

ANALIZA ZJAWISKA AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ CEN TRANSAKCYJNYCH NA RYNKU NIERUCHOMOŚCI LOKALOWYCH

Radosław Cellmer

Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie

Streszczenie. Jednym z najważniejszych czynników wpływających na ceny i w efekcie na wartość nieruchomości jest lokalizacja, która może być rozpatrywana w skali zarówno globalnej, jak i lokalnej. Oznacza to jednocześnie, że ceny w danej lokalizacji powinny być do siebie zbliżone, tj. powinny wykazywać autokorelację przestrzenną. W pracy przedstawiono istotę autokorelacji przestrzennej, a także metodykę określania jej miar. Przedstawiono również wyniki badania autokorelacji cen transakcyjnych nieruchomości lokalowych o funkcji mieszkaniowej, położonych na terenie miasta Olsztyna. Wykorzystano w tym celu zarówno statystyki globalne, jak i lokalne Morana *I* oraz Getisa i Orda. Posłużono się również analizą semiwariogramu cen transakcyjnych. W efekcie dowiedziono, że na rynku nieruchomości lokalowych istnieje autokorelacja przestrzenna i wskazano jej zróżnicowanie przestrzenne na badanym obszarze.

Słowa kluczowe: autokorelacja przestrzenna, rynek nieruchomości, semiwariogram

WSTĘP

Autokorelacja przestrzenna jest określana jako stopień skorelowania obserwowanej wartości zmiennej w danej lokalizacji z wartością tej samej zmiennej w innej lokalizacji [Ekonometria przestrzenna... 2010]. Oznacza to sytuację, w której występowanie jednego zjawiska w jednej jednostce przestrzennej powoduje zwiększanie się lub zmniejszanie prawdopodobieństwa występowania tego zjawiska w sąsiednich jednostkach [Janc 2006]. Zjawisko autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych ma istotne znaczenie w trakcie analizy rynku nieruchomości, zwłaszcza na potrzeby określania wartości rynkowej. Wartość rynkowa w podejściu porównawczym jest określana z uwzględnieniem cen nieruchomości podobnych do wycenianej, przy czym jednym z głównych wyznaczników podobieństwa jest zbliżona lokalizacja. Można założyć więc, że skoro ceny nieruchomości są uzależnione od cen podobnych obiektów, to na rynku nieruchomości powinno występować zjawisko autokorelacji przestrzennej.

Adres do korespondencji – Corresponding author: Radosław Cellmer, Katedra Gospodarki Nieruchomościami i Rozwoju Regionalnego, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, ul. Romana Prawocheńskiego 15, 10-720 Olsztyn, e-mail: rcellmer@uwm.edu.pl

MIARY AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ

Większość analiz uwzględniających zjawisko zależności przestrzennych wymaga określania „wag przestrzennych” reprezentujących relacje przestrzenne zapisane zwykle w postaci macierzy, w której ujęto relacje między jej elementami. „Wagi przestrzenne” można określić np. na podstawie dystansu [Anselin i Bera 1998], biorąc pod uwagę odległość euklidesową. W „macierzach wag przestrzennych”, obliczanych na podstawie miar odległości, poszczególne elementy są najczęściej funkcjami odwrotnymi lub wykładniczo-odwrotnymi tych miar. Przyjmuje się jednocześnie pewną wartość graniczną miary odległości, tzn. zakłada się, że wartości analizowanej zmiennej z lokalizacji przekraczających tę odległość nie wykazują już interakcji ze zmienną w lokalizacji i -tej. Wybór „wag przestrzennych” zależy w dużym stopniu od natury analizowanego zjawiska oraz od dodatkowych, nieuwzględnionych w zbiorze informacji [LeSage i Kelly Pace 2009]. Dobór „wag” w bardzo dużym stopniu wpływa na uzyskane wyniki, przy czym nie można podać obiektywnych wzorców, w jakim przypadku stosować poszczególne ich rodzaje [Janc 2006]. Obszerną dyskusję na temat „macierzy wag” znaleźć można w literaturze [m.in. Cliff i Ord 1973, Anselin 1988, Anselin i Bera 1998, Getis i Aldstadt 2004].

Miary autokorelacji przestrzennej mogą mieć zarówno charakter globalny (określające siłę i charakter autokorelacji przestrzennej dla całego zbioru jednostek), jak i lokalny. Wśród powszechnie stosowanych miar globalnej autokorelacji najczęściej wykorzystywana jest statystyka I Morana obliczana za pomocą iloczynów krzyżowych odchyleń od średniej, wyrażonych formułą:

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

gdzie:

w_{ij} – „waga” połączeń między jednostką i i j ;

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

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

Wartość statystyki I Morana zazwyczaj mieści się w przedziale od -1 do 1. Wartość 0 oznacza brak autokorelacji przestrzennej, wartości ujemne – występowanie zróżnicowanego poziomu badanego zjawiska w sąsiedztwie, a wartości dodatnie – dodatnią autokorelację, tj. występowanie podobnego poziomu badanego zjawiska w sąsiedztwie.

W praktycznych badaniach globalnej autokorelacji przestrzennej może mieć również zastosowanie ogólna statystyka G zaproponowana przez Getisa i Orda [1992]. Statystyka ta daje możliwość rozróżnienia czy mamy do czynienia ze skupieniem wysokich (*hot spots*) czy też niskich (*cold spots*) wartości badanej zmiennej. Można stwierdzić więc, że miernik ten ma częściowo lokalny charakter. Statystykę ogólną G Getisa i Orda sformułowano następująco [Getis i Ord 1992]:

$$G(d) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j}, \quad (2)$$

gdzie:

- w_{ij} – „waga” połączeń między jednostką i i j ;
- x_i, x_j – wartości zmiennych w jednostce przestrzennej i oraz j ;
- \bar{x} – średnia arytmetyczna wartości zmiennej dla wszystkich jednostek;
- d – maksymalny dystans, w obrębie którego spodziewane jest pojawienie się skupień.

W przypadku gdy poza badaniem globalnej autokorelacji istnieje potrzeba analizy lokalnych zależności, stosowane są statystyki lokalne autokorelacji przestrzennej. Wśród nich wyróżniamy statystyki określane akronimem LISA (*Local Indicator of Spatial Association*), które umożliwiają określenie podobieństwa jednostki przestrzennej względem sąsiadów oraz istotność statystyczną tego związku. Najczęściej wykorzystywanym miernikiem LISA jest lokalna statystyka Morana I_i o następującej postaci:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij}^* (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (3)$$

gdzie:

- x_i, x_j – wartości zmiennych w jednostce przestrzennej i oraz j ;
- \bar{x} – średnia arytmetyczna wartości zmiennej dla wszystkich jednostek;
- d – maksymalny dystans, w obrębie którego spodziewane jest pojawienie się skupień;
- w_{ij} – standaryzowana wierszami „macierz wag”.

Oprócz miar LISA do analizy lokalnej autokorelacji przestrzennej wykorzystywane są lokalne statystyki Getisa i Orda, które pozwalają przeprowadzać test dla każdej lokalizacji na danym obszarze. Rozróżniamy dwie statystyki $G_i(d)$, oraz $G_i^*(d)$, które zdefiniowane są następująco [Getis i Ord 1995]:

$$G_i(d) = \frac{\sum_{j=i}^n w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=i}^n x_j}, \quad G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=i}^n w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=i}^n x_j}, \quad (4)$$

gdzie:

w_{ij} – „waga” połączeń między jednostką i i j ;

x_j – wartości zmiennych w jednostce j ;

d – maksymalny dystans, w obrębie którego spodziewane jest pojawienie się skupień.

W przypadku statystyki $G_i(d)$ do oceny i rodzaju skupienia podobnych wartości wokół i -tej lokalizacji nie uwzględnia się obserwacji z tej lokalizacji, natomiast w formule statystyki $G_i^*(d)$ uwzględniono wartość analizowanej zmiennej, również w ustalonej lokalizacji.

Testowanie lokalnej autokorelacji przestrzennej jest utrudnione, ponieważ weryfikując hipotezę zerową nie można przyjąć bez zastrzeżeń i dodatkowych warunków założeń dotyczących rozkładów prawdopodobieństwa [Suchecki 2010]. Problematyka testowania lokalnej autokorelacji przestrzennej szczegółowo opisana jest w pracach m.in. Clifffa i Orda [1973], Anselina [1995], Anselina i Bery [1998], Getisa i Orda [1992, 1995], a także Haininga [2004].

Na istnienie autokorelacji przestrzennej mogą wskazywać również miary zmienności przestrzennej polegające głównie na wyznaczeniu empirycznej wartości różnic między wartościami zmiennych, pomierzonych w dwóch różnych punktach, jako funkcji odległości między tymi punktami, a następnie modelowaniu otrzymanych zależności. Proces modelowania polega wówczas na opisanu zmienności przestrzennej funkcją matematyczną, w której argumentem jest wektor odstępu pomiędzy danymi. Tradycyjnie najczęściej wykorzystywaną miarą tej zmienności jest wariancja, natomiast wykres zależności funkcji wariancji od odległości między punktami pomiarowymi zwany jest wariogramem. W praktyce zamiast wariogramu często wykorzystuje się semiwariogram, który określany jest z wykorzystaniem semiwariancji jako połowy wariancji. Semiwariogram empiryczny można obliczyć z zastosowaniem następującego wzoru [Matheron 1967, 1971, Journel i Huijbregts 1978, Cressie 1993, Sarma 2009]:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i + h) - Z(x_i)]^2, \quad (5)$$

gdzie:

$Z(x_i)$ – wartości danych;

x_i – lokalizacje miejsc, w których dokonano pomiaru;

$N(h)$ – liczba par punktów $(x_i, x_i + h)$ oddzielonych o odległość h .

Charakterystyka przebiegu funkcji semiwariogramu wskazuje, jak szybko wzajemne oddziaływanie zmiennych zmniejsza się wraz z odległością. Na podstawie tak określonej funkcji można wówczas podjąć próbę określenia granic podobieństwa lokalizacyjnego analizowanych obiektów.

SPECYFIKA BADANIA ZJAWISKA AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ CEN TRANSAKCYJNYCH NA RYNKU NIERUCHOMOŚCI

Można wyróżnić wiele przyczyn występowania autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych na rynku nieruchomości. Zbliżone walory otoczenia nieruchomości, czynniki socjoekonomiczne czy też przestrzenne odzwierciedlone są w podobnych cenach transakcyjnych. Cechy otoczenia dotyczą jednocześnie wielu nieruchomości położonych w sąsiedztwie. Wśród tych cech wyróżnić można: czynniki społeczno-ekonomiczne i przestrzenne związane z użytkowaniem przestrzeni, dostępność i odległość od miejsc zatrudnienia czy też czynniki związane z lokalnymi udogodnieniami, jak również z uciążliwościami [Basu i Thibodeau 1998]. Analizę autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych na rynku nieruchomości komplikuje fakt, iż wiele czynników cenotwórczych nie ma charakteru przestrzennego. Stąd, w celu ich wyeliminowania, w wielu przypadkach budowane są modele regresyjne, w których zmienne objaśniające stanowią czynniki endogeniczne, związane z cechami nieprzestrzennymi nieruchomości, a w następnym kroku testowana jest autokorelacja przestrzenna reszt z regresji. Podejście to obszernie opisane jest m.in. w pracach Dubina [1988, 1992] oraz Basu i Thibodeau [1998].

Ismail [2006] wskazuje na trzy podstawowe kwestie, na które trzeba zwrócić uwagę w trakcie badania autokorelacji cen transakcyjnych na rynku nieruchomości: znak (autokorelacja dodatnia lub ujemna), błąd oceny zmiennych objaśnianych i zmiennej objaśniającej, a także izotropię (lub anizotropię). Ujemna autokorelacja może pojawić się w przypadku znacznego zróżnicowania nieruchomości i ich walorów użytkowych na stosunkowo niewielkim obszarze [Can 1990]. Kierunkowość zależności przestrzennych cen transakcyjnych omawiają m.in. Gillen i in. [2001], uzasadniając na podstawie własnych badań, że autokorelacja przestrzenna na rynku nieruchomości ma częściej charakter anizotropowy niż izotropowy.

Istotny problem w trakcie badań autokorelacji przestrzennej na rynku nieruchomości może stanowić odpowiednia konstrukcja macierzy wag przestrzennych, zwłaszcza, iż jej wybór determinuje wyniki analiz [Kopczewska 2006]. Wyniki badań wykorzystujących różne postacie tej macierzy prezentuje m.in. Can [1990], wykorzystując wagi jako odwrotność, a także jako kwadrat odwrotności odległości i testując przy tym różne warianty odległości granicznej.

Do modelowania autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych na rynku nieruchomości stosowane są również metody geostatystyczne opierające się na założeniu, że korelacja między obserwacjami jest funkcją odległości dzielącą analizowane obiekty, przy czym zazwyczaj przyjmowane jest założenie o izotropowym ich charakterze [Dubin 2003]. Autokorelacja przestrzenna może być wówczas modelowana za pomocą semiwariogramu aproksymowanego najczęściej modelem sferycznym, który w efekcie może posłużyć do

interpolacji przestrzennej metodą krigingu. Metody geostatystyczne w modelowaniu autokorelacji cen transakcyjnych przedstawia m.in. Dubin [1988, 1992] oraz Basu i Thibodeau [1998]. Wskazani autorzy zastosowali w tym przypadku nieliniową funkcję regresji oraz sferyczny model funkcji semiwariancji. Wykazali, że zasięg autokorelacji przestrzennej na rynku nieruchomości z reguły jest ograniczony (dla analizowanego obiektu wyniósł on od 600 m do ok. 1200 m). Gillen [2001] na podstawie analiz przeprowadzonych na Montgomery County wskazał, że zasięg autokorelacji przestrzennej na rynku nieruchomości może mieć zasięg ok. 4 km.

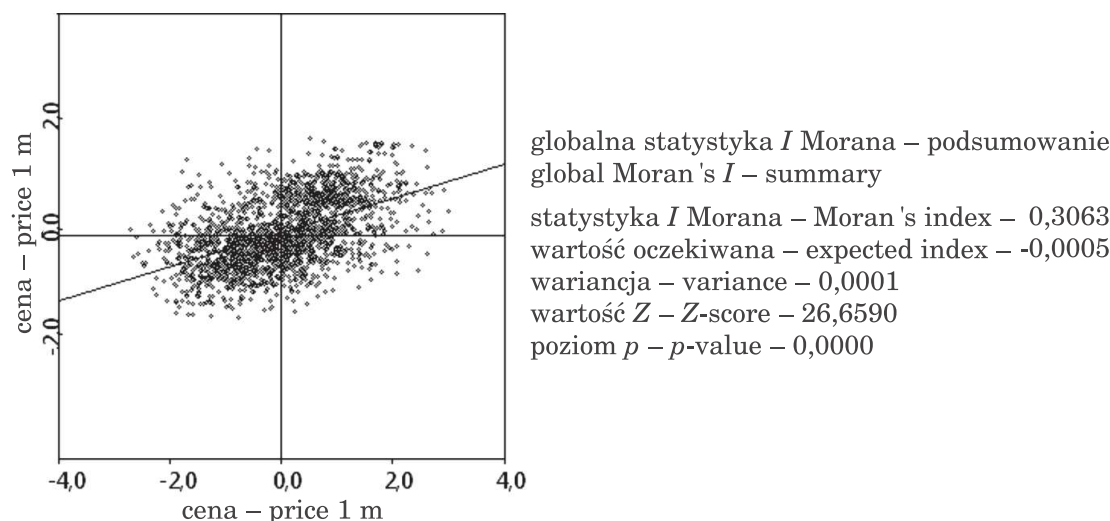
DANE ŹRÓDŁOWE I PRZEBIEG BADAŃ

Na potrzeby badań zgromadzono dane o ponad 2000 transakcji dotyczących nieruchomości lokalowych o funkcji mieszkaniowej, które odbyły się w latach 2008–2010 na terenie miasta Olsztyna. Uzyskano je z rejestru cen i wartości prowadzonego przez Wydział Mienia i Geodezji Urzędu Miasta Olsztyna. Dane poddano szczegółowej weryfikacji dotyczącej m.in. warunków transakcji oraz cen. Ceny nieruchomości lokalowych w analizowanym okresie podlegały nieznacznym wahaniom, stąd na podstawie własnej znajomości uwarunkowań rynku nieruchomości oraz analizy trendu zmian cen zdecydowano się nie aktualizować ich ze względu na upływ czasu.

W trakcie badań i analiz wykorzystano zarówno globalne, jak i lokalne mierniki autokorelacji przestrzennej jednostkowych cen transakcyjnych. W celu ustalenia zasięgu przestrzennego występowania relacji między cenami posłużono się także analizą wariogramu. W pierwszym etapie badań zbadano poziom globalnej autokorelacji przestrzennej na obszarze miasta Olsztyna. W tym celu wyznaczono wartość globalnej statystyki Morana I oraz statystyki Getisa i Orda G , a następnie zbudowano wariogram empiryczny z dopasowanym modelem teoretycznym przedstawiający strukturę przestrzenną zmienności cen transakcyjnych nieruchomości gruntowych. W kolejnym etapie badań przeprowadzono badanie lokalnej autokorelacji przestrzennej z wykorzystaniem statystyk LISA. Wykorzystano w tym celu lokalną statystykę Morana I oraz lokalne statystyki Getisa i Orda wraz z kartograficzną wizualizacją wyników. Zbudowano również modele wariogramów na podstawie danych z wybranych osiedli na obszarze badań. W trakcie badań wykorzystano oprogramowanie GeoDa, Golden Surfer, oraz ArcGIS.

ANALIZA GLOBALNEJ AUTOKORELACJI PRZESTRZENNEJ CEN TRANSAKCYJNYCH NIERUCHOMOŚCI LOKALOWYCH NA PRZYKŁADZIE RYNKU LOKALNEGO NIERUCHOMOŚCI W OLSZTYNIE

W celu obliczenia miar autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych przygotowano macierz wag przestrzennych obliczonych na podstawie odwrotności odległości euklidesowych. Wartość globalnej Statystyki Morana I wyniosła 0,3063, co przy wysokiej wartości statystyki Z równej 26,66 oznacza, że należy odrzucić hipotezę o braku przestrzennej autokorelacji na poziomie istotności niższym od 0,0001. Graficzną interpretację statystyki Morana I przedstawia rysunek 1.



Rys. 1. Graficzna prezentacja statystyki Morana I na przykładzie cen transakcyjnych nieruchomości lokalowych położonych w Olsztynie

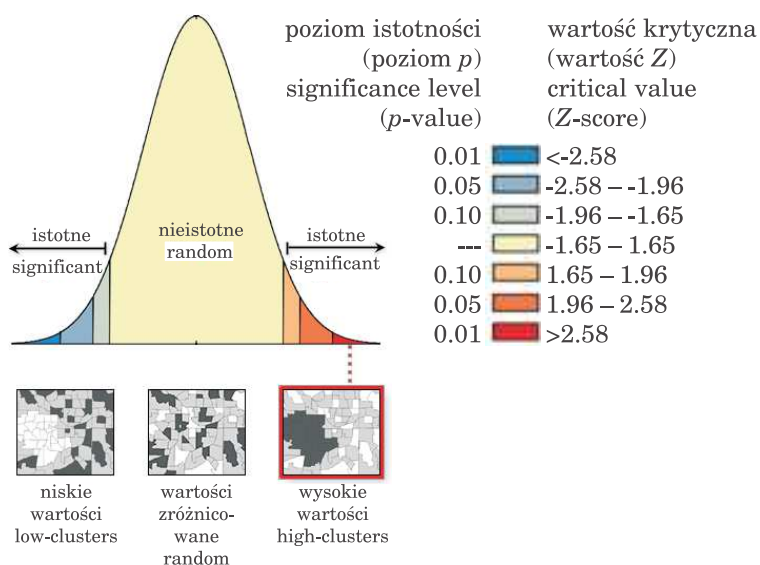
Fig. 1. Graphic presentation of Moran I index on the example of housing prices in Olsztyn

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own research

Na wykresie oś X oznacza analizowaną zmienną standaryzowaną, zaś oś Y – standaryzowaną zmienną opóźnioną przestrzennie (*spatial lag*). Punkty położone w dolnej lewej oraz górnej prawej ćwiartce świadczą o dodatniej autokorelacji przestrzennej. Współczynnik kierunkowy linii regresji stanowi globalną statystykę Morana I . Wykres ten może być narzędziem diagnostyki nietypowych obserwacji w stosunku do globalnej tendencji [Kopczewska 2006].

Statystyka Getisa i Orda G wyniosła 0,0005 gdy wartości statystyki Z była równa 14,969 (rys. 2). Wyniki jednoznacznie wskazują, że autokorelacja przestrzenna dotyczy przede wszystkim cen wyższych od przeciętnych.



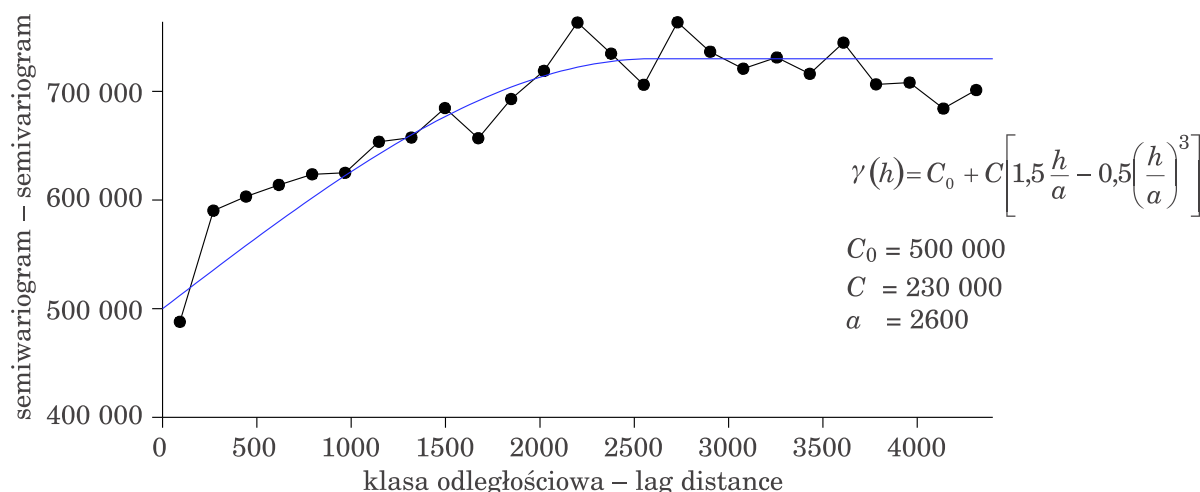
Rys. 2. Analiza autokorelacji przestrzennej za pomocą statystyki Getisa i Orda G

Fig. 2. Spatial autocorrelation analysis with the use of Getis-Ord G statistics

Źródło: Opracowanie własne z wykorzystaniem oprogramowania ArcGIS.

Source: Own research.

Związki i relacje między cenami transakcyjnymi powinny być, przynajmniej teoretycznie, tym silniejsze, im bliżej siebie położone są nieruchomości. Można więc założyć, że dla pewnych odległości można mówić o pełnym podobieństwie lokalizacyjnym analizowanych obiektów i jednocześnie istnieje pewna graniczna odległość, dla której obiekty trudno uznać za porównywalne właśnie ze względu na lokalizację. O zasięgu wzajemnych relacji między cenami transakcyjnymi i lokalizacją sprzedanych nieruchomości może świadczyć semiwariogram cen transakcyjnych (rys. 3).



Rys. 3. Semiwariogram empiryczny cen transakcyjnych nieruchomości lokalowych z dopasowanym modelem sferycznym

Fig. 3. Empirical semivariogram of housing prices with an adjusted spherical model

Źródło: Opracowanie własne.

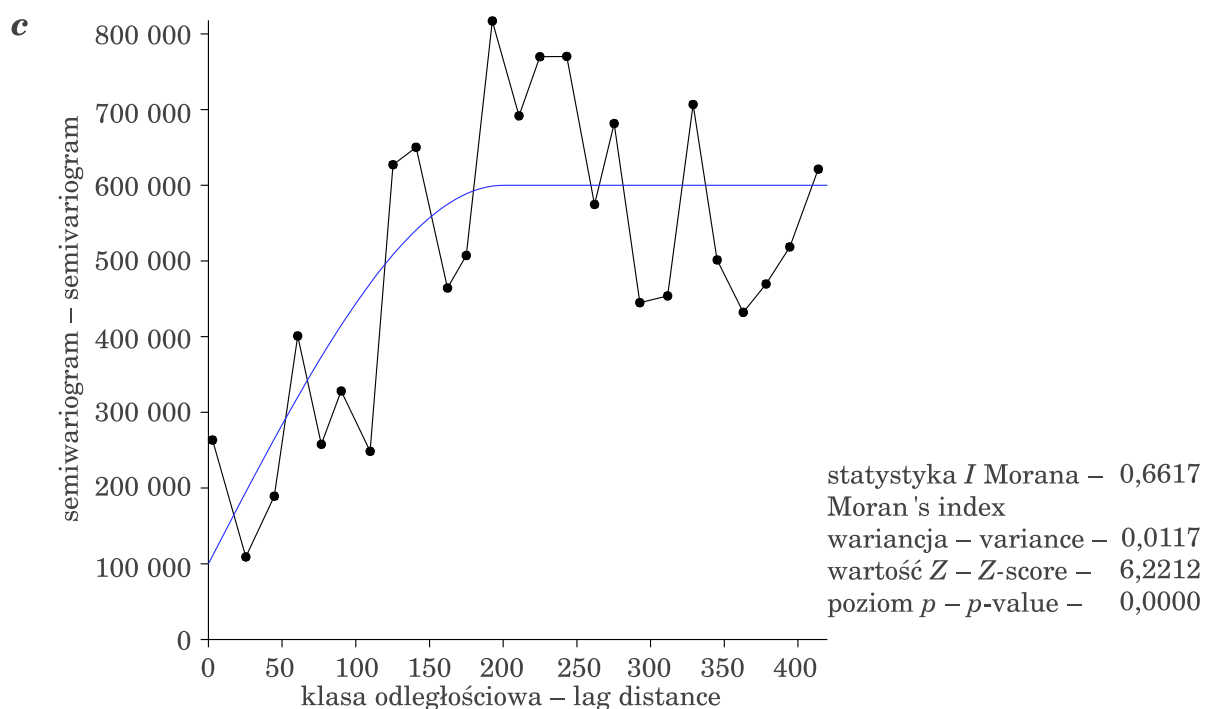
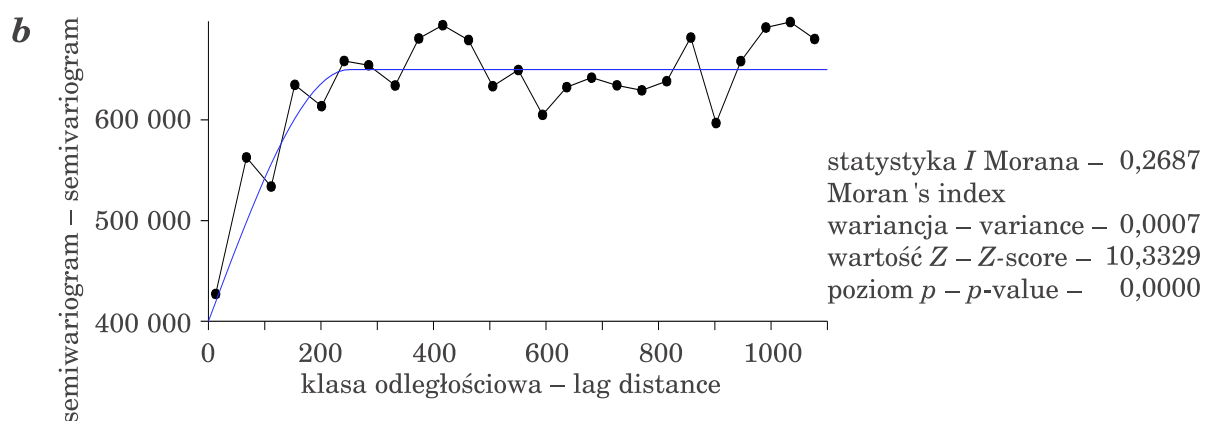
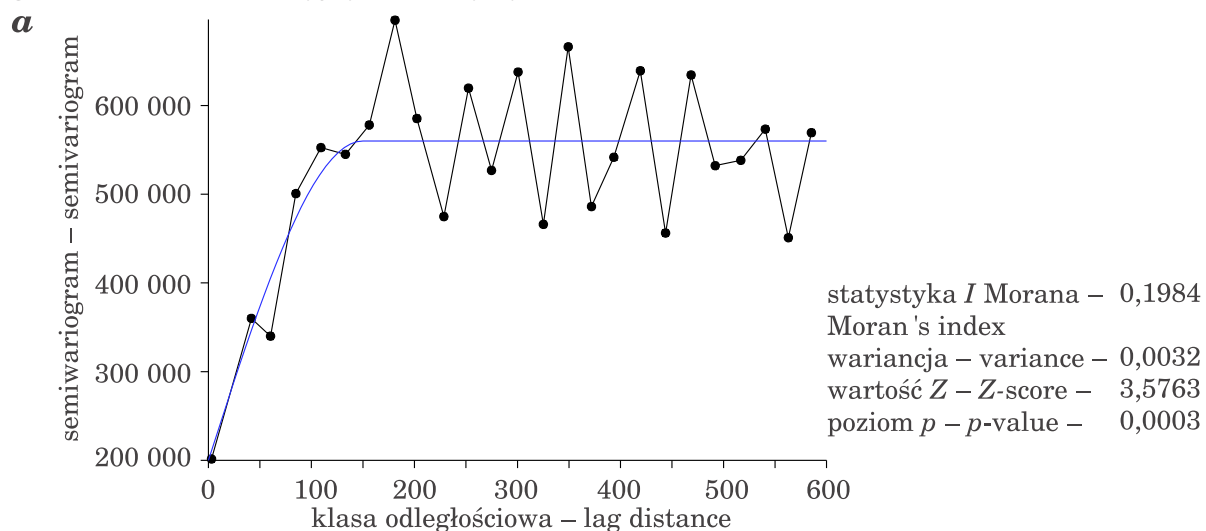
Source: Own research.

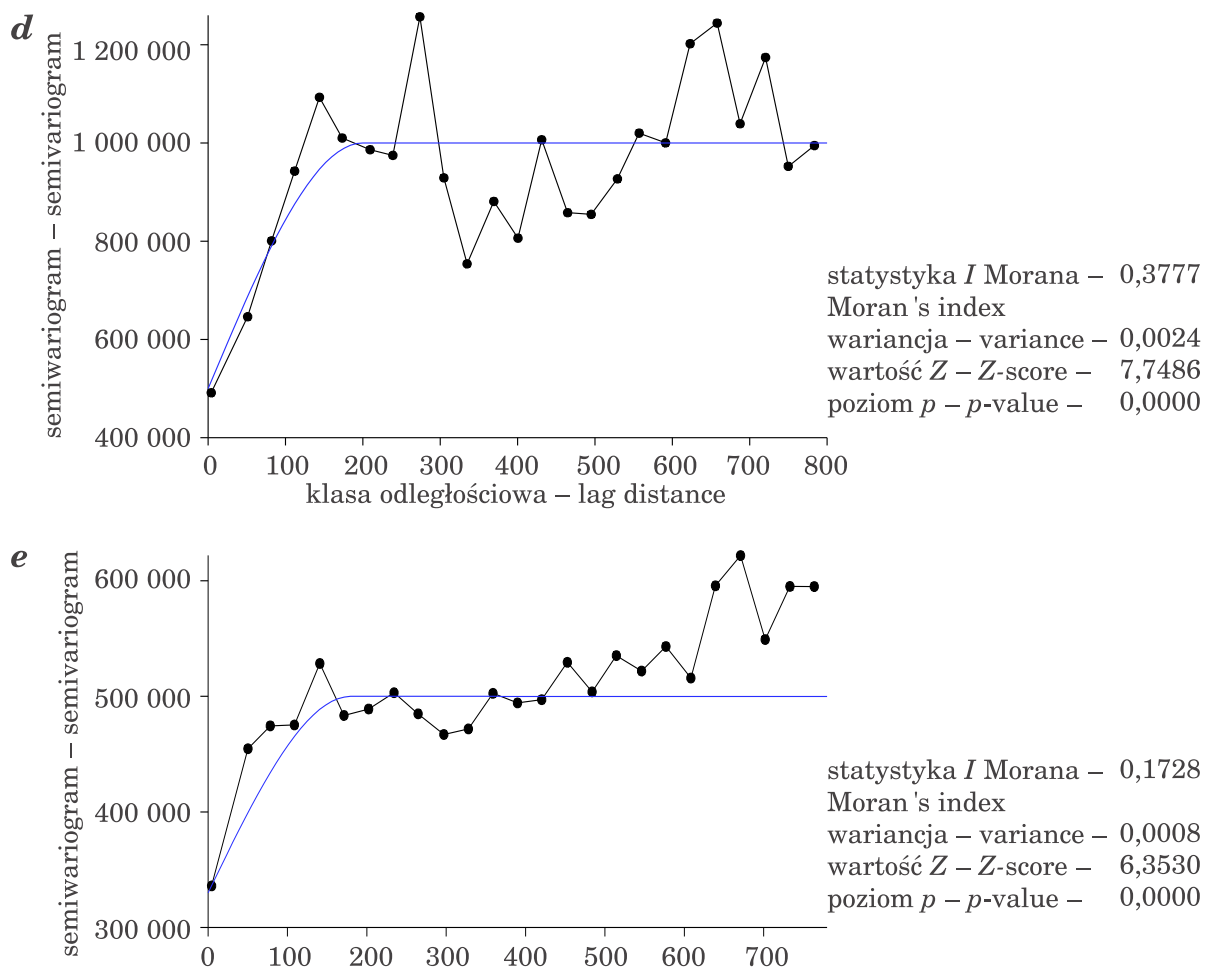
Na rysunku 3 na osi X przedstawiono klasy odległościowe (*lag distance*), na osi pionowej zaś wartość semiwariogramu. Z analizy przebiegu semiwariogramu wynika, że wariancja cen, zgodnie z założeniami teoretycznymi, jest najmniejsza dla stosunkowo niewielkich odległości (do kilkuset metrów) i zaczyna wyraźnie rosnać dla odległości powyżej 1 km. Trudno jest przy tym wskazać jednoznacznie granicę podobieństwa lokalizacyjnego. W przypadku semiwariogramu teoretycznego można przyjąć, że granica ta odpowiada jego zasięgowi, tj. odległości dla której wariancja osiąga wartość graniczną. W analizowanym przypadku do semiwariogramu empirycznego dopasowano model sferyczny o zasięgu 2600 m, stąd ta odległość może w pewnym sensie wyznaczać granicę podobieństwa lokalizacyjnego.

ANALIZA LOKALNEJ AUTOKORELACJI CEN TRANSAKCYJNYCH NIERUCHOMOŚCI LOKALOWYCH

Mimo iż globalne miary autokorelacji wskazują na niewielką wzajemną zależność przestrzenną cen transakcyjnych na analizowanym obiekcie, to jednak miary lokalne mogą wskazywać na to, iż zależności przestrzenne mogą dotyczyć jedynie pewnych obszarów, na których lokalizacja szczegółowa może mieć istotne znaczenie. Na rysunku 4 przedsta-

wiono wyniki analiz autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych nieruchomości lokalowych na wybranych osiedlach Olsztyna. Posłużono się w tym przypadku semiwariogramami cen transakcyjnych i statystyką Morana I .





Rys. 4. Wyniki analizy autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych na wybranych osiedlach miasta Olsztyna: *a* – Centrum, *b* – os. Jaroty i Pieczewo, *c* – os. Nagórki, *d* – os. Podgrodzie, *e* – os. Zatorze

Fig. 4. Results of spatial autocorrelation analysis of housing prices in selected boroughs of Olsztyn: *a* – Centrum, *b* – os. Jaroty i Pieczewo, *c* – os. Nagórki, *d* – os. Podgrodzie, *e* – os. Zatorze

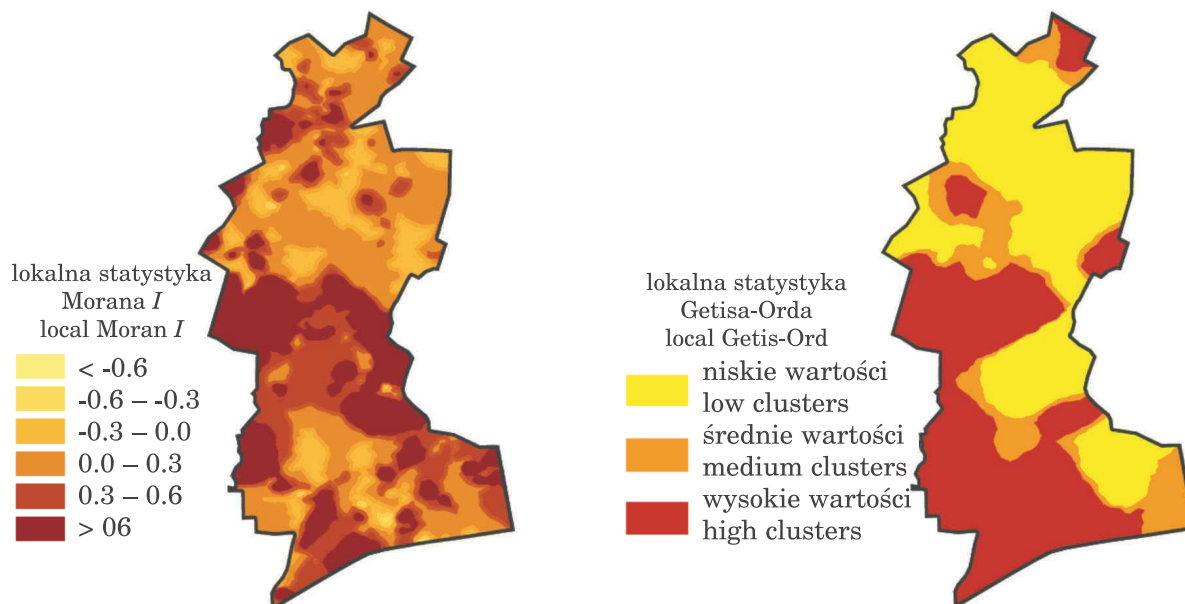
Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

W przeprowadzonych analizach wskazano, iż osiedla w Olsztynie różnią się pod względem struktury przestrzennej cen. Najwyższa autokorelacja przestrzenna dotyczy cen nieruchomości lokalowych na os. Nagórki, gdzie dominuje względnie jednorodny typ zabudowy (tzw. wielka płyta), najniższa zaś nieruchomości położonych na os. Zatorze i w centrum miasta, gdzie występuje duże zróżnicowanie budynków mieszkalnych, zwłaszcza pod względem wieku i stanu technicznego. Warto zwrócić uwagę na podobny zasięg semiwariogramów dla poszczególnych osiedli. Wynosi on ok. 200 m, co można interpretować w ten sposób, że największe podobieństwo lokalizacji szczegółowej wyznaczone jest właśnie promieniem o tej długości.

Znacznie więcej informacji dotyczących lokalnej autokorelacji niosą ze sobą statystyki LISA. Wskazują one czy w danej lokalizacji obserwacje rzeczywiście są podobne do siebie pod względem wartości. Podobieństwo to może być wyrażone przez wartość sta-

tystyki lokalnej, a także jej istotność. Na rysunku 5 przedstawiono rozkład lokalnej autokorelacji przestrzennej, mierzonej lokalną statystyką Morana I , oraz lokalną statystyką Getisa i Orda G .



Rys. 5. Zróznicowanie autokorelacji przestrzennej cen nieruchomości lokalowych na terenie wybranych osiedli Olsztyna – statystyka lokalna Morana I i statystyka lokalna Getisa-Orda G

Fig. 5. Variability of spatial autocorrelation in selected boroughs of Olsztyn – local Moran I index and local Getis-Ord G statistics

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own research.

Statystyka lokalna Morana I wskazuje na obszary, na których występuje silna zależność przestrzenna między cenami transakcyjnymi lokali mieszkalnych. Rozkład przestrzennej lokalnej statystyki Getisa i Orda przedstawia rejony, gdzie autokorelacja przestrzenna dotyczy niskich, lub wysokich cen transakcyjnych. W przeprowadzonych badaniach wskazano, że w południowej i południowo-zachodniej części Olsztyna można zaobserwować podobieństwo przestrzenne cen transakcyjnych wyższych od przeciętnych, natomiast na pozostałym obszarze skorelowane przestrzennie są głównie ceny niższe.

PODSUMOWANIE

W badaniach wskazano, iż związek między cenami transakcyjnymi nieruchomości gruntowych jest w dużym stopniu uzależniony od odległości między obiektami, które stanowiły przedmiot transakcji. Wykazano nie tylko, że na rynku nieruchomości lokalowych istnieje autokorelacja przestrzenna, ale również przedstawiono jej zróznicowanie przestrzenne na badanym obszarze.

Badanie autokorelacji przestrzennej cen transakcyjnych na rynku nieruchomości stanowi nie tylko podstawę oceny możliwości zastosowań metod geostatystycznych, ale

również pozwala na ocenę struktury przestrzennej cen, na podstawie której można podjąć próbę segmentacji rynku nieruchomości. Ocena struktury przestrzennej rynku nieruchomości i jego segmentacja pozwala w wyraźny sposób zwiększyć dokładność predykcji cen transakcyjnych i jednocześnie stanowić podstawę do tworzenia opracowań kartograficznych obejmujących mapy wartości gruntów i lokali.

PIŚMIENNICTWO

- Anselin L., 1988. *Spatial econometrics. Methods and models*. Kluwer Academic Publishers.
- Anselin L., 1995. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis* 27(2), 93–115.
- Anselin L., Bera A., 1998. Spatial dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics, [W:] *Handbook of Applied Economic Statistics*. Red. A. Ullah, D. Giles, M. Dekker, New York, ss. 237–289.
- Basu S., Thibodeau T., 1998. Analysis of spatial autocorrelation in house prices. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 61–85.
- Can A., 1990. The Measurement of neighborhood dynamics in urban housing prices. *Economic Geography* 66(3), 254–272.
- Cliff A.D., Ord J.K., 1973. *Spatial autocorrelation*. Pion, London.
- Cressie, N., 1993, *Statistics for spatial data*, Wiley Interscience
- Dubin R., 1992. Spatial autocorrelation and neighborhood quality. *Regional Science and Urban Economics* 22, 433–452.
- Dubin R., 2003. Robustness of spatial autocorrelation specifications. Some Monte Carlo evidence. *Journal of Regional Science* 43(2), 221–248.
- Dubin R.A., 1988. Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms. *Review of Economics and Statistics*, 70, 466–474.
- Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych. Red. B. Suchecki, 2010. C.H. Beck, Warszawa.
- Getis A., Aldstadt J., 2004. Constructing the spatial weight matrix using a local statistics. *Geographical Analysis* 36(2), 71–76.
- Getis A., Ord J.K., 1992. The analysis of spatial association by distance statistics. *Geographical Analysis* 24(3), 189–206.
- Getis A., Ord J.K., 1995. Local spatial autocorrelation statistics: Distributional issues and an application. *Geographical Analysis* 27(4), 286–306.
- Gillen K., Thibodeau T.G., Wachter S., 2001. Anisotropic autocorrelation in house prices. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 23(1), 5–30.
- Haining R., 2004. *Spatial data analysis. Theory and practice*, Oxford University Press.
- Ismail S., 2006. Spatial autocorrelation and real estate studies. A Literature Review. *Malaysian Journal of Real Estate* 1, 1–13.
- Janc K., 2006. Zjawisko autokorelacji przestrzennej na przykładzie statystyki I Morana oraz lokalnych wskaźników zależności przestrzennej (LISA). Wybrane zagadnienia metodyczne, [W:] *Idee i praktyczny uniwersalizm geografii*. Red. T. Komornicki, Z. Podgórski. Dokumentacja Geograficzna 33, 76–83.
- Journel A.G., Huijbregts C.J., 1978. *Mining Geostatistics*. Academic Press Inc, London, UK.
- Kopczewska K., 2006. *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*. CeDeWu, Warszawa.
- LeSage J., Kelly Pace R., 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*, Regional Research Institute, CRC Press/Taylor & Francis Group.

- Matheron G., 1967. Kriging or polynomial interpolation procedures? CIMM Transactions 70, 240–244.
- Matheron G., 1971. The theory of regionalized variables and its applications. Ecole Nationale Supérieure des Mines de Paris, Paris.
- Sarma D.D., 2009. Geostatistics with Applications in Earth Sciences, Springer.

ANALYSIS OF SPATIAL AUTOCORRELATION IN THE HOUSING MARKET PRICES

Abstract. One of the most important factors influencing price and its effect on the value of real estate is location, which can be considered on both global and local scales. The result is that prices in a given location should be similar and they should show spatial auto-correlation. This paper deals with the essence of spatial autocorrelation and introduces a methodology of measuring spatial dependences. The results of the research concern housing prices in the vicinity of Olsztyn. For research purposes, global and local Morans and Getis-Ord indexes were used along with an analysis of semi-variograms. In this way, both the spatial autocorrelation and spatial differentiation of dependencies between housing prices were determined.

Key words: spatial autocorrelation, housing market, semi-variogram

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 23.12.2011