023	0,034	0,052	0,051	0,029	0	0,041	0,071	0,113	0,068	0,056	0,049	0,049	0,031	0,047	0,027	0,099
11	0,062	0,055	0,08	0,047	0,031	0,032	0,062	0,028	0,047	0,036	0	0,024	0,049	0,077	0,039	0,065	0,035	0,115	0,034	0,048	0,033
12	0,029	0,035	0,03	0,026	0,022	0,029	0,032	0,037	0,026	0,095	0,037	0	0,075	0,038	0,074	0,06	0,091	0,04	0,062	0,035	0,127
13	0,028	0,051	0,029	0,024	0,019	0,023	0,043	0,032	0,024	0,087	0,044	0,044	0	0,059	0,088	0,087	0,069	0,038	0,063	0,031	0,117
14	0,052	0,158	0,044	0,035	0,024	0,035	0,155	0,036	0,035	0,049	0,063	0,02	0,055	0	0,031	0,049	0,028	0,039	0,027	0,027	0,037
15	0,023	0,031	0,024	0,02	0,016	0,017	0,027	0,023	0,02	0,042	0,034	0,042	0,086	0,033	0	0,086	0,124	0,038	0,208	0,03	0,074
16	0,035	0,039	0,038	0,03	0,022	0,024	0,045	0,023	0,03	0,041	0,063	0,038	0,094	0,057	0,095	0	0,075	0,07	0,068	0,05	0,064
17	0,026	0,034	0,027	0,023	0,019	0,02	0,031	0,026	0,023	0,045	0,038	0,063	0,082	0,037	0,151	0,083	0	0,041	0,096	0,034	0,099
18	0,042	0,044	0,065	0,039	0,029	0,029	0,053	0,021	0,039	0,031	0,132	0,03	0,049	0,055	0,05	0,084	0,045	0	0,043	0,08	0,041
19	0,025	0,032	0,026	0,022	0,018	0,019	0,029	0,025	0,022	0,042	0,035	0,042	0,073	0,035	0,249	0,074	0,094	0,039	0	0,032	0,066
20	0,043	0,044	0,054	0,038	0,03	0,032	0,051	0,026	0,038	0,037	0,075	0,036	0,054	0,052	0,055	0,082	0,051	0,108	0,048	0	0,047
21	0,024	0,041	0,025	0,021	0,017	0,022	0,037	0,03	0,021	0,087	0,033	0,084	0,133	0,046	0,087	0,067	0,095	0,036	0,064	0,03	0

Źródło: Opracowanie własne.

Ponieważ dla branży turystycznej, opierającej się na liczbę odwiedzających region turystów, decydujące znaczenie ma infrastruktura podregionów (ilość hoteli, atrakcje turystyczne, możliwości komunikacyjne), w badaniu zostały

również rozpatrzone macierze wag oparte na liczbie połączeń komunikacyjnych (drogi krajowe i wojewódzkie oraz połączenia kolejowe) pomiędzy sąsiadującymi powiatami $W^{(D)}$ oraz liczbie hoteli w powiecie $W^{(H)}$.

Elementy macierzy wag $W^{(D)}$ na podstawie macierzy połączeń drogowych były wyliczone według wzoru:

$$w_{i,j}^{(D)} = \frac{d_{i,j}}{\sum_{j=1}^n d_{i,j}}, \quad (3)$$

gdzie $d_{i,j}$ jest liczbą samochodowych dróg międzynarodowych, krajowych i wojewódzkich oraz kolei przecinających granicę pomiędzy powiatami i i j .

Tabela 3. Macierz wag $W^{(D)}$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	
1	0	0	0,25	0,25	0	0,08	0,17	0	0,25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0,21	0,07	0,14	0	0,21	0	0,07	0,21	0,07	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0,27	0	0	0,18	0	0	0,09	0	0,18	0	0,18	0	0	0,09	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0,3	0	0,2	0	0,2	0,2	0	0	0,1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0,4	0	0	0	0	0,6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0,11	0,33	0	0,22	0	0	0,11	0	0,22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0,29	0,14	0,14	0	0	0,14	0	0	0	0	0	0	0,29	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0,67	0	0	0	0	0	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0,27	0	0,18	0,09	0,27	0,18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0,38	0	0	0	0	0	0,13	0	0	0	0,13	0,38	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0,33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,17	0	0,17	0	0,33	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0,2	0	0	0	0	0	0	0	0,4	0	0	0	0,4	0
13	0	0,08	0	0	0	0	0	0	0,23	0	0	0	0,23	0,23	0,08	0,08	0	0	0	0,08	0	0,08
14	0	0,25	0,08	0	0	0	0,17	0	0	0	0,08	0	0,25	0	0	0,17	0	0	0	0	0	0
15	0	0,08	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,23	0	0	0,23	0,15	0	0,23	0,08	0	0
16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,08	0	0,08	0,17	0,25	0	0,08	0,17	0	0,17	0	0	0
17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,29	0,14	0,29	0,14	0	0	0	0	0	0,14	0
18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,4	0	0	0	0,4	0	0	0	0	0	0,2	0
19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,25	0,5	0	0,25	0	0	0	0
21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,5	0,25	0	0	0	0,25	0	0	0	0	0

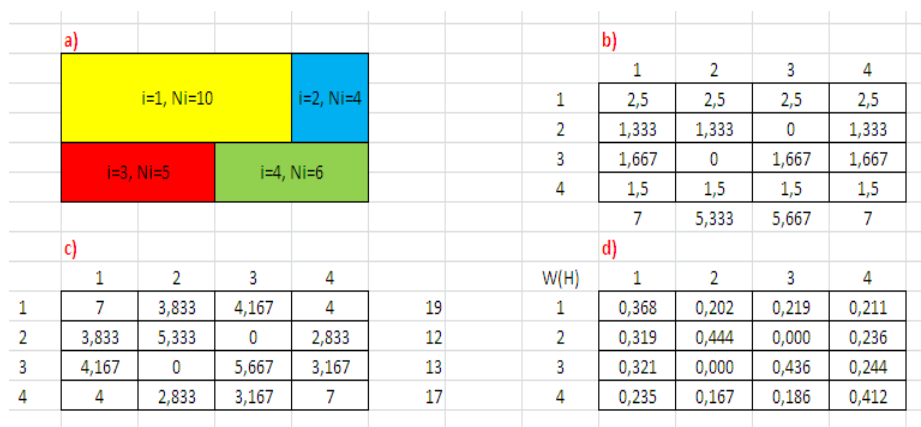
Źródło: Opracowanie własne.

Macierz $W^{(D)}$ jest przedstawiona w tabeli 3. Zaletą macierzy wag $W^{(D)}$ jest większa przydatność zależności turystycznych do analizy przestrzennej, ponieważ opisuje zależności komunikacyjne pomiędzy powiatami, które są podstawą dla ruchu turystycznego. Macierz $W^{(D)}$ jest podobna do macierzy $W^{(C)}$, jednak precyzyjniej opisuje kontakt pomiędzy podregionami, ponieważ zawiera

informację o liczbie połączeń komunikacyjnych, które tworzą podstawę dla różnego rodzaju przepływów ekonomicznych pomiędzy regionami.

Dla wyliczenia elementów macierzy $W^{(H)}$ była wykorzystana standardowa w fizyce (krystalografii) metoda wyliczenia wspólnych elementów (atomów) dla sąsiadujących obiektów.

Metoda ta polega na tym, że jeżeli w niektórych powiecie i liczba hoteli wynosi N_i oraz powiat ten ma M sąsiadujących podregionów, to do każdego podregionu zostało przypisane $N_i/(M+1)$ hoteli z regionu i . Po wyliczeniu liczby hoteli dla powiatów i została zsumowana oraz macierz została zestandaryzowana.



Rysunek 2. Przykład tworzenia macierzy wag $W^{(H)}$

Źródło: Opracowanie własne.

Przykład tworzenia macierzy $W^{(H)}$ jest przedstawiony na rys. 2. Załóżmy, że w badanym regionie występują cztery podregiony $i=1,2,3,4$ z odpowiednią liczbą hoteli $N_i=10,4,5,6$ (a)). Region $i=1$ sąsiaduje z pozostałymi regionami, dlatego każdemu sąsiadującemu regionowi odpowiada $10/4=2,5$ hoteli. Region 2 sąsiaduje z regionami $i=1, i=4$. Dlatego każdemu sąsiadującemu regionowi przypada $4/3=1,333$ hoteli i tak dalej (b)). Jeżeli zsumujemy w kolumnie wartości macierzy b), będziemy mogli podliczyć, jaka liczba hoteli przyporządkowana jest każdemu podregionowi: podregion 1 – 7 hoteli, podregion 2 – 5,333 hoteli i tak dalej. Wyliczamy ilości $a_{ij} + a_{ji}$ hoteli przypadające na sąsiadujące podregiony i i j . Na przykład, na granicy podregionów 1 i 2 ze strony podregionu 1 znajduje się 2,5 hotelu, natomiast ze strony podregionu 2 jest 1,333 hotelu, co razem tworzy 3,8333 (c)). Po tym

wyliczeniu standaryzujemy macierz wierszami (wzór (1)) i otrzymujemy macierz $W^{(H)}$ (d)).

Macierz $W^{(H)}$ jest przedstawiona w tabeli 4. Macierz wag $W^{(H)}$ opisuje zależności bezpośrednio związane z ruchem turystycznym oraz dynamicznie przedstawia zależności przestrzenne dla wskaźników opisujących ruch turystyczny, ponieważ liczba hoteli w regionach może zmieniać się z biegiem czasu. Jeszcze większe odzwierciedlanie dynamiki zmian w ruchu turystycznym przedstawia macierz $W^{(H)}$ zbudowana na liczbie odwiedzających region turystów w poprzednich okresach czasowych.

Tabela 4. Macierz wag $W^{(H)}$

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1	0,469	0	0,283	0,139	0	0,071	0,037	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2		0,4	0	0	0	0,11	0,063	0,18	0	0,096	0	0	0,102	0,049	0	0	0	0	0	0	0
3	0,121	0	0,276	0,162	0	0	0,119	0	0	0	0,207	0	0	0,115	0	0	0	0	0	0	0
4	0,062	0	0,17	0,394	0,144	0,076	0	0	0,155	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0,5	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	0,114	0,128	0	0,272	0	0,378	0,109	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0,044	0,055	0,333	0	0	0,081	0,46	0	0	0	0	0	0	0,028	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0,294	0	0	0	0	0	0,386	0	0,32	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0,092	0	0	0	0	0	0,188	0	0,42	0	0,188	0,113	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0,221	0	0	0	0	0	0	0	0,348	0	0	0,104	0	0,116	0	0,211	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,16	0	0,386	0,165	0	0	0	0,19	0	0	0	0,1
13	0	0,042	0	0	0	0	0	0	0	0,049	0	0,084	0,41	0,029	0,2	0,044	0,065	0	0	0	0,077
14	0	0,028	0,212	0	0	0	0,018	0	0	0	0,181	0	0,041	0,485	0	0,03	0	0	0	0	0,005
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,176	0	0,27	0,169	0,187	0	0,198	0	0	0
16	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,091	0	0,027	0,014	0,12	0,466	0	0,097	0,043	0,142	0
17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,102	0,068	0	0,224	0	0,419	0	0,094	0	0,094
18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,21	0	0	0	0	0,123	0	0,391	0	0,276	0
19	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,207	0,063	0,082	0	0,453	0,194	0
20	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,198	0	0,302	0,182	0,318	0
21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,15	0,226	0,011	0	0	0,264	0	0	0	0,35

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie czterech wyżej wyznaczonych macierzy wag były przeanalizowane zależności przestrzenne dla wskaźnika $X =$ "Liczba turystów zagranicznych korzystających z noclegów" w województwie zachodniopomorskim⁸.

Efekty przestrzenne

⁸ http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks, (dostęp: maj 2014).

Badanie efektów przestrzennych, ustalenie siły związku pomiędzy analizowanymi zmiennymi bardzo często polega na analizie globalnej i lokalnej autokorelacji przestrzennej⁹. W tym przypadku należy określić współczynnik korelacji (autokorelacji), uwzględniający położenie w przestrzeni i wpływ innych obiektów na badany podregion lub na cały region. Autokorelacja przestrzenna jest korelacją pomiędzy wartościami jednej badanej zmiennej X pomierzonymi w różnych punktach przestrzeni (regionu). Autokorelacja przestrzenna ustala stopień związku wartości badanej zmiennej dla danego obiektu przestrzennego z wartością tej samej zmiennej w innej jednostce (lokalizacji). Definicja autokorelacji przestrzennej nie zawiera założenia dotyczącego niezależności obserwacji, które jest podstawą do definicji współczynnika korelacji w klasycznych nauk statystycznych. Odpowiednikiem autokorelacji przestrzennej jest autokorelacja w czasie, gdzie wartość zmiennej w danej chwili t może zależeć od obserwacji wcześniejszych. Autokorelacja przestrzenna ma charakter wielokierunkowy, podczas gdy autokorelacja czasowa jest jednokierunkowa.

Do badań autokorelacji przestrzennej został wykorzystany współczynnik korelacji globalnej Morana¹⁰.

$$I_g = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

$w_{i,j}$ – element macierzy wag z indeksami i i j ,

x_i, x_j – wartość cechy danego obiektu w lokalizacji i – tej i j – tej,

\bar{x} – przeciętną wartość cechy dla wszystkich obiektów,

n – ilość obiektów które uwzględniamy w badaniu.

W badaniu były również wyliczone i przeanalizowane lokalne współczynniki korelacji Morana:

$$I_{Li} = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{i,j} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (5)$$

⁹ J. Le Sage, R. K. Pace, op. cit., s. 374.

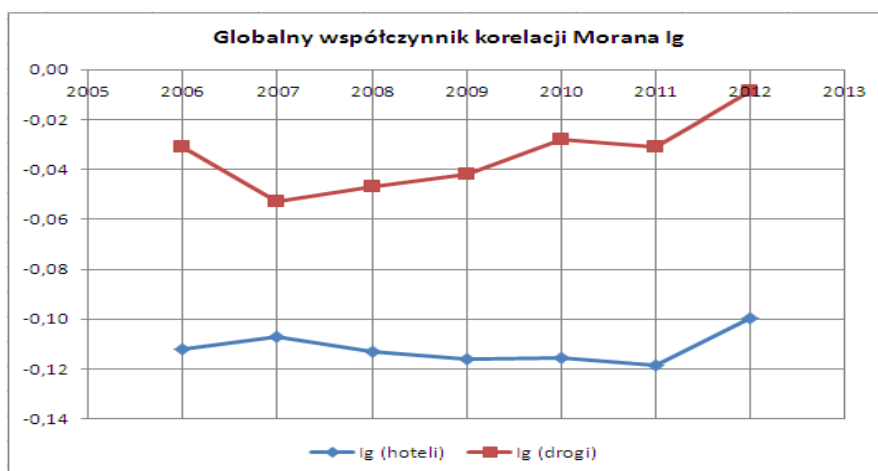
¹⁰ B. Suchecki (red.), op. cit., s. 360.

gdzie i jest numerem badanego podregionu.

W celu weryfikacji hipotezy o istnieniu autokorelacji przestrzennej w statystyce przestrzennej przyjmuje się założenie, że jeżeli wartość współczynnika Morana jest $I > -1/(n-1)$, otrzymana zostaje dodatnia autokorelacja przestrzenna, natomiast dla $I < -1/(n-1)$ istnieje ujemną autokorelację przestrzenną. Dla współczynnika wynoszącego $I \approx -1/(n-1)$ przyjmuje się, że rozkład wartości zmiennej X w przestrzeni jest losowy.

Dodatnia autokorelacja przestrzenna oznacza tendencje do skupienia (klastrowania) się jednostek przestrzennych, natomiast ujemna autokorelacja przestrzenna powoduje powstawanie układów podobnych do szachownicy (mozaikowych). Autokorelacja przestrzenna dążąca do $-1/(n-1)$ generuje układy chaotyczne (losowe).

Na podstawie danych GUS „Turyści zagraniczni korzystający z noclegów” z lat 2006-2012 były wyliczone globalne i lokalne współczynniki korelacji Morana dla stworzonych macierzy wag i zbadana dynamika zmian współczynników korelacji przestrzennej w czasie.



Rysunek 3. Dynamika globalnych współczynników korelacji Morana w latach 2006-2012

Źródło: Opracowanie własne.

Warty uwagi wynik został otrzymany po wyliczeniu globalnych współczynników korelacji Morana $I_g(\text{hotele})$ na podstawie macierzy wag $W^{(H)}$ oraz współczynnika $I_g(\text{drogi})$ na podstawie macierzy połączeń transportowych (drogi krajowe i wojewódzkie i kolei) $W^{(D)}$ pomiędzy powiatami. Na rys. 3 są przedstawione zależności współczynnika korelacji Morana od czasu.

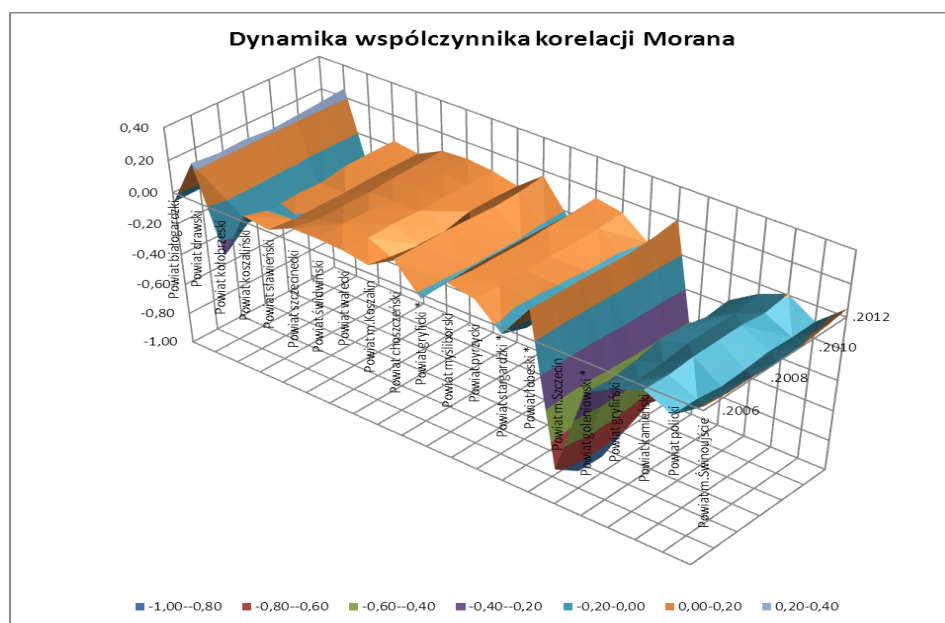
Z wykresu widać, że współczynnik korelacji Morana $I_g(\text{hoteli})$ jest ujemny w małym stopniu (warunek braku korelacji przestrzennej jest $I_g \approx -1/(n-1) = -1/20 = -0,05$), co można zinterpretować w następujący sposób: liczba turystów zagranicznych korzystających z noclegów z punktu rozmieszczenia przestrzennego miejsc noclegowych w powiatach występuje chaotycznie, nie ma prawidłowości w wyborze turystami zagranicznymi hoteli dla noclegów, nie występuje skupień podregionów gdzie jest silnie lub słabo wykorzystywane hoteli dla noclegów turystów. Taka tendencja zostaje praktycznie niezmienna w latach 2006-2012.

Natomiast z punktu rozmieszczenia przestrzennego dróg został zauważony brak globalnej korelacji przestrzennej, jedynie w roku 2012 występuje słaba autokorelacja dodatnia. Ten fakt świadczy o tym, iż w województwie zachodniopomorskim powstają tendencja łączenia w grupy (klastery) miejsc noclegowych, sens której polega na skupieniu miejsc noclegowych wybranych przez turystów zagranicznych. Wydaje się oczywistym, że na to wpływa zwiększenie połączeń komunikacyjnych, modernizacją istniejących i budową nowych dróg (na przykład, powiat choszczeński) oraz tradycyjnie duża liczba atrakcji turystycznych (na przykład, powiat kołobrzegi). Na podstawie tego badania można wywnioskować, że w przypadku w miarę nasyconej bazy noclegowej w województwie zachodniopomorskim bardzo ważne znaczenie co do wyboru noclegów przez turystów mają połączenia komunikacyjne.

Rysunek 4 przedstawia zależności lokalnych współczynników korelacji przestrzennej Morana $W^{(H)}$ dla podregionów województwa zachodniopomorskiego w ujęciu czasowym. Na podstawie obliczeń pozostałych macierzy wag, określonych w danym artykule, można zauważyć, że wartości współczynnika korelacji globalnej są bliskie do -0,05 (brak autokorelacji) i zmieniają się chaotycznie w latach 2005-2012. Lokalna korelacja przestrzenna (5) przedstawia zależności przestrzenne danej zmiennej z obiektami sąsiadującymi w konkretnej lokalizacji. Lokalne współczynniki korelacji pozwalają na bardziej szczegółowy wgląd do struktury rozmieszczenia przestrzennego badanej zmiennej na danym obszarze. Autokorelacja lokalna dodatnia określa przestrzenne skupienie się wysokich lub niskich wartości obserwowanych zmiennych, natomiast autokorelacja ujemna pokazuje, że obok wysokich wartości obserwowanych zmiennych występują wartości niskie.

Korelacja przestrzenna liczby turystów zagranicznych pod względem liczby miejsc noclegowych stale rośnie w latach 2006-2012 dla powiatów 2 – drawski, 10 – choszczeński, 12 – myśliborski, 14 – łobeski. Zależność korelacyjna wskazuje na identyczny charakter rozwoju badanego zjawiska (Liczba turystów korzystających z noclegów) w wymienionych regionach, tworzenie przez nich grupy ze względnie słabym rozwojem badanego

wskaźnika. Dla roku 2012 klasteryzacja podregionów jest przedstawiona na Wykresie 6. Na rys. 4 również jest widoczne wyróżnienie podregionów 3 – kołobrzeski, 15 – m. Szczecin, gdzie występuje istotna autokorelacja ujemna, oznaczająca wyróżnienie wymienionych podregionów jako bardzo atrakcyjnych dla turystów, w tym i dla noclegów. Z wykresu 4 widać że w latach 2006-2012 współczynniki autokorelacji przestrzennej dla podregionów 3, 15 rosną, co można interpretować jako zmniejszenie ujemnej autokorelacji przestrzennej polegającej na zmniejszeniu zróżnicowania pomiędzy podregionami 3, 15 i otaczającymi ich podregionami. Innymi słowami, zmniejsza się różnica w noclegach dla turystów z punktu rozmieszczenia hoteli w podregionach, co można interpretować jako wzrost liczby miejsc noclegowych w powiatach otaczających powiat kołobrzeski i miasto Szczecin.

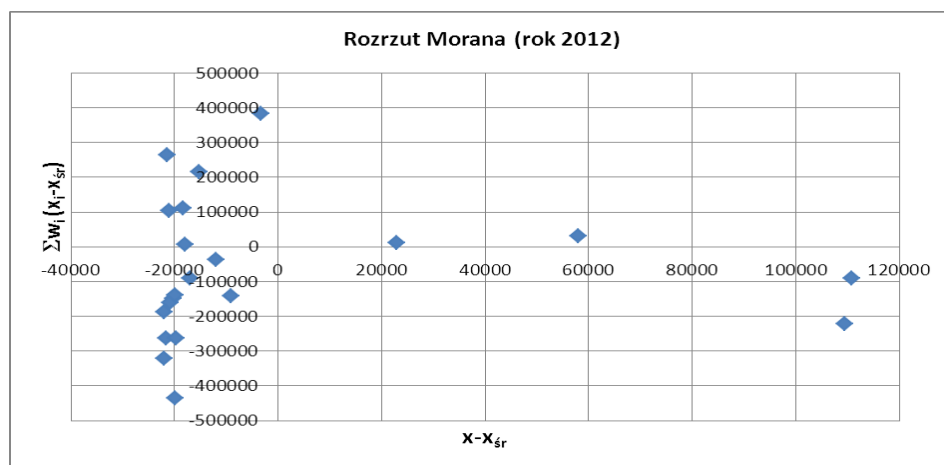


Rysunek 4. Dynamika lokalnych współczynników korelacji Morana na podstawie macierzy $W^{(H)}$ w latach 2006-2012 dla województwa zachodniopomorskiego

Źródło: Opracowanie własne.

Dla analizy lokalnej korelacji przestrzennej zastosowany został wykres Morana (rys. 5) dla roku 2012. Rozrzut Morana pozwala na graficznie przedstawienie zróżnicowania korelacji liczby turystów zagranicznych w różnych powiatach na wykresie województwa pod względem liczby miejsc hotelowych w podregionach. Z wykresu można wnioskować, iż praktycznie

połowa powiatów województwa zachodniopomorskiego ma ujemną korelację lokalną (skupienie punktów w lewym górnym kącie), natomiast druga połowa powiatów ma dodatnią korelację lokalną (lewy dolny kąt). Wyróżniają się podregiony 3 i 15 (prawy dolny kąt), gdzie występuje istotna autokorelacja przestrzenna ujemna. W sumie korelacja przestrzenna dla województwa zachodniopomorskiego nie jest silnie wyrażona za wyjątkiem dwóch podregionów (powiat kołobrzeski i m. Szczecin), dąży do zera, co zostało przedstawione wyżej.



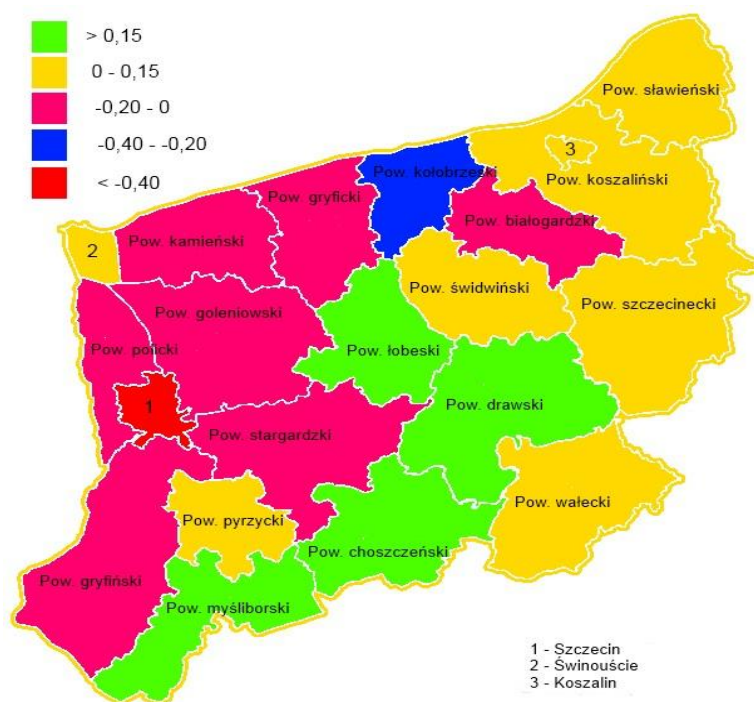
Rysunek 5. Wykres Morana dla macierzy lokalnych współczynników korelacji na podstawie macierzy $W^{(H)}$ w roku 2012

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie lokalnych współczynników korelacji Morana korelację przestrzenną można graficznie ilustrować na rys. 6 przedstawiającym mapę województwa zachodniopomorskiego. Na wykresie różnymi kolorami są przedstawione podregiony województwa w zależności od wielkości współczynników lokalnej korelacji przestrzennej dla macierzy $W^{(H)}$ w 2012. Taki sposób pozwala wizualizować prawidłowości przestrzenne zachodzące w województwie dla badanego wskaźnika.

Na rysunku 6 najbardziej wyróżnia się m. Szczecin, gdzie występuje najwyższa liczba turystów w porównaniu do sąsiadujących powiatów. Współczynnik korelacji jest ujemny, ponieważ w sąsiadujących powiatach liczba turystów jest znacznie mniejsza. Szczecin wyróżnia się wobec otaczających podregionów, gdzie autokorelacja przestrzenna jest znikoma. Drugim obiektem o wysokiej wartości współczynnika korelacji Morana jest powiat kołobrzeski. Przedstawione badanie potwierdza znane fakty o

wysokiej turystycznej aktywności Szczecina i Kołobrzegu. Jednak metoda ekonometrii przestrzennej również pozwala ustalić to, że znacząco mniejszym zainteresowaniem turystów cieszą się powiaty wschodnie województwa: sławieński, koszaliński, m. Koszalin, szczecinecki, walecki, pyrzycki i m. Świnouście. Najmniejsza liczba turystów (dodatnie współczynniki korelacji przestrzennej) występuje w powiatach łobeskim, drawskim, choszczeńskim i myśliborskim. Można przypuszczać, że podobne wyniki są związane zarówno ze względnie słabą siecią połączeń komunikacyjnych, jak i z mniejszą atrakcyjnością turystyczną.



Rysunek 6. Graficzna interpretacja współczynników autokorelacji lokalnej Morana dla województwa zachodniopomorskiego na podstawie macierzy $W^{(H)}$ w 2012 roku

Źródło: Opracowanie własne.

Podregiony z bliskimi współczynnikami autokorelacji tworzą, jak było wymieniono wyżej, grupy z podobnymi liczbami turystów. Rys. 6 przedstawia województwo zachodniopomorskie w roku 2012 w zależności od liczby turystów korzystających z noclegów z uwzględnieniem miejsc noclegowych jako region gdzie istotnie wyróżniają się powiat kołobrzegi i miasto Szczecin,

natomiast pozostałe podregiony mało różnią się z punktu badanych wskaźników – od klastera powiatów 2 – drawski, 10 – choszczeński, 12 – myśliborski, 14 – łobeski, gdzie autokorelacja przestrzenna jest dodatnia, przez powiaty 4 – koszaliński, 5 – sławieński, 6 – szczecinecki, 7 – świdwiński, 8 – wałecki, 9 – m. Koszalin, 20 - m. Świnoujście, 21 – pyrzycki, gdzie autokorelacja jest słaba dodatnia do powiatów 11 – gryficki, 13 – stargardzki, 16 – goleniowski, 17 – gryfiński, 18 – kamieński, 19 – policki, gdzie autokorelacja przestrzenna jest słaba ujemna. Dla całego województwa występuje globalny współczynnik korelacji, który ma nieznaczące wartości ujemne i rośnie od 2006 r. do 2012 r. Fakt ten można interpretować jako występujące słabe zróżnicowanie powiatów co do zaoferowania usług noclegowych turystom.

Wzrost współczynnika korelacji globalnej w czasie i zbliżenie się go do zera oznacza, że różnice w sferze organizacji noclegów dla turystów pomiędzy powiatami zmniejszają się na terenie całego województwa. Ustalona została duża ujemna autokorelacja przestrzenna (obok wysokich wartości obserwowanych zmiennych występują wartości niskie) dla podregionu kołobrzeskiego i miasta Szczecina. Należy również zwrócić uwagę na to, że wynik ten został osiągnięty dla wszystkich stosowanych macierzy wag, pokazujących zróżnicowanie przestrzenne. Na mapie województwa zachodniopomorskiego przedstawionej w artykule została zaobserwowana zależność dla globalnego współczynnika korelacji.

Zakończenie

W trakcie badań ustalono, że:

1. dla badań dotyczących zjawisk turystycznych preferowane są macierze wag, oparte na danych przestrzennych odpowiadających wskaźnikom analizowanym. Macierz połączeń komunikacyjnych $W^{(D)}$ oraz macierz ilości hoteli w powiatach $W^{(H)}$ w większym stopniu odpowiadają celom branży turystycznej niż macierz sąsiedztwa;
2. macierz współczynników korelacji Morana pozwala ustalić stopień zróżnicowania przestrzennego dla ruchu turystycznego w województwie zachodniopomorskim i może być stosowana przy analizach wskaźników branży turystycznej. W szczególności, były ustalone grupy podregionów w województwie zachodniopomorskim z bliskimi współczynnikami autokorelacji przestrzennej (powiaty – drawski, choszczeński, myśliborski, łobeski – ze dodatnią autokorelacją, powiaty – gryficki, stargardzki, goleniowski, gryfiński, kamieński, policki – ze słabą ujemną);

3. przy badaniu korelacji przestrzennej dla różnych momentów czasu została ustalona dynamikę zmian przestrzennych (w tym przypadku wpływ komunikacji na liczbę noclegów turystów zagranicznych). Są ustalone że z czasem zróżnicowanie podregionów maleje, na co wskazuje zwiększenie ujemnego współczynnika autokorelacji lokalnej dla powiatu kołobrzeskiego i miasta Szczecin w latach 2006-2012;
4. przeanalizowane macierzy wag potwierdzają możliwość zastosowania ich w modelach regresji przestrzennej FAR i SAR dla analizy, symulacji i prognozowania wskaźników turystycznych.

Bibliografia

1. Getis A., Aldstadt J., *Constructing the Spatial Weights Matrix Using A Local Statistic*. Geographical Analysis, Vol. 36 (2), 2003.
2. http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks, (dostęp: maj 2014).
3. Le Sage J., Pace R. K., *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, London and New York 2009.
4. Niezgoda A., Kachniewska M., Nawrocka E., Pawlicz A., *Rynek turystyczny. Ekonomiczne zagadnienia turystyki*, Warszawa, Wydawnictwo Wolters Kluwer, 2012.
5. Suchecki B. (red.), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Warszawa, Wydawnictwo C.H. Beck, 2010.
6. Tobler W., *A computer model simulating urban growth in the Detroit region*. Economic Geography, No 46 (2), 1970.
7. *Turystyka w 2011 r.*, Opracowanie Głównego Urzędu Statystycznego, strona <http://www.stat.gov.pl>, (dostęp: maj 2014).

THE INFLUENCE OF SPATIAL FACTORS ON TOURIST TRAFFIC IN THE REGION WEST POMERANIAN (2006-2012)

The paper introduces the study of weighting matrices' influence on spatial correlations and dynamics of spatial correlation coefficients on the basis of the number of accommodation provided to foreign tourists in accommodation facilities in all subregions (*powiaty*) of West Pomeranian province (*województwo zachodniopomorskie*) in the period of 2006-2012. The analysis has been conducted on three types of weighting matrices: a) neighbouring matrices, b) matrices of distance between administrative

centres of subregions, c) matrices of transport connections (both automotive and railway) as well as on the basis of d) the number of hotels in a particular subregion. The Moran's global and local correlation coefficients have been calculated and analysed, the coefficients' dynamics have been analyzed. The study has shown that spatial differentiation for the analysed coefficient has been expressed in the most prominent way by spatial correlation coefficients based on the weighting matrices mentioned in c) and d). On the basis of these results it was concluded that phenomena which show a direct connection to the analysed event present the greatest significance to the analysis of economic phenomena which depend on spatial factors.

Keywords: tourism, spatial effects, weights matrix, spatial econometric, global correlation coefficient.