

Dariusz ILNICKI
Krzysztof JANC
Uniwersytet Wrocławski

**ZASTOSOWANIE LOKALNYCH WSKAŹNIKÓW ZALEŻNO-
ŚCI PRZESTRZENNEJ DO OKREŚLENIA ZRÓŻNICOWAŃ
PRZESTRZENNYCH PREFERENCJI WYBORCZYCH
MIESZKAŃCÓW WROCŁAWIA**

**AN APPLICATION OF LOCAL INDICATORS OF SPATIAL ASSOCIATION
FOR THE PURPOSE OF DEFINING SPATIAL DIVERSIFICATION
CONCERNING ELECTORAL PREFERENCES OF THE INHABITANTS
OF WROCŁAW**

ABSTRACT: The aim of the article is to present the possibilities of using *local indicators of spatial association* (LISA) in the analysis of social phenomena on the urban scale. Apart from the methodological aspect concentrating on the description and possible applications of LISA, the paper also includes a cognitive aspect. It is related to defining spatial diversification concerning electoral preferences of the inhabitants of Wrocław during the Sejm and Senate elections in 2007. At the same time, the author attempted to combine the analysis of support for particular political parties (PO, PiS, LiD) and voter turnout in general with the age structure of the voters.

Constituencies were used as spatial reference units. In the 2007 Sejm and Senate elections there were 270 of them. Such number of spatial units allowed to identify the phenomenon precisely.

As a result of using LISA, concentrations of spatial units with similar characteristic feature values were obtained. This allowed to define the areas of concentration of population with particular electoral preferences. The remaining concentrations of spatial units characterized by similar values are largely distinguished by physical barriers existing in the space of Wrocław (the main traffic routes and the Oder). The support analyses conducted for the three most important parties (PO, PiS, LiD) revealed that their support is heavily diversified within the city space. This is connected with the special character of inhabitants of particular areas of the city. It needs to be stressed that the performed analysis of connections between electoral preferences and age groups indicates that this feature does not explain electoral attitudes. The influence of age does not have summary character; it is rather an outcome of the main dimensions of the age structure. However, combined with other elements of the urban tissue in the broad sense, the influence of the age factor can account for electoral preferences in large cities. Therefore, the age of voters does not explain electoral preferences itself, but can be useful in explaining this phenomenon on a more appropriate spatial level – the level of constituencies.

KEY WORDS: LISA, neighbourhood, Wrocław, elections, electoral preferences, age of voters

Wprowadzenie i zarys problemu

Fundamentalna zasada geografii, określana także mianem pierwszego prawa geografii Toblera głosi, że w przestrzeni „wszystko jest związane ze wszystkim innym, przy czym bliższe rzeczy są bardziej związane niż rzeczy odległe” (Miller 2004, s. 284). W konsekwencji tego mamy do czynienia z występowaniem zależności przestrzennej, która znajduje swoje odzwierciedlenie w fundamentalnych koncepcjach i teoriach geografii społeczno-ekonomicznej (na przykład dyfuzja innowacji, hierarchia miejsc, bieguny wzrostu). „Obecność zależności przestrzennej oznacza, iż wartości dla tej samej cechy mierzone w lokalizacji, która jest w pobliżu innej, wykazują tendencje do podobieństwa i są bardziej podobne do siebie niż wartości oddzielone przez duży dystans” (Haining 2003, s. 46). To tylko z pozoru banalne sformułowanie stanowi punkt odniesienia zdecydowanej większości badań w geografii człowieka. Ma duży wpływ na sposoby badania oraz analizy zjawisk w przestrzeni.

Z zależnością przestrzenną ściśle związane jest zjawisko autokorelacji przestrzennej. Z autokorelacją przestrzenną mamy do czynienia wówczas, gdy „występowanie jednego zjawiska w jednej jednostce przestrzennej powoduje zwiększanie lub zmniejszanie prawdopodobieństwa występowania tego zjawiska w sąsiednich jednostkach” (Bivand 1980, s. 23). W ostatnich latach obserwuje się dynamiczny rozwój grupy metod ilościowych, które poprzez uwzględnienie autokorelacji przestrzennej umożliwiają lepsze zrozumienie procesów przestrzennych (zob. Anselin 1988; 2002; Paelnick, Klaassen 1983). W celu określenia wzorców zależności przestrzennej stosuje się globalne i lokalne miary autokorelacji przestrzennej. Lokalne miary autokorelacji przestrzennej noszą nazwę LISA (local indicators of spatial association, akronim zaproponowany przez Anselina, 1995) i one to będą przedmiotem dalszych rozważań.

Jak pokazują przykłady niektórych opracowań, badanie zależności przestrzennych jest szczególnie użyteczne w analizie zróżnicowań zjawisk społeczno-ekonomicznych, w tym również do określania preferencji wyborczych. Jako przykłady tego typu prac można wymienić analizę: zróżnicowań poparcia w wyborach do Reichstagu w Niemczech w 1930 r. (O’Loughlin, Flint, Anselin 1994), zmian na politycznej mapie Włoch w latach 1987–1996 (Shin, Agnew 2002), czy też zróżnicowań przestrzennych wyborów prezydenckich w USA w latach 1988–2000 (Kim, Elliot, Wang 2003). Oczywiście w przypadku tych i podobnych im badań można by zadać pytanie, dlaczego uwzględnienie autokorelacji przestrzennej może przyczynić się do podniesienia wartości rozważań w geografii wyborczej? Aby na nie odpowiedzieć, należy na chwilę zatrzymać się nad zagadnieniem „przestrzennej agregacji danych”. W geografii społeczno-ekonomicznej określanie przestrzennych zróżnicowań zjawisk społecznych dokonuje się zazwyczaj poprzez agregację danych jednostkowych do jakiegoś mniej lub bardziej szczegółowego poziomu podziału przestrzeni. „Utworzone” w ten sposób jednostki przestrzenne, będące tworam abstrakcyjnymi lub administracyjnymi, posiadają granice, które *de facto* w większości nie stanowią fizycznych barier w przestrzeni. Tym

samym nie mogą one warunkować przemieszczeń, kontaktów ani wymiany informacji pomiędzy ludźmi. Podstawą wyznaczenia wykorzystanych w niniejszej pracy jednostek (obwodów wyborczych) jest kryterium ludnościowe – „taka sama” liczba mieszkańców nieprzekraczająca trzech tysięcy osób. Taki sztuczny twór nie ma żadnych odniesień w realnej przestrzeni. Fakt ten rodzi określone implikacje dla badań, a uwzględnienie w nich związków (zależności) pomiędzy sąsiednimi jednostkami wydaje się doskonałym sposobem poznania rzeczywistego wymiaru partycypacji w życiu politycznym.

W przypadku analiz dotyczących zróżnicowań preferencji wyborczych, jedno z głównych pytań dotyczy czynników wyjaśniających owo zróżnicowanie. W literaturze geograficznej wskazuje się na dwa główne podejścia umożliwiające wyjaśnianie wzorców partycypacji i preferencji wyborczych (Johnston, Pattie 2006). Po pierwsze, w większości modeli stawiających sobie za zadanie wyjaśnianie zachowań wyborczych zakłada się, że wybór partii czy kandydata uzależniony jest od pozycji w społeczeństwie lub osobistej oceny sytuacji społeczno-ekonomicznej wyborcy. Drugie podejście (kontekstowe – *contextual approach*) kładzie nacisk na fakt, że decyzje wyborcze są uzależnione głównie od niektórych składników środowiska wyborcy, czyli otoczenia, w którym spędza on swoje codzienne życie, określanego mianem „osobistej geografii” każdego wyborcy. Oczywiście oba podejścia są komplementarne względem siebie, doskonale się uzupełniają. Z punktu widzenia możliwości zastosowania metod uwzględniających autokorelację przestrzenną, w niniejszym opracowaniu zostanie wykorzystane drugie z wymienionych podejść. To ono właśnie kładąc nacisk na „geograficzny” aspekt zjawisk wskazuje na możliwość występowania zależności przestrzennych.

Celem niniejszego opracowania jest, z jednej strony, przybliżenie lokalnych wskaźników zależności przestrzennej opartych na statystyce *I* Morana z przedstawieniem możliwości zastosowania ich w analizie geografii wyborczej w skali organizmu miejskiego¹. Poza aspektem metodologicznym, opracowanie nasze ma też aspekt poznawczy. Analiza zróżnicowań przestrzennych preferencji wyborczych w skali miasta jest również obecna w polskiej geografii – por. na przykład: Sobczyński (2000), Kavetsky (2004, 2006) – jednak publikacje te mają raczej charakter podejść tradycyjnych, opisowych. Poza tym, jak dotychczas, brak jest pogłębionej geograficznej analizy tego zjawiska w odniesieniu do Wrocławia. Uwzględniając powyższe cele, w artykule relatywnie szeroko omówiono w pierwszej kolejności metodę, następnie zaś wyniki badań empirycznych, ze szczególnym uwzględnieniem odniesień co do możliwości interpretacyjnych zastosowanej metody. Równocześnie dokonano próby połączenia analizy poparcia głównych partii politycznych oraz frekwencji ogółem ze strukturą wieku wyborców. Jednostkami odniesienia są obwody wyborcze, których we Wrocławiu w wyborach do Sejmu i Senatu RP w 2007 r. było 270². Jest to najniższy z możliwych do wykorzystania poziom odniesień przestrzennych w tego typu badaniach.

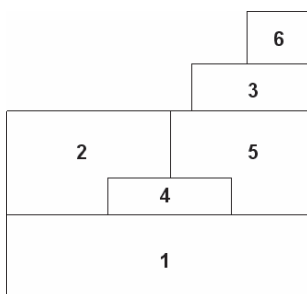
¹ W obliczeniach statystyk autokorelacji przestrzennej oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej wykorzystano oprogramowanie GeoDaTM0.9.5-i.

² Liczba ta nie obejmuje 28 zamkniętych obwodów wyborczych, takich jak szpitale czy zakłady karne itp.

Lokalne wskaźniki zależności przestrzennej – zarys metody

Analizy zależności przestrzennej wymagają określenia tak zwanych wag przestrzennych. Wagi przestrzenne reprezentują relacje występujące w przestrzeni, które zapisane są w postaci grafu lub macierzy. W zapisie macierzowym najpierw tworzy się macierz sąsiedztwa, w której zapisane są relacje pomiędzy jej elementami.

W celu ukazania zasady konstrukcji macierzy wag przestrzennych posłużono się prostym przykładem zaczerpniętym z pracy Anselina (2002) – por. rys. 1, tabela 1. W poniższym przykładzie do określenia relacji przestrzennych zastosowano relację sąsiedztwa pierwszego rzędu. Za sąsiada uznano tylko jednostkę bezpośrednio przylegającą (szerzej z rodzajami wag i ich możliwościami zastosowania można zapoznać się w pracy K. Janca 2006).



Rys. 1. Przykładowe rozmieszczenie jednostek przestrzennych

Źródło: L. Anselin, *Under the hood. Issues in the specification and interpretation of spatial regression models*, „Agricultural Economics” 2002, vol. 27.

Tabela 1

Przykładowa macierz wag przestrzennych (W) przy zastosowaniu sąsiedztwa pierwszego rzędu

Jednostka	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
	„sąsiedztwo” – styczność						waga					
1	0	1	0	1	1	0	0,00	0,33	0,00	0,33	0,33	0,00
2	1	0	0	1	1	0	0,33	0,00	0,00	0,33	0,33	0,00
3	0	0	0	0	1	1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,50	0,50
4	1	1	0	0	1	0	0,33	0,33	0,00	0,00	0,33	0,00
5	1	1	1	1	0	0	0,25	0,25	0,25	0,25	0,00	0,00
6	0	0	1	0	0	0	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00

Źródło: L. Anselin, *Under the hood. Issues in the specification and interpretation of spatial regression models*, „Agricultural Economics” 2002, vol. 27.

W macierzy styczności (W) o rozmiarze $n \times n$, dla każdego jej elementu, który spełnia warunek sąsiedztwa pomiędzy i a j , wartość wynosi $w_{ij} = 1$, w każdym innym przypadku $w_{ij} = 0$. Otrzymaną w ten sposób macierz, składającą się z wartości binarnych, standaryzuje się po wierszach:

$$w_{ij}^s = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

Dzięki temu zabiegowi w każdym wierszu suma wag jest równa 1.

Jedną z powszechnie stosowanych miar służących identyfikacji autokorelacji przestrzennej jest statystyka I Morana:

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

gdzie:

w_{ij} – waga połączeń pomiędzy jednostką i a j ;

W – macierz wag (suma wszystkich jej elementów);

x_i, x_j – wartości zmiennych w jednostce przestrzennej i oraz j ;

\bar{x} – średnia arytmetyczna wartości zmiennej dla wszystkich jednostek.

Wartości statystyki Morana mieszczą się w zakresie od około -1 do około 1 . Wartość 0 oznacza brak autokorelacji. Ujemne wartości – autokorelacja ujemna – oznaczają występowanie „różnych” wartości koło siebie. Zróżnicowanie przestrzenne, jakie by uzyskano z przedstawienia zjawiska o dużej ujemnej autokorelacji, przypominałoby więc układ „szachownicy”. Wartości dodatnie oznaczają dodatnią autokorelację, czyli występowanie podobnych wartości koło siebie. Oznacza to, iż mamy do czynienia ze skupiskami – klastrami – przestrzennymi jednostek o zbliżonych wartościach. Podobieństwo lub niepodobieństwo pomiędzy jednostkami rozpatrywane jest w kontekście wysokich bądź niskich wartości. Wartości wysokie i niskie określane są (po wcześniejszej standaryzacji) względem wartości średniej.

Statystyki służące określeniu autokorelacji przestrzennej wykorzystywane są do identyfikacji układów przestrzennych. Do tego celu stosuje się lokalne wskaźniki zależności przestrzennej. W opracowaniu jako wskaźnik LISA wykorzystano statystykę I Morana. Stąd też można użyć określenia lokalnej statystyki Morana w przypadku LISA, w odróżnieniu od globalnej statystyki Morana określającej autokorelację przestrzenną dla całego zbioru jednostek. W wyniku zastosowania LISA opartych na sta-

tystyce Morana, dla każdej jednostki przestrzennej otrzymuje się jedno z pięciu możliwych rozwiązań, a mianowicie jednostkę:

- z wysoką wartością z sąsiadami o podobnej wartości,
- z niską wartością z sąsiadami o podobnej wartości,
- z wysoką wartością z sąsiadami o niskiej wartości – potencjalna jednostka odstająca,
- z niską wartością potencjalną z sąsiadami o wysokiej wartości – potencjalna jednostka odstająca,
- bez istotnej statystycznie lokalnej autokorelacji.

Uzyskuje się w ten sposób swoistego rodzaju typologię jednostek względem rodzaju i istotności statystycznej występujących zależności przestrzennych. Tym samym LISA pozwala również na określenie zróżnicowań przestrzennych analizowanych zjawisk.

Zróżnicowanie przestrzenne preferencji wyborczych

Mówiąc o kontekstowych zróżnicowaniach określonych zjawisk należałoby zadać sobie pytanie, czy w skali dużego, współczesnego, postindustrialnego miasta uzasadnione jest mówienie o istotnym wpływie sąsiedztwa na tworzenie się „sąsiedzkich preferencji wyborczych”? Na ile tak naprawdę obecnie możemy mówić o tym, że sąsiedztwo, otoczenie jest istotne odnośnie do kształtowania się zjawisk społecznych w przypadku dużych ośrodków miejskich? Internet czy też telefonia komórkowa przyczyniają się do kreowania społeczności opartych na braku więzi przestrzennych. Natomiast więzi społeczne powstają głównie w miejscu pracy, czy też w miejscu realizacji własnych zainteresowań, ale niekoniecznie w / lub blisko miejsca zamieszkania. Stąd też można założyć, że „sieci społeczne” w dużym mieście należą do przestrzennie rozproszonych (zob. Baybeck, Huckfeldt 2002). Tym samym wydaje się, iż w większym stopniu należy oczekiwać, że koncentracja osób o określonych preferencjach wyborczych jest związana z koncentracją osób należących do grupy o określonych cechach (status społeczny, wykształcenie itd.). Jednak w opozycji do stwierdzenia, że sieci społeczne w dużym mieście są rozproszone, jak również w opozycji do dezintegracyjnej roli mediów ponowoczesnych, nie można całkowicie negować wpływu sąsiedztwa na preferencje wyborcze. Albowiem można założyć, że w znaczącej części sytuacji mamy do czynienia z tak zwaną selekcją sąsiedztwa, czyli z dążnością do zamieszkania w sąsiedztwie osób podobnych pod względem cech i postaw społecznych, a tym samym cech będących pochodną preferencji wyborczych. Jak zauważają Johnston i inni (*Party support...*, 2004) „people who talk together, vote together”, ale również „people who vote together live together”. Według badań Baybecka i Huckfeldta (2002), w dwóch amerykańskich metropoliach częstotliwość dyskusji na tematy polityczne z różnymi ludźmi (rodzina, współpracownicy, znajomi) jest tym większa, im dystans między ludźmi jest mniejszy.

Analizę zjawiska zachowań wyborczych odnoszących się do Wrocławia oparto na dwóch wielkościach: frekwencji wyborczej ogółem oraz wielkości poparcia trzech „najważniejszych” partii, a mianowicie: Platformy Obywatelskiej (PO), Prawa i Sprawiedliwości (PiS) oraz Lewicy i Demokratów (LiD) w wyborach do Sejmu i Senatu w 2007 r. Do obliczenia miar zależności przestrzennej zastosowano macierze wag, w których sąsiedztwo określono na podstawie stałej liczby sąsiadów. Oznacza to, że dla każdej jednostki przestrzennej określono taką samą liczbę najbliższych sąsiadów. Bliskość sąsiedztwa określana jest w takim przypadku względem centroidów.

Wartość globalnej statystyki I Morana pozwala na sformułowanie kilku ogólnych prawidłowości (tabela 2). Po pierwsze, we wszystkich analizowanych przypadkach (frekwencja ogółem oraz poparcie dla poszczególnych partii) występuje dodatnia autokorelacja przestrzenna. Oznacza to istnienie tendencji do skupiania się jednostek o podobnych wartościach analizowanych cech. Dla frekwencji, jak i dla poparcia poszczególnych partii politycznych wraz ze wzrostem liczby sąsiadów spada wartość statystyki określającej autokorelację przestrzenną. Uwzględniając fakt, że wraz ze wzrostem liczby sąsiadów rośnie również dystans fizyczny od danej jednostki, zmiany wartości I Morana ilustrują spadek wpływu sąsiedztwa na frekwencję i preferencje wyborcze wraz ze wzrostem dystansu.

Tabela 2

Globalne wartości statystyki I Morana w zależności od liczby sąsiadów dla frekwencji ogółem oraz wielkości poparcia trzech głównych sił politycznych w wyborach parlamentarnych 21 października 2007 r.

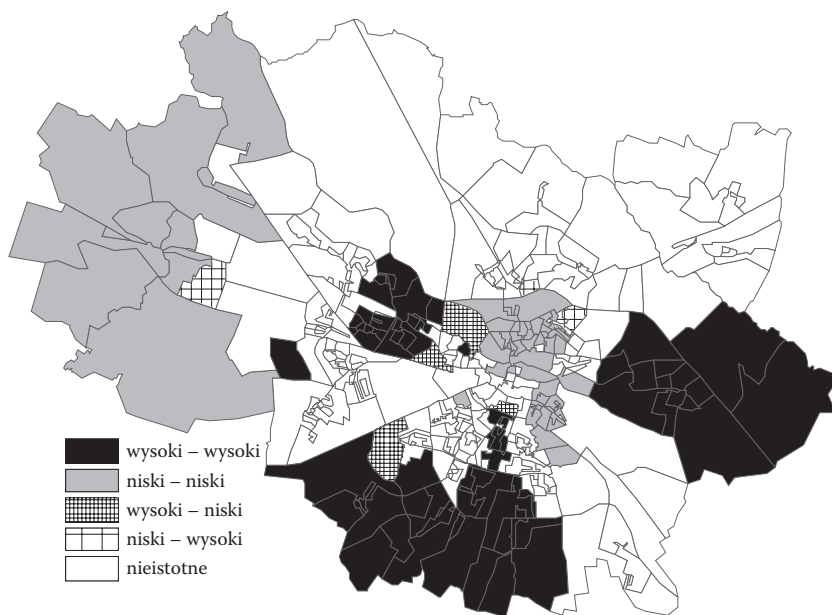
Waga	Frekwencja	Poparcie		
		PO	PiS	LiD
2 sąsiadów	0,68	0,42	0,23	0,40
4 sąsiadów	0,64	0,36	0,20	0,39
6 sąsiadów	0,61	0,33	0,18	0,36
8 sąsiadów	0,57	0,32	0,17	0,32
10 sąsiadów	0,54	0,30	0,16	0,29
12 sąsiadów	0,50	0,29	0,14	0,28
16 sąsiadów	0,43	0,26	0,12	0,26
20 sąsiadów	0,38	0,24	0,10	0,24
24 sąsiadów	0,34	0,22	0,08	0,22

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych PKW.

Najsilniejsza autokorelacja przestrzenna występuje w przypadku frekwencji ogółem. Wartości statystyki Morana (dla większości zastosowanych wag) przyjmując wartości powyżej 0,5 świadczą o występowaniu silnej autokorelacji przestrzennej. Tym samym w przypadku „wykorzystania” czterech najbliższych sąsiadów frekwencję w danej lokalizacji – obwodzie wyborczym – można wyjaśniać w 41% samym tylko położeniem w przestrzeni miasta. Czyli około 41% wartości zjawiska w jednostce *i* wynika z wartości zjawiska w czterech sąsiadujących jednostkach *j*. Na zbliżonym poziomie kształtuje się wpływ sąsiedztwa dla poparcia PO i LiD. Poparcie dla PiS we Wrocławiu charakteryzuje się najmniejszą wśród analizowanych trzech partii autokorelacją przestrzenną.

Stwierdziwszy istnienie ogólnej zależności przestrzennej, wyniki LISA przedstawiono wykorzystując macierz wag dla ośmiu „kolejnych” sąsiadów. We wszystkich przypadkach zauważalne jest występowanie skupisk jednostek o istotnej lokalnej autokorelacji przestrzennej. W przypadku frekwencji ogółem widoczne są trzy zwarte obszary o wysokich wartościach cechy oraz dwa o wartościach niskich (rys. 2). Skupiska wysokich wartości to charakterystyczne elementy struktury miasta Wrocławia. Są to „skupiska”:

– wschodnie – obejmujące osiedla „rezydencjonalne” (Zalesie, Sępólno, Biskupin, Bartoszowice). Wchodzą one w skład tak zwanej Wielkiej Wyspy, która charakteryzuje się występowaniem w znacznym odsetku zabudowy jednorodzinnej, szeregowej. Ten



Rys. 2. Typy autokorelacji przestrzennej dla frekwencji ogółem w wyborach parlamentarnych 21 października 2007 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych PKW.

fragment miasta tradycyjnie uznawany jest za zamieszkały przez inteligencję. Wschodnią część tego skupiska stanowią osiedla Strachocin oraz Wojnow;

– południowe – w skład którego wchodzi osiedla: Ołtaszyn, Partynice, Klecina, Oporów, Krzyki, Gaj, Grabiszyn; jest to obszar o przewadze starszej zabudowy jednorodzinnej i szeregowej oraz (zwłaszcza w jego południowej części) licznie powstających nowych inwestycji mieszkaniowych. Jest ono od zachodu ograniczone linią kolejową oraz terenami przemysłowymi, a od wschodu drogą do Strzelina;

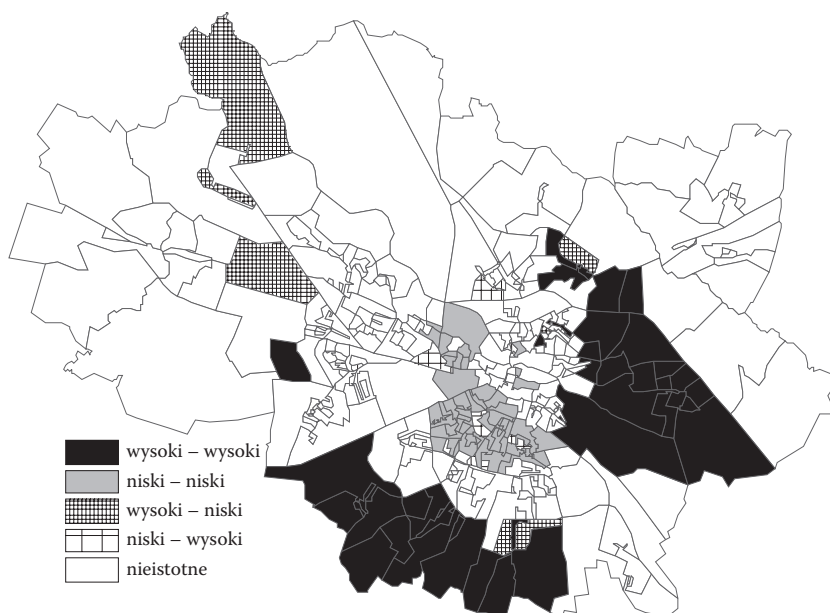
– centralne (1) – obejmujące tak zwane blokowiska (Pilczyce, Kozanów, Nowy Dwór, Gądów Mały), jeden z największych obszarów koncentracji tego typu zabudowy we Wrocławiu.

Natomiast skupiska niskich wartości to koncentracje:

– zachodnie – obejmujące obszary leżące w granicach administracyjnych miasta Wrocławia, ale posiadające cechy charakterystyczne w większym stopniu dla strefy podmiejskiej (dawne wsie – Jerzmanowo, Złotniki, Stabłowice, Pracze Odrzańskie; czy też Leśnica – miasto włączone w granice administracyjne Wrocławia);

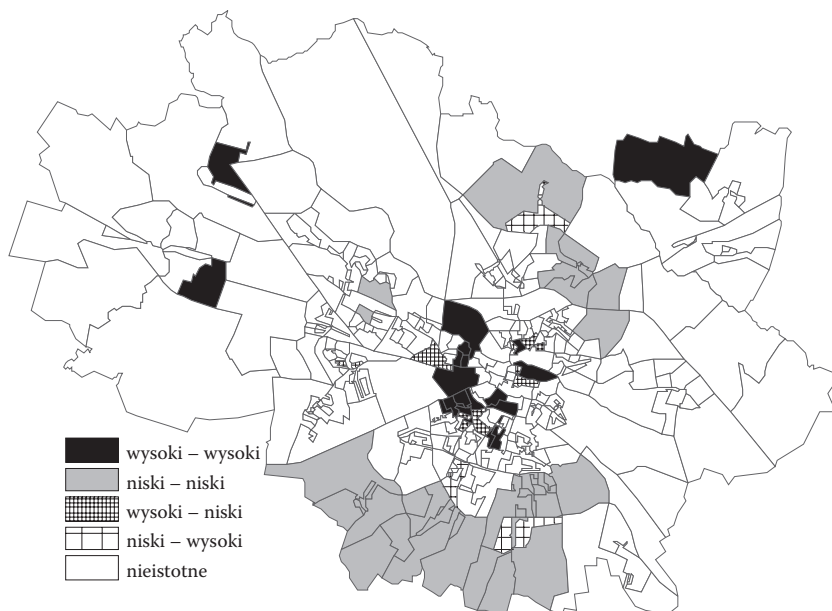
– centralne (2) – Stare Miasto z osiedlami Glinianki i Huby, stanowiące jego część południową.

W przypadku poparcia Platformy Obywatelskiej (rys. 3) oraz Prawa i Sprawiedliwości (rys. 4) widoczny jest „negatywny charakter” uzyskanych dla nich obrazów.



Ryc. 3. Typy autokorelacji przestrzennej dla poparcia wyborczego udzielanego Platformie Obywatelskiej w wyborach parlamentarnych 21 października 2007 r.

Źródło: Jak w rys. 2.



Rys. 4. Typy autokorelacji przestrzennej dla poparcia wyborczego udzielanego Prawu i Sprawiedliwości w wyborach parlamentarnych 21 października 2007 r.

Źródło: Jak w rys. 2.

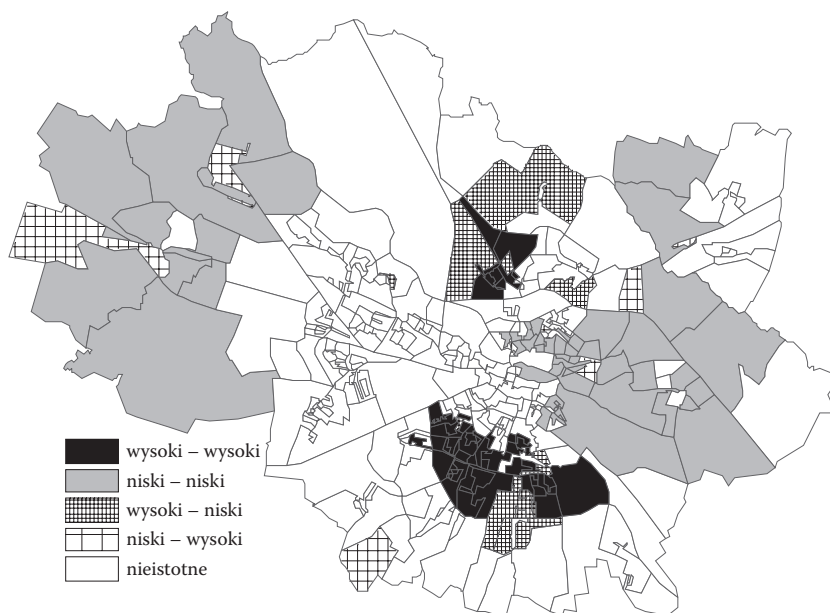
W sposób szczególny dotyczy to południowej części miasta, tworzącej południowe skupisko wysokiej frekwencji (por. rys. 2). W opozycji do wysokiego poparcia PO stoi niskie poparcie PiS. Efekt „negatywu” widoczny jest również w przypadku centralnej części miasta. W odniesieniu do tego obszaru mamy do czynienia z wysokim poparciem PiS, a niskim PO, przy niskiej frekwencji ogółem³. Zaznaczyć jednak należy, że o ile obszar o istotnych ujemnych zależnościach dotyczących poparcia PO jest zwarty przestrzennie, o tyle w przypadku dodatnich zależności dotyczących poparcia PiS występuje silne „zatomizowanie” – „rozproszenie” jednostek tworzących ten obszar.

Tym samym można mówić o potwierdzeniu w odniesieniu do Wrocławia ogólnej prawidłowości dotyczącej wyborów parlamentarnych 2007 r., iż poparcie dla obydwu tych partii (PiS i PO) w co najmniej miejsko-gminnym poziomie odniesień przestrzennych miało „odmienny kierunek”. Wniosek ten można udokumentować wartością statystyki Morana obliczonej dla sytuacji, gdy zależność przestrzenną określa się jednocześnie dla wielkości poparcia PO i PiS. Polega to na przyjęciu za wartość cechy dla danej jednostki *i* wartości poparcia dla PO, natomiast za wartość dla jednostek *j*-tych z nią sąsiadujących – wartości poparcia PiS. W takim przypadku autokorelacja przestrzenna dla ośmiu najbliższych sąsiadów wynosi $-0,20$. Istnieje więc tendencja

³ Obszar skupiska centralnego (2) o niskich wartościach frekwencji ogółem (zob. rys. 2).

do skupiania się jednostek o wysokich wartościach jednej cechy w otoczeniu niskich wartości dla cechy drugiej.

Poparcie dla Lewicy i Demokratów charakteryzuje się odmiennym wzorcem zależności przestrzennych niż poparcie dla PiS i PO (rys. 5). W tym przypadku widoczne są dwa duże obszary jednostek o niskich wartościach poparcia oraz dwa mniejsze o wartościach wysokich. Pierwszy, „południowy” obszar o wysokich wartościach cechy znajduje się pomiędzy skupiskiem niskiego poparcia PiS od południa (zob. rys. 4) a skupiskiem niskiego poparcia PO od północy (zob. rys. 3). Tym samym można powiedzieć, że „południowy” obszar wysokiej wartości poparcia LiD „wypełnia lukę” pomiędzy dwoma obszarami o dominacji poparcia dla dwóch pozostałych partii (PO, PiS). Jeśli połączymy te trzy obszary o silnych dodatnich związkach dla poszczególnych partii w południowej części miasta, to uzyskamy pasmowy układ silnego poparcia dla tych ugrupowań. Natomiast skupiska jednostek o niskich wartościach cechy w odniesieniu do LiD obejmują północno-wschodnią i zachodnie części miasta. W przypadku drugiego z wymienionych obszarów, pokrywa się on ze skupiskiem zachodnim niskiej frekwencji ogółem.



Rys. 5. Typy autokorelacji przestrzennej dla poparcia wyborczego udzielanego Lewicy i Demokratom w wyborach parlamentarnych 21 października 2007 r.

Źródło: Jak w rys. 2.

Przedstawione wzorce zależności przestrzennej informują o kilku istotnych cechach przestrzeni elektoralf Wrocławia. Po pierwsze, stosunkowo wysokie wartości miary

autokorelacji przestrzennej wskazują na fakt, że w przestrzeni tego miasta mamy do czynienia z tendencją do koncentracji osób o tych samych preferencjach wyborczych. Znajduje to swoje potwierdzenie w analizie lokalnych wskaźników zależności przestrzennej. Tym samym Wrocław jest wyraźnie podzielony na obszary zamieszkiwane przez ludzi o określonych i różnych preferencjach wyborczych. Zwarte, składające się z dużej liczby jednostek odniesienia obszary świadczą o występowaniu silnego efektu sąsiedztwa. Po drugie, wartości miar autokorelacji przestrzennej pozwalają na stwierdzenie, że w przypadku Wrocławia, wynik wyborów w znacznej części można wyjaśnić samą tylko lokalizacją danego obwodu wyborczego. Po trzecie, występujące zależności przestrzenne wskazują na fakt, że środowisko wyborcy, jego otoczenie wywiera istotny wpływ na postawy wyborcze. Jednak ze względu na fakt, że brak jest empirycznych dowodów na powyższe stwierdzenie, należy je traktować jako mające charakter pośredni, a nie bezpośredni. Natomiast można sformułować wniosek, że mamy do czynienia z tendencją do skupiania się ludności o określonych preferencjach w zbliżonych do siebie lokalizacjach (*vide live together*). Ostatecznie, odnosząc się do ewentualnej możliwości komunikacji i wymiany informacji pomiędzy mieszkańcami miasta, warto podkreślić istotność fizycznych barier w regulacji tego procesu. Powstałe skupiska jednostek o podobnych wartościach są w dużej części rozgraniczone przez fizyczne bariery istniejące w przestrzeni Wrocławia (główne ciągi komunikacyjne oraz Odra).

Struktura wieku a preferencje wyborcze mieszkańców Wrocławia

W analizach przestrzeni wyborczej zazwyczaj poszukuje się związków z poziomem wykształcenia wyborców, ich statusem społecznym, czy też z miejscem ich zamieszkania (miasto / wieś). Rzadziej natomiast za istotną zmienną wyjaśniającą zróżnicowanie tej przestrzeni przyjmuje się wiek wyborcy. Poza obiektywnym „brakiem” związku tej zmiennej z charakterem przestrzeni wyborczej można wskazać wiele przesłanek, które mogą „dodatkowo” przyczyniać się do „osłabiania” owego związku, jaki przynajmniej teoretycznie może lub powinien być widoczny. Nie bez znaczenia są w tym przypadku: z jednej strony możliwość uzyskania danych o odpowiednim stopniu szczegółowości, a z drugiej jednostki odniesienia przestrzennego, których te dane dotyczą.

Wykorzystując strukturę wieku wyborców w pięcioletnich grupach wieku można mówić o jej czterech istotnych wymiarach (tabela 3). W nierotowanym rozwiązaniu czynnikowym wyczerpują one blisko 86% zmienności. Z tego zasobu zmienności wspólnej na pierwszą składową przypada niecałe 40%.

Warto zwrócić uwagę, że przy przyjętym progu wartości ładunku czynnikowego⁴ wszystkie kategorie wiekowe biorą udział w opisie poszczególnych wymiarów. Ze względu na przyjęty relatywnie niski próg istotności ładunku czynnikowego mamy

⁴ Co do bezwzględnej wartości jest to wartość nie mniejsza niż 0,400.

do czynienia z sytuacją, w której jedna pięcioletnia grupa wiekowa nadaje charakter i znaczenie dwóm składowym. Jest to również konsekwencja wykorzystania w analizie nierotowanego rozwiązania czynnikowego. Przyjęte założenia eliminują z interpretacji czwartą składową. Równocześnie podkreślić należy fakt, że wyróżnione składowe opisywane są przez grupy sąsiadujących ze sobą przedziałów wiekowych „oddalonych” od siebie od 15 do 20 lat. Ze względu na niskie wartości ładunków czynnikowych interpretacja słowna uzyskanych wymiarów wymaga „arbitralnego” położenia nacisku na „wybraną” grupę tych przedziałów wiekowych. W sposób szczególny dotyczy to dwóch pierwszych składowych.

Tabela 3

Wartości własne i ładunki czynnikowe wyodrębnionych składowych z wartością własną powyżej 1

Grupa wiekowa	Początkowe wartości własne			Składowa (ładunki czynnikowe)			
	ogółem	% wariacji		I	II	III	IV
			skumulowany				
19 lat i mniej	(I) 5,179	34,524	34,524	,624	,561		
20–24	(II) 4,151	27,673	62,197	,809			
25–29	(III) 2,250	14,999	77,196	,703	–,414		
30–34	(IV) 1,279	8,528	85,723		–,678	,479	,414
35–39	,692	4,614	90,337			,832	
40–44	,296	1,975	92,313		,480	,724	
45–49	,257	1,715	94,028	,468	,771		
50–54	,227	1,510	95,538	,739		–,436	
55–59	,198	1,319	96,857		–,594	–,601	
60–64	,138	,919	97,775	–,454	–,655		
65–69	,109	,727	98,502	–,857			
70–74	,090	,598	99,101	–,900			
75–79	,085	,566	99,667	–,760	,523		
80–84	,050	,333	100,000	–,524	,663		,426
85 lat i więcej	,000	,000	100,000		,592		,489

Pierwsza ze składowych posiada silnie zaznaczony dualny charakter. Wskazanie na ten fakt jest istotne w kontekście większego poparcia PO w wyborach przez osoby młodsze, w przeciwieństwie do starszego wiekowo elektoratu PiS. Biorąc pod uwagę wartości ładunków czynnikowych należałoby ją określić jako składową „wczesnego” wieku poprodukcyjnego. Drugą składową to pokolenie pięćdziesięciolatków z zaznaczającym się udziałem wyborców w „późnym” wieku poprodukcyjnym (powyżej 75 roku życia). Ostatnią składową tworzy najmłodsza grupa wiekowa, „samotnych czterdziestolatków”⁵.

Dokonując zestawienia wartości czynnikowych z wielkością poparcia ogółem oraz poparcia dla PO i PiS stwierdzić należy, że brak jest znaczących wartości siły związku pomiędzy nimi, a która wyrażona jest wartością współczynnika korelacji liniowej Pearsona. Nie przekraczają one co do bezwzględnej wartości 0,5. Największa siła związku dotyczy przypadków zestawienia wielkości poparcia udzielonego PO i PiS z pierwszą składową oraz frekwencji ogółem z drugą składową. W tych trzech przypadkach nie jest ona mniejsza niż 0,3. Należy zwrócić uwagę na fakt, że pierwsza składowa jest „silnie” skorelowana z wielkością poparcia dla dwóch głównych partii (PO +0,438; PiS -0,318). Jest to konsekwencja wcześniej zasygnalizowanego dualnego charakteru składowej. Ta sytuacja jest pochodną silnego odwrotnie proporcjonalnego skorelowania poparcia dla PO i PiS ($r_{ij} = -0,775$). Warto również zwrócić uwagę na fakt, że PO, odwrotnie niż w przypadku PiS, zdobywało większe poparcie w rejonach wyborczych, w których frekwencja była wyższa. Druga ze składowych nie wykazywała żadnego związku z poparciem dla PO, czy też PiS, ale „wiązała się” odwrotnie proporcjonalnie z frekwencją ogółem ($r_{ij} = -0,336$). Nawiązując do wcześniejszego spostrzeżenia, że poparcie dla dwóch głównych sił politycznych w wyborach było „odmiennie” skorelowane z frekwencją ogółem można stwierdzić, że fakt ten umacnia przypuszczenie występowania związku pomiędzy preferencjami wyborczymi a strukturą wieku – wiekiem wyborców. Dodatkowym potwierdzeniem jest występowanie wprost proporcjonalnego związku „samotnych czterdziestolatków” – trzecia składowa – z wielkością poparcia dla Platformy Obywatelskiej.

Podsumowanie i wnioski końcowe

Na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że frekwencja i preferencje wyborcze mieszkańców Wrocławia charakteryzują się brakiem przestrzennej losowości. Innymi słowy – przestrzeń elektoralna posiada określony reżim przestrzenny, czyli istnieje tendencja do występowania w sąsiedztwie jednostek (obwodów wyborczych) o podobnych wartościach cechy. Poparcie dla głównych sił politycznych w parlamencie wykazuje silne zróżnicowanie w przestrzeni miasta, z bezdyskusyjną tendencją do regionalizacji. W celu zobiektywizowania czynności identyfikacji, wy-

⁵ W czwartej z istotnych składowych widać jej związek z pokoleniem trzydziestolatków.

korzystano lokalne wskaźniki zależności przestrzennej. W efekcie zastosowania LISA uzyskano skupiska jednostek przestrzennych o podobnych wartościach cechy. Pozwoliło to na wskazanie obszarów koncentracji wyborców o określonych preferencjach wyborczych. Analizę wielkości poparcia dla poszczególnych partii połączono z rozpoznaniem związków, jakie występują między nim a strukturą wieku wyborców. Wydaje się, że jakkolwiek wiek nie jest wskazywany jako czynnik tłumaczący preferencje wyborcze, to w skali miast jest wielkością, która przy połączeniu jej z innymi elementami szeroko rozumianej tkanki miejskiej może w większym stopniu wyjaśniać postawy – preferencje – wyborcze niż do tej pory mówi się o tym w literaturze przedmiotu. Wpływ wieku nie ma charakteru sumarycznego, jest on raczej wypadkową głównych wymiarów struktury wieku. Tym samym do analizy zachowań wyborczych, szczególnie w ramach organizmu miejskiego, należy włączyć tak zwany efekt kontekstowy. Uszczegółowiając, analiza zależności pomiędzy preferencjami wyborczymi a wiekiem wyborców pozwala stwierdzić, że cecha ta samodzielnie nie wyjaśnia postaw wyborczych, ale może je częściowo tłumaczyć przy analizach w „odpowiedniej” skali przestrzennej – według obwodów wyborczych. W dalszym ciągu bardziej istotne wydają się pozostałe cechy różnicujące mieszkańców miasta (na przykład poziom wykształcenia, status społeczny), jednak dane tego typu o takim stopniu dezagregacji przestrzennej (obwody wyborcze) są praktycznie nie do uzyskania.

Na zakończenie podkreślić trzeba, że wykorzystane jednostki przestrzenne zostały „wydzielone” na bazie kryterium ludnościowego. Natomiast w przypadku wykorzystania LISA lepsze jest – i zalecane – kryterium przestrzenne. Należy stwierdzić, że pomimo „ułomności” wykorzystanej jednostki przestrzennej uzyskane wyniki charakteryzują się wysokim stopniem zgodności w odniesieniu do jednostkowych ujęć „prostych” cech, które były podstawą analizy.

Bibliografia

- Anselin L., 1988, *Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity*, „Geographical Analysis” vol. 20, s. 1–17.
- Anselin L., 1995, *Local indicators of spatial association – LISA*, „Geographical Analysis” vol. 27, nr 2, s. 93–115.
- Anselin L., 2002, *Under the hood. Issues in the specification and interpretation of spatial regression models*, „Agricultural Economics” vol. 27, s. 247–267.
- Baybeck B., Huckfeldt R., 2002, *Urban context, spatially dispersed networks, and the diffusion of political information*, „Political Geography” vol. 21, s. 195–220.
- Bivand R., 1980, *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii*, [w:] *Analiza regresji w geografii*, red. Z. Chojnicki, PWN, Poznań, s. 23–38.
- Haining R., 2003, *Spatial data analysis. Theory and practice*, Cambridge University Press, Cambridge, 432 s.
- Janc K., 2006, *Zjawisko autokorelacji przestrzennej na przykładzie statystyki I Morana oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej – wybrane zagadnienia metodyczne*, [w:] *Idee i praktyczny uniwersalizm geografii*, red. T. Komornicki, Z. Podgórski, IGiPZ PAN, Warszawa, s. 76–83. Dokumentacja Geograficzna nr 33.

- Johnston R., Pattie C., 2006, *Putting voters in their place. Geography and elections in Great Britain*, Oxford University Press, Oxford, 336 s.
- Kavetsky I., 2004, *Zmiany orientacji politycznej mieszkańców Szczecina w świetle wyborów parlamentarnych*, [w:] *Przemiany struktury przestrzennej miast w sferze funkcjonalnej i społecznej*, red. J. Słodczyk, Uniwersytet Opolski, Opole, s. 377–391.
- Kavetsky I., 2006, *Krajobraz wyborczy Szczecina na tle zróżnicowania społecznego miasta*, [w:] *Przemiany przestrzeni miast i stref podmiejskich*, red. J. Słodczyk, R. Klimek, Uniwersytet Opolski, Opole, s. 99–112.
- Kim J., Elliot E., Wang D., 2003, *A spatial analysis of county-level outcomes in US presidential elections: 1988–2000*, „*Electoral Studies*” vol. 22, s. 741–761.
- Miller H.J., 2004, *Tobler's first law and spatial analysis*, „*Annals of the Association of American Geographers*” vol. 94, nr 2, s. 284–289.
- O'Loughlin J., Flint C., Anselin L., 1994, *The geography of the nazi vote: context, confession, and class in the Reichstag election of 1930*, „*Annals of the Association of American Geographers*” vol. 84, s. 351–358.
- Paelnick J.H.P., Klaassen L.H., 1983, *Ekometria przestrzenna*, PWN, Warszawa, 211 s.
- Party support and the neighbourhood effect: spatial polarisation of the British electorate, 1991–2001, 2004, R. Johnston, K. Jones, R. Sarker, C. Propper, S. Burgess, A. Bolster, „*Political Geography*” vol. 23, s. 367–402.
- Shin M.E., Agnew J., 2002, *The geography of party replacement in Italy, 1987–1996*, „*Political Geography*” vol. 21, s. 221–242.
- Sobczyński M., 2000, *Zróżnicowanie przestrzenne postaw politycznych mieszkańców Łodzi*, Wyd. Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 302 s.

ZASTOSOWANIE LOKALNYCH WSKAŹNIKÓW ZALEŻNOŚCI PRZESTRZENNEJ DO OKREŚLENIA ZRÓŻNICOWAŃ PRZESTRZENNYCH PREFERENCJI WYBORCZYCH MIESZKAŃCÓW WROCŁAWIA

ABSTRAKT: Celem artykułu jest przedstawienie możliwości wykorzystania lokalnych wskaźników zależności przestrzennej (LISA) do analiz zjawisk społecznych w skali miasta. Poza aspektem metodologicznym, koncentrującym się na opisie i przykładzie zastosowania LISA, opracowanie zawiera również aspekt poznawczy. Związany jest on z określeniem przestrzennych zróżnicowań preferencji wyborczych mieszkańców Wrocławia w wyborach do Sejmu i Senatu RP w 2007 r. Równocześnie dokonano próby połączenia analizy poparcia udzielonego przez wyborców głównym partiom politycznych (PO, PiS, LiD) oraz analizy frekwencji ogółem ze strukturą wieku wyborców.

Jednostki odniesienia przestrzennego stanowiły obwody wyborcze. W wyborach do Sejmu i Senatu RP 2007 r. było ich 270. Taka liczba jednostek przestrzennych pozwoliła na dokładne rozpoznanie zjawiska.

W wyniku zastosowania LISA uzyskano skupiska jednostek przestrzennych o podobnych wartościach cechy. Umożliwiło to określenie obszarów koncentracji ludności o określonych preferencjach wyborczych. Powstałe skupiska jednostek o podobnych wartościach są w dużej części rozgraniczone przez fizyczne bariery istniejące w przestrzeni Wrocławia (główne ciągi komunikacyjne oraz rzeka Odra). Przeprowadzone analizy poparcia trzech najważniejszych partii (PO, PiS, LiD) ukazały, iż jest ono silnie zróżnicowane w przestrzeni miasta. Należy to powiązać ze specyfiką ludności zamieszkującej określone obszary miasta. Warto podkreślić, że dokonana analiza zależności pomiędzy preferencjami wyborczymi a grupami wieku pozwoliła stwierdzić, że cecha ta nie wyjaśnia postaw wyborczych. Wpływ wieku nie ma charakteru sumarycznego, jest on raczej wypadkową głównych wymiarów struktury wieku. Jednak w skali dużego miasta jest wielkością, która przy połączeniu z innymi elementami szeroko rozumianej tkanki miejskiej jest w stanie w większym stopniu wyjaśniać preferencje wyborcze. Tym samym wiek wyborcy samodzielnie nie wyjaśnia postaw wyborczych, ale może je częściowo tłumaczyć, przy analizach w „odpowiedniej” skali przestrzennej – obwodach wyborczych.

SŁOWA KLUCZOWE: LISA, sąsiedztwo, Wrocław, wybory, preferencje wyborcze, wiek wyborcy