PRZEGLĄD GEOGRAFICZNY
t. XLIV, z. 3, 1972

ZBYSZKO CHOJNICKI, TERESA CZYŻ

Analiza typu rozkładu przestrzennego miast

Analysis of type of spatial arrangement of cities

Zarys treści. Autorzy przedstawiają podstawy teoretyczne i statystyczne zastosowania metody najbliższego sąsiada do opisu i analizy rozkładów przestrzennych miast oraz prezentują wyniki badań empiryczno-poznawczych prowadzonych nad rozkładem miast Polski w trzech przekrojach przestrzennych dla różnych kategorii miast.

I

Analiza przestrzennego rozmieszczenia obiektów geograficznych stanowi ważne ogniwo w postępowaniu generalizującym w geografii ekonomicznej, którego celem jest wyjaśnianie występowania i zmienności układów przestrzennych. Generalizacje te ze względu na złożone wielozmienne uwarunkowania mają z reguły charakter przybliżony i cały wysiłek badawczy powinien iść w kierunku zwiększenia dokładności tych przybliżeń. Podstawą dla sformułowania uogólnień są hipotezy czyli próbne rozwiązania, które muszą być testowane. Sprawdzona hipoteza o wysokim stopniu konfirmacji może być włączona do teorii. Formułowanie i systematyczne sprawdzanie hipotez jest więc zasadniczym elementem postępowania generalizującego.

W ostatnich latach zarysował się w tym zakresie istotny postęp badawczy, który jest związany z przejściem od opisu statystycznego do formułowania modeli matematycznych reprezentujących badane układy przestrzenne i zawierających pewne założenia o procesach rządzących tymi układami. Zasadniczy problem metodologiczny polega tu na zastosowaniu takich modeli matematycznych, które pozwoliłyby uchwycić procesy rządzące rozmieszczeniem badanych obiektów. Znaczną użyteczność dla wyjaśnienia rozmieszczenia i zmian układów przestrzennych powstałych w wyniku działalności ludzkiej wykazują modele stochastyczne.

Modele te uzyskuje się z założeń dotyczących matematycznych procesów, które generują pewne rodzaje rozkładów prawdopodobieństwa. Te procesy matematyczne w pewnych przypadkach mogą odnosić się bezpośrednio do procesów zachodzących w rzeczywistości. Można więc też wykorzystać szereg rozkładów prawdopodobieństwa jako modeli procesów geograficznych. Do szczególnie użytecznych w zakresie analizy rozkładu przestrzennego punktów należy rozkład Poissona w postaci różnych modyfikacji dostosowanych do konkretnych zjawisk. Jeśli zbiór zdarzeń lub obiektów jest rozmieszczony losowo w przestrzeni (lub w czasie) to prawdopodobieństwo zaistnienia jakiegoś zdarzenia lub przedmiotu w jakiejkolwiek części tego obszaru (lub przedziału czasowego) jest określone przez rozkład Poissona.

Według J. Colemana (1964, s. 291) rozkład Poissona jest pewnym racjonalnym modelem opartym na założeniach odzwierciedlających w mniejszym lub większym stopniu przypuszczenie dotyczące rzeczywistych zjawisk. Stosowalność procesu Poissona w analizie zjawisk społecznych polega przede wszystkim na założeniach, na których rozkład Poissona jest oparty. Po pierwsze, opisuje pewną liczbę elementów (lub proporcji) i pewną liczbę zdarzeń. Dlatego też pomiary wartości jakiejś zmiennej ciągłej — jak wiadomo rzadkie w naukach społecznych — nie są w tym wypadku konieczne. Po drugie, zjawiska opisywane przez rozkład Poissona można w dużo wyższym stopniu uważać za ciągłe w czasie (i przestrzeni) niż zjawiska opisywane np. przez rozkład dwumianowy, który raczej jest opisem serii zjawisk dyskretnych. Stąd też rozkład Poissona posiada duże walory w badaniach rozmieszczenia przestrzennego i otwiera perspektywy rozwoju „genetycznego prawdopodobieństwa" jako podstawowego języka dla dyskusji form geograficznych.

Rozkład Poissona oraz rozkłady pokrewne jako podstawowe modele matematyczne zostały wykorzystane przez szereg matematycznych reprezentacji, które analizę układów przestrzennych opierają na porównaniu układu rzeczywistego z teoretycznym układem generowanym z tego układu, mierząc w ten sposób odchylenie od specyficznych procesów losowych. Do metod takich należą:

a) kwadratowe pobieranie próby, np. D. Harvey (1966),
b) miary przyległości, np. M. Dacey (1965) i A. Cliff (1968),
c) metoda najbliższego sąsiada, np. M. Dacey (1962),
d) analiza sekwencyjna, np. A. Getis (1967).

Zastosowanie tych metod w analizie geograficznej pozwala ocenić ich rzeczywiste możliwości poznawcze w zakresie budowy i testowania hipotez geograficznych. W badaniach geograficzno-osadniczych budowa i testowanie hipotez w oparciu o modele stochastyczne dotyczy przede wszystkim opisu i analizy rozkładów przestrzennych reprezentujących układy lokalizacji osiedli [1]. Celem niniejszego opracowania jest właśnie taka próba dotycząca analizy rozkładu przestrzennego miast w oparciu o metodę najbliższego sąsiada. Metoda ta rozwinięta przez I. Matui (1932) w jego klasycznym studium wykorzystującym rozkład Poissona, została następnie rozwinięta przez P. J. Clarka i F. C. Evansa (1954) na terenie ekologii roślin oraz M. Dacey'a (1960, 1962) i J. W. Miedwiedkowa (1963, 1967) na terenie geografii.

II

Budowa hipotez dotyczących postaci rozkładu punktów sieci osadniczej opiera się na rozeznaniu empirycznym lub przesłankach teoretycznych. W pierwszym przypadku formułowania hipotez dokonuje się w oparciu o obserwację, tj. dokonany opis przy pomocy charakterystyk liczbowych lub mapy; jest ono szczególnie trudne, gdy mamy szereg zmiennych. W drugim przypadku — przesłanki mogą się wywodzić z różnych teorii. Jako klasyczny model budowy i sprawdzania hipotez rozkładu przestrzennego miast przyjmuje się głównie teorię miejsc centralnych W. Christallera (1933).

[1] Definicja operacyjna układu rozmieszczenia (lokalizacji) osiedli ujmuje osadnictwo jako zbiór punktów materialnych na określonym obszarze.

W. Christaller pierwszy próbował dojść do teoretycznych modeli rozkładu miast. Próbował wyjaśnić system lokalizacji miast w kategoriach funkcji spełnianych przez miasta w stosunku do obszarów otaczających. W teorii miejsc centralnych wyprowadzonej przez W. Christallera z analizy zasięgu rynkowego dóbr i usług przy założeniu, że wszystkie części zasiedlonego obszaru będą zaopatrywane poprzez możliwie najmniejszą liczbę osiedli centralnych, rozmieszczenie tych osiedli podporządkowane jest prawom geometrycznym i układa się w sieć heksagonalną. Zakłócenia w układzie idealnym opartym na zasadzie zaopatrzenia wywołują dwie inne zasady: komunikacji i administracji. Statyczne ujęcie problemu i zbyt wąskomodelowe założenia polegające na szukaniu istoty porządku przestrzennego zjawisk gospodarczych, jako porządku zależnego jedynie od pewnych funkcji usługowych, stały się powodem ostrej krytyki teorii W. Christallera.

Nie wchodząc bliżej w zagadnienie owej krytyki, należy zwrócić uwagę na to, że przedstawiony w tej teorii obraz kształtowania się porządku przestrzennego znajduje tylko pośrednie odbicie w rzeczywistej przestrzeni geograficznej. Dzieje się tak zapewne dlatego, że teoria ta ma charakter hipotetyczno-dedukcyjny i prawa jej mogą wyjaśnić rzeczywistość tylko w tym stopniu, w jakim jej przesłanki modelowe realizują się w rzeczywistości. Niezależnie jednak od tego teoria ta ukształtowała racjonalny model rozkładu przestrzennego miast, który może wynikać także z innych przesłanek. Rozpoznanie tego porządku wyrażonego układem heksagonalnym nie oznacza co prawda bezpośredniej weryfikacji teorii W. Christallera, ale rzuca światło na charakter procesów rządzących rzeczywistym porządkiem przestrzeni geograficznej, wyrażonej układem regularnym (heksagonalnym), losowym i skupionym (gronowym).

III

Do ustalenia typu układu rozmieszczenia miast szczególnie obiecujące wydaje się zastosowanie identyfikacji rozkładu punktów na płaszczyźnie oparte na koncepcji odległości do najbliższego sąsiada [2].

Pomiar odległości do najbliższego sąsiada opiera się na następujących zasadach. Jeżeli i oznacza jakiś punkt układu, a d_{ij} odległość między i oraz j-tym najbliższym punktem, to wyniki pomiarów można uporządkować do postaci nierówności

$$d_{i1} \leqslant d_{i2} \leqslant d_{i3} \leqslant \ldots \leqslant d_{ij},$$

gdzie d_{ij} nazywa się odległością j-tego rzędu. Zakładając n punktów na danym obszarze średnie odległości rzędu j określa wzór

$$d_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} d_{ij}$$

[2] J. O. Abiodun (1967) w formie eksperymentu zastosowała również analizę czynnikową do weryfikacji modelu rozmieszczenia miejsc centralnych Christallera. Stwierdziła że rozkład ośrodków poszczególnych rzędów w systemie regionalnym Ijebu Province (Nigeria) jest w zasadzie zgodny z modelem Christallera dla k=3.

Alternatywnym podejściem do opisu układu punktów jest metoda regionalna analizy najbliższego sąsiada M. Dace y'a i T. Tunga (1962). Przestrzeń dookoła każdego punktu dzieli się na k równej wielkości sektorów lub regionów i dokonuje się pomiaru odległości od centralnego punktu do najbliższego punktu w każdym sektorze. Jeśli przyjmie się, że identyfikacja regularnego typu układu odnosi się do układu heksagonalnego, to pomiaru dokonuje się dla 6 punktów (regionów). Dla punktu centralnego i d_{i1} jest najkrótszą z 6 odległości, d_{i2} — drugą najkrótszą w kolejności odległością itd. W ten sposób $d_{i1} \leqslant d_{i2} \leqslant d_{i3} \leqslant .... \leqslant d_{i6}$. Stąd $\bar{d}_{ik} = \sum_{i \in A} d_{ik}/n$, gdzie A jest zbiorem n punktów, dla których dokonuje się pomiarów.

Należy zaznaczyć, że metoda regionalna analizy najbliższego sąsiada, ze względu na swoje odniesienie do systematycznego układu stanowi bardziej efektywne narzędzie do wykrycia istnienia losowości w systematycznym układzie z tendencją do rozmieszczenia jednolitego niż metoda rzędu, która jest bardziej przydatna do badania lokalizacji z tendencją do skupiania („clusters").

Regionalne odległości do najbliższego sąsiada stanowią podstawowe parametry statystyczne, charakteryzujące rozkład zaobserwowany i rozkład teoretyczny punktów. W procedurze identyfikacji typu rozkładu miast za pomocą metody najbliższego sąsiada należy określić, do którego ze znanych modeli zbliżony jest dany układ, a więc, czy to jest rozkład punktów losowy, regularny (heksagonalny), czy skupiony.

Warunkiem zajścia rozkładu losowego jest, aby każde miejsce lub podobszar miało tę samą szansę pojawienia się punktu, co każde inne miejsce lub obszar o tej samej wielkości oraz, aby umiejscowienie każdego punktu nie było określone przez żaden inny punkt. Układ nielosowy jest bądź bardziej skupiony, bądź też bardziej jednolity niż losowy. Można też przyjąć, że całkowita losowość jest punktem pośrednim w ciągłym rozkładzie przestrzennym od zupełnego skupienia do jednolitości. Maksimum skupienia pojawia się wtedy, gdy wszystkie punkty zajmują to samo miejsce, a odległość między nimi równa jest zeru. Natomiast przypadkiem ściśle jednolitego rozkładu jest właśnie układ heksagonalny, w którym każdy punkt jest jednakowo odległy od 6 innych.

W układzie heksagonalnym odległość (E_h) między danym punktem środkowym i a jego najbliższymi sąsiadami stanowiącymi ośrodki heksagonów można otrzymać ze wzoru:

$$E_h = 1{,}075\sqrt{H}$$

gdzie $H = a/n$, a = powierzchnia obszaru, n = liczba punktów (miast).

IV

Metoda identyfikacji rozkładu punktów opiera się więc na określeniu stopnia odchylenia rozmieszczenia zaobserwowanego układu punktów, tj. rzeczywistego od rozkładu teoretycznego. Jako właściwy miernik tego odchylenia w przypadku losowego rozkładu teoretycznego M. Dacey przyjmuje wielkość R, tj. wskaźnik losowości wyrażonej wzorem:

$$R = \sum_{k=1}^{k=K} \bar{d}_{ik} \Big/ \sum_{k=1}^{k=K} E_{rk/K}$$

gdzie $\bar{d}_{ik} = \sum_{i=1}^{n} d_{ik}/n$ jest zaobserwowaną średnią regionalną odległością do najbliższego sąsiada dla regionu k. (w układzie heksagonalnym występuje 6 takich średnich, tzn. $K = 6$), natomiast $E_{rk/K}$ oznacza oczekiwaną średnią regionalną odległość do najbliższego sąsiada w rozkładzie losowym punktów.

Określenie rzeczywistych średnich odległości odbywa się metodą regionalną. Pomiar odległości w układzie heksagonalnym praktycznie przedstawia się następująco.

Dokonuje się identyfikacji określonego zbioru punktów (miast) na mapie. Koło otaczające każdy punkt środkowy dzieli się na wzór heksagonu na 6 równych sektorów (regionów), które identyfikuje się jako k_1, k_2, ... k_6. Jeżeli przyjąć, że punkt j stanowi najbliższego sąsiada punktu środkowego i w każdym sektorze oraz j_k stanowi najbliższego j sąsiada punktu i w k sektorze, to przy $K = 6$ istnieje 6 j-tych sąsiadów dla każdego punktu, tj. j_1, j_2, ... j_6. Odpowiednie odległości prostoliniowe z i do j, tj. d_{ij} stanowią następujące wielkości: d_{i1}, d_{i2} .... d_{i6}. Numeryczna identyfikacja poszczególnych sektorów opiera się na względnej długości d_{ik}. Sektor k_1 zawiera najbliższego j sąsiada punktu i, którego określa się jako j_1; odpowiednio sektor k_6 zawiera najbardziej odległego j sąsiada punktu i, tj. j_6. Relacje między d_{ik} spełniają nierówności:

$$d_{i1} \leqslant d_{i2} \leqslant d_{i3} \leqslant .... \leqslant d_{i6}$$

Aby uniknąć pomieszania w wyborze j_k sąsiadów, musi być przyjęta we wszystkich pomiarach stała orientacja sekstantu. Centrując sekstant na danym punkcie trzeba sprawdzić, czy dla tego punktu istnieje 6 równoodległych punktów, każdy w jednym sektorze sekstantu. Należy zaznaczyć, że jeżeli pomiarów jest mniej niż 6 z danego punktu, punkt ten należy odrzucić.

Średnią odległość sektorową (regionalną) oblicza się przez podsumowanie pomiarów (wszystkich odległości do najbliższego sąsiada) od wszystkich i punktów do j najbliższych sąsiadów i podzieleniu przez ilość pomiarów w obrębie danego sektora. Średnia odległość najbliższego sąsiada dla k sektora wynosi:

$$\bar{d}_{ik} = \sum_{i=1}^{i=n} d_{ik} \Big/ n \qquad k = 1,\ 2,\ \ldots\ 6$$

gdzie n = ogólna liczba punktów (miast). Wielkość d_{ik} może się wahać od $1{,}075\sqrt{H}$ dla układu heksagonalnego, co oznacza całkowitą jednolitość, do 0, co oznacza całkowite skupienie.

Rozkład losowy punktów na płaszczyźnie jest identyfikowany przez zbiór teoretycznych średnich odległości regionalnych do sąsiadów generowanych z rozkładu Poissona.

Rozpatrzmy w związku z tym nieskończony zbiór punktów na płaszczyźnie, tak że gęstość punktów na jednostkę obszaru wynosi m. Dla rozkładu losowego punktów na płaszczyźnie o gęstości m prawdopodobieństwo, że losowo wybrana jednostka będzie zawierać x punktów określa rozkład Poissona:

$$P(x) = m^x e^{-m}/x!$$

Jeżeli przyjąć następnie, że rozważana jednostka przestrzenna stanowi sektor o promieniu r, utworzony przez podział koła na K równej wielkości regionów, to przy gęstości punktów m, średnia gęstość punktów każdego regionu wynosi m/K. Tak więc prawdopodobieństwo znalezienia x punktów w sektorze $[\Pi/K]\, r^2$ wynosi:

$$P(x) = [(m/K)r^2]^x\, e^{-(m/K)r^2}\, x!$$

Odpowiednie prawdopodobieństwo, że $j(k/K)$ punkt znajduje się między odległością r a r' od punktu i wynosi:

$$P_{j\,(k/K)}(r' \sim r) = P_{j\,(k/K)}(O \sim r') - P_{j\,(k/K)}(O \sim r)$$

Funkcja gęstości r od i do j_k, a przez to w obrębie k z K regionów daje się uzyskać przez zróżniczkowanie ostatniego wyrażenia ze względu na r. Średnią z r dla k (1, 2, 3, 4, 5, 6) z K (6) sektorów, tj. $E_{rk/K}$ można otrzymać przez przemnożenie funkcji gęstości przez r i całkowanie ze względu na r w przedziale od zera do nieskończoności. Algebraiczne przekształcenia tych wyrażeń są zawarte w pracy M. Dacey'a (1960). Uzyskane w wyniku tych przekszałceń równania przedstawiają średnie $E_{rk/K}$ jako pierwsze momenty: np. $E_{r2/6}$ wynosi $\frac{0{,}7863}{\sqrt{m}}$ gdzie gęstość m stanowi liczbę punktów n podzieloną przez obszar regionu a zawierającego punkty. Wielkości $E_{rk/K}$ są oczekiwanymi odległościami losowymi.

Znajomość obu grup wielkości d_{ik} oraz $E_{rk/K}$ pozwala określić stopień odchylenia rozmieszczenia rzeczywistego od rozkładu losowego punktów. Całkowity rozkład losowy punktów daje $R = 1$. Przy $R < 1$ rozkład wykazuje tendencję do skupiania się, a przy $R > 1$ tendencję ku rozkładowi jednolitemu lub heksagonalnemu.

V

Powyższy algorytm o charakterze uniwersalnym zastosowano do badania rozkładu miast Polski w różnych przekrojach przestrzennych dla różnych kategorii miast, a mianowicie dla trzech typów rozmieszczeń:

1) dla miast powiatowych w skali całej Polski,
2) dla miast wojewódzkich w ujęciach wojewódzkich,
3) dla wszystkich miast woj. poznańskiego.

Zmiana skali przestrzennej i kategorii miast miała na celu uchwycenie specyfiki rozkładu.

Analiza rozkładu miast powiatowych całej Polski objęła 264 miasta o gęstości 0,0008 na 1 km² powierzchni. Odznaczają się one średnią odległością do pierwszego najbliższego sąsiada 20,5 km, przy średniej odległości 6-sektorowej wynoszącej 35,2 km. Wyniki pomiarów i obliczeń, tj. średnie rzeczywiste oraz średnie innych rozkładów: heksagonalnego, losowego, skupionego, pozwalają na analizę przestrzennego rozkładu miast oraz sprawdzenie hipotezy, że miasta tworzą układ heksagonalny w porównaniu do alternatywy: układu losowego i układu skupionego. Średnie te wykazują, że zaobserwowany układ nie jest ani w pełni heksagonalny, ani też losowy, bądź skupiony, ponieważ zbiór średnich obserwacyjnych nie odpowiada całkowicie zbiorowi średnich oczekiwanych, co przedstawia tab. 1.

Jako podstawowy test do badania, który z trzech układów teoretycznych jest najlepiej dopasowany do układu rzeczywistego, można przyjąć założenie, że kryterium optymalnego dopasowania jest minimalizacja

Tabela 1

Statystyki najbliższego sąsiada dla zbioru miast powiatowych Polski

Sektor k	$\bar{d}_{ik}$	Średnia rozkładu gęstości, który jest			Współczynnik losowości R_k
	Średnia z wyników obserwacji	Heksagonalny E_h	Losowy $E_{rk/6}$	Skupiony E_c	
1	20,5	38,05	17,85	1,0	1,148
2	26.3	38,05	28,08	1,0	0,937
3	31,6	38,05	37,15	1,0	0,851
4	37.1	38,05	46,55	1,0	0,797
5	43,0	38,05	57,76	1,0	0,744
6	53,1	38,05	75,03	1,0	0,708
		D	D	D	R
		27,2	26,8	88,0	0,806

różnicy między średnimi zaobserwowanymi a teoretycznymi, co w formie wzoru przedstawia się jako:

$$D = \left[\sum_{K=1}^{k=K} (\bar{d}_{ik} - E_k)^2\right]^{\frac{1}{2}}$$

gdzie E_k jest wielkością oczekiwaną (teoretyczną) dla k sektora. W powyższej analizie wielkość D jest najmniejsza dla układu losowego (26,8), co pozwala odrzucić hipotezę głoszącą, że miasta powiatowe na obszarze Polski tworzą układ heksagonalny. Wskaźnik sumaryczny losowości wynosi 0,806. Natomiast wskaźniki losowości dla poszczególnych sektorów zmniejszają się wraz ze wzrostem k (1,148—0,708); wskazuje to, że pierwsi sąsiedzi są bardziej równomiernie rozmieszczeni niż bardziej odlegli (wartość $R_1 = 1{,}148$ pozwala stwierdzić tendencję ku rozkładowi heksagonalnemu).

Rozkłady miast powiatowych w poszczególnych województwach odznaczają się wskaźnikami losowymi w przedziale od 1,071 do 0,890 i najniższymi wartościami kryterium D dla układu losowego, co pozwala wnioskować, że układy miast w tej skali przestrzennej są również losowe (tab. 2). Syntetyczny wskaźnik losowości dla województw wykazuje słabe zróżnicowanie, jednak pozwala na wyróżnienie województw z tendencją do układu heksagonalnego (rzeszowskie, białostockie) oraz z tendencją do układu skupionego (katowickie, gdańskie, wrocławskie, ryc. 1). Należy jednak podkreślić, że wskaźniki losowości dla pierwszego sektora są z reguły stosunkowo wysokie (maksymalny wskaźnik notuje się dla województwa szczecińskiego — 1,469); wartość tego wskaźnika spada poniżej 1 tylko w przypadku woj. katowickiego (0,947).

Rozpatrując rozmieszczenie miast jako wypadkową działania różnych czynników gospodarczo-społecznych, fizycznogeograficznych itd., układ idealny i teoretyczny traktuje się jako tło i podłoże rozkładu empirycznego. Próba interpretacji odchyleń od układu jednolitego, ujawniających się w formie jego zatarcia i zniekształceń, oparta jest na analizie korelacji między wielkością wskaźnika R a zmiennymi społeczno-ekonomicznymi (tab. 3). Współczynnik losowości wykazuje bardzo wysoką korelację ujem-

Tabela 2

Statystyki najbliższego sąsiada dla miast powiatowych poszczególnych województw Polski

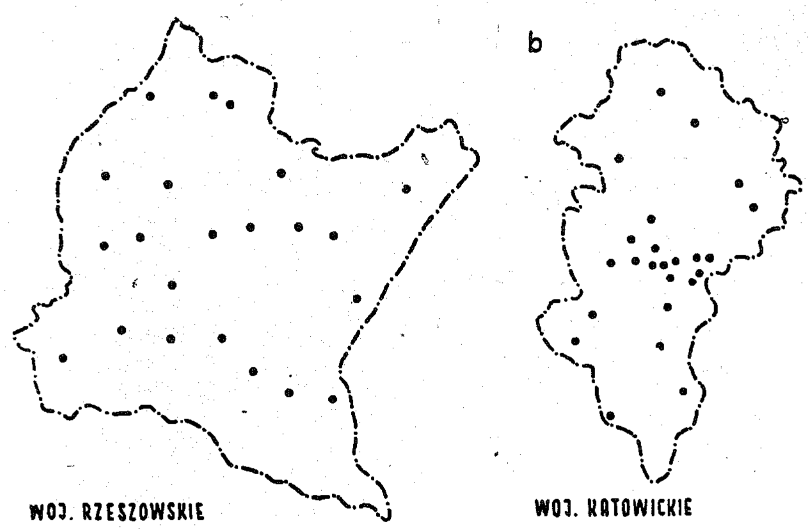
Województwo	Liczba miast	Gęstość miast	Rzeczywista średnia odległość sektorowa	Oczekiwana średnia odległość sektorowa w rozkładzie losowym	Współczynnik losowości
białostockie	8	0,00094	42,1	40,8	1,032
bydgoskie	21	0,00106	35,5	39,5	0,899
gdańskie	8	0,00106	34,2	38,3	0,893
katowickie	22	0,00275	21,1	23,5	0,895
kieleckie	21	0,00108	35,6	38,3	0,930
koszalińskie	9	0,00072	42,8	45,4	0,943
krakowskie	12	0,00139	30,3	33,1	0,915
lubelskie	14	0,00088	39,8	42,2	0,944
łódzkie	20	0,00115	35,1	37,1	0,946
olsztyńskie	14	0,00844	41,4	42,2	0,982
opolskie	10	0,00142	31,9	33,2	0,966
poznańskie	30	0,00111	36,2	37,1	0,971
rzeszowskie	13	0,00168	32,1	29,9	1,071
szczecińskie	5	0,00098	37,4	39,5	0,948
warszawskie	29	0,00101	37,1	39,5	0,937
wrocławskie	16	0,00129	31,1	34,1	0,890
zielonogórskie	12	0,00113	35.6	37.1	0,958

Tabela 3

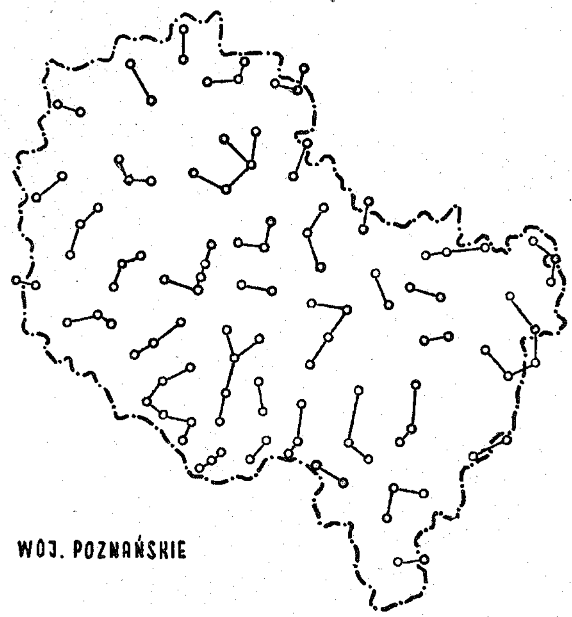
Korelacja między wskaźnikiem losowości a zmiennymi społeczno-ekonomicznymi

Zmienna	Wartość współczynnika korelacji Pearsona
gęstość zaludnienia na 1 km²	−0,4319
ludność miejska w % ogółu ludności	−0,4658
wartość produkcji towarowej rolnictwa na 100 ha użytków rolnych	−0,5372
zatrudnienie w przemyśle na 100 km²	−0,8818
drogi kołowe na 100 km²	−0,5479

ną z cechą „zatrudnienie w przemyśle na 1 km²" (— 0,88), uznaną za statystycznie istotną przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$. Na podstawie wartości współczynnika determinacji można wnioskować, że ta zmienna wyjaśnia 77% zmienności wskaźnika losowości (obliczonego dla 17 województw). Układ rzeczywisty miast jest więc uwarunkowany przez czynnik zatrudnienia w przemyśle, który wpływa na kształtowanie się układu skupionego (przykładem może być woj. katowickie). Pozostałe zmienne: gęstość zaludnienia, ludność miejska, produkcja towarowa rolnictwa, gęstość dróg są również skorelowane ujemnie ze wskaźnikiem losowości, jednak wartości współczynników korelacji nie są istotne. Ponieważ analizo-



Ryc. 1



Ryc. 2

wane czynniki stanowią zespół zmiennych wewnętrznie maksymalnie ze sobą związanych jako metacechą powodującą anomalię od układu heksagonalnego można przyjąć wzrost stopnia uprzemysłowienia.

Pomiary przeprowadzone dla miast woj. poznańskiego wykazały, że rzeczywiste odległości od tych miast wahają się od 4,0 do 50,1 km. Miasta nie wykazują tendencji do tworzenia wiązek, najczęściej występują w postaci 2—3 elementowych podzbiorów izolowanych (ryc. 2).

Regionalne średnie odległości do najbliższego sąsiada zawarte są w przedziale od 11,1 do 30,0 km wzrastając systematycznie o 3 km przy przejściu z sektora do sektora (jedynie przy przejściu do ostatniego sektora następuje wzrost o 6,6 km).

Odległości rzeczywiste do pierwszego najbliższego sąsiada dla zbioru 102 miast nie wykazują korelacji (współczynnik korelacji wynosi — 0,07) z liczbą mieszkańców, a więc rozmieszczenia miast w woj. poznańskim nie można wyjaśniać liczbą mieszkańców (jak w badaniach E. N. Thomasa, 1961, J. W. Miedwiedkowa, 1963).

Również analiza zależności między typem miasta (określonego na podstawie struktury zawodowej mieszkańców), a jego odległością od najbliższego miasta nie dała zadowalających rezultatów, w tym sensie, że nie udało się ustalić żadnej regularności wzrostu czy spadku odległości do najbliższego sąsiada w zależności od zmiany funkcji miasta. Obserwuje się co prawda stosunkowo najkrótsze średnie odległości do najbliższego sąsiada dla miast rolniczych (10,5 km), a stosunkowo największe dla miast usługowych i przemysłowo-usługowych (13,2 i 14,5 km). Prawdopodobnie zastosowanie innej metody badawczej drogą określenia specjalizacji funkcji na podstawie odsetka grupy egzogenicznej prowadziłoby do odmiennych wyników potwierdzających tezę, że tendencja do specjalizacji funkcji nasila się w zależności od bliskości innych ośrodków miejskich.

Wskaźnik losowości wynosi 0,971, co w połączeniu z występowaniem najniższej wartości D dla rozkładu losowego informuje o układzie losowym miast woj. poznańskiego (tab. 4).

Tabela 4

Statystyki najbliższego sąsiada dla miast woj. poznańskiego

Sektor k	Średnia empiryczna	Średnia teoretyczna			Współczynnik losowości
		rozkład heksagonalny	rozkład losowy	rozkład skupiony	
	$\bar{d}_{ik}$	E_h	$E_{rk/6}$	E_c	R_k
1	11,1	17.4	8,2	1,0	1,354
2	14,4	17,4	12,9	1,0	1,116
3	17,7	17.4	17,0	1,0	1,041
4	20,4	17.4	21,4	1,0	0,953
5	23,4	17,4	26,5	1,0	0,883
6	30,0	17,4	34,4	1,0	0.872
		D	D	D	R
		15,8	6,4	47,7	0,971

Wskaźnik losowości nie wykazuje zasadniczo zróżnicowania lokalnego. Dowodem tego jest kształtowanie się tego wskaźnika mniej więcej na tym samym poziomie w poszczególnych regionach ogólnoekonomicznych woj. poznańskiego (tab. 5) [3].

[3] Podział regionalny według *Kierunki rozwoju regionu poznańskiego w latach 1966—1985*. Prezydium WRN w Poznaniu. Poznań 1970.

Tabela 5

Statystyki najbliższego sąsiada dla miast poszczególnych regionów ogólnoekonomicznych woj. poznańskiego

Region	Liczba miast	Gęstość miast	Rzeczywista średnia odległość sektorowa	Oczekiwana średnia odległość sektorowa w rozkładzie losowym	Współczynnik losowości
Północny	9	0,003169	21,1	21,9	0,9648
Centralny	46	0,003693	19,2	20,1	0,9587
Wschodni	15	0,003531	21,3	20,7	1,0254
Południowo-Wschodni	20	0,003699	19,9	20,4	0,9766
Południowo-Zachodni	12	0,006030	15,9	15,9	1,0000

W niniejszym studium dokonano próby testowania hipotezy o rozkładzie przestrzennym miast w Polsce w oparciu o zastosowanie statystyki odległości między miastami w ujęciu metody najbliższego sąsiada. Analiza ta wykazała losowy charakter rozkładu miast niezależnie od skali regionalnej. Charakterystyka tych rozkładów została oparta na hipotetycznym procesie matematycznym typu rozkładu Poissona. Próba interpretacji tego rozkładu losowego w kategoriach geograficznych natrafia na trudności, wynikające z braku bliższego rozeznania czynników leżących u podstaw kształtowania się tego typu rozkładu. Stwierdzenie, że układ ten nie ma charakteru rozkładu heksagonalnego i nie wykazuje też wyraźnych skupień, można zinterpretować w ten sposób, że procesy geograficzne w szerokim słowa znaczeniu determinujące ten przestrzenny rozkład miast nie są jedynie wynikiem przesłanek założonych w teorii miejsc centralnych i posiadają o wiele bogatszy i bardziej złożony wieloczynnikowy mechanizm genetyczno-funkcjonalny, którego wypadkową jest istniejący rozkład. Istotnym czynnikiem, który powoduje przekształcanie rozkładu losowego w kierunku skupionego są procesy uprzemysłowienia.

Dalszy postęp w zakresie identyfikacji i interpretacji odkształcania układu należy oprzeć zarówno na badaniu różnych rzędów wielkości miast i typów funkcjonalnych, jak i przyjęciu jako modelu matematycznego pewnych odmian rozkładu Poissona.

BIBLIOGRAFIA

Abiodun J. O., 1967. *Urban hierarchy in a developing country.* „Economic Geography", 45(4), 347—367,

Dacey M., 1960. *A note on the derivation of nearest-neighbour distances.* „Journal of Regional Science", 2, 81—87.

Dacey M., 1962. *Analysis of central place and point pattern by a nearest neighbour method.* K. Norborg (ed.). *Proceedings of the SGU Symposium in Urban Geography.* Lund 1960. „Lund Studies in Geography", Ser. B, *Human Geography,* No 24, 55—75.

Dacey M., T. Tung, 1962. *The identification of randomness in point patterns.* „Journal of Regional Science", 4, 83—96.

Dacey M., *Measures of contiguity for k coloured maps mimeo.* Department of Geography, Northwestern University.

Christaller W., 1933. *Die zentralen Orte in Süddeutschland.* Jena.

Clark P. J., F. C. Evans, 1954. *Distance to nearest neighbour, as a measure of spatial relationships in population.* „Ecology", 35, 445—453.

Cliff A., 1968. *The neighbourhood effect in the diffusion of innovations.* „Transactions". Institute of British Geographers, 44, 75—84.

Coleman J., 1964. *Introduction to mathematical sociology.* New York.

Getis A., 1967. *A method for the study of sequences in geography,* „Transactions". Institute of British Geographers, 42, 87—92.

Harvey D., 1966. *Geographical processes and the analysis of spatial point patterns.* „Transactions". Institute of British Geographers, 40, 81—95.

Matui I., 1932. *Statistical study of the distribution of scattered villages in two regiones of the Tonami Plain.* Toyama Prefecture. „Japanese Journal of Geology and Geography", 9, 251—256.

Miedwiedkow J. W., 1963. *Priloženija matiematiki k niekotorym zadaczam ekonomiczeskoj gieografii.* (W:) *Gieograficzeskij Sbornik.* Institut Naucznoj Informacii Acadiemii Nauk SSSR. Moskwa, 51—56.

Miedwiedkow J. W., 1967. *The concept of entropy in settlement pattern analysis.* Regional Science Association. „Papers", XVIII, 165—168.

Thomas E. N., 1961. *Toward an explanded central place model.* „Geographical Review", 51, 400—411.

ЗБЫШКО ХОЙНИЦКИ, ТЕРЕСА ЧИЖ

АНАЛИЗ ТИПА ТЕРРИТОРИАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ГОРОДОВ

Целью настоящей работы является попытка анализировать территориальное распределение городов по методу „ближайшего соседа". Этот метод разработанный И. Матуи (1932) в его классическом исследовании, использующем в качестве рациональной модели распределение Пуассона, был затем развит П. Кларком и Ф. Эвансом (1954) в области экологии растений, а также М. Дейси (1960, 1961, 1962) и Ю. В. Медведковым (1963, 1967) — в области географии.

В качестве классической модели постройки и проверки гипотез территориального распределения городов принята, главным образом, теория центральных мест В. Кристаллера. Не касаясь ближе вопроса критики теории В. Кристаллера, следует обратить внимание на то, что представленная в этой теории картина формирования пространственного порядка, находит только косвенное отражение в действительном географическом пространстве. Происходит это, по всей вероятности, потому, что эта теория имеет гипотетически-дедуктивный характер и ее законы могут выяснить действительность только в той степени, в какой ее модельные предпосылки осуществляются в действительности. Независимо, однако, от этого, эта теория сформировала районную модель территориального распределения, которая может вытекать также и из других предпосылок. Выявлениеэтого порядка, выраженного гексогональной системой, хотя не является непосредственной проверкой теории В. Кристаллера, но проливает свет на характер процессов, управляющих действительным порядком географического пространства, выраженного регулярной (гексогональной) системой, а также системами случайности и концентрации.

В процедуре идентификации типа распределения городов с помощью метода ближайшего соседа, следует определить является ли это распределение случайным, регулярным или концентрированным.

Точно однородной системой является гексогональная система, в которой расстояние (E_h) между данным центральным пунктом i и его 6 ближайшими соседями, являющимися центрами гексагонов, можно определить по формуле

$$E_h = 1.075\sqrt{H},$$

где $H = \frac{a}{n}$; a является площадью территории, а n обозначает число пунктов (городов).

Метод идентификации распределения пунктов опирается, таким образом, на определение степени отклонения размещения наблюдаемого, т.е. действительного, распределения пунктов от теоретического.

В качестве соответствующего измерителя этого отклонения, в случае теоретического случайного распределения, М. Дейси принимает величину R, т.е. показатель случайности, выраженной формулой

$$R = \sum_{k=1}^{k=K} \bar{d}_{ik} \left(\sum_{k=1}^{k=K} E_{rk/K} \right),$$

где $\bar{d}_{ik} = \sum_{i=1}^{n} d_{ik/n}$

является наблюдаемым, средним, районным расстоянием к ближайшему соседу для района к (в гексагональной системе $K = 6$), а E_{rk}/K обозначает ожидаемое, среднее, районное расстояние к ближайшему соседу в системе случайности пунктов.

Случайное распределение пунктов на плоскости идентифицируется совокупностью теоретических средних районных расстояний к ближайшему соседу, возникших из распределения Пуассона. Алгебраическое выведение этих теоретических расстояний в работе М. Дейси (1961).

Полное распределение случайности пунктов дает $R = 1$. При $R < 1$ распределение проявляет тенденцию к концентрации, а при $R > 1$ — тенденцию к гексагональному распределению.

Применение указанного алгорифма для исследования распределения городов Польши в различных пространственных разрезах для различных категорий городов, а именно:

1) для повятовых городов в масштабе всей страны;

2) для повятовых городов по воеводствам;

3) для всех городов познанского воеводства, позволяет сделать вывод, что расположение городов имеет характер случайности, независимо от районного масштаба. Попытка толковать эти распределения — типа распределения Пуассона в географических категориях осложнена из-за незнания факторов, которые способствовали такому распределению. Определение, что эта система не гексагонального типа и в ней нет ярко проявившихся концентрации, можно объяснить только тем, что географические процессы, в широком этого слова значении, предопределяющие распределение городов, не являются только результатом предпосылок принятых в теории центральных мест, а имеет более богатый и сложный многофакторный генетический и функциональный механизм, результатом чего является существующее распределение.

Пер. Б. Миховского

ZBYSZKO CHOJNICKI, TERESA CZYŻ

ANALYSIS OF TYPE OF SPATIAL ARRANGEMENT OF CITIES

The aim of this study is an attempt of analysis of spatial arrangement of cities based on the method of nearest neighbour. This method, worked out by I. Matui (1932) in his classical study where he utilized as a rational model the Poisson distribution, was developed later by P. J. Clark and F. C. Evans (1954) in plant ecology, as well as by M. Dacey (1960, 1961, 1962) and by J. W. Miedviedkov (1963, 1967) in geography.

The W. Christaller theory of central places is mainly used as a classical model of construction and testing of hypotheses in the distribution of cities in space. Without probing the question of criticism of W. Christaller's theory, attention should be drawn to the fact that the picture of spatial arrangements presented in that theory is only indirectly reflected in real geographical space. This happens probably because that theory bears a hypothetical-deductive character and therefore its laws may explain reality only in so far as its model assumptions are factually realized. Notwithstanding which, the said theory has shaped a regional model of spatial arrangement which could result from other assumptions also. The recognition of that model expressed by a hexagonal system does not mean a direct verification of W. Christaller's theory but it illustrates the character of processes ruling the real order of geographical space, expressed in a uniform (hexagonal), random or clustered system.

In the procedure of identification of city arrangement type by means of the nearest neighbour method, it should be specified whether the distribution of points is random, uniform or clustered.

A case of exactly uniform system is the hexagonal one in which the distances (E_h) between the given central point i and its 6 nearest neighbours constituting the centers of hexagons may be obtained from the formula:

$$E_h = 1.075 \sqrt{H}$$

where $H = \frac{a}{n}$ a is the surface of the area, and n is the number of points (cities).

The method of identification of the distribution of points is based, therefore, on the determination of degree of deviation of the observed distribution from the theoretical one.

M. Dacey considers as an appropriate standard of that deviation in case of random theoretical distribution the value R, i. e. the index of randomness expressed by the formula:

$$R = \sum_{k=1}^{k=K} \bar{d}_{ik} \Big/ \sum_{k=1}^{k=K} E_{rk/K}$$

where $d_{ik} = \sum_{i=1}^{n} d_{ik/n}$

is the observed regional mean distance to the nearest neighbour for region k (in the hexagonal system $K = 6$), while $E_{rk_j K}$ defines the expected regional mean distance to the nearest neighbour in a random pattern.

The random distribution of points in a plane is identified in terms of the Poisson distribution. The expected distance for each of six regional neighbours has been obtained by M. Dacey (1961).

The complete random distribution of points gives $R = 1$. In case of $R < 1$ the distribution shows a tendency to concentrate while at $R > 1$ — a tendency to hexagonal distribution.

The application of the above algorithm to investigation of city distribution in Poland in various space cross-sections for various town categories, namely:

1. for county cities on a national scale;
2. for county cities in voivodships;
3. for all cities in the Poznań voivodship

comes to a conclusion that the city distributions are random independently of regional scale. An attempt of interpretation of that random distribution of the Poisson type in geographical categories meets with difficulties resulting from the lack of more exact knowledge of underlying factors of the formation of that distribution. The statement that this distribution is not of hexagonal character and it neither presents distinct clusters may be interpreted in such a way that geographical processes determining — broadly speaking — the distribution of cities are not solely the result of premisses of the theory of central places, and that they possess a far more rich and complex genetico-functional multifactor mechanism of which the existing distribution is the resultant.

Translated by *Teresa Potulicka*