

POLSKA AKADEMIA NAUK

INSTYTUT GEOGRAFII

PRACE GEOGRAFICZNE NR 93

BENIAMIN KOSTRUBIEC

ANALIZA
ZJAWISK KONCENTRACJI
W SIECI OSADNICZEJ

PROBLEMY METODYCZNE

WROCLAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK
ZAKŁAD NARODOWY IMIENIA OSSOLIŃSKICH
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

PRACE GEOGRAFICZNE IG PAN

51. Kostrowicki A. S., Regionalizacja zoogeograficzna Palearktyki w oparciu o faunę motyli tzw. większych (*Macrolepidoptera*). 1965, s. 100+21 ilustr., z1 30,—
52. Gerlach T., Współczesny rozwój stoków w dorzeczu górnego Grajcarka (Beskid Wysoki — Karpaty Zachodnie). 1966, s. 111, 20 ilustr., z1 33,—
53. Klimek K., Deglacjacja północnej części Wyżyny Śląsko-Krakowskiej w okresie zlodowacenia środkowopolskiego. 1966, s. 136+26 ilustr., z1 32,—
54. Kosmowska-Suffczyńska D., Rozwój rzeźby w trzeciorzędzie okolic Ostrowca Świętokrzyskiego i Ćmielowa. 1966, s. 114+22 ilustr. + 7 fot. + 2 mapy, z1 33,—
55. Ziemońska Z., Obieg wody w obszarze górskim na przykładzie górnej części dorzecza Czarnego Dunajca. 1966, s. 111 + 16 ilustr. + 2 wkładki, z1 34,—
56. Ratajski L., Mapy przemysłu, ich właściwości metodyczne i kartometryczne. 1966, s. 115 + 22 ilustr., z1 28,—
57. Więckowski K., Osady denne Jeziora Mikołajskiego. 1966, s. 112 + 12 ilustr. + 7 fot., z1 24,—
58. Szostak M., Pochodzenie Jeziora Śniardwy i jego zasoby wodne. 1967, s. 70 + 11 ilustr., z1 20,—
59. Rościszewski M., Siemek Z., Rolnictwo krajów słabo rozwiniętych (Egipt, Syria, Turcja). 1967, s. 109 + 9 ilustr., z1 24,—
60. Ziętara T., Rola gwałtownych ulew i powodzi w modelowaniu rzeźby Beskidów. 1968, s. 116 + 12 ilustr. + 11 fot., z1 33,—
61. Urbaniak U., Wydmy Kotliny Plockiej. 1967, s. 79 + 43 ilustr. + 8 fot., z1 21,—
62. Jewtuchowicz S., Geneza Pradoliny Warszawsko-Berlińskiej między Nerem a Moszczenicą. 1967, s. 102 + 42 ilustr. + 19 fot., z1 30,—
63. Dziewoński K., Baza ekonomiczna i struktura funkcjonalna miast. Studium rozwoju pojęć, metod i ich zastosowań. 1967, s. 135, z1 32,—
64. Rychłowski B., Regionalizacja ekonomiczna — zagadnienia podstawowe. 1967, s. 139, z1 33,—
65. Bączyk J., Masy wodne południowego Bałtyku i wpływ ich ruchów na polską strefę przybrzeżną. 1968, s. 120 + 32 ilustr., z1 31,—
66. Szulc H., Typy wsi Śląska Opolskiego na początku XIX wieku i ich geneza. 1968, s. 105 + 14 ilustr. + 2 wkładki, z1 30,—
67. Szewczyk J., Włoka. Pojęcie i termin na tle innych średniowiecznych jednostek pomiaru ziemi. 1968, s. 113 + 6 ilustr., z1 30,—
68. Wojciechowski K., Zagadnienie metody bilansu wodnego Thornthwaite'a i Mathera w zastosowaniu do Polski. 1968, s. 79 + 23 ilustr., z1 18,—
69. Praca zbiorowa. Problemy regionalizacji fizycznogeograficznej. Materiały z sympozjum zorganizowanego przez PTG w dniach 16-24 września 1966. 1968, s. 114 + 4 ilustr. + 1 wkładka, z1 28,—
70. Pulina M., Zjawiska krasowe we wschodniej Syberii. 1968, s. 94 + 34 ilustr. + 4 fot., z1 19,—
71. Szupryczyński J., Niektóre zagadnienia czwartorzędu na obszarze Spitsbergenu. 1968, s. 127 + 15 ilustr. + 35 fot. + 1 wkładka, z1 34,—
72. Kosiński L., Migracje ludności w Polsce w latach 1950-1960. 1968, s. 106 + 41 ilustr., z1 28,—
73. Korolec H., Procesy brzegowe i zmiany linii brzegowej Jeziora Mikołajskiego. 1968, s. 67 + 16 ilustr. + 6 fot. + 1 wkładka, z1 24,—
74. Praca zbiorowa. Ostatnie zlodowacenie skandynawskie w Polsce. 1968, s. 216 + 12 ilustr. + 11 fot., z1 67,—
75. Praca zbiorowa. Procesy i formy wydmowe w Polsce. Zbiór prac pod redakcją R. Galona. 1969, s. 386 + 69 ilustr. + 68 fot., z1 98,—

POLSKA AKADEMIA NAUK
INSTYTUT GEOGRAFII

*

PRACE GEOGRAFICZNE NR 93

ГЕОГРАФИЧЕСКИЕ ТРУДЫ

№ 93

БЕНИАМИН КОСТРУБЕЦ

АНАЛИЗ ЯВЛЕНИЙ КОНЦЕНТРАЦИИ В ПОСЕЛЕНЧЕСКОЙ СЕТИ

МЕТОДИЧЕСКИЕ ВОПРОСЫ

*

GEOGRAPHICAL STUDIES

№ 93

BENIAMIN KOSTRUBIEC

ANALYSIS OF CONCENTRATION PHENOMENA
IN SETTLEMENT NETWORK

METHODICAL ISSUES

POLSKA AKADEMIA NAUK
INSTYTUT GEOGRAFII

PRACE GEOGRAFICZNE NR 93

BENIAMIN KOSTRUBIEC

ANALIZA
ZJAWISK KONCENTRACJI
W SIECI OSADNICZEJ

PROBLEMY METODYCZNE

WROCLAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK
ZAKŁAD NARODOWY IMIENIA OSSOLIŃSKICH
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

1972

Komitet Redakcyjny

REDAKTOR NACZELNY: M. KIEŁCZEWSKA-ZALESKA
ZASTĘPCA REDAKTORA NACZELNEGO: K. DZIEWOŃSKI
CZŁONKOWIE: R. GALON, L. STARKEL
SEKRETARZ: I. STAŃCZAK

Redaktor Wydawnictwa Helena Limanowska-Noskowska

Redaktor techniczny Adam Przylibski

Printed in Poland

Zakład Narodowy im. Ossolińskich — Wydawnictwo. Wrocław 1972.
Nakład: 750 + 130 egz. Objętość: ark. wyd. 8, ark. druk. 7,38, ark. A1 10.
Papier powlekany, kl. V, 80 g, 70×100. Oddano do składania 20 VIII
1971. Podpisano do druku 30 IV 1972. Druk ukończono w maju 1972.
Wrocławska Drukarnia Naukowa — Zam. 763/7! — F-10 — Cena zł 24.—

SPIS TREŚCI

OD AUTORA	7
WSTĘP	9
PRZEGLĄD METOD BADANIA KONCENTRACJI ZJAWISK PUNK- TOWYCH	11
Pojęcie koncentracji	11
Wskaźniki gęstości	12
Wskaźniki średniego sześcioboku	14
Metody badania skupienia elementów sieci osadniczej	15
Metody centrograficzne	27
Metoda najbliższego sąsiada	30
Entropia jako narzędzie badania układu osadniczego	33
Własności wskaźnika koncentracji	36
 KONCENTRACJA ZBIORU PUNKTÓW NA PŁASZCZYŹNIE	 40
Wyprowadzenie wzoru	40
Metoda obliczenia wskaźnika <i>C</i>	43
Czynniki wpływające na koncentrację	43
 KONCENTRACJA MIAST I OSIEDLI W POLSCE	 46
Gęstość miast i osiedli w Polsce	46
Analiza odległości miast polskich	48
Liczba i wielkość miast i osiedli w Polsce	51
Koncentracja miast w Polsce	53
Wzrost wielkości miast i osiedli w Polsce	58
Analiza przestrzennego ułożenia miast w Polsce	63
Zastosowanie syntetycznego wskaźnika koncentracji	69
 ZASTOSOWANIE WSKAŹNIKA KSZTAŁTU W GEOGRAFII	 73
Analiza kształtu siedliska jako wyraz koncentracji elementów zabudowy w jego obrębie	73
Miary kształtu	76

AMALGAMACJA SIECI OSADNICZEJ	88
Charakterystyka zbioru powierzchni siedliskowych (pomiar punktowy zerowymiarowy)	91
Pomiar liniowy (jednowymiarowy)	93
Statystyczny sposób obliczania wskaźnika kształtu	99
Zastosowanie metody obliczania amalgamacji siedlisk	99
PODSUMOWANIE	103
LITERATURA	107
РЕЗЮМЕ	112
SUMMARY	114

OD AUTORA

Niniejsza praca z niewielkimi zmianami przedłożona została jako rozprawa doktorska na Wydziale Nauk Przyrodniczych Uniwersytetu Wrocławskiego w marcu 1970 r.

Zakład Przestrzennego Zagospodarowania Kraju IG PAN zlecił przygotowanie jej w ramach pracy zespołowej nad aspektami terytorialnymi i socjologicznymi rozwoju sieci osadniczej w perspektywie wzrostu społecznego i ekonomicznego Polski. Fragment został opublikowany w formie artykułów w „Przeglądzie Geograficznym” pt. *Miary koncentracji w badaniach geograficznych* (1969) oraz w „Geographical Analysis” pt. *On the concentration of geographical objects* (1970).

Przedstawiając czytelnikowi pracę, autor pragnie wyrazić swoją wdzięczność Recenzentom, Profesorom: Kazimierzowi Dziewońskiemu, Ryszardowi Domańskiemu oraz Józefowi Łukaszewiczowi za szereg cennych uwag i wskazówek. Szczególnie gorące podziękowania składam Profesorowi Stefanowi Golachowskiemu — inspirowi badań — za trud, jakiego nie szczędził sprawując patronat naukowy.

WSTĘP

Jednym z ważniejszych zadań współczesnej geografii jest wydobycie jak największej ilości informacji zawartych na mapach i ich właściwa interpretacja. Zrozumiałe są więc tendencje do coraz powszechniejszego stosowania metod matematyczno-statystycznych w analizie zjawisk geograficznych.

W geografii osadnictwa operuje się od dawna różnymi wskaźnikami dla określenia obiektów geograficznych, ich właściwości, relacji zachodzących pomiędzy nimi oraz zmian, jakim one podlegają. Opracowanie to stanowi próbę ilościowej charakterystyki przestrzennego rozmieszczenia elementów sieci osadniczej za pomocą wskaźników morfometrycznych.

W centrum zainteresowania i badań znalazła się sieć osadnicza kraju. Sieć tę, w zależności od precyzji, z jaką odczytuje się obraz kartograficzny, traktować możemy jako zbiór punktów materialnych, linii i powierzchni. Ograniczono się do zjawisk punktowych i powierzchniowych.

Proces koncentracji przy punktowym charakterze osadnictwa daje się wyrazić trzema zasadniczymi cechami: ilością elementów sieci, ich wielkością i położeniem w przestrzeni. Próbę formalizacji procesu koncentracji zachodzącego w czasie ukie-runkowano tak, aby z jednej strony uwzględniała główne czynniki tego procesu, z drugiej, by dawała możliwości maksymalnego ułatwienia procedury badawczej (poprzez wykorzystanie powszechnie dostępnych danych statystycznych i kartograficznych). W każdym z wymienionych przypadków proponowane wskaźniki koncentracji pozwalają przeprowadzać klasyfikacje statyczne jednostek przestrzennych, w ramach których analizowano sieć krajową. Elementarne jednostki terytorialne nie muszą koniecznie zgadzać się z istniejącym podziałem administracyjnym, ale równie dobrze dotyczyć mogą szczegółowego, geometrycznego podziału kraju. Wspomniane postępowanie, wielokrotnie powtórzone, umożliwia (po uchwyceniu trendów rozwojowych) przeprowadzenie klasyfikacji dynamicznych i daje podstawy do przewidywań przyszłych, a niezbyt odległych stanów. Dynamikę tych zmian wychwytuje się po cyklicznym rotowaniu dwóch spośród trzech ustalonych czynników (potraktowanych jako parametry), ustalając w ten sposób udział każdego z nich w badanym procesie.

W drugiej części książki, przy wnikliwszym spojrzeniu na takie elementy sieci osadniczej, jak: miasto, osiedle, wieś, dostrzega się indywidualną formę elementu.

Zbiór tych form (figur) wymaga odrębnego potraktowania ze względu na kształt jednostek osadniczych, częstość ich występowania i wzajemne usytuowanie w przestrzeni. Badanie tych zagadnień dokonane zostało za pomocą metod powierzchniowych. Sam kształt jest wyrazem koncentracji elementów składowych w jego obrębie. „Archipelagi” plam osadniczych, będące odpowiednikami konstelacji punktów, są w różny sposób skoncentrowane w ramach wyodrębnionego zespołu.

Ilościowe metody badania rozwoju osadnictwa przez pryzmat zmian koncentracji zdają się nadawać w szczególności do nowoczesnego opisu obszarów, do wychwylenia istniejących tendencji i tempa rozwoju sieci osadniczej.

PRZEGLĄD METOD BADANIA KONCENTRACJI ZJAWISK PUNKTOWYCH

POJĘCIE KONCENTRACJI

Terminu „koncentracja” używa wielu badaczy, podkładając pod to pojęcie różne znaczenia wynikające z odmiennego punktu widzenia i celu badania (np. geograficznego, ekonomicznego, urbanistycznego itp.). *Słownik wyrazów obcych* pod redakcją Z. Rysiewicza hasło „koncentracja” objaśnia jako „skupienie, zgromadzenie, ześrodkowanie”. Poniżej przytoczonych zostanie kilka definicji tego pojęcia, które zdobyły sobie dotychczas prawo obywatelstwa w literaturze.

Dla ekonomistów koncentracja — to miara stopnia nierównomierności w rozkładzie cechy pośród osobników pewnej populacji. W statystyce teoretycznej terminu koncentracja używa się w nieco odmiennym sensie, mianowicie, dla określenia ścisłości skupiania się pojedynczych obserwacji zmiennej wokół pewnej wartości, np. średniej (miary dyspersji). Wreszcie koncentracja w znaczeniu najbardziej rozpowszechnionym — to miara statystyczna, z pomocą której bada się stopień skupienia bądź rozproszenia elementów pewnego zbioru.

W niniejszym opracowaniu koncentracja rozumiana jest zgodnie z trzecią definicją, uzupełniona określeniem „płaska”, ponieważ w tym szczególnym przypadku badane będzie zjawisko dwuwymiarowe.

W literaturze, wraz z obszernym pojęciem koncentracja, stosowane są zamiennie terminy zbliżone, jak: aglomeracja, asocjacja, zgęszczenie.

Przy analizie planów lub podczas bezpośredniej obserwacji w terenie stwierdza się nierównomierność rozmieszczenia obiektów geograficznych. Obiektami tymi mogą być dowolne, nieruchome twory ludzkiej działalności, jak i elementy krajobrazu. Po generalizacji obiekty traktowane są jako punkty materialne (mass point) — powierzchnie lądów jako płaskie obszary leżące na płaszczyźnie, a najkrótsze odległości pomiędzy nimi stają się prostoliniowe.

Wysiłki zmierzające do wyznaczania koncentracji zbiorów obiektów szły w trzech kierunkach. Omówienie doświadczeń metodologicznych wymaga przedstawienia, w choćby krótkim zarysie, dorobku dotychczasowych badań.

Chronologicznie rzecz biorąc, pierwsze próby polegały na zdefiniowaniu osadnictwa skupionego. W tym celu poszczególnym domom przypisywano pewien maksymalny, kolisty obszar stanowiący górną granicę osadnictwa skupionego. Wielkość tego obszaru nie była ujednoczona i wahała się w zależności od czasu, kraju, jak i od badacza. Na przykład: A. Kristoffersson (Szwecja, 1924), H. Myklebost (Norwegia, 1960), S. Inouye (Japonia, 1964) przyjmowali jako normę dla osadnictwa skupionego 50 metrów. Wyższe wartości zakładali: C. Biermann (Szwajcaria, 1931) — 60 m, G. Enequist (Szwecja, 1951) — 70 m, S. Leszczycki (Polska, 1934) — 100 do 150 m, T. Sennik (Polska, 1934) — 100 do 130 m, M. Kiełczewska (Polska, 1934) — 150 m, K. E. Bergsten (Szwecja, 1950) — 200 m, G. Millet (Francja, 1931) — 300 m.

Wspomniana rozbieżność była jedną z przyczyn uniemożliwiających międzynarodową klasyfikację, jak również sporządzanie kontynentalnych map osadnictwa wiejskiego.

WSKAŹNIKI GĘSTOŚCI

Początkowo określano koncentrację grupą wskaźników ilorazowych, do których zaliczamy proste wskaźniki natężenia wraz z wszystkimi ich modyfikacjami:

$$d_i = \frac{n_i}{s_i} = \frac{\text{liczba obiektów w } i\text{-tej jednostce przestrzennej}}{\text{powierzchnia } i\text{-tej jednostki przestrzennej}}$$

gdzie: ($i = 1, 2, \dots, N$).

W zależności od potrzeb proponowano różne korekty pól powierzchni jednostek podziału administracyjnego, na której obiekty są rozmieszczone, i wiele definicji elementów składowych wzorów. Do takich wskaźników zaliczane są miary rozproszenia osadnictwa wiejskiego wprowadzone przez:

A. I. Woeikofa (1909) i równoważny mu wskaźnik A. Meyniera (1931)

$$I = \frac{n}{H} = \frac{\text{ogólna liczba mieszkańców}}{\text{ogólna liczba parcel siedliskowych}};$$

J. Bernarda (1931)

$$I = \frac{nS}{M^2},$$

n — to liczba domów,

S — powierzchnia siedliskowa,

M — liczba siedlisk;

R. Cloziera (1931)

$$I = \frac{\text{liczba izolowanych siedlisk w gromadzie}}{\text{ogólna liczba siedlisk w gromadzie}};$$

F. J. Monkhouse'a (1965)

$$I = \frac{\text{ogólna liczba osiedli}}{\text{liczba domów samotniczych}};$$

S. Pawłowskiego (1938)

$$I = \frac{\text{powierzchnia zajęta pod zabudowę}}{\text{liczba siedlisk}}.$$

Urbaniści korzystają ze wzoru relacjonującego do kilometra kwadratowego

$$D = \frac{s_m}{s_0} = \frac{\text{powierzchnia mieszkaniowa}}{\text{powierzchnia pod zabudowę}},$$

dla której przy wielopiętrowej zabudowie zachodzić może $s_m > s_0$.

Miernikiem dotyczącym zagadnień ludnościowych jest wzór, na podstawie którego mierzymy stopień rozproszenia osiedli samotniczych. Obiektem badanym jest w tym przypadku człowiek.

$$G = n \frac{t}{e},$$

n — liczba jednostek osadniczych,

t — liczba mieszkańców badanej grupy,

e — liczba mieszkańców mieszkających w rozproszeniu.

M. Sorre (1932) dokonał dalszej modyfikacji, pragnąc uchwycić wpływ powierzchni jednostki osadniczej s na wynik koncentracji. Cytowany wzór przybrał wtedy postać:

$$G_s = \frac{1}{s} G = \frac{nt}{se}.$$

A. Demangeon (1927), który w ramach Komisji Osadnictwa Wiejskiego IGU zainicjował badania osadnicze, wyprowadził następujący wzór:

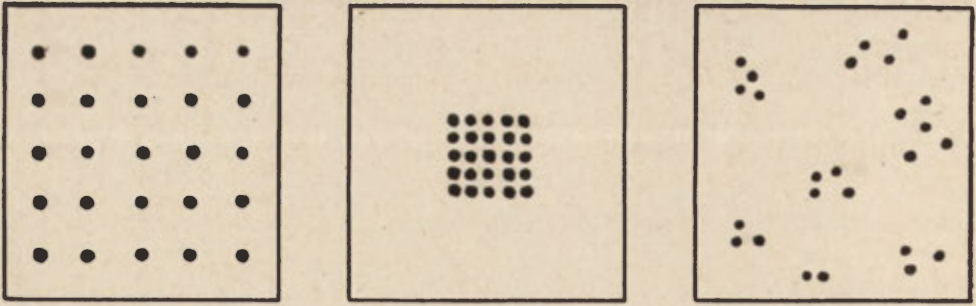
$$K = \frac{E(N-1)}{T},$$

E — liczba ludności gromady pomniejszona o liczbę ludności głównej miejscowości,

N — liczba izolowanych jednostek osadniczych,

T — całkowita ludność gromady.

Wskaźniki gęstości nie odzwierciedlają wiernego obrazu rozproszenia obiektów. Wystarczy spojrzeć na ryc. 1, z której wyraźnie widać, że wskaźniki tego typu nie reagują na istotną cechę koncentracji, jaką jest zmiana położenia obiektów wewnątrz badanego obszaru.



Ryc. 1. Układy o tej samej gęstości punktów (przykłady)

Liczba punktów oraz powierzchnia obszaru są wielkością stałą

Patterns with the same density of the points (examples)

The number of points and surface of the area are constant

Źródło (Source): F. Greig-Smith, 1964

WSKAŹNIKI ŚREDNIEGO SZEŚCIOBOKU

Wskaźnik A. H. Robinsona i J. A. Barnesa (1940)

W ich metodzie powierzchnia badanego obszaru podzielona geometrycznie przyjmuje kształt sześcioboku z farmą pośrodku. D jest promieniem koła opisanego na sześcioboku, stąd powierzchnia zajęta przez jedną farmę wynosi:

$$\frac{S}{N} = \frac{1}{2} \sqrt{3} \cdot D^2, \text{ co po wyliczeniu wielkości } D \text{ daje wartość}$$

$$D_r = 1,11 \sqrt{\frac{S}{N}},$$

D — średnia odległość do sześciu najbliższych farm,

S — powierzchnia badanego obszaru,

N — liczba farm.

Autorzy zastosowali tę metodę do badania rozproszenia osadnictwa w Stanach Zjednoczonych. Dla ułatwienia odczytania D skonstruowali specjalny nomogram. Uzyskiwane wyniki przedstawili przy pomocy metody izarytmicznej.

Wskaźnik E. C. Mathera

Podobnym wzorem posługiwał się w swoich studiach nad osadnictwem wiejskim Mather (1944), redukując stałą do 1,07, czyli stosował następującą postać wzoru:

$$D_m = 1,07 \sqrt{\frac{S}{N}}.$$

Wskaźnik E. Kanta

Do ostatnio przedstawionego wzoru Kant (1950) wprowadził dwie zmiany. Pierwsza polegała na uzależnieniu stałej występującej przed pierwiastkiem od skali

mapy, druga — na uwzględnieniu gęstości zaludnienia badanej jednostki terytorialnej

$$D_k = \frac{1}{M} \sqrt{\frac{S}{\delta}},$$

M^{-1} — skala mapy,

δ — gęstość zaludnienia.

Wskaźnik B. P. Bircha

We wskaźniku aglomeracji farm Bircha (1967) występuje znany już z wzoru Robinsona-Barnesa pierwiastek powierzchni zajętej przez jedną farmę:

$$R = \frac{d}{\sqrt[5]{\frac{S}{N}}}$$

Symbol d oznacza średnią odległość do najbliższego sąsiada.

METODY BADANIA SKUPIENIA ELEMENTÓW SIECI OSADNICZEJ

Wskaźnik A. H. Debouverie'go (1943)

Debouverie, wykorzystując dane statystyczne dotyczące ogólnej liczby domostw według gmin, badał ich rozproszenie przy pomocy wzoru:

$$K = \frac{XL}{N},$$

$X = \min (n_1, n_2, \dots, n_L),$

n_i — liczba domostw w i -tym siedlisku ($i = 1, 2, \dots, L$),

L — liczba siedlisk,

$N = \sum_{i=1}^L n_i$ — ogólna liczba domów w badanej gminie.

Krańcowe wartości dla K wynoszą odpowiednio: $L/N \leq K \leq 1$.

Wskaźnik osiąga lewą wartość, gdy $X = 1$ i, jak widać, jest funkcją ilości domostw i ich skupisk, co utrudnia porównywanie wskaźników dla gromad o różnych wielkościach.

Wskaźnik A. Zierhofferera

Kolejny wzór mierzący stopień rozproszenia, wprowadzony przez Zierhofferera (1934), posiada następujący kształt:

$$R = \frac{smK}{N},$$

s — średnia powierzchnia przypadająca na jedno domostwo,

m — liczba skupień (grup) domostw,

N — liczba domostw, gdzie $m \leq N$

k — stały współczynnik regulujący, zależny od konwencjonalnej wielkości dolnej granicy domostw rozproszonych.

Poszukiwana wielkość jest zawarta w granicach $0\% \leq R \leq 100\%$. Przy idealnym rozproszeniu R wynosi 100% , a powierzchnia przypadająca na jedno domostwo tworzy sześciobok foremny. W takiej sytuacji k przyjmuje wartość: $200 \cdot \frac{3}{3} a^2$ (a jest bokiem wieloboku).

Zierhoffer ustalając $a = 150$ m, uzyskał $k = 0,0051$. Osadnictwo maksymalnie skupione osiąga się przy $R = 0\%$.

Wskaźnik Zierhoffera doczekał się jak dotychczas najliczniejszych zastosowań przy badaniu rozproszenia domostw. Posługiwali się nim z pewnymi modyfikacjami między innymi: Kiełczewska (1934, 1970), A. Jahn (1969), R. Jedut (1961).

Próby oderwania się od gęstości zaludnienia jako metody badania nierównomierności rozproszenia ludności znalazły wyraz w wielu pracach na temat koncentracji ludności. Do wzorów, w których występują inne charakterystyki osiedli, zaliczyć można:

Wskaźnik T. Tanioki (1959)

$$M = \frac{S_1 P}{S_2 N},$$

S_1 — powierzchnia arkusza mapy,

S_2 — średnia powierzchnia uprawiana przez jedną rodzinę,

P — odsetek pól uprawnych,

N — liczba domów we wsi.

Wskaźnik F. Uhorczaka (1932)

Współczynnik skupienia domów

$$S = \frac{N}{ms_1}$$

to stosunek liczby domostw do powierzchni przez nich zajętej. Nie objaśniony do tej pory symbol s_1 oznacza powierzchnię zamieszkaną, objętą pierwszą ekwidystantą. Wartości współczynnika S należą do zamkniętego przedziału jednostkowego $0 \leq S \leq 1$. Krańcowe zgęszczenie zespołu domów osiągnięte jest dla $S = 0$, natomiast zupełne rozproszenie dla $S = 1$.

Ustalenie odległości pierwszej ekwidystanty od zabudowań jest czynnością subiektywną. Powiększenie odległości ekwidystanty pociąga za sobą wzrost powierzchni zajętej pod zabudowę i likwidację pewnej części skupień. Z tego względu dobrać należy ostrożnie tę odległość, aby nie zniekształcać istniejącego stanu rzeczy. Mimo to najwłaściwiej jest uważać każdy dom za środek tarczy o danym promieniu. Pole s_1 pokryte tymi tarczami dzieli się przez iloczyn liczby domów i pola jednej tarczy. Taki schemat, w odróżnieniu od wzoru Zierhoffera, nie krzywdzi obszarów o gęstej zabudowie, w których tarcze nachodzą na siebie, i wyróżnia je od obszarów o tar-

czach rozłącznych. Wzór Uhorczaaka w części rozwiązuje problem skupienia i rozproszenia osiedli, ponieważ zamiast podstawowego pola o stałej powierzchni uwzględnia pole zmiennej powierzchni zakreślone pierwszą ekwidystantą.

Dotychczas przedstawione wzory różnią się przyjętymi konwencjonalnymi wielkościami i uzasadnieniami, bazują jednakże na zbliżonych podstawach.

Wskaźnik E. M. Hoovera (1936)

Innym typem wskaźnika jest wzór na koncentrację obiektów w jednostce podziału przestrzennego. Obliczamy go porównując frakcję obiektów

$$A = \frac{n_i}{N}, \text{ gdzie } i = 1, 2, \dots, N$$

z frakcją powierzchni jednostki $B = s_i/S$, liczonej w stosunku do całości. Koncentracja zachodzi, gdy $A > B$. W najprostszym przypadku wskaźnikiem koncentracji zostać może iloraz A/B . W oparciu o tę właściwość Hoover wyprowadził swój wskaźnik: $K = (A - B)/100$, gdzie $A \geq B$. Wskaźnik ten zawiera się w granicach $0 \leq K \leq 1$.

Wskaźnik F. Auerbacha

Kolejnym wzorem wprowadzonym do geografii miast w celu badania skupienia jest wskaźnik względnej koncentracji miast Auerbacha (1913):

$$K_A = 10^{-4} N^{-1} \sum_{i=1}^l i n_i.$$

Wzór ten bierze się z uporządkowania l miast badanego obszaru według ilości mieszkańców: $n_1 \geq n_2 \geq \dots \geq n_l$.

Licznik wzoru jest sumą iloczynów indeksów i przez liczbę ludności n_i ($i = 1, 2, \dots, l$). Innymi słowy sumą prostokątów powstałych z iloczynów współrzędnych punktów tworzących wykres K. Zipfa (1941) „ranga-wielkość”. Aby liczba ta mieściła się w rozsądnych granicach, dzieli się ją przez 10 000 i otrzymuje tzw. „bezwzględną koncentrację miast”. Aby istniała możliwość porównywania liczb dla wielu obszarów, dzieli się wynik przez ogólną liczbę ludności zamieszkującej obszar

$$N = \sum_{i=1}^l n_i.$$

W taki sposób otrzymuje się miernik zwany „względną koncentracją Auerbacha”. Wskaźnik J. Chiffre’a

Metodą nawiązującą do kierunku prac rozpoczętych przez Demangeona nad badaniem osadnictwa rozproszonego są wskaźniki J. Chiffre’a (1969). Pomiaru rozproszenia osadnictwa na obszarze departamentu Nièvre w środkowej Francji dokonuje on przy pomocy pary wskaźników iloczynowych. Różnica pomiędzy nimi polega na wprowadzeniu do zmodyfikowanego wskaźnika czynnika odległości,

jako decydującego elementu przy pomiarze rozproszenia. W tym przypadku czynnik odległości jest sumą odległości poszczególnych osad od siedziby danej gminy, dla której oblicza się wskaźnik C . W badaniach nad osadnictwem Chiffre za podstawową jednostkę przyjmuje gminę.

Postać pierwszego wskaźnika jest następująca:

$$K = \frac{10NP'}{SP},$$

przy czym: N — oznacza liczbę osad rozproszonych,

S — powierzchnię gminy w km^2 ,

P' — liczbę ludności zamieszkującą osady rozproszone,

P — liczbę ludności gminy.

Zmodyfikowany wskaźnik związany jest z poprzednim zależnością:

$$C = \frac{P'D}{10N^2}K$$

i ma postać:

$$C = \frac{DP'^2}{NPS},$$

gdzie D jest sumą odległości poszczególnych osad rozproszonych od siedziby gminy.

Ujemną stroną wymienionych wskaźników jest umowność przyjęta przy rozgraniczeniu osadnictwa o różnym stopniu rozproszenia, jak również uwzględnienie w tych badaniach tylko jednej odległości dla każdej osady.

Wskaźnik habitacji H. Steinhausa

W celu zastosowania wzoru Steinhausa (1936) należy badany obszar podzielić na k kwadratów (oczek) równej wielkości. Każdy punkt (obiekt) ma jednakowe prawdopodobieństwo $p = 1/k$ trafienia do takiej kratki. Prawdopodobieństwo dopełnicze $q = 1 - p = (k-1)/k$. Średnia ilość obiektów, która wpadnie do oczka wynosi

$$s = \frac{1}{k}(a_1 + a_2 + \dots + a_k) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k a_i,$$

gdzie: a_1, a_2, \dots, a_k to liczba obiektów w każdej z k krutek.

Wahania poszczególnych oznaczeń w k polach widzenia (oczkach) wokół wartości średniej s scharakteryzowane zostały nie obciążoną dyspersją empiryczną

$$\sigma_e = \frac{1}{K-1} \sum_{i=1}^{K-1} (a_i - s)^2.$$

Celem porównania jak dalece średnie odchylenie odbiegało od wartości przewidywanych, gdyby obowiązywało prawo Poissona, oblicza się wartość oczekiwaną zmiennej losowej, która — jak wiadomo — musi dla tego rozkładu być równa

dyspersji teoretycznej $\sigma_t = \sqrt{kpq}$. W wypadku zgodności z tym prawem wartości otrzymane z dużej liczby oznaczeń równałyby się wartościom tego pierwiastka. Równość ta jest konsekwencją zgodności układu (pattern) punktów z prawem Poissona i posłużyć może za podstawę do porównywania danych z tym prawem. Z wcześniej przedstawionego wzoru wynika, że $\sigma_e/\sigma_t = 1$. Iloraz ten jest stosunkiem dwóch dyspersji, empirycznej w liczniku i teoretycznej w mianowniku. Wyznacza on miarę odchylenia procesu rzeczywistego od fikcyjnego, czyli teoretycznego rzucania punktów na płaszczyznę.

H. Steinhaus proponuje przyjąć liczbę L (Lexisa) za wskaźnik habitacji (praca dotyczyła miary rozrzutu domostw), tj. za miarę niejednostajności rozrzutu obiektów (domostw) w osiedlu. Liczba ta:

$$L = \frac{\frac{1}{k} [(a_1 - s)^2 + (a_2 - s)^2 + \dots + (a_k - s)^2]}{\sqrt{s}}$$

Ten sposób podejścia do zagadnienia rozproszenia obiektów nie jest nowy, zapoczątkował go T. Matuszewski (1934). Gdy działają siły odpychające, które w każdej kratce osadzają jednakową ilość obiektów, to L przyjmuje wartość zero. Dla rozrzutu losowego liczba $L = 1$. Przy L wyższej od jeden mamy do czynienia z planowym działaniem powodującym nierównomierność osiedlania. W przypadku, gdy wskutek działania sił przyciągających wszystkie obiekty skupiają się w jednej kratce, to L jest bliskie k .

W celu rozpoznania pewnych właściwości sieci miast w Polsce poddano ją wielostronnym badaniom. Rozpoczęto od zastosowania metody Steinhausa. Gdyby lokalizacja miast była w większym lub mniejszym stopniu przypadkowa, to z punktu widzenia teorii prawdopodobieństwa układ miast na mapie winien podlegać prawu Poissona, które jako prawo „małych liczb” wprowadził W. Bortkiewicz.

Praktyczne zastosowanie wzoru Steinhausa napotyka trudności, gdyż granice państwa nie pozwalają na pokrycie bez reszty powierzchni kraju siecią kwadratów. Kryterium włączenia danej kratki do analizy było położenie ponad połowy jej pola na terytorium kraju.

Arbitralny wybór długości boku kwadratu powoduje zniekształcenie obrazu przez wprowadzenie gęstości zaludnienia. Steinhaus zaleca użycie wielkości krater jako ciągu kwadratów początkowych liczb naturalnych $K^2 = 4, 9, 16, 25, \dots, 100$ i uznaniu jako funkcję podziału $L = F(K)$. Wykres tej zależności daje charakterystykę sieci miast. Obliczenia dla licznych i dużych K są jednak uciążliwe, ponieważ należy dziesięciokrotnie wyliczać L , aby uzyskać jedną charakterystykę.

Taką charakterystykę dla zbioru miast i osiedli z 1960 r. uzyskano łącząc wartości funkcji $L = F(K)$ wziętych z tabeli 1.

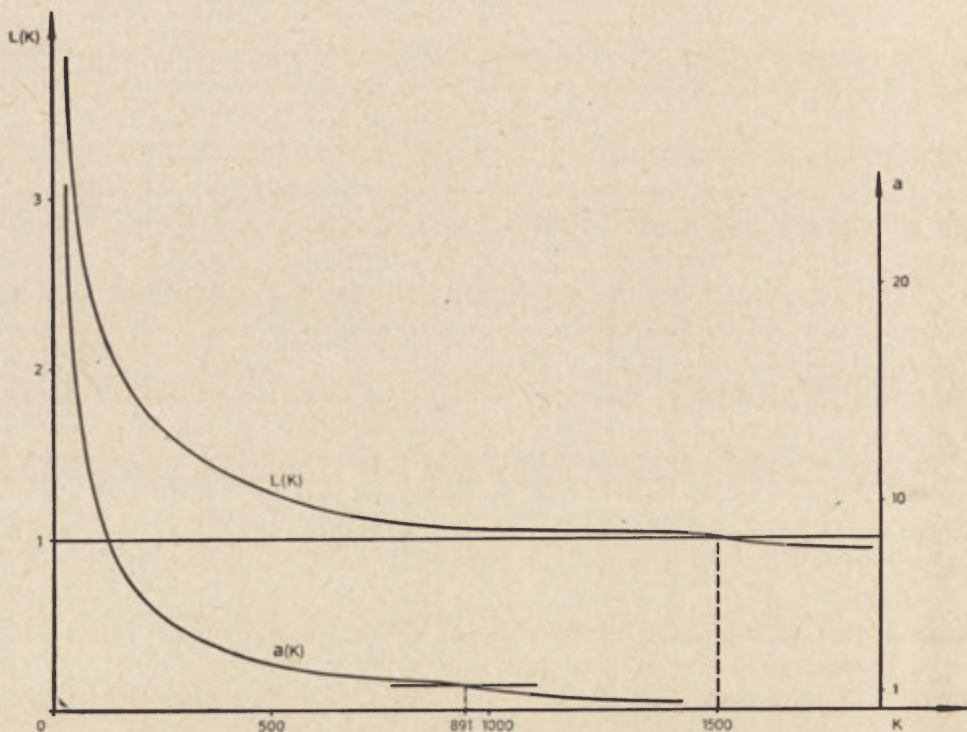
Z wykresu przedstawionego na ryc. 2 widać, że ujawnienie nielosowości w próbie kwadratów nie jest absolutną charakterystyką, lecz zależy od wielkości i kształtu

oczek. Zaglomerowany zbiór (cluster) może przyjąć różne charakterystyki w zależności od rodzaju siatki zastosowanej do próbkowania. Na wykresie tym widać, że przy zwiększeniu ilości kwadratów pokrywających obszar, rozpatrywana sieć zmierza

Tabela 1

Obliczenie liczby Lexisa dla zbioru miast polskich z 1960 r.

Podział kraju na k kwadratów	Długość boku kwadratu w cm	Liczba objętych miast	Średnia ilość miast na kwadrat	Liczba L Lexisa
9	20	828	92,0	3,7
44	10	890	20,2	3,4
122	5	891	7,3	2,2
201	4	891	4,4	1,6
780	2	891	1,1	1,0
3116	1	876	0,3	1,2



Ryc. 2. Charakterystyka sieci miast polskich w 1960 r.

$L(k)$ — liczba Lexisa jako funkcja podziału kraju,
 $a(k)$ — średnia liczba miast przypadających na kwadrat,
 k — liczba kwadratów

Characterization of the Polish towns network in 1960

$L(k)$ — Lexis number as a function of country division, $a(k)$ — average number of towns per square, k — number of squares

ku regularnej ($L < 1$), natomiast przy ich zmniejszaniu otrzymujemy układ bliższy sieci zaglomerowanej ($L > 1$).

W literaturze ekologicznej problem ilości oczek pokrywających w całości badany obszar podniesiony był przez J. T. Curtisa i R. P. McIntosha (1950), którzy sugerowali ogólną zasadę, wysuniętą wcześniej przez H. Steinhausa (1947), o przyrządkowaniu kwadratowi takiego pola, by liczba obiektów w kwadracie równała się średnio jeden.

Podstawiając zatem $s = 1$ do formuły W otrzymujemy po uprzednim podniesieniu do kwadratu

$$W = L^2 = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K (a_i - 1)^2 = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K a_i^2 - 1.$$

W jest szukanym wskaźnikiem, wygodniejszym od mało interesującej geografów funkcji $F(K)$. Dla zastosowania W należy znać jedynie K i powierzchnię badanego obszaru S . Pole kwadracika równe jest wtedy S/K . Tak zaprojektowany wskaźnik zawiera się w przedziale domkniętym $0 \leq W \leq K-1$. W przypadku Polski wielkość kwadratu wynosić powinna $310 \text{ tys. km}^2 / 810 = 384 \text{ km}^2$, a bok jego musi być równy pierwiastkowi tej liczby. P. Greig-Smith (1964) sugeruje taki dobór rozmiarów kratki, aby zminimalizować wariancję próbkową. A. Rogers i N. Gomar (1969) proponują dla określenia optymalnego kwadratu taką wielkość, która jest w najlepszej zgodności z teorią statystycznego wnioskowania Neymana-Pearsona. Jest to wielkość, która maksymalizuje moc testu chi-kwadrat dla z góry przyjętego poziomu istotności.

Wskaźniki koncentracji oparte na krzywej M. O. Lorenza

Ważny a zarazem popularny, z powodzeniem dający się stosować do naszych celów, jest wskaźnik koncentracji oparty na krzywej Lorenza.

Badaną powierzchnię całkowitą S dzieli się na k rozłącznych części dowolnego kształtu ($S = s_1 + s_2 + s_3 + \dots + s_k$).

Liczbę obiektów znajdujących się w i -tej części oznacza się przez n_i , stąd

$$N = \sum_{i=1}^k n_i.$$

Łączną masę obiektów i -tej części oznacza się przez

$$m_i = \sum_{j=1}^{n_i} \mu_j \quad (i = 1, 2, \dots, k), \quad (j = 1, 2, \dots, n_i).$$

Koncentracja w tym ujęciu oznacza skupienie części ogólnej masy w ramach mniejszej lub większej liczby jednostek przestrzennych. W celu utworzenia szeregów kumulacyjnych mas i pól, porządkuje się ciągi $\{m\}$ i $\{s\}$ w sposób następujący:

$$m_1 \geq m_2 \geq \dots \geq m_k, \quad s_1 \geq s_2 \geq \dots \geq s_k.$$

Daje to podstawę do wypisania poszczególnych wyrazów szeregu:

$$z(x_1) = m_1$$

$$u(x_1) = s_1$$

$$z(x_2) = m_1 + m_2$$

$$u(x_2) = s_1 + s_2$$

$$z(x_k) = m_1 + m_2 + \dots + m_k = M,$$

$$u(x_k) = s_1 + s_2 + \dots + s_k = S.$$

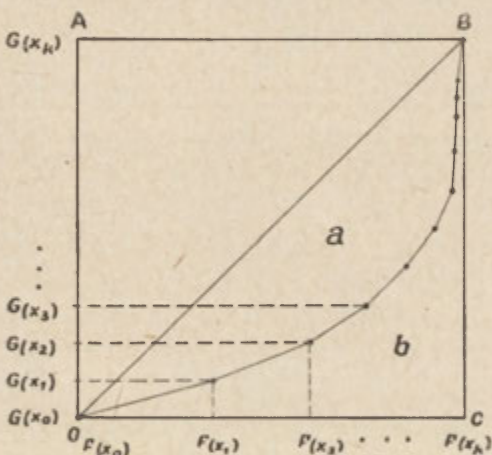
Zestawienie takie umożliwia znalezienie dla obu szeregów rozdzielczych dystrybuant empirycznych

$$F(x_i) = \frac{z(x_i)}{M} \quad \text{i} \quad G(x_i) = \frac{u(x_i)}{S},$$

gdzie: $F(x_0) = 0, F(x_k) = 1$

i analogicznie $G(x_0) = 0, G(x_k) = 1$.

Zestawiając pary liczb $\{F(x_i), G(x_i)\}; (i = 1, 2, \dots, k)$ przenosi się je w postaci punktów na płaszczyznę prostokątnego układu współrzędnych. Po złączeniu punktów odcinkami prostych otrzymuje się tzw. wielobok koncentracji (ryc. 3). Zazwyczaj linią łamaną aproksymujemy krzywą zwaną krzywą koncentracji Lorenza.



Zbiór wszystkich możliwych krzywych koncentracji wyznacza rodzinę krzywych. Ze zbioru tego analizuje się krzywą uzyskaną po uprzednim uporządkowaniu wyrazów według wcześniej podanej kolejności.

Przy proporcjonalnym wzroście cech, tzn. gdy 10% masy zajmuje 10% powierzchni, 20% masy 20% powierzchni itd., iloraz $F(x_i)/G(x_i) = 1$. W takim przypadku krzywa koncentracji pokrywa się z linią równomiernego rozdziału.

Dla wyznaczenia liczbowego wyrazu koncentracji oblicza się następującą wartość ilorazu:

Ryc. 3. Wielobok koncentracji

$F(x)$ i $G(x)$ — kumulowane szeregi uporządkowane według malejących mas i pól, OB — prosta równomiernego podziału, a — pole koncentracji

The polygon of concentration

$F(x)$ and $G(x)$ — cumulated series arranged according to the decreasing masses and areas, OB — line of uniform division, a — area of concentration

$$\eta = \frac{a}{a+b} =$$

$$= \frac{\text{pole koncentracji}}{\text{pole połowy kwadratu}}; \quad 0 \leq \eta \leq 1.$$

W ogólnym przypadku wskaźnik ten według J. Żurkowskiego (1969) określony jest wzorem

$$\eta = \frac{\int_0^1 [f(x) - g(x)] dx}{\int_0^1 g(x) dx},$$

gdzie: $x = g(x) \leq f(x) \leq h(x) = 1$, a krzywa koncentracji $y = f(x)$ jest funkcją ciągłą, przynajmniej dwukrotnie przedziałami różniczkowalną w przedziale $0 \leq x \leq 1$.

Pole koncentracji zawarte jest pomiędzy krzywą koncentracji a linią równomiernego podziału (ekwipartycji). Pole to ma nieprzypadkowy i charakterystyczny kształt, dzięki czemu plastycznie uwidacznia zjawisko koncentracji. Skrajna dekoncentracja to równomierny rozkład, w którym przebieg krzywej Lorenza jest zgodny z przekątną kwadratu ($g(x) = x$). Skrajna koncentracja — to krańcowa nierównomierność. W tym przypadku krzywa ma jeden skok.

Przybliżonego obliczenia η można dokonać korzystając z wielu znanych metod interpolacyjnego całkowania, np. metody prostokątów, metody Simpsona. Polscy geografowie używają do tego celu wzoru M. Najgrakowskiego (1963) uzyskanego z całkowania pola koncentracji metodą trapezów

$$\eta = 5000^{-1} \sum_{i=1}^k 0,5s_i(M_{i-1} + M_i) - 1,$$

gdzie: $M_n = m_1 + m_2 + \dots + m_n$,

$$\frac{m_1}{s_1} \leq \frac{m_2}{s_2} \leq \dots \leq \frac{m_k}{s_k},$$

m — odsetek masy obiektów,

s — odsetek powierzchni jednostki przestrzennej.

Poza niewątpliwymi zaletami wspomniana metoda posiada szereg wad. Do najważniejszych zaliczyć można nieporównywalność wyników opartych na stosunkach pól. Bierze się to stąd, że dwie krzywe mogą mieć równe wskaźniki $\eta_I = \eta_{II}$, mimo że na obu terenach obiekty nie są w jednakowej mierze skoncentrowane. Pierwsza krzywa może mieć wybrzuszenie w górnym rogu kwadratu, druga — wybrzuszenie blisko lewego, dolnego rogu. Badacze posługujący się tą metodą najchętniej uzupełniają wskaźniki rysunkiem. Przedstawienie wiązki krzywych koncentracji ma niewątpliwą przewagę nad prezentacją tylko zbioru wskaźników.

Na wynik η wpływa dodatkowo uboczny czynnik, jakim jest wielkość jednostki podziału. Z tego powodu rezultaty są nieporównywalne dla różnego rodzaju jednostek administracyjnych.

Wskaźnik Lorenza przy badaniu koncentracji szeregu zjawisk przestrzennych w wielu dyscyplinach naukowych, m. in. w badaniach demograficznych, stosowali K. Bromek (1967), R. Jedut (1961), L. Kosiński i M. Jerczyński (1967), Z. Ziolo (1968); w geografii przemysłu — A. Kukliński (1964), M. Najgrakowski;

w pracach ekonomicznych — E. Luchter i S. Waclawowicz (1963).

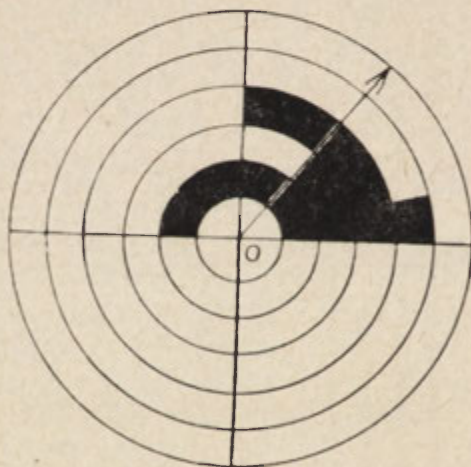
Wskaźnik J. Steczkowskiego

Steczowski (1967) proponuje własny wskaźnik koncentracji o własnościach równoważnych do wskaźnika Lorenza, ale łatwiejszy do wyliczenia.

$$W_k = \frac{\sum_{i=1}^n |m_i x_i - \bar{x}_w|}{2 \sum_{i=1}^n m_i x_i - \bar{x}_w},$$

gdzie: \bar{x}_w jest średnią ważoną cechy $x_i (i = 1, 2, \dots, n)$. Wartość tego wskaźnika mieści się w jednostkowym przedziale $0 \leq W_k \leq 1$. Przy $W_k = 0$ zjawisko rozmieszczone jest w sposób równomierny, każda jednostka charakteryzuje się średnim poziomem zjawiska. Całkowita koncentracja zachodzi przy drugiej ekstremalnej wartości $W_k = 1$, wtedy zjawisko występuje tylko w jednej jednostce przestrzennej.

Wzorem tym posługiwać się można również w przypadkach, kiedy występują cechy jakościowe. Należy wtedy przekształcić je w cechy mierzalne, nadając poszczególnym klasom rangi. W celu wzbogacenia wymowy uzyskanego wskaźnika Steczkowski postuluje dołączanie wykresu rozkładu zjawiska. Wykres taki przyjmuje postać tarczy o liczbie pierścieni równej ilości klas i o strefach zacernionych w sposób proporcjonalny do udziału pierścienia w stosunku do całego koła. Ma to na celu lepsze zharmonizowanie z przestrzenną oceną zjawiska (ryc. 4).



Ryc. 4. Graficzne przedstawienie wskaźnika koncentracji Steczkowskiego. Skala $35^\circ = 10\%$

Biegunowy układ współrzędnych o początku w punkcie 0 i promieniu wodzącym r

Graphic presentation of Steczkowski's concentration coefficient. Scale $36^\circ = 10\%$

Polar coordinates system with the beginning in the point 0 and with radius-vector r

Źródło (Source): J. Steczkowski, 1967

Wskaźnik E. Vielrosegó

Vielrose (1954) opublikował artykuł, w którym przedstawił zmodyfikowaną

wersję wzoru Lorenza na obliczenie wskaźnika koncentracji w przypadku występowania cech niemierzalnych. Mamy wtedy do czynienia z jednym szeregiem statystycznym. Omawiany wskaźnik przybiera postać:

$$K_v = 1 - \frac{2S}{(n-1)}, \quad 0 \leq k_v \leq 1,$$

gdzie ciąg l jest uporządkowany w kolejności wzrastającej w taki sposób, aby ostatnia suma częściowa szeregu $l' = 100$, $l =$ wartość cechy,

$$S = l_1 + (l_1 + l_2) + \dots + (l_1 + l_2 + \dots + l_{n-1}) = l'_1 + l'_2 + \dots + l'_{n-1},$$

n — liczba jednostek terytorialnych.

Ważony wskaźnik koncentracji terytorialnej T. Marszałkowiczowej Marszałkowicz (1960) w swoich publikacjach dotyczących zagadnień terytorialnego rozmieszczenia zjawisk rolniczych przedstawia wzór przyjmujący następującą postać:

$$K_{mv} = 1 - \frac{2 \sum v l' - \sum v l}{10\,000},$$

v — nieprocentowy wskaźnik struktury cechy służącej do „ważenia” poszczególnych jednostek terytorialnych,

l — wskaźnik struktury cechy, której nierównomierność rozmieszczenia jest przedmiotem mierzenia,

l' — skumulowany wskaźnik struktury.

Jak w większości przypadków wartości wzoru przyjmują realizacje z przedziału jednostkowego $<0,1>$. W szczególnym przypadku równych wag $v_1 = v_2 = v_3 = \dots = v_n$ wzór ten przybiera uproszczoną postać, równoważną wzorowi Vielro-sego.

Wskaźnik P. S. Florence'a

Różnicowy wskaźnik koncentracji Florence'a (1948) przyjmuje stosunkowo prostą postać:

$$K_f = \frac{1}{2} \frac{\sum_{r=1}^n z_r}{100}, \quad 0 \leq K_f \leq 1,$$

w którym: $z_r = x_r - y_r$, a odpowiednie zmienne oznaczają:

x_r — badany szereg,

y_r — szereg bazy porównawczej.

Wskaźnik ten przedstawia stosunek procentowego udziału jakiegoś zjawiska na danym terenie do udziału procentowego w wartościach ogólnokrajowych. W odróżnieniu od sposobu obliczania wskaźnika Lorenza przy obliczaniu wartości K_f nie żąda się monotoniczności ciągu badanej zmiennej. Wymaga się jedynie różnic

odpowiednich par wyrazów $z = x - y$, sumowania różnic o tym samym znaku i dzielenia wyniku przez 100 (por. tab. 2).

Tabela 2

Technika obliczania wskaźnika Florence'a

Szeregi rozdzielcze		Różnice zmiennych $z = x - y$		
x	y	+	-	uwagi
x_1	y_1	z_1		$x_1 > y_1$
x_2	y_2		z_2	$x_2 < y_2$
...
x_n	y_n	z_n		$x_n > y_n$
100	100	$\frac{1}{100} \sum_{z_i > 0} z_i$		

Łatwość wyznaczania wskaźnika Florence'a sprawiła, że wielu autorów posłużyło się nim w badaniach geograficznych. Między innymi na tym wskaźniku oparli swoje analizy terytorialne: S. Heřman (1967), Z. Ziolo (1968).

W celu wyznaczania koncentracji obiektów w przestrzeni można adaptować metodę opartą na kumulowanych szeregach. Chodzi o uogólniony przez B. Kostрубca (1971a) wskaźnik D. Creamera.

Każda badana jednostka terytorialna ($j = 1, 2, \dots, N$) podzielona zostaje na pewną liczbę n_j jednostek niższego szczebla; a_{ij} ($i = 1, 2, \dots, n_j$) oznacza liczbę obiektów w i -tej części j -tej jednostki przestrzennej, gdzie:

$$\sum_{i=1}^{n_j} a_{ij} = A_j.$$

Wskaźnik koncentracji obiektów w j -tej jednostce oblicza się na podstawie następującej nierówności

$$[p_j]^1 = \sum_{i=1}^{p_j} \frac{a_{ij}}{A_j} \geq B,$$

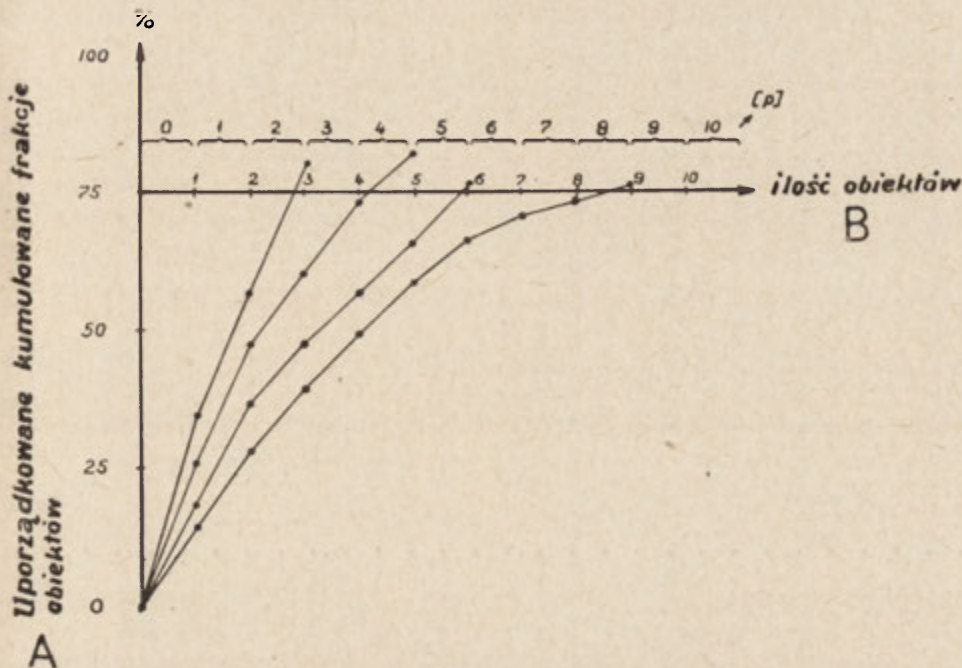
gdzie B jest wartością z prawego krańca przedziału (0, 1). Przed obliczaniem $[p_j]$ należy uporządkować j dla każdej jednostki przestrzennej według malejącego udziału

$$a_{jI} \geq a_{jII} \geq a_{jIII} \geq \dots \geq a_{jN},$$

przy czym $[p_j]$ jest liczbą naturalną $\leq n_j$ wyznaczającą B procentowy punkt ogiwy szeregu rozdzielczego a_{ij} . Poziom $B = 75\%$ jest wielkością gwarantującą dostateczne zróżnicowanie zbioru jednostek przestrzennych wyższego szczebla. Wskaźnik ten

¹ Część całkowita liczby p_j oznaczona $[p_j]$, zwana też entier p_j ; wartość tej funkcji jest największą liczbą całkowitą nie przewyższającą liczby p_j .

interpretować można jako najmniejszą liczbę subjednostek obejmujących 75% całkowitej ilości obiektów. Ilustrację tej właściwości przedstawia ryc. 5.



Ryc. 5. Geometryczna interpretacja wskaźnika Creamera

[P.] — entier z 75% punktu krzywej kumulacyjnej i -tej jednostki przestrzennej

Geometric interpretation of Creamer's index

[P.] — entier from 75% point of cumulative curve i -spatial unit, A — regulated, cumulated fractions of objects, B — number of objects

Na podstawie dotychczas przedstawionych wzorów nie można określić wzajemnego położenia obiektów względem siebie. Wskaźniki te były funkcjami zależnymi od liczby obiektów i pola, na którym były rozsiane. Przy stosowaniu tych wskaźników nie brano pod uwagę wzajemnych odległości odgrywających pierwszoplanową rolę. Odległości te wpływają na jakość i ilość powiązań pomiędzy obiektami.

W dalszej części opracowania przedstawiono kilka wskaźników będących funkcjami zależnymi od liczby obiektów i odległości pomiędzy nimi.

METODY CENTROGRAFICZNE

Metoda centrograficzna wprowadzona do literatury przez A. E. Światłowskiego i W. C. Eellsa (1937) to szukanie miary rozmieszczenia geograficznych obiektów (zazwyczaj chodzi o ludność), miary niezależnej od stosowanego podziału terytorialnego. Metody te okazały się nader przydatne. W ZSRR powołany został w 1926 r. Instytut Centrograficzny im. D. I. Mendelejewa prowadzony przez kilka lat przez A. E. Światłowskiego. Od chwili ukazania się prac radzieckich geografów pojawiła się duża ilość wskaźników opartych na tej zasadzie. Do najważniejszych zaliczyć można:

1. Środkowy punkt (median point) wyznaczony przecięciem się dwóch prostopadłych linii podziału populacji na połowy. Początek tak powstałego układu współrzędnych może się przesunąć w zależności od położenia osi. Liniami równoległymi do tych osi możemy dalej dzielić populację na ćwiartki, części dziesiątne, setne itp., przy czym punkty przecięcia tych linii zwane są kwartylidami, decylidami, centylidami itd. Zdaniem L. Kosińskiego (1967) na lokalizację środkowego punktu ludności każda jednostka wywiera jednakowy wpływ, niezależnie od swego położenia, dlatego jest on mniej niż środek ciężkości (o którym będzie za chwilę mowa) narażony na modyfikujący wpływ wartości ekstremalnych. Ponadto zmiana położenia jednostki w ramach ćwiartki populacji nie oddziałuje na położenie tego punktu. Miara ta, będąc bardziej stabilna niż środek ciężkości, nadaje się do badania rozmieszczenia różnych zjawisk na tym samym obszarze w tym samym czasie.

2. Środkowe centrum, zwane inaczej środkiem zbieżności (median centre), jest to punkt, od którego suma odległości do rozszaniach wokół jednostek jest minimalna, innymi słowy jest to punkt najmniejszej sumy podróży. Często nazywany jest „środkiem miedzi”. Metoda ta ma zastosowanie do optymalizacji lokalizacji scentralizowanych usług.

Jak stwierdza L. Kosiński (1967), położenie tego punktu można określać metodą najmniejszych kwadratów lub przy zastosowaniu przezroczystej maskownicy, na której zaznaczono koncentryczne koła. Istnieją również metody określania środka zbieżności przy założeniu korzystania tylko z ograniczonej liczby dróg.

3. Środek ciężkości — zwany też centrum ludności (mean point, centre of gravity, centroid) — to punkt, na którym można by równoważyć idealnie płaską mapę terytorium, obciążoną punktami rozłożonymi tak, jak rozmieszczona jest ludność. Miarę tę wprowadził R. Bachi (1957), a powierzchnie stosowane były przez Amerykańskie Biuro Spisów Ludności. W sensie statystycznym jest odpowiednikiem średniej arytmetycznej. W oparciu o to pojęcie zbudować można następną miarę centrograficzną, zwaną średnim odchyleniem odległości.

4. Średnie odchylenie odległości wyznacza średnią odległość każdego skupiska od środka ciężkości. Miarę tę wyznacza się przy pomocy wzoru

$$L = \frac{\sum_{i=1}^{K-1} N_i O_i}{\sum_{i=1}^{K-1} N_i}$$

N_i — oznacza ludność i -tej jednostki przestrzennej,

O_i — odległość badanej jednostki od środka ciężkości.

5. Standardowe odchylenie odległości będące analogonem dyspersji szeregu statystycznego jest wielkością skalarną niezmienniczą ze względu na obrót układu współrzędnych.

W metodzie tej centrum jednostki przestrzennej znajduje się w środku ciężkości masy (\bar{x}, \bar{y}) , gdzie:

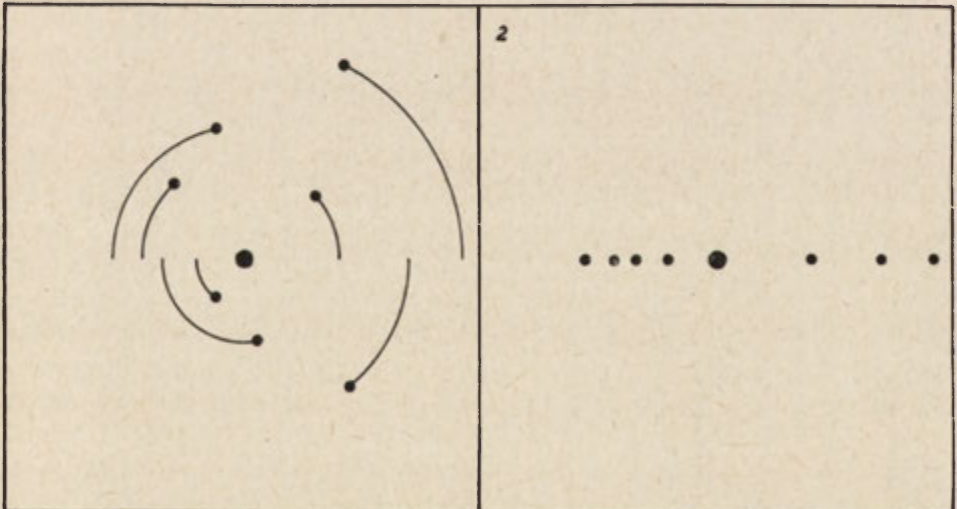
$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^k N_i x_i}{\sum_{i=1}^k x_i}, \quad \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^k N_i y_i}{\sum_{i=1}^k y_i}$$

są średnimi arytmetycznymi współrzędnych obiektów. Dyspersję dookoła centrum mierzymy za pomocą odległości standardowej

$$d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k N_i (x_i - \bar{x})^2 + \sum_{i=1}^k N_i (y_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^k N_i}}$$

Analogicznie wymierzać można rozproszenie obiektów w oparciu o odległości dzielące centra poszczególnych obszarów. Istnieje stały stosunek pomiędzy tymi dwiema dyspersjami; ich wartości w rzadkich tylko przypadkach zmieniają się pod wpływem różnic w podziale terytorialnym. Miary te są tym precyzyjniejsze, im bardziej szczegółowy jest podział administracyjny. Uogólnienie tej metody na przypadek n -wymiarowej koncentracji wokół środka podał w swojej pracy M. Guzek (1967).

Poważnym mankamentem metody centrograficznej w zastosowaniu do badania koncentracji jest nierozróżnienie kierunków rozsiewu obiektów wokół centrum. Uwzględnienie tylko odległości radialnych doprowadza do paradoksalnej sytuacji, w której dwie jednostki przestrzenne uzyskują tę samą miarę rozrzutu, mimo wyrażnej różnicy w konfiguracji zbioru obiektów (ryc. 6).

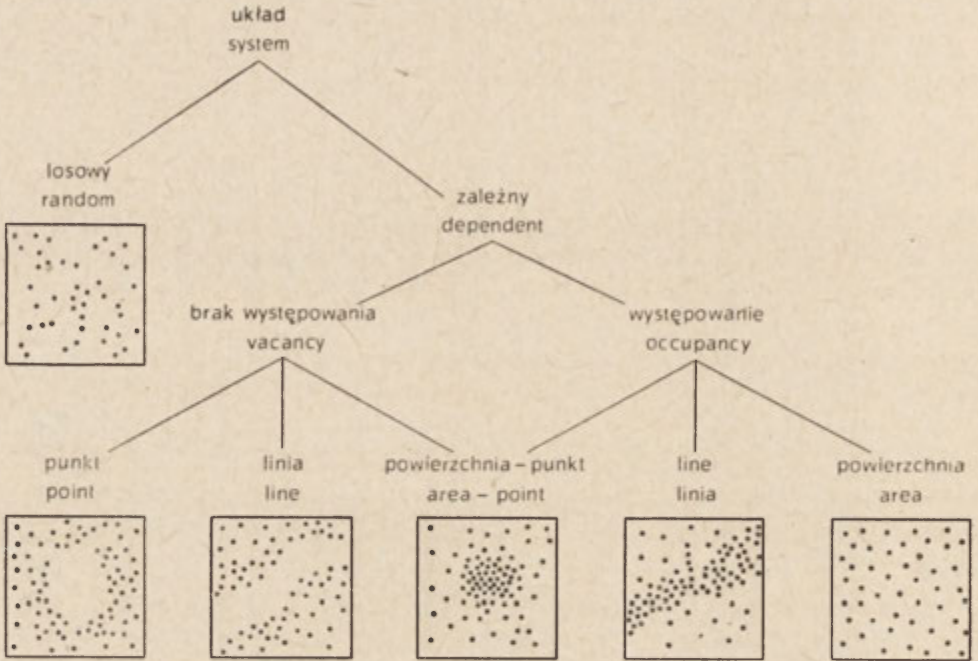


Ryc. 6. Równość miar centrograficznych $d_1 = d_2$ w przypadku różnych konfiguracji punktów
 Niezmiennność wskaźnika ze względu na obrót wzdłuż wybranej osi

Identity of centographic measures $d_1 = d_2$ in case of various configuration of points
 Invariability of the index on account of the turn along the selected axis

METODA NAJBLIŻSZEGO SĄSIADA

Ekolodzy roślin dużo uwagi poświęcili rozstawieniu (spacing) punktów (por. ryc. 7) i mierzeniu odległości pomiędzy nimi. Pomiary takie uwalniały badaczy od stosowania siatki kwadratów, a tym samym powodowały wyeliminowanie wpływu rozmiaru kwadratu.



Ryc. 7. Klasyfikacja układów punktów

Classification of point systems (patterns)

Źródło (Source): J. C. Hudson, 1969

Metodę najbliższego sąsiada adaptowali do badania zagadnień geografii osadnictwa P. J. Clark i F. C. Evans (1954). Za nimi stosowali ją M. F. Dacey (1962), L. Curry (1964) i A. Getis (1964). W Polsce metodą najbliższego sąsiada posłużyli się: C. Kania (1965) dla scharakteryzowania sieci osadniczej woj. opolskiego oraz R. Domański (1970) dla Okręgu Przemysłowego Konin—Łęczycza—Inowrocław. Metoda ta charakteryzuje badany zbiór punktów i pozwala mierzyć odchylenia od rozmieszczenia wzorcowego, czyli przypadkowego rozrzutu punktów. Wersja podana przez Clarka i Evansa jest najprostsza, wprowadza jednak tę niedogodność, że wymaga znajomości powierzchni elementarnych jednostek przestrzennych, na które podzielony jest rozpatrywany obszar. Metoda ta służy do identyfikacji układu punktów, a jej narzędziem badawczym jest odległość topograficzna. W metodzie tej osiedla potraktowane są jako punkty płaszczyzny, ponumerowane od 1 do N_i , w obszarze D_i o powierzchni s_i . Zakłada się, że każde miejsce ma taką samą szansę

na usytuowanie się tam punktu. Przez d_k oznaczamy najmniejszą odległość do k -tego punktu.

Średnia odległość do najbliższego sąsiada w D_1 wynosi

$$Z_{N_1} = \frac{1}{N_1} \sum_{k=1}^{N_1} d_k = d_1.$$

Gęstość osiedli w tym obszarze równa się $\delta_1 = N_1/s_1$. Na obszarze D_m , powstającym z D_1 przez powiększenie odległości w stosunku 1 : m , pole $D_m = s_m = s_1 m^2$, a gęstość

$$\delta_m = \frac{N_1}{s_1 m^2}, \quad \text{stąd} \quad \delta_m = \frac{\delta_1}{m^2}.$$

Średnie najbliższe sąsiedztwo w D_m , czyli Z_{N_m} jest równe mZ_{N_1} .

Na tej podstawie

$$m = \sqrt{\frac{\delta_1}{\delta_m}}; \quad Z_{N_m} = Z_{N_1} \sqrt{\frac{\delta_1}{\delta_m}}.$$

Wielkości Z_{N_1} i δ_1 nie charakteryzują obszaru D_1 w sposób jednoznaczny. Tak jak w przypadku wielu innych wskaźników zdarzyć się może, że w obszarach o odmiennym rozmieszczeniu osiedli gęstość osiedli i średnie najbliższe sąsiedztwo będą takie same. Dla scharakteryzowania konkretnego obszaru geograficznego, czyli dla porównania zespołów punktów, Clark i Evans proponują wskaźnik

$$R = \frac{Z_{N_1}}{Z_{N_m}} = \frac{d_1}{d_m},$$

który równa się ilorazowi średniego najbliższego sąsiedztwa w badanym obszarze do średniego najbliższego sąsiedztwa w obszarze wzorcowym. Idealną strukturą, jaka może powstać, jest christallerowska sieć trójkątów równobocznych, w których najbliższe sąsiedztwo jest równe bokowi trójkąta. Dla takiego regularnego zespołu punktów $R = 2,1491$ losowy zbiór punktów daje wartość $R = 1$, a całkowicie zaglomerowany zbiór (cluster) $R = 0$.

Dla obliczenia R należy $N-1$ razy wymierzać najbliższe sąsiedztwo prostoliniowymi odcinkami. Sumę odległości odniesioną do osiedli porównuje się z liczbą uzyskaną w wyniku przegrupowania współrzędnych zgodnie z normalnym rozkładem prawdopodobieństwa. Postępowanie takie bierze się stąd, że funkcja gęstości rozkładu odległości do najbliższego punktu w losowym zespole punktów ma postać następującą:

$$g(d) = 2\lambda\pi d e^{-\lambda\pi d^2}.$$

Wartość oczekiwana tego rozkładu wynosi $E(d) = 1/\sqrt{\lambda}$, a wariancja $V(d) = 4 - \pi/4\lambda\pi$. Rozkład ten aproksymować można rozkładem normalnym ze średnią

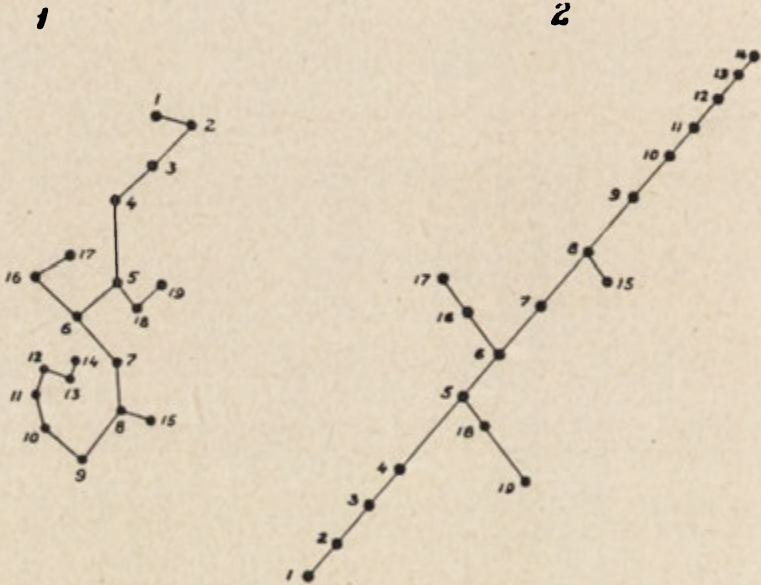
$$d_e = \frac{1}{2\sqrt{x}}$$

i wariancją

$$V(d) = \frac{4 - \pi}{4\lambda\pi N}$$

Mankamentem metody Clarka i wszystkich innych opartych na tej zasadzie jest opuszczanie tak ważnego czynnika, jakim jest wielkość osiedla. Badacze stosujący tę metodę próbują usunąć tę wadę, łącząc osiedla w zespoły według grup wielkości. Po tym zabiegu w dalszym ciągu brak powiązań pomiędzy zespołami różnych rang a ponadto poszczególne podzespoły punktów tracą na liczebności, co ma ogromne znaczenie przy małych zbiorach.

Metoda najbliższego sąsiada daje w wyniku połączeń kilka dendrytów pierwszego rzędu². Dendryty, jak wiadomo, są bardzo czułe na wszelkiego rodzaju zmiany położenia punktów, jak i zmiany wierzchołków, a w związku z tym ilość i długość dendrytów

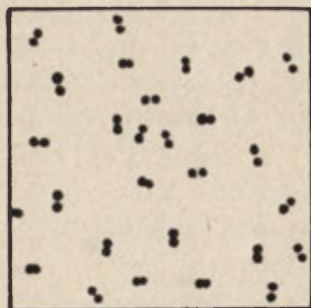


Ryc. 8. Jednakowa długość dendrytów $l_1 = l_2$ rozciągniętych na dwóch różnych zbiorach punktów
 Identical length of dendrites $l_1 = l_2$ spread out on two various sets of points

różnych rzędów jest bardzo labilna. Rozprostowanie konstrukcji dendrytu bez zrywania nie zmienia Z_{N_e} , co oznacza, że istnieje nieskończenie wiele układów o jednakowej średniej (ryc. 8), mimo wybitnie różniących się konfiguracji. Ponadto, jak

² Dendryty pierwszego rzędu (grafy bez cykli) utworzą się wtedy, gdy każdy element zbioru Z złączymy odcinkiem z najbliższym elementem tego zbioru.

wykazał to Rogers (1970), jeżeli badany zespół punktów tworzy konfigurację par sklejonych punktów, wydawać by się mogło z wartości $R = 0$, że mamy do czynienia z istnieniem doskonale zaglomerowanej sieci (ryc. 9), a w rzeczywistości jest inaczej. Aby temu zapobiec W. R. Thompson (1957), B. Kopociński (1960), M. F. Dacey (1964) sugerują użycie n -tych kolejnych najbliższych odległości, zastępując zawarte w tablicy, raz wykorzystane odległości, znakami nieskończoności. Metoda ta polega na wyborze według pewnych zasad jakiegoś punktu z populacji i wyznaczeniu odległości od 1., 2., ..., n -tego najbliższego sąsiada. Powtarzając tę procedurę dla pewnej liczby punktów — stanowiących wybraną próbę — możemy obliczyć parametry rozkładu odległości dowolnego rzędu. Te parametry wraz z rozkładem odległości każdego rzędu stanowią matematyczny opis układu przestrzennego. Taki sposób postępowania, chociaż najlepszy, jest ze względu na trudności analityczne i rachunkowe nie do pokonania. Badacze ograniczają się najwyżej do przyjęcia odległości szóstego rzędu (Dacey), porównując otrzymane średnie odległości do przeciętnych odległości losowego rozrzutu takiej samej ilości punktów na takiej samej powierzchni. I tak, dla dalszego uproszczenia, odległości mierzone są w sześciu sektorach sześcioboku foremnego przy ustalonym kącie położenia sekstansu. Dacey wykazał, że w hierarchicznie uporządkowanym układzie ośrodków centralnych, funkcja gęstości rozkładu gamma najwierniej aproksymuje empiryczne zachowanie się poszczególnych rzędów odległości.



Ryc. 9. Układ par punktów

Przykład Rogersa, gdy suma odległości do najbliższego sąsiada $R = 0$ mimo rozproszonego układu punktów

Fig. 9. System of pairs of points

Rogers's example when sum of distance to the nearest neighbour $R = 0$ in spite of dispersed system (pattern) of points

Zródło (Source): A. Rogers, 1970

ENTROPIA JAKO NARZĘDZIE BADANIA UKŁADU OSADNICZEGO

Dla scharakteryzowania konfiguracji zbioru punktów rozsianych na dużym obszarze posłużyć się można wzorem C. E. Shannona na miarę uporządkowania

$$H = - \sum_{i=1}^m p_i \log_2 p_i.$$

Mierzy się ją w jednostkach informacji zwanych „bitami”³. Dla wyznaczenia p_i należy pokratkować płaszczyznę i zliczyć punkty w oczkach jednakowego wymiaru. Niech:

k_i — będzie liczbą kraterów zawierających i punktów $0 \leq i \leq m_i$,

³ bit jest nazwą przyjętą z angielskiego określenia „binary digit”, co oznacza liczbę dwójkową — jedną z możliwości, bądź 1, bądź 0.

- m — maksymalną liczbą punktów znajdujących się w jednej kratce,
 p_i — k_i/Q — frakcją kratek zawierających i punktów. Wartość ta posiada te same własności, co numeryczne prawdopodobieństwo,
 Q — liczba kratek,
 B — liczba punktów o jednostkowej masie.

J. W. Miedwiedkow (1966), który wprowadził tę miarę do geografii ekonomicznej, wyróżnia 5 podstawowych rodzajów układów (sieci) w zależności od wielkości H . Są to:

I. Regularna sieć (R -sieć), która zawiera w każdej kratce jednakową ilość punktów. Dla tej sieci $H_R = 0$ i $m_0 = 0$. W przypadku regularnej sieci działa jedynie czynnik systematyczny, a organizacja lokalizacyjna jest maksymalna.

II. Sieć równowystępujących częstości (M -sieć), dla której pierwsza połowa krater zawiera q_1 , a druga q_2 punktów. Wtedy $H_M = 1$, $am_{q_1} = m_{q_2} = 0,5Q$.

III. Zaglomerowana sieć (A -sieć), w której wszystkie punkty skoncentrowały się w jednej kratce, a pozostałe kratki są puste.

Entropia A -sieci jest funkcją liczebności krater:

$$H_A = f(Q) = \log Q - \log(Q-1) + \frac{\log(Q-1)}{Q},$$

$$0 < H_A < 1, \quad \text{gdy} \quad m_0 > 0,5Q.$$

W tej sieci obok czynników systematycznych dochodzi do głosu przypadek.

IV. Heterogeniczna sieć (H -sieć). Każda gęstość występuje tylko raz $m_0 = m_1 = \dots = m = 1$ i w minimalnym kontraście z sąsiednimi kratkami

$$H_H = f(a) = \log(2a+1), \quad \text{gdzie} \quad a = \frac{B}{Q}.$$

V. Poissonowska sieć (P -sieć), którą tworzą losowo rozrzucone punkty.

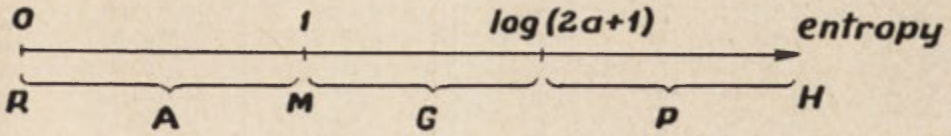
Dla niej

$$H_P = - \sum \frac{a^m}{m!} e^{-a} = \log_2 \left(\frac{a^m}{m!} e^{-a} \right) \approx 1,952 + 1,461 \log a + 0,193 (\log a)^2.$$

W tym przypadku entropia jest maksymalna i działa jedynie los. Im większa entropia, tym bardziej nieregularna sieć. Taka wzorcowa sieć rozpatrywana była we wzorze Steinhausa i metodzie najbliższego sąsiada. Spełnia ona warunki procesu Poissona:

a) prawdopodobieństwo wpadnięcia punktu do dowolnej kratki zależy jedynie od jej rozmiarów,

- b) ilość punktów w jednej kratce nie ma wpływu na ich ilość w innej (brak korelacji przestrzennej),
- c) prawdopodobieństwo tego, że 2 punkty nałożą się jest bliskie zeru.
- Ostatni etap rozpoznania sieci — to umieszczenie otrzymanej wartości entropii dla badanego obszaru na osi H (ryc. 10).



Ryc. 10. Rodzaj sieci a wielkość entropii H

Typy wyróżnionych przez Miedwiedkova sieci: R — regularna, A — aglomerowana, M — medianalna, G — heterogeniczna, P — poissonowska

Type of network and magnitude of entropy H

Types of network singled out by Miedwiedkow: R — regular, A — agglomerated, M — medianistic, G — heterogeneous, P — Poisson

Chociaż nie ma to wpływu na wynik, wielkość entropii należy rozłożyć na dwie składowe, poissonowską i regularną (szum i sygnał):

$$H_C = H_P + H_R = H_P + 0 = H_P.$$

Podobnie ma się sprawa średniej gęstości rozpatrywanej sieci:

$$a_C = a_P + a_R, \text{ stąd } a_P = a_C - a_R.$$

Metoda Miedwiedkova przewyższa swoimi zaletami metodę najbliższego sąsiada ze względu na prostotę i łatwość interpretacji wyników. Jednakże trudno wyłonić przy jej pomocy obszary cząstkowe o zróżnicowanej koncentracji punktów osadniczych i nie stwarza ona możliwości kartograficznego przedstawienia rezultatów. Sama entropia zależy od wielkości kratki dzielącej obszar. Jeżeli istnieje taki podział, że w każdej kratce zawarta jest taka sama liczba punktów, to system będzie jednorodny pod względem tego podziału. Jego entropia równa się wtedy zeru. Inne podziały dadzą dodatnie entropie. Podział dający przy skończonej liczbie punktów maksymalną entropię scharakteryzuje sieć jako najbardziej nieregularną.

Wspomniana trudność występowała już we wzorze Steinhausa, który wymagał wykreślenia charakterystyki sieci (a nie tylko pojedynczego pomiaru wskaźnika), aby rozpoznać jej własności.

Pojedyncza wartość H obliczona dla polskiej sieci miast i osiedli z 1960 r. przy podziale na 3116 krutek kwadratowych po 100 km² każda, a obejmująca zbiór 876 miast, daje wartość $H = 0,8935$ (tab. 3). Wartość ta przemawia za uznaniem sieci polskich miast za losowo rozrzucone po obszarze kraju.

Obliczenie entropii dla zbioru miast w Polsce

m_i	k_i	p_i	$-p_i \log_2 p_i^*$
0	2342	0,754	0,3103
1	703	0,223	0,4828
2	56	0,018	0,1043
3	7	0,0022	0,0009
4	3	0,001	0,0001
5	3	0,001	0,0001
6	1	0,0003	—
7	1	0,0003	—
razem	3116	$\sim 1,0000$	$H = 0,8985$

* Wartości iloczynów $-p_i \log p_i$ odczytano z tablic zamieszczonych w książce braci Ja-głomów (1963).

WŁASNOŚCI WSKAŹNIKA KONCENTRACJI

Żąda się od obiektywnego wskaźnika mierzącego koncentrację, aby wraz ze ściąganiem istniejących obiektów do jednego punktu (co jest równoznaczne ze zwiększeniem masy punktu) koncentracja układu wzrastała do nieskończoności. W miarę nieskończonego oddalania się obiektów od siebie, koncentracja układu zmierzała do zera.

Stwierdzono już, że te proste warunki nie zostały spełnione dla większości z przedstawionych wzorów. Poniżej zestawiono podstawowe, wykorzystywane pojęcia i wyłoniono zespół czynników wpływających na proces koncentracji:

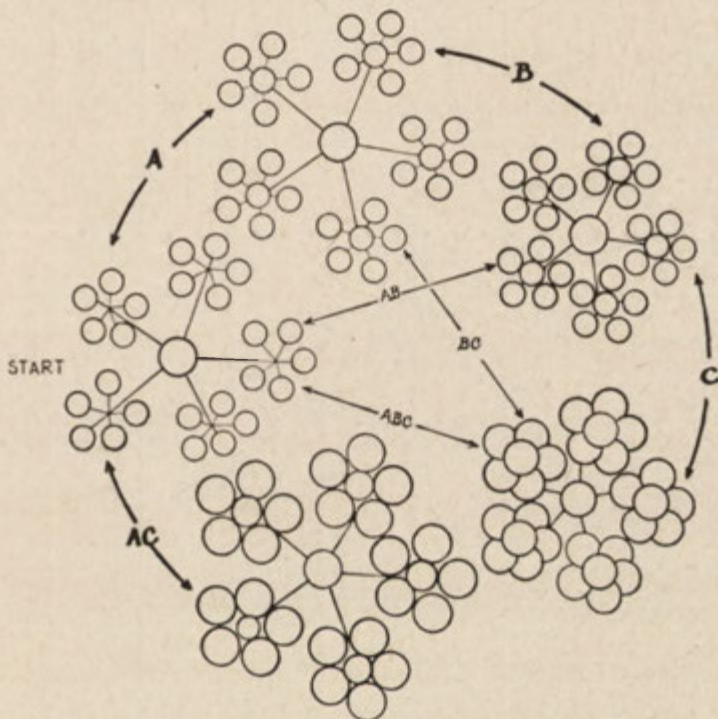
- n — liczba punktów (obiektów),
- d — prostoliniowa odległość pomiędzy nimi,
- m — masa punktu (wielkość).

W rozpatrywanym schemacie każde podstawowe pojęcie może być stałe „c” lub zmienne „v” w czasie. Ogółem wytworzyć się może osiem ($2^3 = 8$) podstawowych stanów, od E1 do E8.

- | | | | | |
|-----|-------|-------|-------|---|
| E1. | m_c | n_c | d_c | — koncentracja niezmienna w czasie |
| E2. | m_c | n_c | d_v | } — stany $Ei (i = 2, 3, \dots, 8)$ zmienne w czasie. |
| E3. | m_c | n_v | d_v | |
| E4. | m_v | n_v | d_v | |
| E5. | m_v | n_c | d_c | |
| E6. | m_v | n_c | d_v | |
| E7. | m_v | n_v | d_c | |
| E8. | m_c | n_v | d_c | |

W praktyce nie tylko stan $E1$ pozostawia niezmienny współczynnik koncentracji w czasie. Stałą wartość współczynnika zachować można w pozostałych stanach $Ei (i = 2, 3, \dots, 8)$, o ile wpływy zmian poszczególnych składowych zrównoważą się wzajemnie. Jeżeli zwiększą się masy obiektów, to żeby zachować tę samą koncentrację, należy bądź oddalić obiekty od siebie, bądź zredukować ich ilość. Na podstawie ciągłości zmian wskaźnika koncentracji stwierdzić można, że identyczne konfiguracje odpowiednio równych obiektów mieć będą ten sam wskaźnik koncentracji, ale dwa zbiory o równym wskaźniku koncentracji nie muszą się koniecznie pokrywać.

Stany $E2$ do $E8$ nasilają względnie osłabiają koncentrację w zależności od kierunku idących zmian. Można przewidzieć rezultaty powstających zmian, śledząc rycinę 11. W badanym procesie koncentracji biorą udział wszystkie rozpatrywane



Ryc. 11. Przejście z jednego stanu do pozostałych

Zdarzenia: A — zmiana liczby obiektów, B — zmiana odległości pomiędzy obiektami, C — zmiana masy obiektów; AB , AC , BC , ABC — koniunkcje zdarzeń A , B , C

Passage from one position to the remaining one

Occurrences: A — change in the number of objects, B — change in the distance between objects, C — change in the mass of objects; AB , AC , BC , ABC — conjunctions of events A , B , C

obiekty. Jak z ryciny odczytać można, proces ten jest nosicielem sił, i to sił przeciwnych: koncentracja — sił dośrodkowych, dekoncentracja — odśrodkowych,

W omawianej rycinie 11 nasilenie lub osłabienie koncentracji uzyskamy śledząc kierunek strzałek. Układ powiązań sugerować może równoważność pojęć: koncen-

tracja i centralizacja, wynika to jednakże z niedoskonałości obrazu. Koncentracja jest pojęciem szerszym, którego szczególnym przypadkiem jest centralizacja.

Czynniki składowe nie występują w każdym wzorze z dotychczas poznanej serii. Dlatego też istnieją wzory nie reagujące na wszystkie przejścia ze stanu wyjściowego $E1$ do pozostałych stanów. Wykazuje to zbiorcza tabela 4, uwidaczniająca przydatność poszczególnych metod i przeprowadzone równocześnie porównania tych metod ze względu na uniwersalność.

Tabela 4

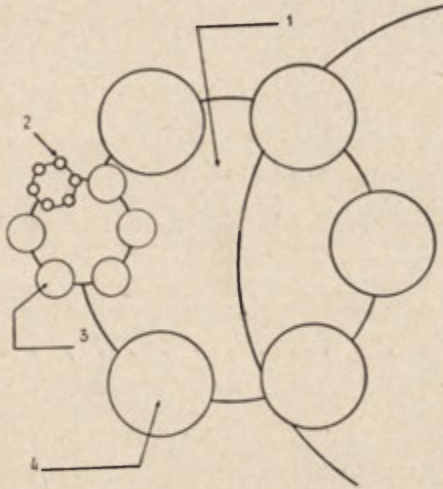
Czułość wskaźnika koncentracji na przejście z pierwszego stanu do pozostałych

Wskaźnik	Przejście do stanu						
	$E2$	$E3$	$E4$	$E5$	$E6$	$E7$	$E8$
Woeikofa-Meyniera	—	—	+	+	+	+	—
Bernarda	—	+	+	—	—	+	+
Cloziera	—	+	+	—	—	+	—
Monkhouse'a	—	+	+	—	—	+	—
Pawłowskiego	—	+	+	—	—	+	—
wg Czarneckiego	—	—	+	+	+	+	—
Demangeona	—	+	+	—	—	+	+
Sorre'a	—	+	+	—	—	+	+
Robinsona—Barnesa—Mathera	+	+	+	—	+	—	—
Kanta	—	—	+	+	+	—	—
Debouverie'go	—	—	+	+	+	+	—
Zierhoffer'a	—	+	+	—	—	+	+
Bircha	+	+	+	—	+	—	—
Tanioki	—	+	+	+	+	—	—
Auerbacha	—	+	+	—	—	+	—
Uhorczaka	+	+	+	—	+	+	+
Hoovera	—	+	+	—	—	+	+
Steinhaus'a	+	+	+	—	+	—	—
Lorenza	—	—	+	+	+	+	—
Steczkowskiego	—	—	+	+	+	+	—
Vielrosego	—	—	+	+	+	+	—
Marszałkowicz	—	—	+	+	+	+	—
Florence'a	—	—	+	+	+	+	—
Creamera	—	—	+	+	+	—	—
Clarka-Evansa	+	+	+	—	+	+	+
Światłowskiego	+	+	+	—	+	+	+
Miedwiedkowa	+	+	+	—	+	+	+

Z tabeli 4 widać, że wskaźnik mierzący zjawiska koncentracji musi reagować na przejście do stanu $E4$, jako koniunkcji zmian głównych składników procesu koncentracji (m_v , n_v , d_v). Najmniejsza ilość wskaźników reaguje na przejście do stanu $E2$ (m_c , n_c , d_v), bo tylko 7, i do stanu $E8$ (m_c , n_v , d_c), bo 9, najwięcej — na przejście do stanów $E6$ i $E7$.

Z drugiej strony na największą ilość przejść jednocześnie reaguje grupa najbardziej skomplikowanych wskaźników, tj.: Uhorczaaka, Clarka-Evansa, Światłowskiego i Miedwiedkowa.

Wychodząc z elementarnej cegiełki sieci osadniczej, jaką jest pojedynczy dom, można z grubsza przedstawić schemat powstawania wyższych organizmów w wyniku koncentracji. Poprzez rozwój poszczególnych szczebli w hierarchii sieci osadniczej dochodzi się do końcowej postaci, jaką jest aglomeracja wielkomijska (por. ryc. 12).



Ryc. 12. Uproszczony schemat jakościowych przekształceń spowodowanych koncentracją
1 — sieć regionalna, 2 — dom, 3 — jednostka osadnicza, 4 — zespół osadniczy złożony

A simplified qualitative diagram of changes induced by concentration
1 — regional network, 2 — house, 3 — settlement unit, 4 — settlement complex, composed

KONCENTRACJA ZBIORU PUNKTÓW NA PŁASZCZYŹNIE

WYPROWADZENIE WZORU

Zgodnie z celem pracy przedstawiony zostanie wskaźnik jednoznacznie określający koncentrację skończonego zbioru punktów. Wprowadzono następujące oznaczenia: liczba elementów zbioru Z wynosi N , są nimi punkty $(P_1, P_2, \dots, P_N \in Z)$. Uporządkowane pary liczb rzeczywistych (x_i, y_i) oznaczają współrzędne punktów $P_i (i = 1, 2, \dots, N)$.

Długość prostoliniowego odcinka łączącego dwa punkty na płaszczyźnie oznaczamy przez

$$d_{ik} = |P_i - P_k| = |P_k - P_i| = \sqrt{(x_i - x_k)^2 + (y_i - y_k)^2}$$

$(i, k = 1, 2, \dots, N)$. Zamiast zwykłej odległości w celu pozbycia się niewymierności będzie rozpatrywać się jej kwadrat:

$$d_{ik}^2 = (x_i - x_k)^2 + (y_i - y_k)^2 = d_{ki}^2.$$

Praktycznie rzecz biorąc, w analizie tej mamy do czynienia z punktami materialnymi. Zakładamy wstępnie, że masy tych punktów są jednostkowe

$$m_1 = m_2 = \dots = m_N = 1.$$

Dla lepszej pogładowości przy wyprowadzaniu formuły na wskaźnik koncentracji wszelkie operacje numeryczne ilustrować się będzie intuicyjnymi pojęciami zaczerpniętymi z teorii grafów.

Rozpatrywanie pola obszaru, na którym leży zbiór Z , stwarza przeszkody w zadowalającym ujęciu zagadnienia koncentracji. Rozważano jedynie punkty z ich wzajemnymi położeniami na płaszczyźnie, co pozwala badać ich koncentrację w sposób niezależny od podziału administracyjnego.

Przy połączeniu każdego punktu z każdym innym prostoliniowymi odcinkami D_{ij} otrzymamy sztywny, jednoznaczny układ zachowujący pełnię informacji o konfiguracji punktów. Innymi słowy uzyskamy pełny, symetryczny i silnie spójny graf $\Gamma(Z, D)^4$.

⁴ Graf pełny to taki, w którym jeżeli $D_{ij} \notin D$, to $D_{ji} \in D$. Graf silnie spójny to taki, w którym dla dowolnego $P_i \neq P_j$ istnieje droga idąca z P_i do P_j ($i, j = 1, 2, \dots, N$). Graf symetryczny mamy wtedy i tylko wtedy, gdy $D_{ij} \in D$ oraz $D_{ji} \in D$.

$P_i \in Z$ są wierzchołkami grafu, a połączenia $D_{ij} \in D$ jego bokami. Uporządkowany i ujęty w postaci tablicy zbiór długości boków grafu tworzy symetryczną macierz odległości $\underline{\mathbf{D}}$. Ilość różnych połączeń pomiędzy N punktami w macierzy kwadratowej typu $N \times N$ wynosi $\frac{1}{2}N(N-1)$. Odległości leżące na głównej przekątnej $d_{ii} = 0$ dla każdego i .

$$\underline{\mathbf{D}} = \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} & \dots & d_{1N} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} & \dots & d_{2N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{N1} & d_{N2} & d_{N3} & \dots & d_{NN} \end{pmatrix}$$

Zadanie polega na przyporządkowaniu grafowi $\Gamma(Z, D)$ nieujemnej liczby $C = f\{\Gamma(Z, D)\}$. Ze względów czysto rachunkowych posłużono się tutaj kwadratami d_{ij}^2 . Odwrotność sumy kwadratów elementów macierzy $\underline{\mathbf{D}}^2$ (gdzie symbol ten jest różny od kwadratu macierzy $(\underline{\mathbf{D}})^2$) podzielonej przez ich liczbę uznano za wskaźnik koncentracji.

Zasadniczą kwestią było uproszczenie procedury rachunkowej dla uniknięcia pracochłonnej czynności, jaką jest odmierzanie $N(N-1)/2$ boków grafu i możliwość zastosowania maszyn cyfrowych. Zagadnienie zostało przełożone na język geometrii analitycznej. Pierwszą czynnością jest obliczenie sumy kwadratów odległości w macierzy $\underline{\mathbf{D}}^2$ (tab. 5), na podstawie której wyprowadzono wskaźnik koncentracji C .

Tabela 5

Kwadraty odległości pomiędzy punktami

$k \backslash i$	1	2	3...	N
1	d_{11}^2	d_{12}^2	$d_{13}^2 \dots$	d_{1N}^2
2	d_{21}^2	d_{22}^2	$d_{23}^2 \dots$	d_{2N}^2
3	d_{31}^2	d_{32}^2	$d_{33}^2 \dots$	d_{3N}^2
\vdots	\vdots	\vdots	$\vdots \vdots \vdots$	\vdots
N	d_{N1}^2	d_{N2}^2	$d_{N3}^2 \dots$	d_{NN}^2

Podana w pracy autora (1969b) skomplikowana postać tego wzoru:

$$C_2^5 = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i^2 + y_i^2) - \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{k>i}^N (x_i x_k + y_i y_k) \right]^{-1}$$

przy wykorzystaniu symboliki statystycznej daje się sprowadzić do znacznie prostszej postaci, wygodniejszej do praktycznych rachunków

$$C_2 = \frac{1}{S_x^2 + S_y^2},$$

⁵ C_2 oznacza, że koncentracja chmury punktów badana jest na płaszczyźnie (2-wymiarowa przestrzeń).

gdzie S^2 z odpowiednim wskaźnikiem oznacza wariancję danej współrzędnej w zbiorze rozpatrywanych punktów⁶.

Wspomniany wzór uzyskuje się w sposób następujący, wyrażając sumę elementów macierzy \underline{D}^2 przy pomocy współrzędnych, otrzymujemy:

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N d_{ik}^2 &= \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N [(x_i - x_k)^2 + (y_i - y_k)^2] = \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N \{ [(x_i - \bar{x}) - (x_k - \bar{x})]^2 + [(y_i - \bar{y}) - (y_k - \bar{y})]^2 \} = \\ &= N \sum_{i=1}^N [(x_i - \bar{x})^2 + (y_i - \bar{y})^2] + N \sum_{k=1}^N [(x_k - \bar{x})^2 + (y_k - \bar{y})^2] - \\ &\quad - 2 \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^N [(x_i - \bar{x})(x_k - \bar{x}) + (y_i - \bar{y})(y_k - \bar{y})] = \\ &= 2N \sum_{i=1}^N [(x_i - \bar{x})^2 + (y_i - \bar{y})^2] - 2 \left[\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x}) + (y_i - \bar{y}) \right]^2 = 2N \cdot N(S_x^2 + S_y^2), \end{aligned}$$

ponieważ podwójna suma znika, daje to wartość równą $2N^2(S_x^2 + S_y^2)$.

Po podzieleniu tego wyniku przez ilość połączeń, czyli przez $N(N-1)/2$, uzyskamy:

$$\frac{4N^2(S_x^2 + S_y^2)}{N(N-1)} = \frac{4N(S_x^2 + S_y^2)}{N-1}.$$

Czterokrotna odwrotność ostatniego wyrażenia jest poszukiwanym wskaźnikiem koncentracji C :

$$C = \frac{N-1}{N} \frac{1}{S_x^2 + S_y^2}.$$

Dla dużej liczby rozpatrywanych punktów wartość ułamka, poprzedzającego główną część wzoru, zmierza do 1, a

$$\lim_{N \rightarrow \infty} C_2 = \frac{1}{S_x^2 + S_y^2}.$$

Błąd powstający przy zastąpieniu współczynnika jedynką jest znikomy i zmierza do zera ze wzrostem liczebności zbioru punktów. Po tym uproszczeniu wskaźnik koncentracji na płaszczyźnie przyjmuje postać:

$$C_2 = \frac{1}{S_x^2 + S_y^2}.$$

Analogiczny wzór na koncentrację chmury punktów w n -wymiarowej przestrzeni ma jeszcze zwięźlejszą formę:

⁶ Tę ceną uwagę zawdzięczam dr. prof. J. Łukasiewiczowi, za którą w tym miejscu wyrażam Mu swoją wdzięczność.

$$C_n = \frac{1}{\sum_{i=1}^n S_i^2}$$

METODA OBLICZANIA WSKAŹNIKA C

Badaną chmurę punktów wpisujemy w prostokąt. Z kolei, prostokąt ten pokrywa się siatką kwadratów (sam sposób nakładania siatki ma charakter losowy). Następnie obliczamy marginalne częstości $n_{x_1}, n_{x_2}, \dots, n_{x_l}$ i $n_{y_1}, n_{y_2}, \dots, n_{y_k}$, zliczając punkty leżące w poszczególnych pionowych i poziomych paskach. Z uzyskanych rozkładów brzegowych obliczamy wariancje S_x^2 i S_y^2 , które dodajemy do siebie. Odwrotność tej sumy jest szukanym wskaźnikiem koncentracji.

W przypadku, w którym punkty posiadają niejednostkowe masy, sumujemy w paskach wagi punktów, będące wielokrotnościami mas jednostkowych. Dalsze obliczenia wskaźnika przebiegają identycznie jak w pierwszym przypadku dotyczącym nierozróżnialnych punktów.

Wskaźnikiem tym można określić pod względem skupienia i rozproszenia makrostrukturę sieci osadniczej (miast) i mikrostrukturę pojedynczych osiedli (domów). Z teoretycznego punktu widzenia przy wyznaczaniu koncentracji dobór ilości obiektów i rozmiar obszaru, na którym są one rozmieszczone może być dowolnie duży, byleby ilość obiektów przekraczała dwa i obszar był skończony. Analizując proces koncentracji zbadano reakcję wskaźnika na zmiany czynników odpowiedzialnych za ten proces tak w czasie jak i przestrzeni.

CZYNNIKI WPLYWAJĄCE NA KONCENTRACJĘ

Zmiana położenia punktów. Skupienie się lub oddalenie istniejących punktów powoduje skrócenie, względnie wydłużenie wzajemnych odległości pomiędzy punktami. I tak w przypadku, gdy odległość pomiędzy poszczególnymi obiektami zwiększymy 1-krotnie, to koncentracja zbioru powstałego w wyniku przekształcenia zmniejszy się 1²-krotnie. Ta ważna własność pośrednio uniezależnia wynik obliczeń wskaźnika koncentracji od skali mapy, z której odczytuje się współrzędne obiektów geograficznych.

Zmiana ilości punktów. Jak zmieni się koncentracja zbioru obiektów po dołączeniu dodatkowego obiektu? Uzależnione to od tego, gdzie jest umiejscowiony dodatkowy obiekt w badanym obszarze. Chodzi o to, aby dowiedzieć się, jaką postać przyjmie miejsce geometryczne punktów charakteryzujących się tym, że zbiór mocy N wzbogacony o jeden punkt nie zmieni pierwotnej wielkości wskaźnika koncentracji.

Zagadnienie polega na dobraniu takich współrzędnych dodatkowego punktu, by suma kwadratów odległości od punktów zbioru i kwadratów już istniejących połączeń w zbiorze, po podzieleniu przez końcową liczbę połączeń, nie zwiększała wskaźnika koncentracji.

Krzywą posiadającą daną własność jest okrąg o równaniu;

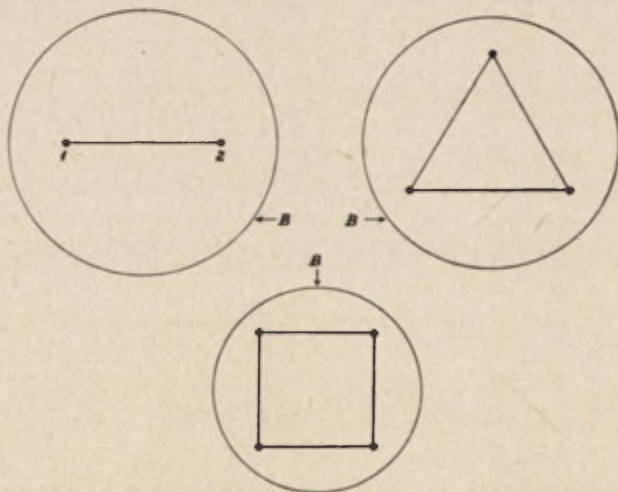
$$\left(x - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i\right)^2 + \left(y - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i\right)^2 = \frac{(N+1)\left[(N-1) \sum_{i=1}^N (x_i^2 + y_i^2) - 2 \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{k>i}^N (x_i x_k + y_i y_k)\right]}{N^2(N-1)}$$

oraz środkiem będącym w punkcie o współrzędnych równych średnim arytmetycznym współrzędnych obiektów i o promieniu równym pierwiastkowi kwadratowemu prawej strony równania koła. Okrąg ten, jednoznacznie przyporządkowany zbiorowi punktów, ma ważne znaczenie teoretyczne, gdyż przy jego pomocy można dociec jeszcze jednej przyczyny zmian koncentracji.

Dla skończonego zbioru N obiektów na płaszczyźnie istnieje okrąg rozdzielający tę płaszczyznę w taki sposób, że dołączenie obiektu

- wewnątrz koła powoduje wzrost koncentracji,
- na zewnątrz tego koła osłabia koncentrację,
- na obwodzie okręgu nie zmienia koncentracji rozważanego zbioru obiektów.

Na rycinie 13 przedstawiono okręgi rozdzielające płaszczyznę na obszary wzrostu i malenia koncentracji w przypadku dołożenia obiektu do zbiorów 2, 3, i 4-elementowych regularnie rozmieszczonych.



Ryc. 13. Koła B rozdzielające przestrzeń i ograniczające obszar nasilenia koncentracji po dołączeniu dodatkowego obiektu

Dołączenie obiektu wewnątrz koła B powoduje wzrost koncentracji, dołączenie na zewnątrz — osłabienie, a na obwodzie — nie zmienia koncentracji rozważanego zbioru punktów

Circles B dividing surface and limiting the area of concentration intensification after additional object being attached

Addition of the object inside circle B induces increase of concentration, addition outside — mitigation and at the periphery — no change in concentration of the examined set of points

Ustalając tą metodą okrąg odpowiedni do otoczonej aglomeracji miejskiej, można wyznaczyć region koncentracji osadniczej. Jak twierdzi K. Dziewoński, stanowić to może teoretyczną podstawę do wyznaczania obszarów tzw. deglomeracji, do delimitacji powierzchni, której nie powinno się zabudowywać, jeżeli chce się zapobiec nadmiernej, a zatem kłopotliwej, intensywności zabudowy.

Zmiana masy punktów. Dopuszczając do analizy obiekty o różnych masach wyrażonych przy pomocy wielkości geograficznych, przyjmujemy, że masa m poszczególnych obiektów jest całkowitą wielokrotnością jednostkowej masy (lub minimalnej) umiejscowionej w jednym punkcie.

Wektor mas badanego obszaru ma postać:

$$M = (m_1, m_2, \dots, m_N),$$

gdzie $M = \sum_{i=1}^N m_i$ oznacza całkowitą masę $N \leq M$.

Wyznaczanie koncentracji zbioru obiektów o różnych masach nie różni się niczym od sposobu już wcześniej omówionego. Obiekt o masie równej k potraktowany jest jak k obiektów jednostkowych posiadających wspólne współrzędne.

KONCENTRACJA MIAST I OSIEDLI W POLSCE

W tej części opracowania obiektami badań są miasta i osiedla w Polsce. Zakwalifikowanie obiektów do analizy oparte było na następujących zasadach: za obiekt przyjmowano tylko te jednostki osadnicze, które już posiadały status miasta lub osiedla⁷ albo uchwałą władz administracyjnych zyskały te prawa przed ostatnim badanym okresem. Definiując obiekty w ten sposób miano na uwadze kilka powodów. Chodziło przede wszystkim o uzyskanie dostatecznie dużej próbki, ponadto, z uwagi na sztuczny rozdział miasto-osiedle, dołączono te ostatnie. Jak zauważył A. Ginsbert (1967) „Osiedla miejskie zakresem swoich uprawnień i samodzielności gospodarczej nie różnią się niczym od miast niewydzielonych z powiatu”. Wreszcie ostatnią przyczyną było to, że dane statystyczne tych jednostek są w zasadzie łatwo dostępne.

Rozmieszczenie miast i osiedli na terenie Polski w roku 1960, jak wynika z załączonej mapy (ryc. 14), jest niejednolite. Położenie topograficzne miast i osiedli zaznaczone zostało punktami o jednakowej wielkości.

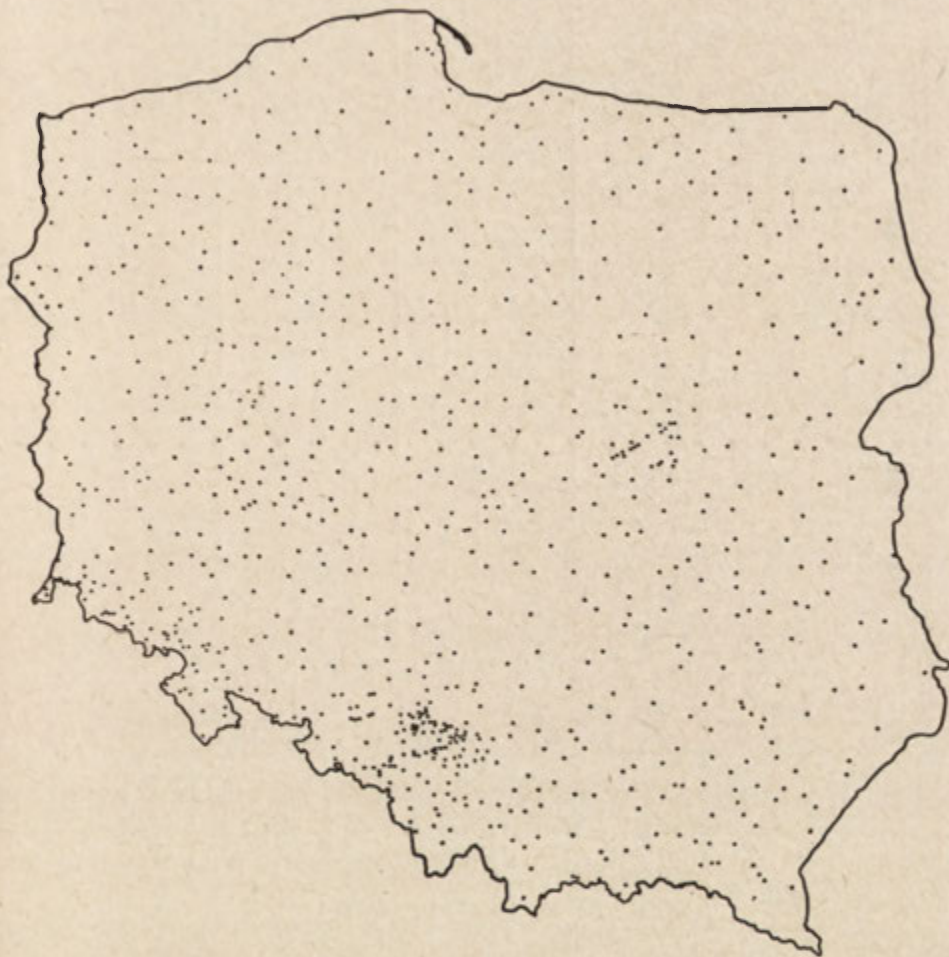
GĘSTOŚĆ MIAST I OSIEDLI W POLSCE

Wskaźnikiem określającym gęstość miast jest ilość miast istniejących na obszarze o tej samej wielkości. W tym przypadku wielkość miasta ani jego położenie nie odgrywają roli.

Największa gęstość miast występuje na Śląsku, w Wielkopolsce, na Pomorzu Zachodnim, Warmii i Mazurach. Stosunkowo mała gęstość występuje na obszarach dawnego pogranicza państw zaborczych, przede wszystkim Rosji carskiej i Austrii. Terenami o najniższej gęstości są: dolina górnej i środkowej Wisły, obszary północnego przygranicza Śląska pomiędzy Częstochową a Kępem, wschodnia część Wielkopolski oraz obszary zawarte pomiędzy Wielkopolską a Pomorzem oraz Mazowszem a Mazurami.

⁷ Osiedla miejskie utworzone prawnie dnia 25 IX 1954 r. („Dziennik Ustaw PRL”, nr 49, poz. 253). Figurują w zestawieniach statystycznych od 1955 r.

Innym wskaźnikiem również określającym gęstość miast na terenie kraju jest powierzchnia przypadająca na jedno miasto. Wszelkie badania ciągłe, które tutaj przeprowadzono, dotyczą dwóch powojennych przekrojów czasowych, a mianowicie lat 1950 i 1960, w których przeprowadzono powszechne spisy ludności. Wskaźniki



Ryc. 14. Położenie miast i osiedli w Polsce w 1960 r.
Town and settlement position in 1960, in Poland

gęstości z tych lat dla poszczególnych województw kształtują się odpowiednio (patrz tab. 6).

Gęstość sieci obejmującej 746 miast i 143 osiedla (łącznie 889 punktów) daje 445 km^2 powierzchni kraju na jeden punkt. Łączny obszar administracyjny miast i osiedli wynosi $20,7 \text{ tys. km}^2$, co stanowi $6,6\%$ całości obszaru kraju.

Tabela 6

Ilość km² obszaru województwa przypadająca na jedno miasto (osiedle) w latach 1950 i 1960

Województwa	Ilość km ² przypadających na 1 miasto		Zmiany w tym okresie w km ²
	1950	1960	
M. Warszawa	446	446	— 0
M. Kraków	230	230	— 0
M. Łódź	212	212	— 0
M. Poznań	220	220	— 0
M. Wrocław	225	225	— 0
Białostockie	701	681	— 20
Bydgoskie	371	359	— 22
Gdańskie	457	354	—103
Katowickie	272	101	—171
Kieleckie	695	526	—169
Koszalińskie	545	514	— 31
Krakowskie	374	279	— 95
Lubelskie	1035	776	—259
Łódzkie	488	439	— 49
Olsztyńskie	618	618	— 0
Opolskie	340	250	— 90
Poznańskie	281	265	— 16
Rzeszowskie	478	406	— 72
Szczecińskie	334	309	— 72
Warszawskie	599	426	—173
Wrocławskie	294	194	—100
Zielonogórskie	415	346	— 69

Źródło: tablicę opracowano na podstawie danych J. Dangla (1965).

ANALIZA ODLEGŁOŚCI MIAST POLSKICH

Celem tego paragrafu jest uporządkowanie zbioru miast Polski ze względu na ich topograficzne położenie, a następnie rozłożenie tego zbioru na części. Na zbiorze tym w sposób niezależny od podziału administracyjnego rozpięto najkrótszy dendryt wrocławski.

Zadanie jest ułatwione, ponieważ rozważany zbiór miast leży na płaszczyźnie, a więc znalezienie prostoliniowych odcinków łączących miasta i porównywanie ich długości nie wymaga obliczeń. Dendryt wrocławski to najkrótsze, niekoniecznie liniowe, uporządkowanie wszystkich miast. Długością dendrytu nazywamy sumę wszystkich jego boków (odcinków łączących miasta).

Konstrukcja dendrytu polega na połączeniu odcinkiem każdego miasta z najbliższym miastem sąsiednim. Utworzy się w ten sposób pewna liczba skupień pierwszego rzędu, które wiążemy następnie w skupienia drugiego rzędu, te z kolei w skupienia trzeciego rzędu. Iterujemy to postępowanie do zupełnego połączenia się całego zbioru miast polskich w jeden dendryt (ryc. 15). W naszym przypadku dendryt okazał się spójnym po wykorzystaniu połączeń czwartego rzędu. Na rycinie tej

wyróżniono połączenia różnych rzędów, stosując dla każdego z nich odrębną sygnaturę. Zaakcentowano także rangi węzłów (wierzchołków), odpowiadające ilości węzłów łączących wierzchołek.



Ryc. 15. Najkrótszy dendryt miast i osiedli Polski — 1960 r.
 1 — połączenia I, II, III, IV rzędu, 2 — węzły II, III, IV rzędu
 The shortest dendrite of towns and settlements in Poland, in 1960
 1 — connections I, II, III, IV class, 2 — junctions II, III, IV class

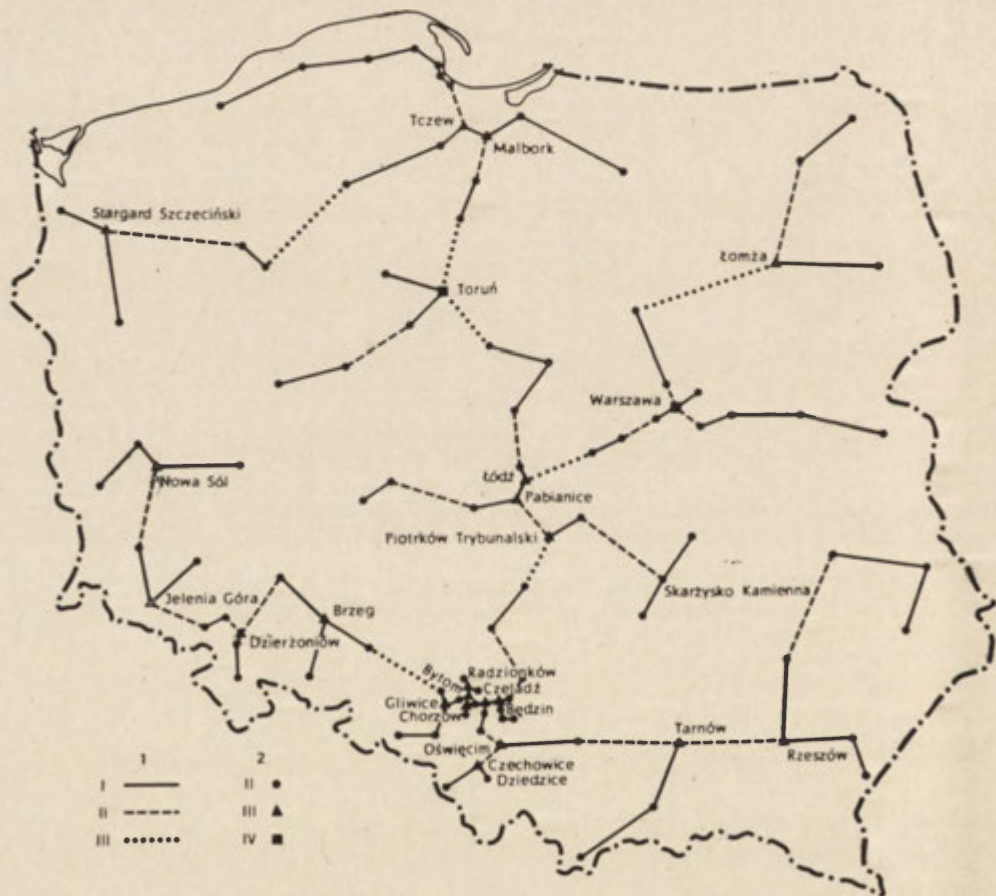
Ranga miasta niekoniecznie wiąże się z jego pozycją w hierarchii miast. Na przykład zbiór miast, którego elementy zostały połączone z sąsiednimi czterema więzami, jest następujący: Węgorzyno, Pniewy, Mosina, Jaworzyna Śląska, Międzybórz, Pakość, Ryn, Rzeszów, Ząbki, Milanówek, Lidzbark.

Dendrytowe uporządkowanie pozwoliło wydzielić pewną ilość grup miast. Po odrzuceniu 86 najdłuższych odcinków dendryt ten (ryc. 15) rozpadł się w sposób naturalny na 87 części, z których pewna ilość dominuje wielkością nad pozostałymi fragmentami. Części te wyróżniają się tak pod względem obszaru, na którym zalegają, jak i ilością miast do nich należących. Zasięgi najważniejszych wyodrębnionych zespołów to:

miasta doliny Odry,
 zgrupowanie miast ujścia Wisły,
 miasta Niziny Śląskiej,
 miasta terenu wielkopolsko-kujawskiego,
 miasta Polski centralnej,
 miasta południowo-wschodniego krańca Polski,
 miasta Pojezierza Mazurskiego.

Pozostałe zespoły miast bądź tworzą niewielkie zgrupowania, jak np. miasta Wyżyny Lubelskiej lub woj. kieleckiego względnie koszalińskiego, bądź rozpadły się na odizolowane wierzchołki.

Dla wyeliminowania wpływu mniejszych miast i dla wydobycia ważniejszych relacji analizę dendrytową powtórzono, opierając się tym razem na zbiorze 102 miast o liczbie mieszkańców przekraczających 20 tys. (ryc. 16).



Ryc. 16. Najkrótszy dendryt miast przekraczających 20 tys. mieszkańców

1 — połączenia I, II, III rzędu, 2 — węzły II, III, IV rzędu

The shortest dendrite of the towns above 20 thousand inhabitants

1 — connections I, II, III, class, 2 — junctions II, III, IV class

W tym przypadku całkowite połączenie w jednolite drzewo uzyskano łącząc 9 dendrytów II rzędu pięcioma połączeniami. Na rycinie 16 wyróżniają się dwa węzły o maksymalnej ilości połączeń, czyli czterech więzach — Warszawa i Toruń oraz szereg węzłów z trzema połączeniami: Stargard Szczeciński, Tczew, Piotrków Trybunalski, Skarżysko-Kamienna, Rzeszów, Tarnów, Czechowice-Dziedzice, Oświęcim, Czeladź, Będzin, Chorzów, Gliwice, Bytom, Radzionków, Brzeg, Dzierżonów, Jelenia Góra i Nowa Sól.

Uporządkowanie to pozwoliło wyróżnić: rozwinięty południowy pas podkarpacki, nadbałtycki ciąg miast, pas tworzący oś symetrii kraju (od Torunia ku Czechowicom-Dziedzicom) oraz łańcuchy: północno-wschodni, schodzący ku Warszawie, i północno-zachodni, od Szczecina do Tczewa.

Po rozbiciu dendrytu na części największym fragmentem jest południowy zespół miast województw: rzeszowskiego, krakowskiego i katowickiego.

LICZBA I WIELKOŚĆ MIAST I OSIEDLI W POLSCE

Masa obiektów M , czyli wielkość miast i osiedli, wyrażona zostaje ogólną liczbą ludności zamieszkującą te jednostki. Niezbędne dane, jak stan ludności poszczególnych miast i osiedli dla pierwszego przekroju czasowego, uzyskano na podstawie wyników Narodowego Spisu Powszechnego z dnia 3 grudnia 1950 r. w podziale administracyjnym z 15 czerwca 1951 r., a dla drugiego przekroju — w oparciu o wyniki Spisu Powszechnego z dnia 6 grudnia 1960 r. w podziale administracyjnym z 1 stycznia 1962 r.

Ilość obiektów N , czyli liczbę miast i osiedli dla kilku ważniejszych powojennych lat, zestawiono w tabelach 7 i 8.

Tabela 7

Liczba i wielkość miast w Polsce

Rok	Ogółem	Ludność w tys.						
		> 5	5—10	10—20	20—50	50—100	100—200	< 200
1946	732	466	135	69	41	10	7	4
1950	706	393	159	76	50	12	11	5
1960	746	311	193	132	68	20	13	9
1965	789	303	214	146	78	25	13	10

Tabela 8

Liczba i wielkość osiedli w Polsce

Rok	Ogółem	Ludność w tys.				
		> 2	2—5	5—10	10—14	< 14
1955	47	2	28	17		
1960	143	13	81	43	5	1
1965	102	7	59	31	3	2

Źródło: *Statystyki miast i osiedli 1945—1965*, tab. 2 i 3.

Dane te w rozbięciu na województwa — łącznie z miastami stanowiącymi wydzielone województwa i powiaty miejskie — podano w tabelach 9 i 10. Konsekwencją wzrostu ludności miejskiej jest przesuwanie się pewnej liczby miast do klas o wyższej randze.

Ogółem analizuje się 391 powiatów, w tym 74 miejskie. Po połączeniu miast wydzielonych otaczającymi je powiatami rozpatruje się 317 jednostek terytorialnych.

Tabela 9

Liczba i wielkość miast w rozbięciu na województwa

Województwa	Rok	Ogółem	Ludność w tys.						
			5	5—10	10—20	20—50	50—100	100—200	200
Białostockie	1950	33	22	6	4		1		
	1960	32	18	7	5	1		1	
Bydgoskie	1950	56	34	12	5	2	2	1	
	1960	56	27	16	8	1	2	1	1
Gdańskie	1950	24	12	2	5	3		2	
	1960	25	7	6	2	7	1	1	1
Katowickie	1950	45	8	8	9	9	5	6	
	1960	52	7	9	12	12	4	7	1
Kieleckie	1950	27	16	5	2	2	2		
	1960	33	15	10	3	3	1	1	
Koszalińskie	1950	33	24	4	4	1			
	1960	34	16	11	4	2	1		1
Krakowskie	1950	41	22	11	4	4		1	1
	1960	43	15	15	7	4	2	1	
Lubelskie	1950	24	9	8	4	2		1	
	1960	29	11	7	7	3		1	
Łódzkie	1950	35	13	11	5	6			1
	1960	37	13	8	8	6	2		1
Olsztyńskie	1950	34	22	8	3	1			
	1960	35	13	13	8		1		
Opolskie	1950	28	14	8	4	2			
	1960	28	12	5	6	4	1		
Poznańskie	1950	96	65	20	6	4	1		1
	1960	96	57	18	16	4	1		1
Rzeszowskie	1950	39	26	7	4	2		1	
	1960	42	25	6	5	5	1		1
Szczecińskie	1950	38	31	5		1		1	
	1960	38	23	10	3	1		1	1
Warszawskie	1950	49	19	16	10	4			1
	1960	56	16	15	19	5			1
Wrocławskie	1950	64	32	22	14	7	1		1
	1960	69	21	25	14	7	1	1	
Zielonogórskie	1950	35	24	6	3	2			
	1960	36	15	12	5	2	2		
Polska	1950	706	393	159	76	50	12	11	5
	1960	746	311	193	132	68	20	13	9

Źródło: *Statystyka miast i osiedli 1945—1965*, tab. 2.

Liczba i wielkość osiedli w rozbiu na województwa 1960 r.

Województwa	Ogółem	Ludność w tys.				
		2	2—5	5—10	10—14	14
Białostockie	2		1	1		
Bydgoskie	2		2			
Gdańskie	6	2	4			
Katowickie	41	3	16	20	2	
Kieleckie	4		3	1		
Koszalińskie	1		1			
Krakowskie	11		6	5		
Lubelskie	3		3			
Łódzkie	2		2			
Olsztyńskie	4	1	3			
Opolskie	9		7	2		
Poznańskie	5		4	1		
Rzeszowskie	4	1	3			
Szczecińskie	2	2				
Warszawskie	13	1	3	5	3	1
Wrocławskie	28	3	17	8		
Zielonogórskie	6		6			
Razem	143	13	81	43	5	1

KONCENTRACJA MIAST W POLSCE

Im bardziej syntetyczny jest wskaźnik mierzący jakieś zjawisko, im więcej zawiera informacji, tym trudniej zinterpretować końcowe stadium badanego zjawiska. Zdarzyć się może, że dwie przeciwstawne tendencje doprowadzą do tego samego wyniku. Do przyczyn tego dochodzi się, śledząc dynamikę zjawiska. Studiując każdy składnik z osobna, potrafimy odpowiedzieć, co i w jakim stopniu wpłynęło na ostateczny wynik.

Przeobrażenia koncentracji miast zachodzą jednocześnie ze zmianami:

a) położenia miast, b) wielkości miast (wyrażonych przyrostem liczby ich mieszkańców), c) liczby miast.

Udział poszczególnego składnika koncentracji można łatwo określić. W tym celu wystarczy ustalić pozostałe parametry zgodnie ze schematem przedstawionym na rycinie 11.

Pierwszy czynnik (zmiana położenia centrum miasta) jest w geografii zazwyczaj niezmienny w czasie. Wyrażane przesunięcia położenia miasta, z zachowaniem nazwy i wszystkich jego funkcji, spowodowane być mogą kataklizmami, jak: trzęsienie ziemi, zniszczenia wojenne itp. Z drugiej strony, intensywny, ukierunkowany rozwój miasta wpłynąć może na przesunięcie jego centrum. W naszej analizie obej-

mującej powojenne dziesięciolecie, zawarte pomiędzy 1950 a 1960 r., zjawisk tego typu nie zauważono albo — jako mało istotne — pominięto. Współrzędne miast, jedyne wartości cech w całym opracowaniu, potraktowane zostały jako niezienne w czasie.

W pierwszej kolejności wykazano wpływ kreowania nowych miast na wielkość koncentracji. W rozpatrywanym dziesięcioleciu nadano prawa miejskie i osiedlowe 183 jednostkom osadniczym. W wyniku tych decyzji z roku na rok zmieniała się liczebność zbioru miast i osiedli. Zmiany te dla lat 1951—1960 ujmuje tabela 11.

Tabela 11

Zmiany liczebności miast i osiedli w Polsce w latach 1950-1960

Rok	Stan na początku roku	Zmiany			Stan na końcu roku
		przybyło	ubyło	saldo	
1951	706	3	—	+3	709
1952	709	6	—	+6	715
1953	715	1	—	+1	716
1954	716	59	1	+58	774
1955	774	2	—	+2	776
1956	776	40	1	+39	815
1957	815	18	1	+17	832
1958	832	41	—	+41	873
1959	873	24	3	+21	894
1960	894	—	1	—1	893

Źródło: M. Gajeski, *Zmiany administracyjne miast i osiedli w latach 1928-1963*.

Ostateczny kształt sieci miast w Polsce utrwalił się po drugiej wojnie światowej, po której wyeliminowano miasta karłowate. Najpoważniejsze zmiany nastąpiły w latach 1954, 1956 i 1958. K. Dziewoński (1953) pisze o tym: „Proces adaptacji małych miast w okresie niecałych 100 lat wyraził się redukcją liczby miast z około 1100 na około 700, przy czym na terenach Ziemi Wschodnich i Centralnych zanik miast objął bardzo poważną część sieci, natomiast na Ziemiach Zachodnich i Północnych przebiegał w bardzo ograniczonych rozmiarach”. W chwili obecnej trudności ekonomiczne małych miast i osiedli o charakterze miejskim zostały opanowane.

Rada Ministrów⁸ 6 września 1966 r. podjęła uchwałę o utworzeniu specjalnego funduszu aktywizacji małych miast, z którego uprawniono do korzystania 561 miast w Polsce, co stanowi 63% ich ilości. Pozorna redukcja liczby miast nastąpiła w wyniku połączenia blisko położonych od siebie miast o podobnej wielkości, jak np. Bielska z Białą, Dobrzynia z Gołubiem lub na skutek wchłonięcia mniejszych miast przez większe, leżące bezpośrednio w ich zasięgu. Na tej zasadzie Wałbrzych wchło-

⁸ W maju 1968 r. Komitet Ekonomiczny Rady Ministrów powziął decyzję o nowelizacji uchwały. Wprowadzono udogodnienia rozszerzające jeszcze możliwości wykorzystania tych środków, przyczyniając się w ten sposób do zmniejszenia dysproporcji w stanie zabudowy i zagospodarowania miast.

nał Biały Kamień i Sobięcin, Wrocław-Brochów, Warszawa-Włochy i Rembertów, Nowy Bytom-Wirek, a te z kolei zajęła Ruda Śląska, Białystok ogarnął Starosielce, Jaworzno-Szczakowę, Katowice-Szopienice, Świnoujście-Warzew.

Tabela 12

Spis powiatów według liczby nowo powstałych miast i osiedli w okresie 1950-1960

$n = 1$	$n = 2$	$n = 3$	$n = 4$	$n = 5$	$n = 6$
Opole Racibórz	Krapkowice Strzelce Opolskie	Koźle Jelenia Góra	Zgorzelec Otwock	Wałbrzych Chrzanów	Rybnik Będzin
Bystrzyca Kłodzka Góra Kamienna Góra	Dzierżoniów Świdnica Ząbkowice Śląskie	Złotoryja Nowy Targ Olkusz	Pruszków Zabrze	Wołomin	Tarnowskie Góry Tychy
Kłodzko Lubań	Krosno Opole Lubel- skie	Puck Bielsko-Biała			
Nowa Ruda Środa Śląska	Wejherowo Braniewo	Lubliniec Wodzisław Śląski			
Wołów Kamień Po- morski Szczecin Leżajsk Nisko Sanok Tarnobrzeg Ustrzyki Dolne Bełżyce Bychowo Chelm Kraśnik Lublin Parczew Limanowa Myślenice Oświęcim Zakopane Białystok Dąbrowa Bia- łostocka Grajewo Hajnówka Mońki	Łask Koło Poznań Piaseczno Ryki Oborzów Szprotawa Żagań Żary				

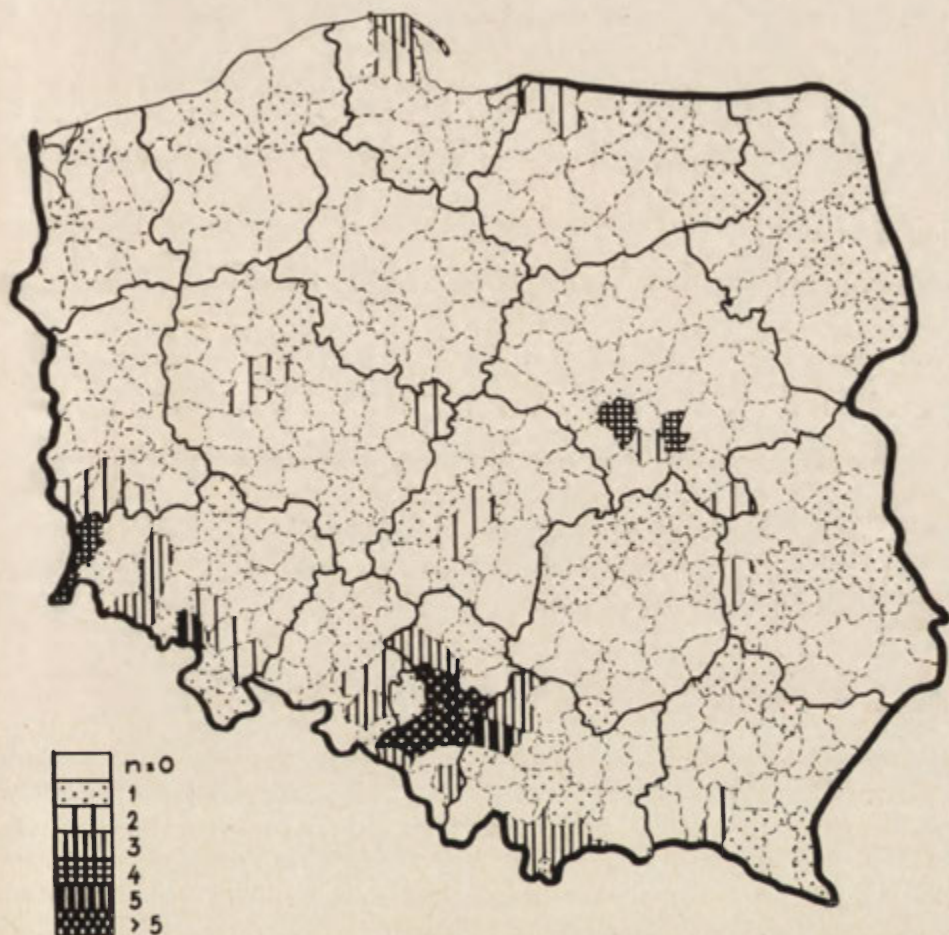
<i>n</i> =1	<i>n</i> =2	<i>n</i> =3	<i>n</i> =4	<i>n</i> =5	<i>n</i> =6
Koszalin					
Miastko					
Białobrzegi					
Kazimierza					
Wielka					
Końskie					
Kozienice					
Lipsko					
Przysucha					
Radom					
Stargard					
Brodnica					
Inowrocław					
Bartoszyce					
Kętrzyn					
Pisz					
Pajęczno					
Sieradz					
Ostrów Wiel-					
kopolski					
Węgrowiec					
Garwolin					
Nowy Dwór					
Sochaczew					
Częstochowa					
Dąbrowa Gór-					
nicza					
Mysłowice					
Zielona Góra					
Gliwice					

Nowo powstałe miasta pozwoliły zgrupować powiaty w zależności od wzrostu liczby miast na ich terenie w piramidę, którą przedstawia tabela 12. Miasta te, w zależności od funkcji miastotwórczych, podzielić można, rozszerzając klasyfikację K. Dziewońskiego, na cztery zasadnicze grupy:

- I Miasta-satelity i miasta-sypialnie. Są nimi rozbudowane elementy osadnicze, wyrastające na przedpolu wielkich koncentracji przemysłu i dogodnie z nimi powiązane. Do nich między innymi zaliczają się miasta i osiedla powstałe na terenie Górnośląskiego Okręgu Przemysłowego.
- II Miasta powstałe na terenach intensywnie uprzemysłowionych. Znajdują się one w regionie górnośląsko-krakowskim, a także w rejonach uprzemysławianych województw: wrocławskiego, rzeszowskiego, łódzkiego i kieleckiego.
- III Ośrodki centralne. Do tej grupy należą jednostki osadnicze, które zaawansowały do roli miast powiatowych, jak: Bełzec, Białobrzegi, Bychawa, Hajnówka, Lipsko,

Kazimierza Wielka, Mońki, Opole Lubelskie, Pajęczno, Ryki, Tychy, Ustrzyki Dolne.

IV Miasta rekreacyjno-lecznicze. Zaliczamy do nich takie nowo powstałe, jak: Szklarska Poręba, Bardo Śląskie, Iwonicz Zdrój, Dziwnów, Hel, Jastarnia, Jastrzębia Góra, Krynica Morska, Karpacz, Rabka, Reda, Rumia, Stronie Śląskie, Świeradów, Szczawnica, Władysławowo itp.



Ryc. 17. Zmiany koncentracji spowodowane utworzeniem nowych miast i osiedli pomiędzy 1950—1960
Powiaty, w których utworzono: $n = 0, 1, 2, 3, 4, 5$ i więcej nowych miast

Changes of concentrations induced by establishment of new towns and settlements in 1950—1960
Poviats in which $n = 0, 1, 2, 3, 4, 5$ and more new towns have been established

Procesy rozwoju przemysłu znacznie wyprzedzają wzrost miast. Potwierdza to zauważalna, pozytywna korelacja z opóźnieniem. Na kartogramie (ryc. 17) wyraźnie zarysowuje się:

— Górnośląski Okręg Przemysłowy obejmujący zasięgiem obszar od Bielska-Białej

po Opole i Tarnowskie Góry.

- Warszawski Zespół Miejski z okalającym go pierścieniem powiatów (Piaseczno, Pruszków, Otwock, Wołomin, Nowy Dwór Mazowiecki).
- Sudecki Rejon Przemysłowiony, w obrębie którego wyróżnia się Wałbrzyski Okręg Górniczo-Przemysłowy z Kamienną Górą i Nową Rudą, i Okręg Jeleniogórski oraz nieco na południu Okręg Dzierżoniowsko-Świdnicki.
- Mniej intensywnie, ale obejmujące duże obszary pasma w rejonach: rzeszowsko-lubelskim, kielecko-warszawskim i białostockim.

Najślabszą skalę przemian pod tym względem wykazują województwa: poznańskie, olsztyńskie i szczecińskie.

Z mapy tej wyróżnić można obszary wyraźnego nasilenia aktów erekcyjnych. Są nimi:

- a — rejony silnie uprzemysłowione (katowicki z pograniczem krakowskiego i opolskiego);
- b — rejony uprzemysłowione, które nie posiadały dotychczas gęstej sieci miast (rzeszowski, lubelski i kielecki);
- c — rejony, w których dokonany podział administracyjny wymagał powstania miasta powiatowego w celu wzmocnienia niedostatecznie rozwiniętej sieci miejskiej.

Największa liczba miast i osiedli została utworzona w województwie katowickim, ogółem 62. W następnej kolejności znajdują się województwa: wrocławskie — 29, warszawskie — 21, krakowskie — 13, opolskie — 11, kieleckie — 10. Przedstawione tutaj w skrócie ogólne trendy wynikowe mają swoją genezę w procesie industrializacji i urbanizacji.

WZROST WIELKOŚCI MIAST I OSIEDLI W POLSCE

Następną próbą spojrzenia na proces koncentracji zbioru miast jest ustalenie wpływu zmian wielkości miast i osiedli. Z braku istnienia regularnej sieci kwadratów pokrywających obszar Polski wypróbowano i przedstawiono w tym miejscu metodę badania koncentracji, opierając się na układzie powiatowym. Czynione są jednakże starania, aby wzorem państw posługujących się geometrycznym operatem, pokryć obszar kraju idealnym podziałem na kwadraty.

Zmiany wzrostu ludności miejskiej w przestrzennym zróżnicowaniu stanowią istotny składnik procesu koncentracji, stąd konieczność uwypuklenia tego wpływu. Przyrost ludności miejskiej dla całego kraju według każdorazowych stanów podziału administracyjnego⁹ w latach 1950—1960 wynosił 4507 tys. Ludność miejska w tym czasie wzrosła z 9,2 do 13,7 mln. Na przyrost ten składa się:

2104,7 tys. ludności z przyrostu naturalnego,

⁹ Liczba powiatów w 1950 r. osiągnęła 391, a w roku 1960—361.

1284,3 tys. ludności z napływu ze wsi,

1118,0 tys. ludności ze zmian statusu administracyjnego¹⁰.

Szczegółowsze dane w rozbiciu na województwa dla tego okresu podaje tabela 13.

Tabela 13

Zmiany w liczbie ludności miast według województw w okresie 1951-1960

Województwa	Zmiany w okresie 1951-1960			
	razem	przyrost naturalny	ruchy wędrowkowe	zmiany administracyjne
Białostockie	109	51	31	7
Bydgoskie	197	135	51	11
Gdańskie	265	167	31	47
Katowickie	740	274	41	425
Kieleckie	193	70	41	82
Kozalińskie	130	67	61	3
Krakowskie i m. Kraków	369	112	142	117
Lubelskie	165	59	60	46
Łódzkie i m. Łódź	207	169	0	38
Olsztyńskie	103	67	30	6
Opolskie	130	68	10	57
Poznańskie i m. Poznań	258	161	60	37
Rzeszowskie	138	44	30	64
Szczecińskie	168	113	51	4
Warszawskie i m. Warszawa	626	198	222	206
Wrocławskie i m. Wrocław	528	281	51	196
Zielonogórskie	154	76	60	18

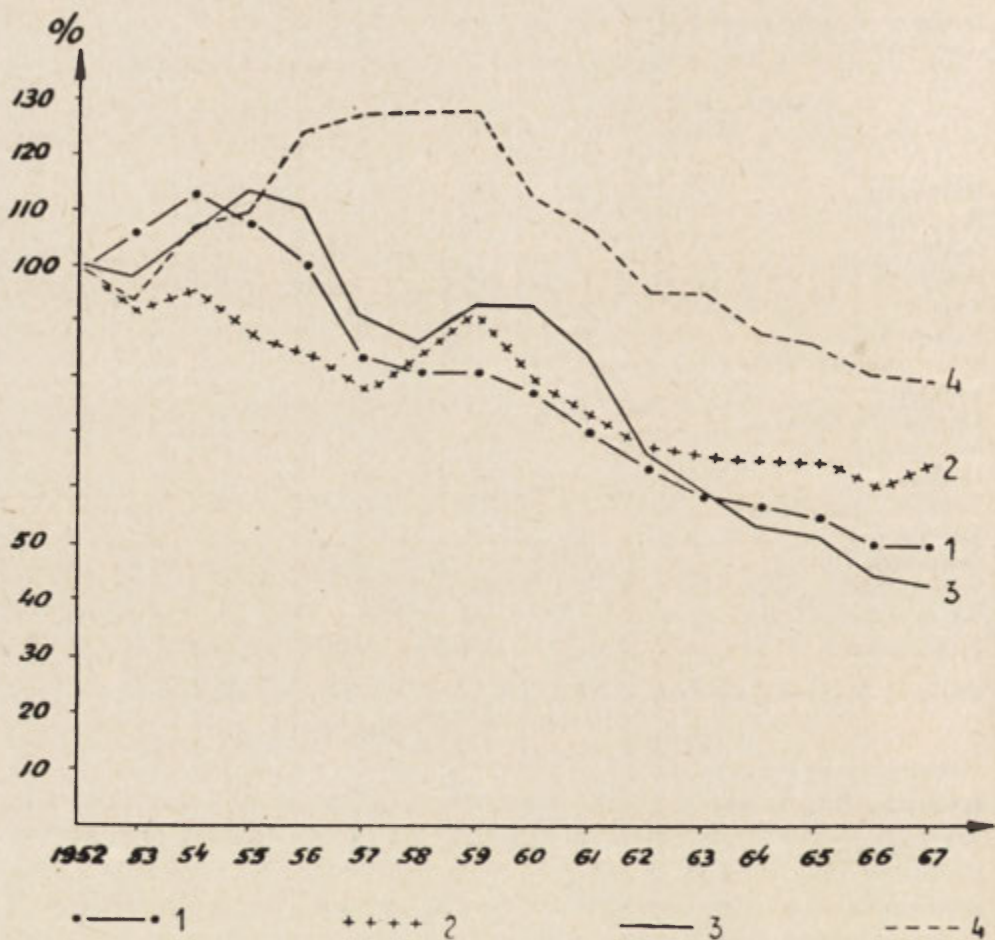
Źródło: J. Dangel, *Rozwój ludności w Polsce w okresie 1945-1960 i jego wpływ na przekształcenie się sieci miejskiej*, s. 41.

Najbardziej charakterystyczną cechą wzrostu ludności miejskiej w Polsce w tym dziesięcioleciu jest wysoki — 47% udział przyrostu naturalnego, przy czym jego znaczenie słabnie w późniejszych okresach. Drugą połowę stanowią przyrosty wędrowkowe oraz uzyskane z przyłączenia nowych obszarów do miast na skutek zmian podziału administracyjnego¹¹. W wyniku stabilizacji stosunków w rolnictwie następuje w tym dziesięcioleciu spadek migracji. Najniższy udział we wszystkich latach powojennych wykazują wędrowki z miast na wieś z tendencją do dalszego spadku (ryc. 18).

Maksymalne skupienie ludności miejskiej występuje na terenie województwa katowickiego, gdzie zamieszkuje 16,9% ogółu ludności miejskiej oraz na terenie województwa wrocławskiego skupiającego 6,8% ogółu ludności tej kategorii.

¹⁰ Opracowano na podstawie *Ludność Polski w latach 1945-1965*, GUS, Warszawa, 1967, s. 177.

¹¹ Bieżące informacje o wędrowkach wewnętrznych, zbierane i opracowywane według jednolitego systemu, a oparte o jedno źródło informacji, tj. o dane zgłoszenia zamieszkania, dostępne są od 1952 r.



Ryc. 18. Wskaźnik dynamiki ruchu wędrownego w latach 1952—1967, 1952 = 100%

1 — z miast do miast, 2 — ze wsi do miast, 3 — z miast na wieś, 4 — ze wsi na wieś

Indices of migration dynamics in 1952—1967 (1952 = 100%)

1 — between towns, 2 — from the country to towns, 3 — from the town to the country, 4 — between villages

Źródło (Source): Ruch wędrowny ludności w Polsce w latach 1960—1967, GUS, *Migration in Poland in 1960—1967*, Central Statistical Office, Warszawa, 1969

Obserwujemy stały spadek liczby powiatów o niewielkim udziale ludności miejskiej (tab. 14).

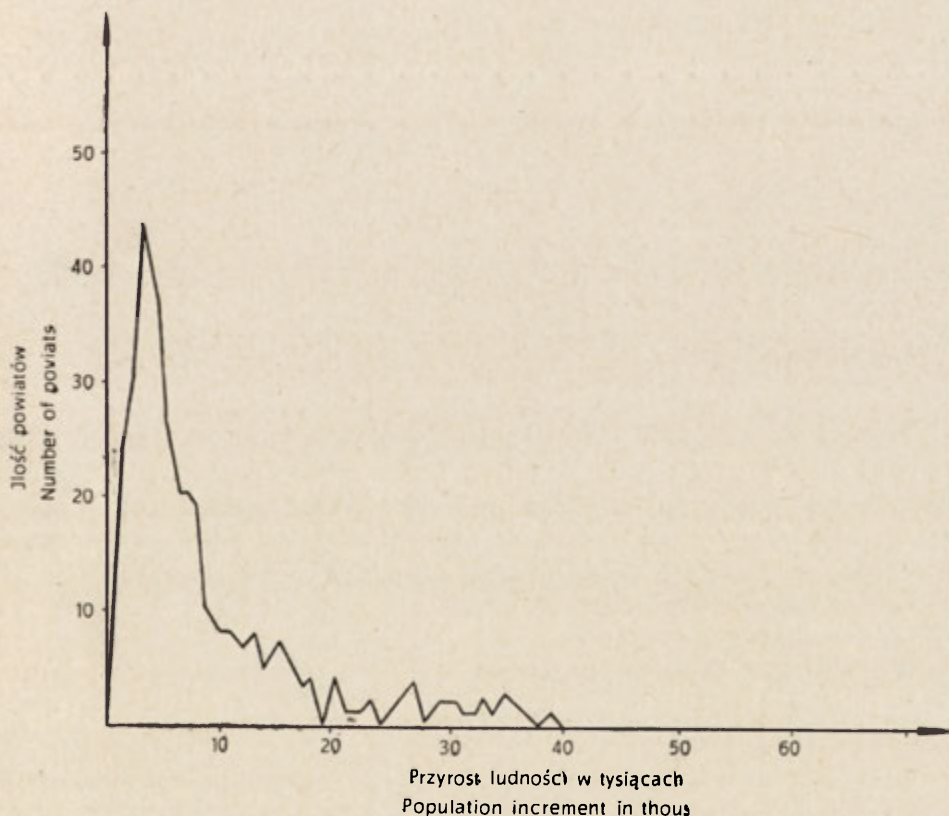
Tabela 14

Liczba powiatów według odsetka ludności miejskiej

Odsetek ludności miejskiej	1950	1960
poniżej 10%	64	38
11—20%	88	82
21—50%	151	176
ponad 50%	14	21
miasta stanowiące powiaty	74	74

Źródło: *Statystyka powiatów 1967.*

Najniższy odsetek ludności miejskiej w tych latach występuje w powiatach: Ustrzyki Dolne 0; 21,8, (pierwsza liczba — dane z r. 1950; druga — z 1960 r.). Pajęczno 4,0; 5,1, Lipsko 3,4; 4,4, Iłża 4,5; 4,2, Łosice 4,7; 6,9. Do powiatów (wziętych



Ryc. 19. Wielobok części zmian wielkości miast i osiedli w obrębie powiatu
The polygon of frequency of changes in the magnitude of towns and settlements with the poviat

wraz z miastami wydzielonymi), posiadających najwyższy odsetek ludności miejskiej, zaliczamy: Szczecin 91,5; 91,0, Wałbrzych 91,5; 91,0, Bydgoszcz 83,0; 85,0, Tarnowskie Góry 78,8; 80,0.

Przyrost $\Delta 1$ ludności miejskiej różnicuje wyraźnie zbiorowość powiatów i stanowi czuły miernik zachodzących przemian. Rozkład tych przyrostów jest asymetryczny. Jego podstawowe miary położenia i rozrzutu wynoszą: wartość modalna 2500 osób, przeciętny przyrost 12 217 osób, standardowe odchylenie 19000 osób.

Wielobok częstości zmian zachodzących w zaludnieniu miast i osiedli przedstawia rycina 19. Rozkład ten sprowadzony został do skali mierzonej w odchyleniach standardowych o średniej równej zeru. Wyrażenie go w jednostkach absolutnych pozwala na porównania z rozkładami tego typu ze względu na ich formę. Wykorzystując znormalizowaną postać rozkładu, dzielimy populację na 5 klas równej długości odmierzanym wielokrotnymi odchyleniami w jednostkach dyspersji od średniego przyrostu w obu kierunkach (tab. 15).

Tabela 15

Podział przyrostu naturalnego na klasy

Nr	Klasa	Przedział	Ilość powiatów	%
1	$\Delta 1 - \sigma$	do 12 217	228	72,5
2	$\Delta 1 + \sigma$	12 218—31 000	52	16,1
3	$\Delta 1 + 2\sigma$	31 001—50 000	17	5,4
4	$\Delta 1 + 3\sigma$	50 001—69 000	9	2,5
5		powyżej 69 000	11	3,5
Razem			317	100,0

Przestrzenne rozłożenie tych wartości przedstawia rycina 20. Konfrontacja z ryciną 17 pozwala zauważyć, że jedynie prężne regiony powtarzają się na obu mapach. Można wykreślić dla całego kraju obszary wzrostu industrializacji (cechy bardzo ściśle skorelowanej ze wzrostem ludności miejskiej), powstawanie nowych i rozwoju już istniejących okręgów przemysłowych. Wyraźnie zarysowują się:

- Górnośląski Okręg Przemysłowy,
- Warszawski Okręg Przemysłowy,
- Wrocławskie Zagłębie Miedziowe,
- Turosszowskie Zagłębie Węgla Brunatnego,
- Sudecki Okręg Przemysłowy,
- obszar wzrostu uprzemysłowienia woj. opolskiego i gdańskiego oraz województw południowo-wschodnich.

Ponadto daje się zauważyć wyraźny obszar zastoju, usytuowany w szerokim i łukowato wygiętym ku górze pasie dzielnic centralnych.



Ryc. 20. Zmiany koncentracji miast spowodowane wzrostem liczby ludności miejskiej w okresie 1950—1960

Przyrosty mieszkańców w powiatach (w tys.): 1 — do 12, 2 — od 12 do 31, 3 — od 31 do 50, 4 — od 50 do 69, 5 — powyżej 69

Changes in town concentration induced by increase of urban population in 1950—1960

Increments of inhabitants in poviats (in thous.): 1 — to 12, 2 — from 12 to 31, 3 — from 31 to 50, 4 — from 50 to 69, 5 — above 69

ANALIZA PRZESTRZENNEGO UŁOŻENIA MIAST W POLSCE

W celu zbadania konfiguracji miast najwygodniej użyć wskaźnika koncentracji dla stanów E_1 , E_2 , E_3 , E_8 , w których składowa wielkości miasta jest stała ($m_c = 1$) i jednostkowa. Poniechano takiego postępowania na korzyść łatwiejszego do wyznaczenia wskaźnika centralizacji „L”.

Określenie rozrzutu miast przy pomocy wskaźnika centralizacji polega na ściągnięciu do centrum badanej jednostki przestrzennej rozsianych wokół niego miast.

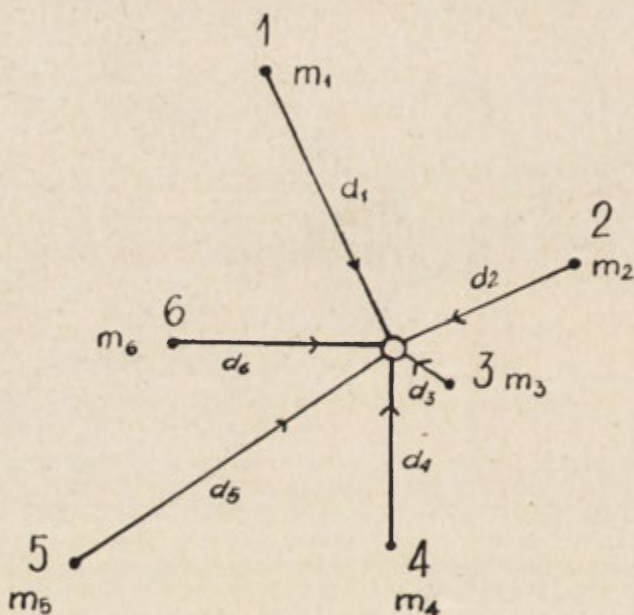
Centrum może być ośrodkiem centralnym. Za taki ośrodek uznać można miasto o największej liczbie mieszkańców, dla którego zachodzi:

$$l_c = \max(l_1, l_2, \dots, l_k), \text{ a } l_{\text{całk.}} = \sum_{i=1}^k l_i;$$

l_i — oznacza liczbę ludności i -tego miasta należącego do danej jednostki przestrzennej, ($i = 1, 2, \dots, k$),

$l_{\text{całk.}}$ — to ludność miejska całej jednostki przestrzennej.

Miarą centralizacji jest praca potrzebna do ściągnięcia wszystkich mieszkańców miast jednostki przestrzennej (w naszym przypadku powiatu) do centrum, czyli sprowadzenie zbioru miast do stanu, w którym koncentracja jest nieskończona (ryc. 21). Jednostką miary centralizacji jest osobokilometr.



Ryc. 21. Schemat działania sił dośrodkowych

($i = 1, \dots, 6$) numer obiektu, m_i — masa i -tego obiektu, d_i — odległość i -tego obiektu od centrum

Scheme of centripetal forces operation

($i = 1, \dots, 6$) the number of object, m_i — the mass of i -object, d_i — the distance i -object from the centre

Zadanie sprowadza się do wykorzystania sił radialnych

$$m \bar{a} = F = \sum_{i=1}^k \bar{F}_i.$$

Wyrażona zależność bierze się stąd, że siła ma kierunek zgodny z kierunkiem przemieszczenia. Wielkość pracy mechanicznej jest proporcjonalna do wielkości tego przemieszczenia $L = F d \cos x$; w naszym przypadku $x = 0$, stąd $L = F d$.

Przyjmując jednostkowe przyspieszenie ($a = 1$), otrzymamy siłę równą masie $F = m$. Wzór na pracę przyjmie postać: $L = m d$, zatem

$$L_j = m_1 d_{1k} + m_2 d_{2k} + \dots + m_{k-1} d_{k-1, j} = \sum_{i=1}^{k-1} m_i d_{ij},$$

gdzie: d_{ij} — to odległość od i -tej jednostki osadniczej do miasta centralnego oznaczonego indeksem j , ($j = 1, 2, \dots, k-1$) oznacza liczbę jednostek terytorialnych.



Ryc. 22. Wielkość wskaźnika centralizacji F dla powiatów, 1960 r.

Wartości wskaźnika w tys.: 1 — do 70, 2 — od 70 do 140, 3 — od 140 do 210, 4 — od 210 do 280, 5 — od 280 do 350, 6 — od 350 do 420, 7 — od 420 do 500, 8 — powyżej 500

Centralization index F for poviats, 1960

Index value in thous.: 1 — to 70, 2 — from 70 to 140, 3 — from 140 to 210, 4 — from 210 to 280, 5 — from 280 to 350, 6 — from 350 to 420, 7 — from 420 to 500, 8 — above 500

Ogólnie mamy $L = 0$ w przypadku pojedynczego miasta w powiecie, które jest zarazem jego stolicą. W Polsce mamy 75 takich przypadków $L > 0$ jest wtedy, gdy liczba miast i osiedli w powiecie przekracza dwa.

Do wyznaczania dystansów stosowano wzór na prostoliniową odległość. Współrzędne jednostek osadniczych odczytywano z mapy wykonanej w skali 1:1000000. Obliczenie wskaźników centralizacji, jak i dalej omawianego wskaźnika koncentracji wykonane zostały na maszynie elektronicznej „Elliott 803” w Katedrze Metod Numerycznych Uniwersytetu Wrocławskiego. Programy obliczeń użytych wskaźników sporządzono w autokodzie „Mark 3”.

Na podstawie wyników zbudowano szereg rozdzielczy i kumulowany tej cechy dla 1950 i 1960 r. Średni wskaźnik centralizacji dla 1950 wynosi 94,809, a dla 1960 — 188,53. W badanym dziesięcioleciu nastąpił poważny rozrost miast nie będących siedzibą władz powiatowych ani wojewódzkich. Zbiór wartości wskaźnika centralizacji stanowił podstawę do narysowania mapy (ryc. 22). Zbiór ten podzielono na 5 klas wielkości o stałych długościach. Przedziały te łączą 4 klasy tabeli 16, czyli:

- I — od 0 do 80
- II — „ 81 „ 160
- III — „ 161 „ 240
- IV — „ 241 „ 320
- V — powyżej 320

Tabela 16

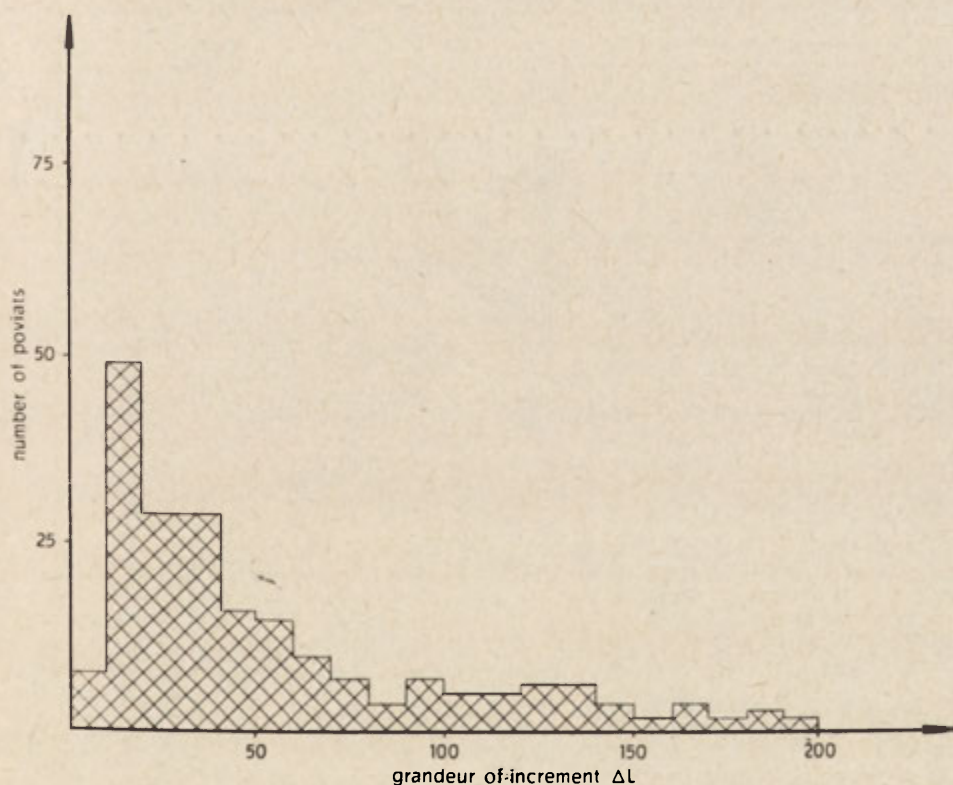
Szeregi rozdzielcze i kumulowane wskaźnika centralizacji

Klasy	Liczebności zaobserwowane		Liczebności kumulowane	
	1950	1960	1950	1960
do 20	128	92	128	92
21- 40	32	21	160	113
41- 60	38	28	198	141
61- 80	23	32	221	173
81-100	18	19	239	192
101-120	13	14	252	206
121-140	13	18	265	224
141-160	11	12	276	236
161-180	9	10	285	246
181-200	11	7	296	253
201-220	3	4	299	257
221-240	4	6	303	263
241-260	4	7	307	270
261-280	3	6	310	276
281-300	1	2	311	278
301-320	2	3	313	281
321-340	2	6	315	287
341-360	1	2	316	289
361-380	—	—	316	289
381-400	1	2	317	291

Klasy	Liczebności zaobserwowane		Liczebności kumulowane	
	1950	1960	1950	1960
401-420	1	2	318	293
421-440	1	4	319	297
441-460	2	6	321	303
461-480	—	2	321	305
481-500	1	3	322	308
ponad 500	—	17	322	322

Na mapie rzadko znajdują się powiaty ostro kontrastujące z otoczeniem. Badana cecha występuje w ścisłej korelacji przestrzennej. Przejście powiatów do innej klasy dokonuje się zazwyczaj poprzez wartości pośrednie.

Rozkład przyrostów wskaźnika centralizacji ΔI w latach 1950—1960 przyjmuje postać przedstawioną na rycinie 23. W całej populacji stwierdzono w ośmiu przy-



Ryc. 23 a. Rozkład przyrostu wskaźnika centralizacji
a Increment distribution of centralization index

padkach ujemne przyrosty. Dotyczy to powiatów: Siedlce, Ostrów Mazowiecka, Maków Mazowiecki, Mielec, Leszno, Kalisz, Lubartów, Gołub—Dobrzyń.



Ryc. 23 b. Przyrost wskaźnika centralizacji F dla lat 1950—1960.

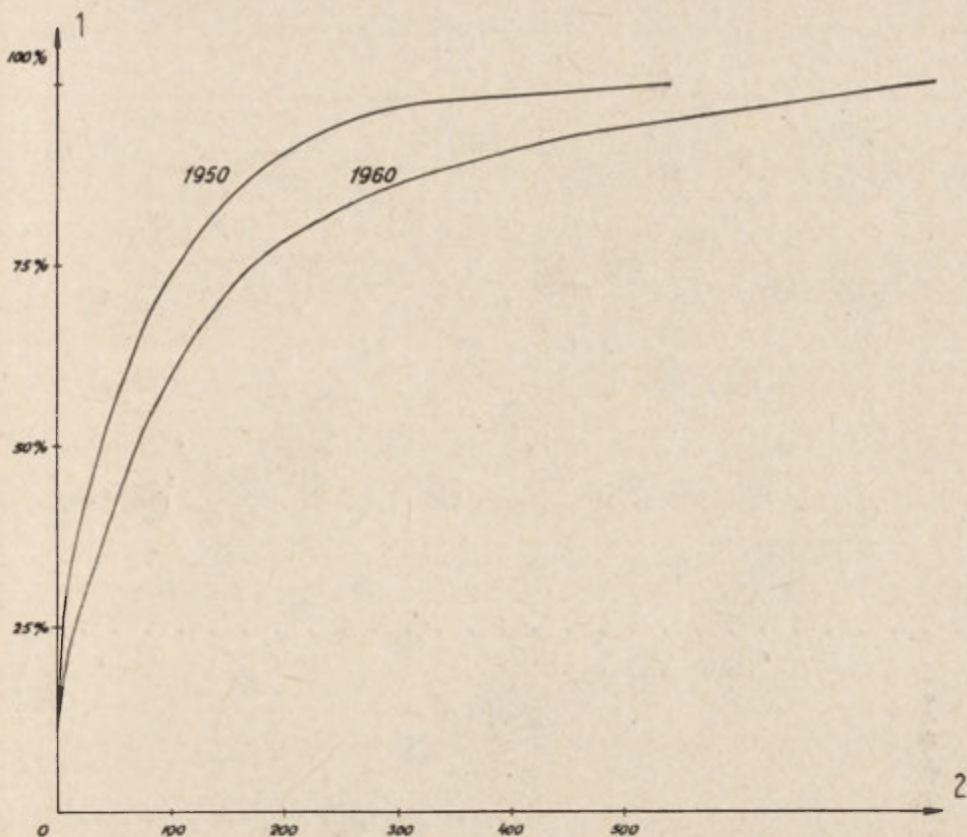
Przyrosty wskaźnika: 1 — do 40, 2 — od 41 do 80, 3 — od 81 do 120, 4 — od 121 do 160, 5 — powyżej 160

b Increment of centralization index F in 1950—1960

Increment of index: 1 — to 40, 2 — from 41 to 80, 3 — from 81 to 120, 4 — from 121 to 160, 5 — above 160

Maksymalne przyrosty wskaźnika centralizacji uzyskały powiaty: Tarnobrzeg, Tarnobrzeg, Pruszków, Chrzanów, Zgorzelec.

Zmiany centralizacji rozważano jako wyraz przejścia powiatu w górę lub w dół po szczeblach klasyfikacji, jak również rejestrowano fakt pozostawania na tym samym poziomie. W dynamice tkwią efekty dojścia nowych jednostek osadniczych, jak i powiększenie się miast poza ośrodkiem centralnym (ryc. 24). Otrzymane wyniki świadczą niezbicie o powolnym zrównoważeniu dysproporcji zaludnienia miejskiego między miastami powiatowymi i innymi miastami położonymi w granicach poszczególnych powiatów.



Ryc. 24. Ogniwka wskaźnika centralizacji F dla lat 1950—1960

1 — kumulowane częstości, 2 — wskaźnik centralizacji F

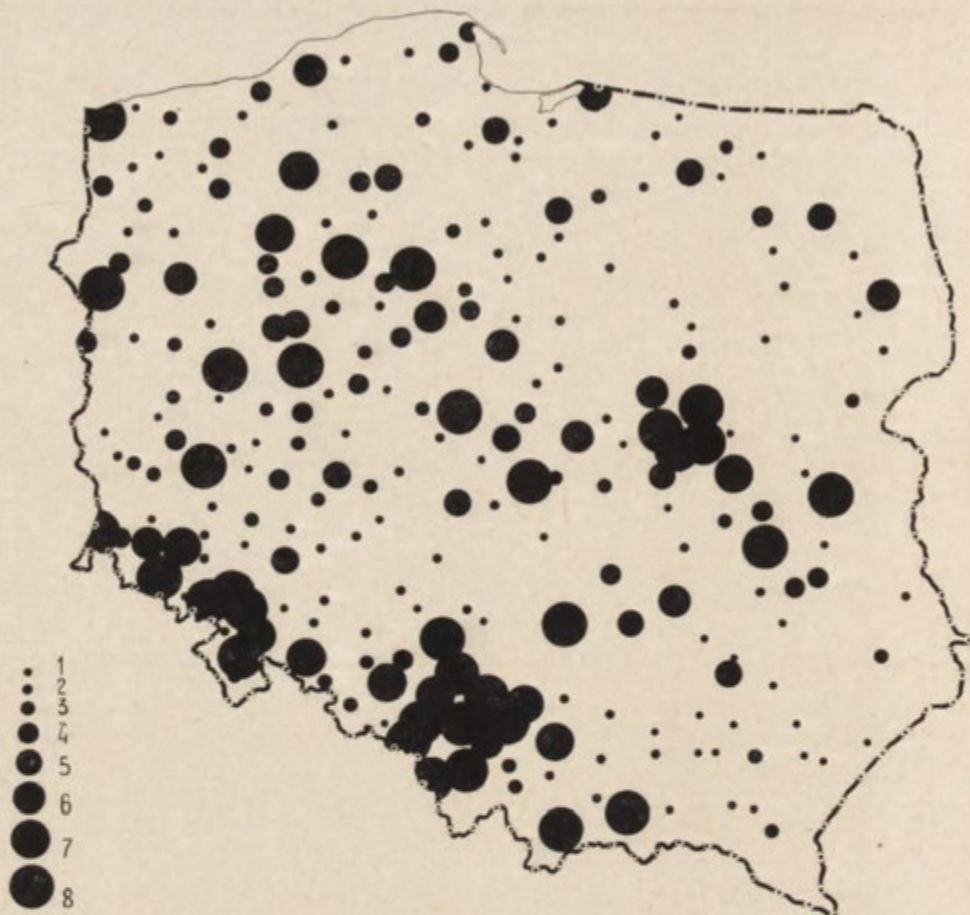
Ogive the centralization index F in 1950—1960

1 — cumulative frequency, 2 — centralization index F

ZASTOSOWANIE SYNTETYCZNEGO WSKAŹNIKA KONCENTRACJI

Dla zastosowania przedstawionej metody badania koncentracji przy pomocy wskaźnika C należy właściwie dobrać wielkość podstawowej jednostki terytorialnej. Ilość obiektów wchodzących w skład podstawowej jednostki przestrzennej winna być większa niż dwa. Pierwszy przeprowadzony eksperyment ujmował zagadnienie w zbyt szczegółowym podziale na powiaty. W tym ujęciu powiaty posiadające tylko jedno miasto w przypadku niezastosowania dodatkowego kryterium nie zostają zróżnicowane. Obniża to niewątpliwie wartość analizy. Wyniki te mimo to przedstawione kartograficznie przyjęły kształt uwidoczony na rycinie 25.

Wielkość koncentracji w każdym powiecie wyrażono przy pomocy kół o średnicy wprost do niej proporcjonalnej. Stolicę powiatów obierano za środek tych kół.



Ryc. 25. Koncentracja miast i osiedli, 1960 r.

Wartość wskaźnika: 1 — do 5, 2 — od 5 do 10, 3 — od 10 do 20, 4 — od 20 do 40, 5 — od 40 do 80

Town and settlement concentration, 1960

Index value: 1 — from 5, 2 — from 5 to 10, 3 — from 10 to 20, 4 — from 20 to 40, 5 — from 40 to 80

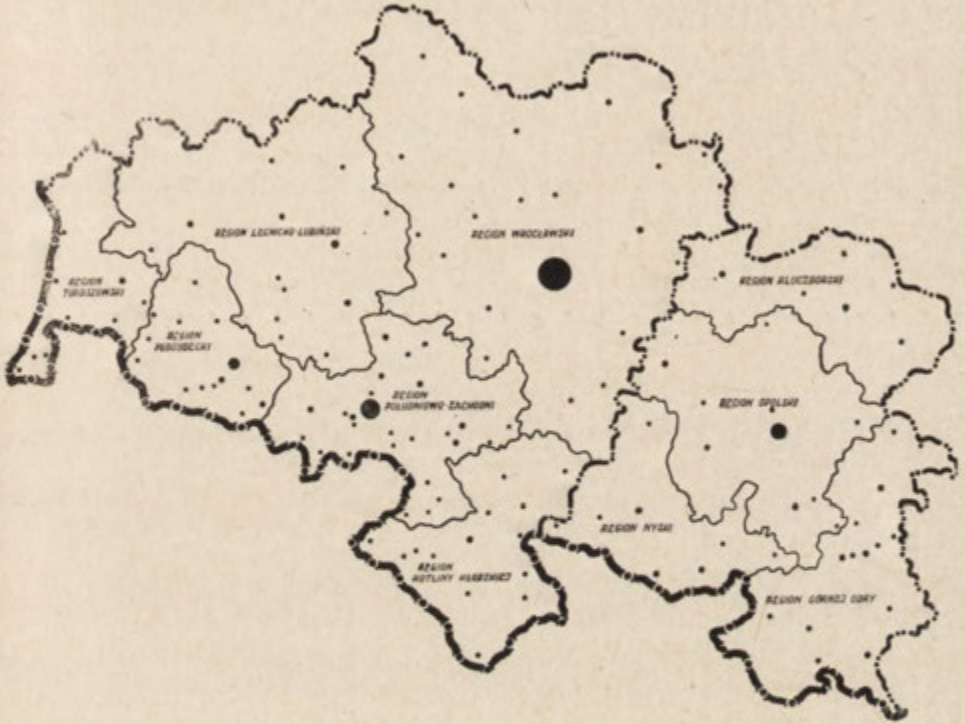
Na tej podstawie otrzymano obraz ukazujący obszary silnej koncentracji miast i osiedli. Rzut oka pozwala stwierdzić, że Polska jest nierównomiernie nasycona osiedlami o różnej wielkości grup.

W drugiej próbie dobrano elementarne jednostki przestrzenne w taki sposób, aby usunąć niedociągnięcia wynikłe ze zbyt drobnego podziału administracyjnego. Dostosowano się do podziału Polski na regiony administracyjno-ekonomiczne, które aktualnie przeprowadziły Wojewódzkie Pracownie Planów Regionalnych. Przy konstruowaniu tego podziału brano pod uwagę:

- a) rozmieszczenie i wykształcenie sieci osiedleńczej,
- b) przestrzenne rozmieszczenie przemysłu, głównie istniejącego, jak i projektowanych

ośrodków na bazie eksploatowanych lub typowanych do eksploatacji źródeł surowcowych,

- c) ważniejsze centra usługowe wraz z istniejącymi powiązaniem przestrzenno-funkcjonalnymi,
- d) istniejący podział administracyjny na województwa i powiaty. W przypadku braku zgodności podziału administracyjnego z granicami krystalizujących się obszarów intensywnego uprzemysławiania przewidywano korekturę granic jednostek administracyjnych.



Ryc. 26. Jednostki osadnicze regionów gospodarczych województwa wrocławskiego i opolskiego
Średnica kółek proporcjonalna do wielkości miasta

Settlement units of economic regions of Wrocław and Opole voivodships
Diameter of circles proportional to the magnitude of the town

W przykładzie tym ograniczono się na razie do 10 regionów administracyjno-ekonomicznych pokrywających dwa sąsiednie województwa: wrocławskie i opolskie. Regionami tymi są:

1. Wrocławski obejmujący pow.: Wrocław, Trzebnica, Oleśnica, Syców, Środa Śląska, Góra, Oława, Strzelin, Milicz, Wołów oraz miasto Wrocław jako ośrodek ponadregionalny.

2. Legnicko-Lubiński z m. Legnicą i pow.: Legnica, Lubin, Bolesławiec, Złotoryja i Jawor.
3. Turoszowski, na który składają się pow. Zgorzelec i Lubań.
4. Podsudecki obejmujący m. i pow. Jelenia Góra oraz Lwówek Śląski.
5. Południowo-Zachodni z m. Wałbrzychem i pow.: Wałbrzych, Świdnica, Dzierżoniów, Kamienna Góra, Nowa Ruda i m. Świdnica.
6. Kotlina Kłodzka z pokrywającymi ją pow.: Kłodzko, Ząbkowice, Bystrzyca Kłodzka.
7. Opolski obejmujący: m. i pow. Opole, m. i pow. Brzeg, pow. Niemodlin.
8. Górnej Odry obejmujący pow.: Koźle, Krapkowice, Strzelce Opolskie, Głubczyce, m. i pow. Racibórz.
9. Nyski z m. i pow. Nysą oraz pow.: Prudnik i Grodków.
10. Kluczborski, w skład którego wchodzi pow.: Kluczbork, Namysłów i Olesno.

Zasięgi tych regionów, wraz z ilością i wielkością miast do nich należących, pokazuje rycina 26. Obliczone wskaźniki centralizacji i koncentracji dla obu przekrojów czasowych, dotyczących tak jak poprzednio lat 1950 i 1960, zestawione zostały w tabeli 17. Najwyższe wartości wskaźnika, a zarazem największe przyrosty (mierzone kątem nachylenia odcinka) posiadają regiony: Wrocławski i Południowo-Zachodni.

Tabela 17

Wskaźniki centralizacji i koncentracji dla regionów administracyjno-ekonomicznych woj. wrocławskiego i opolskiego w latach 1950 i 1960

Nr	Nazwa regionu	Wskaźnik centralizacji		Wskaźnik koncentracji	
		1950	1960	1950	1960
1.	Wrocławski	285 394	496 999	8 495	1 591
2.	Legnicko-Lubiński	98 177	245 135	2 829	83
3.	Turoszowski	35 723	124 887	30 179	20
4.	Podsudecki	59 437	128 994	3 667	32
5.	Południowo-Zachodni	255 876	447 393	1 910	8
6.	Kotliny Kłodzkiej	94 279	159 613	5 034	34
7.	Opolski	57 654	109 203	1 224	30
8.	Górnej Odry	163 726	291 756	14 091	38
9.	Nyski	88 469	116 633	73	39
10.	Kluczborski	48 370	54 284	49	40

Najslabszą dynamiką zmian wykazać się mogą regiony Nyski, Opolski i Kluczborski.

Zmiany wskaźnika koncentracji skuteczniej różnicują zbiór regionów. Najpoważniejsze zmiany nastąpiły w najbardziej uprzemysławianych regionach, tj. w Turoszowskim, Górnej Odry, Wrocławskim, Południowo-Zachodnim i Kotliny Kłodzkiej.

ZASTOSOWANIE WSKAZNIKA KSZTAŁTU W GEOGRAFII

ANALIZA KSZTAŁTU SIEDLISKA JAKO WYRAZ KONCENTRACJI ELEMENTÓW ZABUDOWY W JEGO OBRĘBIE

Gdy przedmiotem badań jest zjawisko mające powierzchnię jako odbicie rzeczywistości, to metody punktowe określania koncentracji zawodzą. Często spotykanym zagadnieniem tego rodzaju jest na przykład ostateczny kształt miast i wsi nadany przez specyficzne położenie zespołów domów czy zagród wiejskich. Współczesny kształt osiedli jest końcowym etapem długotrwałej ewolucji.

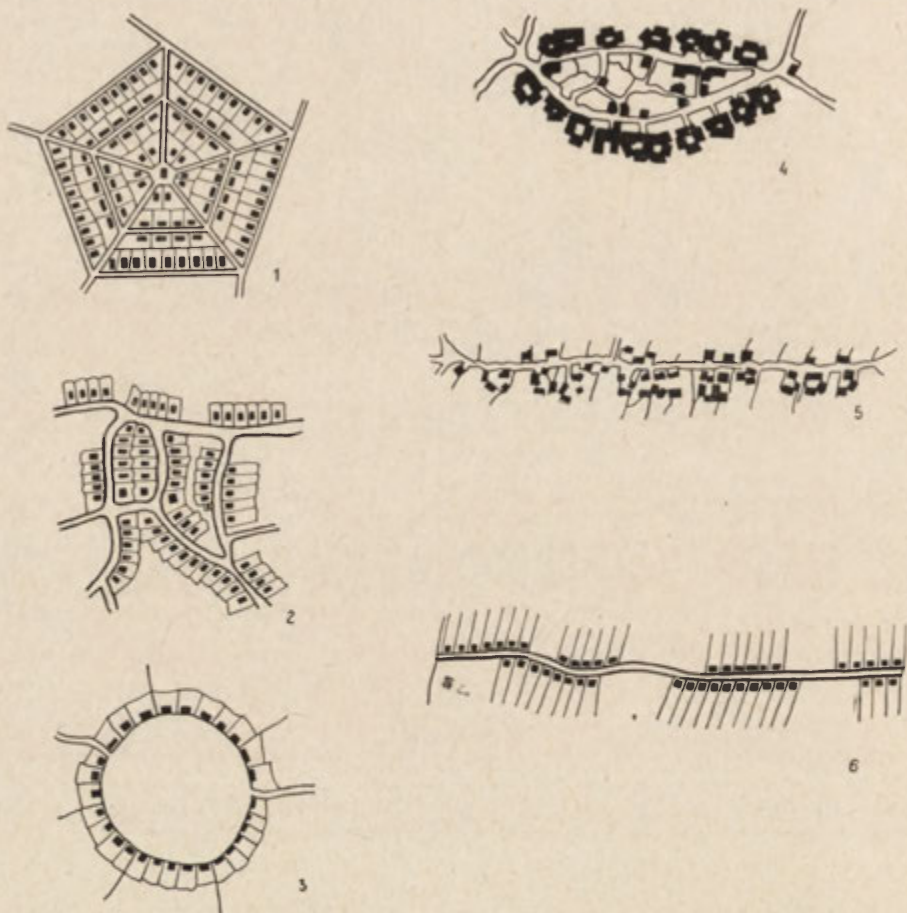
Rozplanowanie osady wiejskiej związane jest z ogromną liczbą czynników: z rzeźbą terenu, szatą roślinną, układem i wielkością pól, sieciowych urządzeń wiążących zabudowania, kulturą materialną, zwyczajem zamieszkującej ludności itp. Główne typy wsi scharakteryzowane ze względu na sposób rozmieszczenia składowych elementów powierzchniowych wzdłuż dróg i placów różnych kształtów są następujące (ryc. 27 a i b):

- | | |
|-------------------|---|
| a) wieś okrągła, | g) wieś widlica, którą w zależności |
| b) „ okolnica, | od przybieranych kształtów opisuje |
| c) „ owalna, | się jako Y-kształtną, L-kształtną, itp. |
| d) „ regularna, | h) wieś przydrożnica, |
| e) „ łańcuchówka, | i) „ wielodrożnica, |
| f) „ rzędówka, | j) „ przysiółek bezkształtny. |

W samej nazwie typu wsi tkwi informacja o jej zwartości świadczącej o koncentracji domostw w jej obrębie. Im bardziej skoncentrowane są domostwa, tym mniejszy będą zajmować obszar.

W pracy interesować się będziemy wyłącznie siedliskiem, składającym się z zabudowań, działek siedliskowych i dróg. Aby koncentrację domostw w siedlisku należy ocenić, należy wprowadzić miary kształtu.

Pojęcie kształtu ważne jest dla wielu dyscyplin przyrodniczych, począwszy od geomorfologów zajmujących się formą terenów, kończąc na klasyfikacji form osiedli w geografii miast. Pojęcie kształtu jest bardzo istotne w geografii, gdyż wiele miast, państw lub jeszcze większych tworów rozpoznaje się dzięki ich charakterys-



Ryc. 27 Kształty ważniejszych typów wsi

1 — wieś regularna, 2 — wielodrożnica, 3 — okolnica, 4 — owalnica, 5 — rzędówka, 6 — łańcuchówka

Configurations of more important types of villages

1 — regular village, 2 — irregular nucleated village, 3 — round village, 4 — oval village, 5 — long village, 6 — street village

tycznym kształtom. Dla przykładu, Włochy kojarzą się nam z butem, Ceylon z gruszką, a wyspa Anguilla z węgorzem, od którego to nazwę przyjęła. Często uciekano się w opisach do metafor lub analogii, astrologi nadawali konstelacjom gwiazdowym nazwy w zależności od kształtów, jakie one wyobrażają. Niestety, określanie kształtów „na oko” jest dalekie od doskonałości. Kształt należy do najtrud-



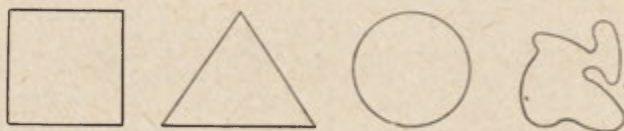
Ryc. 28. Charakterystyka kształtów metodą Kohla
 Characterization of configurations by Kohl's method
 Źródło (Source): J. G. Kohl, 1850

niejszych właściwości figur do mierzenia. Problem ten od dawna intrygował badaczy, dlatego namnożyło się wiele wskaźników do pomiarów kształtów. Metody te rozproszone są w fachowej literaturze z wielu dziedzin, nieraz trudno dostępnej. Z tych powodów zebrano je i przedstawiono tutaj.

Pierwszym geografem, który opisywał kształty niesubiektywnymi kategoriami popularnie używanymi do określania form, był J. G. Kohl (1850). Starał się on odpowiedzieć na pytanie, jak rozwinie się sieć komunikacyjna w zależności od rzeźby terenu i kształtu przestrzennie wydzielającego się obszaru. Każdą nieregularną odizolowaną figurę upodabniał do znanych figur geometrycznych, jak koło, elipsa, kwadrat i trójkąt. Bardziej rozwinięte formy dzielił w przegubach (największych partiach), aproksymując wyodrębnione części elipsami (ryc. 28).

Innymi geografami, którzy porównywali kształty do różnych figur nierównoważnych z topologicznego punktu widzenia, byli C. L. White i G. T. Renner (1957). Określali oni kontury państw językiem opisowej matematyki (ryc. 29), klasyfikując według kształtów w sposób następujący:

- zwarty (compact) — Rumunia, Polska,
- wydłużony (elongated) — Chile, Wietnam,
- wielospójny (perforated) — Republika Południowo-Afrykańska,
- rozcłonkowy (fragmented) — Grecja.



Ryc. 29. Figury równoważne topologiczne
Topological equivalent figures

Kształt siedliska, który nazywać będziemy zgodnie z tradycją kształtem wsi, bierze się z generalizacji uzyskanej z prostopadłego rzutowania siedliska na płaszczyznę. W wyniku tego uzyskuje się obszar wielokątny, tzn. dowolną, płaską i skończoną figurę (niekoniecznie spójną¹²), ograniczoną jedną lub kilkoma łamanymi zamkniętymi. Wieś tworzy figurę będącą obszarem ograniczonym, domkniętym. Jej brzeg (kontur) K jest krzywą zamkniętą lub składa się z kilku takich krzywych.

MIARY KSZTAŁTU

Wskaźnik rozwoju granic V. C. Millera

Miller (1953) wprowadził wskaźnik kształtu basenu drenażu

¹² Obszar jednospójny to taki, w którym dowolną krzywą zamkniętą, leżącą w obszarze, można zdeformować w sposób ciągły, czyli ściągnąć do jednego punktu wewnątrz obszaru. Obszar, który nie jest jednospójny, nazywamy wielospójnym. Por. R. Courant i H. Robbins (1959).

$$C = \frac{A_c}{A_b}, \quad 0 \leq C \leq 1,$$

A_c — powierzchnia basenu drenażu,

A_b — powierzchnia koła o obwodzie równym obwodowi basenu drenażu.

Idealnie kolisty basen uzyskałby wartość $C = 1$. R. J. Chorley (1960) do porównań użył powierzchni lemniskaty, jego zdaniem bardziej odpowiadającej rzeczywistym zasięgom basenów drenażu. W przypadku trudności z planimetryowaniem pola basenu można zastosować równoważną postać wzoru Millera na określenie kształtów, przyjmując następujący iloraz:

$$W = \frac{\text{obwód koła o powierzchni figury } A}{\text{obwód figury } A}$$

Pole koła wyraża się wzorem $s = \pi r^2$, stąd $r = \sqrt{\frac{s}{\pi}}$. Obwód koła $p = 2\pi r = 2\sqrt{\pi s}$, po podstawieniu do wcześniejszego wzoru daje równość

$$W = \frac{2\sqrt{\pi s}}{p}; \quad 0 \leq W \leq 1.$$

Wzory te mają poważną wadę, wynikającą z niemożliwości porównań kształtów różnej wielkości. Dla geografa ma to doniosłe znaczenie, ponieważ wskaźnik kształtu obiektu powinien być taki sam bez względu na skalę mapy, z której dokonano pomiarów.

Wskaźnik W. C. Krumbeina i L. L. Slossa (1959)

Bazując na wskaźnikach przyjmujących wartości z domkniętego przedziału $\langle 0,1 \rangle$, wyżej wymienieni autorzy stworzyli katalog 20 najczęściej spotykanych kształtów (ryc. 30). Oparli się oni na rozkładach dwóch cech minerałów, mianowicie na czterodzielnej cesze

$$S = \sqrt[3]{\frac{\text{objętość cząstki}}{\text{objętość kuli opisanej na tej cząstce}}}$$

i pięciodelnej

$$R = \frac{\text{średni promień rogów i ostrzy}}{\text{maksymalny promień koła wpisanego}}$$

Posługując się katalogiem, można natychmiast sklasyfikować dowolny kształt przez porównanie. Nie udało im się jednak tak dobrać metryki odległości, aby obiekty z tej samej klasy okazywały się bliskie sobie, a rozdział obiektów różnych klas był daleki. Główna trudność polega na tym, aby miara określała tylko kształt, a nie żadną inną właściwość.

Wskaźnik P. Haggetta

Korzystając z nielicznych, wybranych, podstawowych parametrów figury, jak:

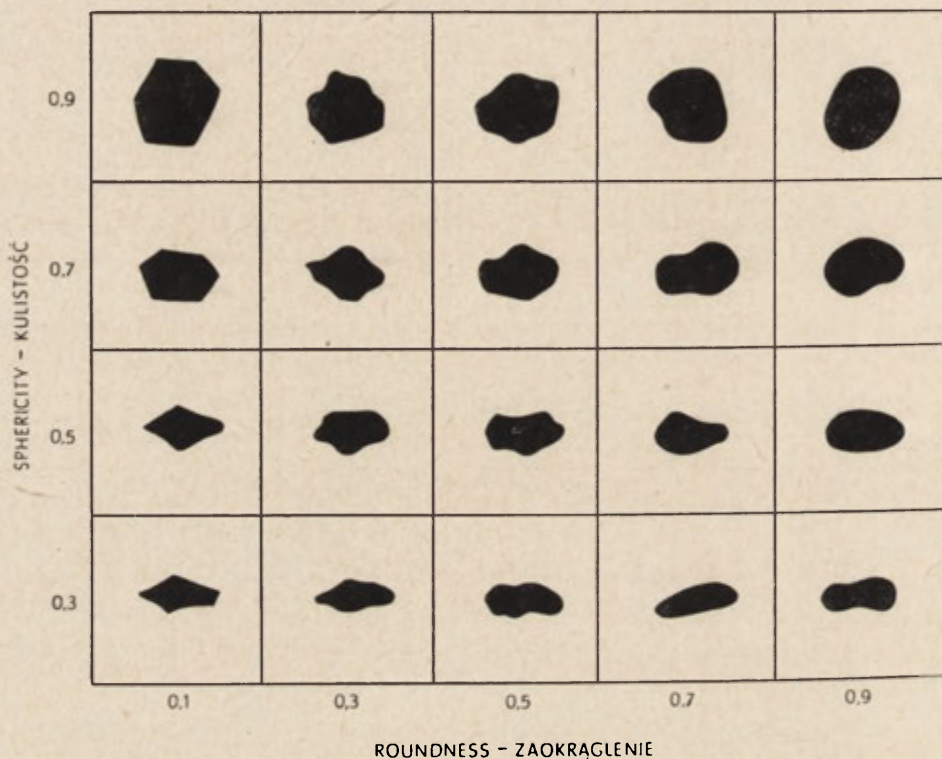
A — powierzchnia,

P — obwód,

L — długość najdłuższej średnicy,

R_0, R_1 — promienie kół wpisanych i opisanych na figurze,

utworzyć można szereg stosunków, w których występują pary pomiarów: pole i obwód, pole i najdłuższa średnica, promienie kół wpisanych i opisanych na figurze.



Ryc. 30. Katalog kształtów Krumbeina—Slossa

Krumbein—Sloss catalogue of configurations

Źródło (Source): W. C. Krumbein and L. L. Sloss, 1959

Dla wszystkich trzech przypadków próby takiej dokonał P. Haggett (1965). Wskaźniki jego mają następującą postać:

$$S_1 = A [0,282P]^{-1},$$

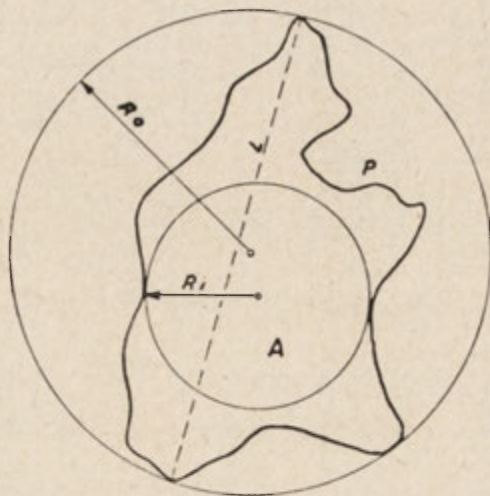
$$S_2 = A [0,866L]^{-1},$$

$$S_3 = R_1 [R_0]^{-1},$$

$$S_4 = A [(0,5)L^2]^{-1}.$$

Stałe we wskaźnikach S_i ($i = 1, 2, 3$) są dobrane w taki sposób, aby ich wartość dla koła równała się jedności.

Ryc. 31. Elementy składowe wzorów Gibbsa dla określenia kształtów miast
 L — długość maksymalnej cięciwy, P — obwód figury, A — powierzchnia figury, R_o — promień koła wpisanego, R_i — promień koła opisanego na figurze



Components of Gibbs formulas for determination town configuration

L — the length of maximum chord, P — circumference of figure, A — area of figure, R_o — radius of inscribed circle, R_i — radius of circumscribed circle on the figure

Źródło (Source): J. P. Gibbs, 1961

Wskaźnikiem

$$S_4 = \frac{\text{pole koła o średnicy równej długości maksymalnej średnicy } A}{\text{powierzchnia figury}}$$

J. P. Gibbs (1961) określił kwantytatywnie kształty miast Stanów Zjednoczonych (ryc. 31).

Metoda R. B. Boyce'a i W. A. V. Clarka

Boyce i Clark (1964) wprowadzili indeks kształtu oparty na mierzeniu radialnym odległości punktów konturu figury od środka ciężkości figury. Środek ciężkości 0 figur wyznaczają w sposób mechaniczny. Indeks ich przybiera następującą postać:

$$\sum_{i=1}^n \left| \left(\frac{r_i}{\sum_{i=1}^n r_i} 100 - \frac{100}{n} \right) \right|$$

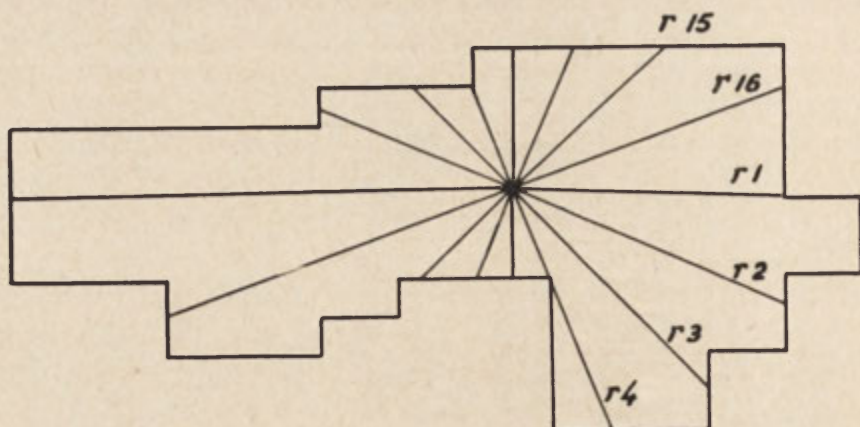
r — promienie,

n — liczba promieni.

Dla koła wzór ten daje wartość równą zero, dla figur bardziej nieregularnych — wartości odpowiednio wyższe.

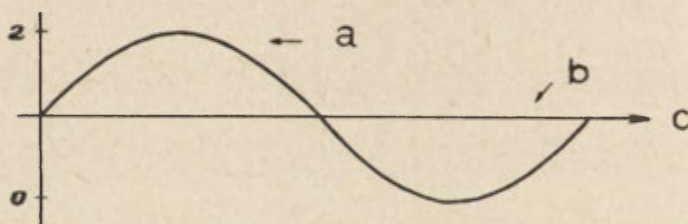
Wskaźnik ten waha się mocno w zależności od liczby promieni, jaką przyjmujemy do analizy. W badaniach swoich autorzy metody ustalili tę ilość, przyjmując $n = 16$. Mierzili zatem odcinki na promieniach od środka ciężkości do punktu przecięcia z konturem co $22^{\circ}30'$ (ryc. 32). Badając wpływ liczby promieni na wielkość indeksu kształtu, można uzyskać graficzny obraz tej zależności. I tak np. dla kwadratu krzywa kształtu będzie mieć przebieg sinusoidalny (ryc. 33). Przy jednolitych, opartych na podobnych zasadach do metody Boyce'a—Clarka sposobach kodowania trójwymia-

rowych kształtów, wyprowadził swoją metodę radziecki geograf W. L. Grejsuch (1966). Wykazuje on jednoznaczne przyporządkowanie bryłom odpowiednich,



Ryc. 32. Metoda Boyce'a—Clarka wyznaczenia miary kształtu
 r_i — długość jednego z 16 wyróżnionych promieni wodzących
 Boyce—Clark method of the configuration measure determination
 r_i — the length of one out of 16 distinguished radius-vectors
 Źródło (Source): R. B. Boyce and W. A. V. Clark, 1964

łatwo rozróżnianych typów fal. Analiza kształtu sprowadza się w następstwie tego do ujawnienia podobieństwa przebiegu fal. Jak się okazało, do klasyfikacji typów fal wystarczy prześledzić kolejność występowania ekstremów krzywej kształtu.



Ryc. 33. Krzywa kształtu
 a — kwadrat, b — koło, c — liczba promieni
 Configuration curve
 a — square, b — circle, c — the number of radiuses
 Źródło (Source): R. B. Boyce and W. A. V. Clark, 1964

Wskaźnik W. Bungego

Kolejna próba ilościowego określenia kształtu podjęta została przez W. Bunge (1967). Domagał się on od wskaźnika, aby:

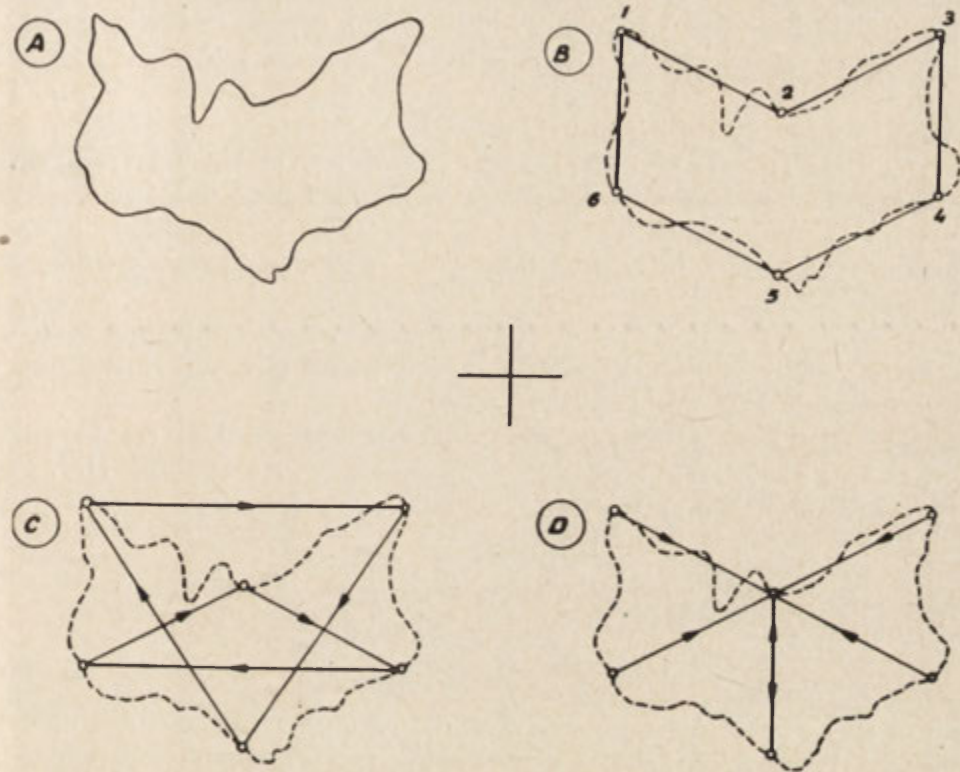
- podawał sensowną treść, co oznacza, żeby wyniki nie były w sprzeczności z naszą wyrobioną intuicją o kształcie,
- mierzył tylko kształt,

c) był obiektywny.

W celu uzyskania takiej miary Bunge wykorzystał dwa twierdzenia geometryczne.

Twierdzenie 1 *Dowolny, zamknięty kontur można „zmieścić” w równobocznym wielokącie z dowolną ilością boków, których długość można zmieniać.*

Wierzchołki leżą na konturze figury. Wielokąt taki można powiększać, pomniejszać, deformować. Zwiększając liczbę boków, można uzyskać coraz lepsze dopasowanie wielokąta do kształtu figury. Przechodząc do granicy, przy nieskończonej ilości boków obwód wielokąta zleje się z kształtem (ryc. 34).



Ryc. 34. Etapy obliczania sum wskaźnika kształtu metodą Bungego

A — charakteryzowany obszar, *B* — suma odległości pomiędzy wierzchołkami sześcioboku co jeden, *C* — co dwa, *D* — co trzy

Stages of calculation the sums of shape index by Bunge's method

A — shape characterized, *B* — the sum of distances between apexes of hexahedron every one, *C* — every other, *D* — every third

Źródło (Source): W. Bunge, 1967, s. (p.) 77

Twierdzenie 2 *Jeżeli sumować wszystkie odległości między wierzchołkami co 1, co 2 i tak dalej, dopóki nie zostaną użyte wszystkie możliwe odległości, i jeżeli sumować w taki sam sposób kwadraty tych odstępów co 1, co 2, ..., to każdemu konturowi odpowiada jeden i tylko jeden układ sum.*

Z twierdzenia drugiego wynika, że istnieje wzajemna odpowiedniość pomiędzy konturem a układem sum. Nie wynikną żadne nieporozumienia, jeżeli przechodzić będziemy od kształtów do liczb i od liczb do kształtów. Otrzymane liczby opisują kształt. Na liczby te nie wpływają: rozmiar, orientacja ani odbicie konturu. Bunge wykorzystał wyprowadzony czterowymiarowy wskaźnik (dwie sumy liniowe i dwie kwadratowe) dla sklasyfikowania kształtów 97 wybranych miast amerykańskich. Każdy kształt określony został uporządkowaną czwórką liczb, uzyskaną z wpisywania 8-kątów, które następnie posłużyły do wyodrębnienia typów figur.

Jak sam autor metody stwierdza, wskaźnik ten nie uwzględnia ważnych topologicznych charakterystyk, jak spójność i wielkość figur. Ponadto ze względów praktycznych musiał ograniczyć się do czterech sum, ponieważ gubił się w powodzi cyfr.

Wskaźnik kształtu S i jego właściwości

Wzór, który przedstawia ważniejszy aspekt rozważanego problemu, jest najlepszy. W przypadku istnienia dwóch różnoważnych wzorów skłaniamy się ku temu, który wymaga mniejszego wysiłku dla uzyskania rozwiązania. Wzór Bungego, najprościej z tej serii, wymaga zmechanizowania pomiarów i bardzo uciążliwych obliczeń.

Te względy skłoniły nas do wyprowadzenia nowego wskaźnika wyraźniej dyskryminującego zbiór kształtów i bazującego na intuicyjnych pojęciach. Do tego celu pomocne okazało się twierdzenie¹³ orzekające, że:

Jeżeli figurę płaską zmniejszymy przez podobieństwo w stosunku $1:r$, to obwody początkowej figury i zmniejszonej będą w stosunkach $1:r$, a ich pola jak $1:r^2$. Teza tego twierdzenia sugeruje, że stosunki:

$$s_1 = \frac{\text{pole figury}}{\text{kwadrat obwodu figury}} \text{ względnie}$$

$$s_2 = \frac{\text{pierwiastek kwadratowy pola figury}}{\text{obwód figury}}$$

zachowują się podobnie, są niezmiennikami homotetii, a ich wartości dają liczby niemianowane. Względy praktyczne przemawiają na korzyść pierwszego wyrażenia s_1 .

Wartość s_1 obliczona dla rodziny kół jest najmniejsza i wynosi 12,56. Wygodnie jest tak unormować wskaźnik, aby zawierał się w przedziale domkniętym, obejmującym zbiór dodatnich liczb rzeczywistych

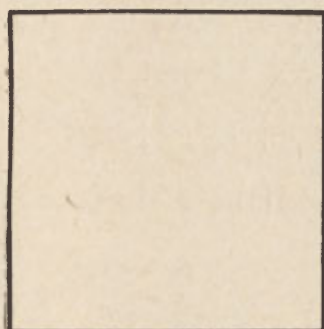
$$0 \leq S \leq + \infty.$$

Wskaźnik kształtu przyjmowałby wtedy postać:

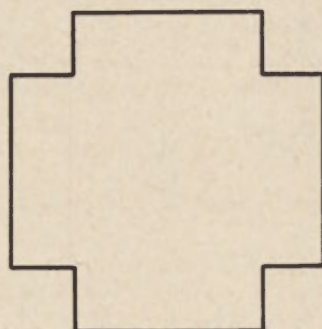
$$S = \frac{(\text{obwód figury})^2}{\text{pole figury}} - 12,56.$$

¹³ Por. Rademacher i Toeplitz (1966), s. 169.

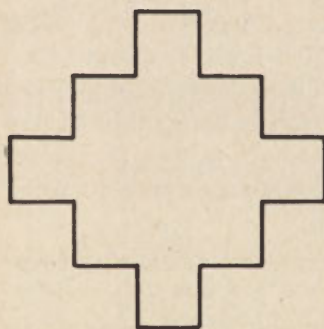
Wskaźnik kształtu S (Shape index) reaguje mocno na linię brzegową figury. Za przykład niech posłużą wskaźniki wybranych figur o tym samym obwodzie, a różnym polu (ryc. 35). Jak widać, najmniejsze wartości mają figury o największym polu przy danym obwodzie P . Istnieje dowód powiadający, że: figurą o maksymalnym polu przy danym obwodzie jest okrąg. Wynika stąd, że powierzchnia ograniczona krzywą o długości L jest zawsze mniejsza lub równa $\frac{\pi L^2}{4}$.



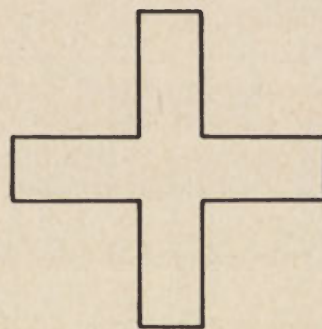
$$S = 3.44$$



$$S = 6.48$$



$$S = 18.20$$



$$S = 31.88$$

Ryc. 35. Wskaźnik kształtu S figur o jednakowym obwodzie a różnym polu
Shape index S for figures with the same circumference but different area

Właściwość ta była znana od dawna i w tym tkwiła przyczyna, że w średniowieczu nadawano koliste kształty grodom, zapewniając w ten sposób opasanie największego pola możliwie najkrótszym murem. Ciasna zabudowa domów miejskich była koniecznością podyktowaną długością murów obronnych i okalającą je fosą.

Wskaźnik S dla ważniejszych figur przyjmuje wartości zestawione w tabeli 18. Dwa identyczne lub przekształcone przez podobieństwo kształty mają ten sam wskaźnik S . Liniowe uporządkowanie typów wsi w zależności od wielkości ich wskaźnika

Tabela 18

Wskaźnik kształtu niektórych figur

Figura	Pole	Obwód	Wskaźnik S
Koło	πr^2	$2\pi r$	0
Kwadrat	a^2	$4a$	3,44
Trójkąt prostok. równoramienny	$\frac{a^2}{2}$	$a(2+\sqrt{2})$	10,64
Prostokąt	ab	$2(a+b)$	$4\left(2+\frac{a}{b}+\frac{b}{a}\right)-12,56$
Elipsa	πab	$\pi(a+b)$	$\pi\left(2+\frac{a}{b}+\frac{b}{a}\right)-12,56$
Sześciobok	$\frac{9a^2}{2\sqrt{3}}$	$6a$	1,30 dla $a = 1$
Wielobok foremny	$n\rho^2 \operatorname{tg}\varphi$	$2n\rho \operatorname{tg}\varphi$	$4n\rho \operatorname{tg}\varphi-12,56$

gdzie ρ — wysokość trójkąta równobocznego, a φ — jego kąt.

ma postać przedstawioną na rycinie 36. Na poziomej osi rysunku zaznaczone są zazębiające się przedziały, jakie przyjmować mogą odpowiednie typy wsi w zależności od konturów siedliska. Wyznaczenie wartości współczynnika kształtu S dla wsi wszelkich typów i nanoszenia na wykres ekstremalnych wartości, pozwoliłoby wyznaczyć empiryczne przedziały, do których dany rodzaj wsi mógłby należeć.

Techniczny sposób wyznaczenia pojedynczego wskaźnika kształtu dla odpowiedniej jednostki osadniczej wymaga splanimetrowania i zmierzenia konturu jej pionowego rzutu na planie. Obliczenia średniego kształtu zbioru siedlisk można dokonać mniejszym nakładem pracy. Sposób postępowania w takim przypadku jest treścią następnego rozdziału pracy.

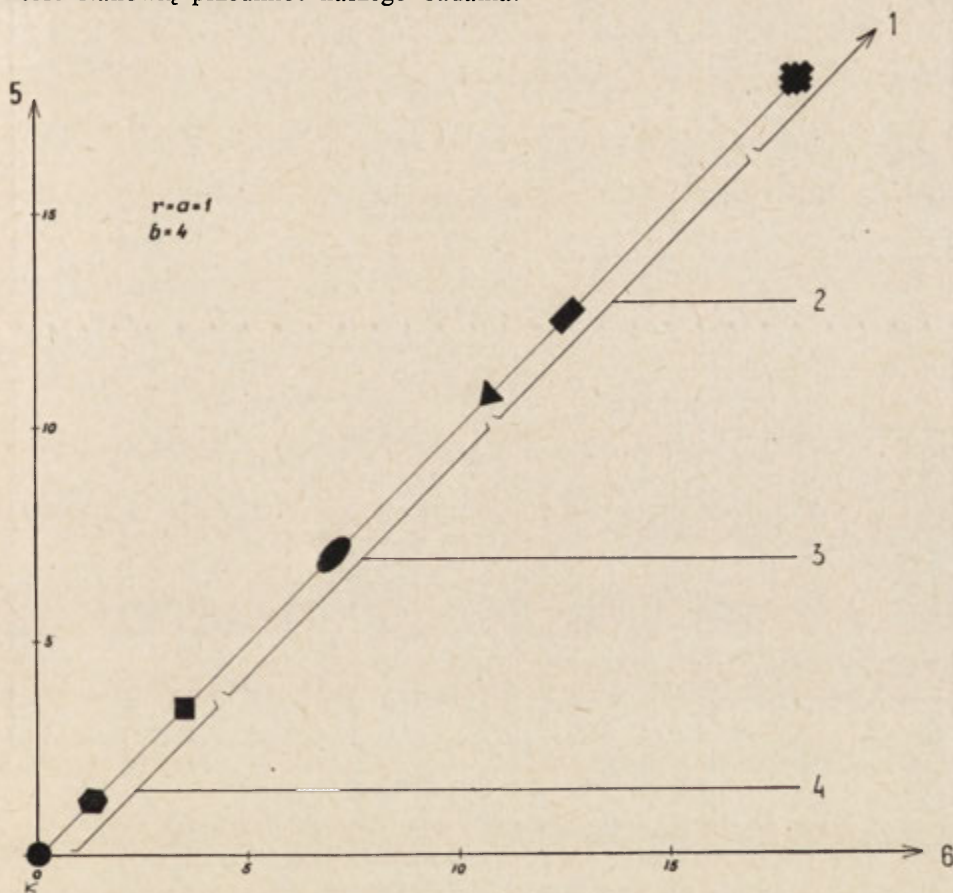
Opisana metoda określania kształtów jest użyteczna przy fizjonomicznej klasyfikacji nietypowych wsi. Chodzi tu przede wszystkim o takie wsie, które w nomenklaturze B. Zaborskiego (1926) zwą się: luźna, przysiółek bezkształtny, formy bardzo drobne, formy bez charakterystycznych dróg bocznych i inne. Za wprowadzeniem ścisłych metod klasyfikowania nietypowych form osadnictwa wypowiada się M. Kiełczewska-Zaleska (1969): „Klasyfikacje osiedli oparte na cechach fizjonomicznych, ujęte w sposób formalny w geografii osadnictwa, ułatwiają opisy porównawcze osiedli, np. do klasyfikacji formalnej należy podział osiedli według kryterium wielkości, na osadę pojedynczą¹⁴, przysiółek, wieś skupioną oraz na różne typy skupienia”.

¹⁴ Najmniejszą jednostką osadniczą jest pojedyncze gospodarstwo, na które składa się: dom mieszkalny, szereg budynków gospodarczych oraz należące do niego pola.

Obliczone wskaźniki kształtu S dla kilkunastu charakterystycznych wsi pogranicza województwa opolskiego i katowickiego (por. ryc. 37) przedstawia tabela 19.

Wykonanie tych pomiarów dla całej zbiorowości pozwoliłoby wyznaczyć rozkłady częstości występowania wszystkich typów wsi i wyznaczyć ich stosunki w badanych rejonach kraju.

Powierznię siedliskową wykreślono na mapie w skali 1:25000, stosując metodę ekwidystant F. Uhorzaka (1932). Każdy dom otaczano kołem o średnicy 50 metrów. W wyniku tego mapa pokryta została nieregularnymi kształtami, które stanowią przedmiot naszego badania.



Ryc. 36. Wskaźnik kształtu niektórych figur

Wskaźniki, których wartość zależy od boków a i b oraz od promienia r (por. tab. 17) wyznaczone dla szczegółowych przypadków, gdy $r = a = 1$, $b = 4$

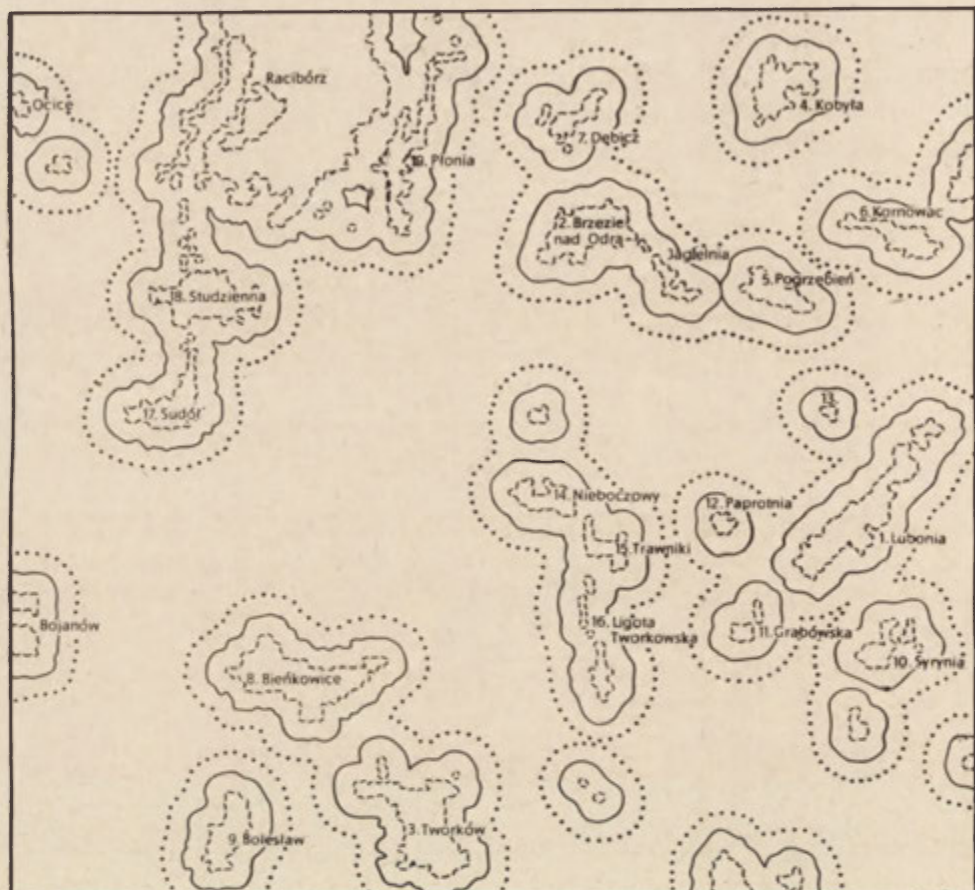
1 — widlice, wielodrożnice, 2 — przydrożnice, rzędówki, łańcuchówki, 3 — owalnice, 4 — wsie okrągłe, okolnice, wsie regularne, 5 — wskaźnik kształtu, 6 — kształt

Shape index of selected figures

Indices value of which depends on sides a and b as well as radius r (cf. table 17) were calculated for detailed cases when $r = a = 1$, $b = 4$

1 — irregullars nucleated villages, 2 — longs and streets villages, 3 — ovals villages, 4 — rounds and regulars villages, 5 — shape index, 6 — shape

Obwody plam siedliskowych, zrastających się w granicach podwójnego odstępu ekwidystanty, wyznaczano krzywomierzem, biorąc za ostateczny wynik średnią wartość z trzech pomiarów. Wielkość powierzchni plam uzyskiwano również śred-



----- 50m ————— 250m 500m

Ryc. 37. Obszary zabudowane objęte ekwidystantami: 50, 250, 500 m
 Areas build-up covered by equidistants: 50, 250, 500 m

niując wielokrotnie powtarzane pomiary. Pomiaru powierzchni dokonywano przez losowe nakładanie przezroczystej siatki kół (planimetru kółkowego Perkala — 1963) o promieniu 2,5 mm, co odpowiada w terenie 50-metrowemu promieniowi. Powierzchnię tę wyznacza ilość kół planimetru, pokrywających lub mających wspólne pole z obszarem jednostki osadniczej, pomnożonych przez pole tego koła.

Na przykład ilość kół pokrywających powierzchnię *I* jednostki osadniczej (Lubomia) przy dziesięciokrotnym pomiarze wynosi odpowiednio: 87, 88, 85, 90, 85,

92,91, 88, 89. Liczba kółek w tym szeregu waha się od 85 do 92. Rozstęp w tym szeregu stanowi pięć kółek, co daje przy pomiarze pola błąd względny rzędu 4,5%. Cały materiał (ryc. 35) poddany został tej samej technice obliczeniowej. Wyniki obcią-

Tabela 19

Wskaźnik kształtu niektórych wsi powiatu raciborskiego

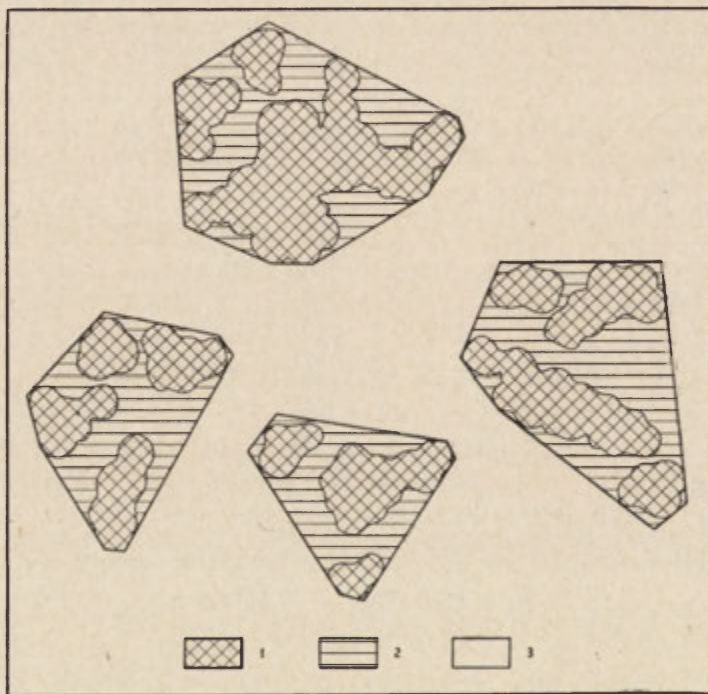
Nazwa jednostki osadniczej	Pole w cm ²	Obwód cm	Wskaźnik kształtu
Lubomia	17,7	27	28,13
Brzezcie + Jagielnia	15,0	24	25,84
Tworków	18,8	26	23,39
Kobyłka	8,2	13	8,04
Pogrzebień	5,0	9	3,64
Kornowac	7,0	12	8,01
Dębicz	4,2	12	21,72
Bieńkowice	19,4	22	12,34
Bolesław	7,4	11	3,79
Syrynia	5,2	12	15,14
Grabówka	2,4	9	21,19
Paprotnia	1,4	4,3	0,64
Niebozowy	4,6	11	13,59
Trawniki	3,6	10,5	19,44
Ligota Tworkowska	4,0	15	43,84
Sudół	8,4	17	21,84
Studzienna	11,6	23	36,44
Płonica	12,0	34	85,90

żone zostały tym samym błędem pomiaru. W przykładzie Lubomii średnia ilość kółek wynosi $883 \cdot 0,1 = 88,3$. Ponieważ pole jednego kółka równa się $\pi \cdot 2,5^2 = 19,62 \text{ mm}^2 = 0,20 \text{ cm}^2$, to na tej podstawie pole plamy siedliskowej Lubomii wynosi

$$P_1 = 0,20 \cdot 88,3 = 17,66 \text{ cm}^2.$$

AMALGAMACJA SIECI OSADNICZEJ¹⁵

W rozdziale tym podjęto próbę przeprowadzenia formalnej analizy sieci osadniczej jako zbioru powierzchni osadniczych przy pomocy kilku wskaźników. W tym celu rozważać będziemy takie charakterystyki, jak:



Ryc. 38. Rozbiór powierzchni gromady na podstawowe składniki

1 — zbiór plam osadniczych $W = W_1 \cup W_2 \cup W_3 \cup W_4$, 2 — zbiór U — dopełnienie do najmniejszej figury wypukłej, obejmującej zbiór W , 3 — zbiór $G = (W \cup U)$ — pozostała część obszaru

Breakdown of district surface into main components

1 — set of settlement spots $W = W_1 \cup W_2 \cup W_3 \cup W_4$, 2 — set U — accomplishment the smallest convex figure including the set W , 3 — set $G = (W \cup U)$ — the remaining part of the area

n — liczba powierzchni osadniczych na jednostkę pola (km^2),

p — wskaźnik pokrycia, będący stosunkiem pokrycia powierzchni siedliskowej w

¹⁵ Termin zapożyczony od M. R. G. Conzena (1958) oznaczający — w naszym przypadku — postępujące łączenie parcel, którego następstwem jest wzrost ich koncentracji.

do powierzchni całej gromady G lub innego wyłonionego zespołu,
 S — wskaźnik kształtu powierzchni osadniczej,
 s — wskaźnik amalgamacji powierzchni osadniczych,
 N — liczba domostw należących do gromady G , czyli najmniejszej jednostki podziału terytorialnego, względem której wyznaczamy cztery wyżej wspomniane wskaźniki.

Wskaźnik a jest miarą pola dopełnienia zbioru W (powierzchni siedliskowych) do najmniejszej figury wypukłej¹⁶ na nim rozpostartej (ryc. 38). Przy rozwiązaniu niektórych postawionych zagadnień wykorzystano m. in. metody, które wprowadził do badań łąk J. Perkal (1956). Na wstępie zajęto się analizą odległości domostw w obrębie siedliska.

Wykorzystując wzmiankowaną już w poprzednim rozdziale metodę ekwidystant Uhorzaka, otaczamy budynki na mapie topograficznej 1:25000 kołem o średnicy półcentymetrowej. W ciasnej zabudowie nakładające się koła tworzą figurę spójną o nieregularnym konturze. Luźna zabudowa natomiast daje sieć rozłącznych kół, których oddalenie uzależnione jest od przestrzennego ułożenia domostw.

W celu dokładniejszego poznania istoty powstałego tworu przy ustalonej ilości badanych domostw, a zmieniającym się promieniu kół je otaczających, wprowadzamy następujące oznaczenia:

A_{e_k} — powierzchnia zakreślona ekwidystantą o promieniu r_k , metodą Uhorzaka.

A_{+k} — górna granica powierzchni zajętej przy użyciu promienia r_k .

A_{-k} — dolna granica powierzchni zajętej przy użyciu promienia r_k .

Maksymalną powierzchnię dla danego promienia r_k uzyskać można tylko wtedy, gdy N punktów oddalonych będzie wzajemnie od siebie o co najmniej $2r_k$, co z właściwości addytywności pól daje A_{+k} .

Promień r_k można powiększać tak długo, dopóki nie osiągnie wartości r_{\max} ; zrówna się on wtedy z maksymalną średnicą obszaru G . Nastąpi to wtedy, gdy koło o promieniu r_{\max} opisze cały obszar płaski G . W zależności od wielkości promienia r_k empiryczna powierzchnia A_{e_k} musi być zawarta pomiędzy ekstremalnymi wartościami

$$A_{-k} \leq A_{e_k} \leq A_{+k}.$$

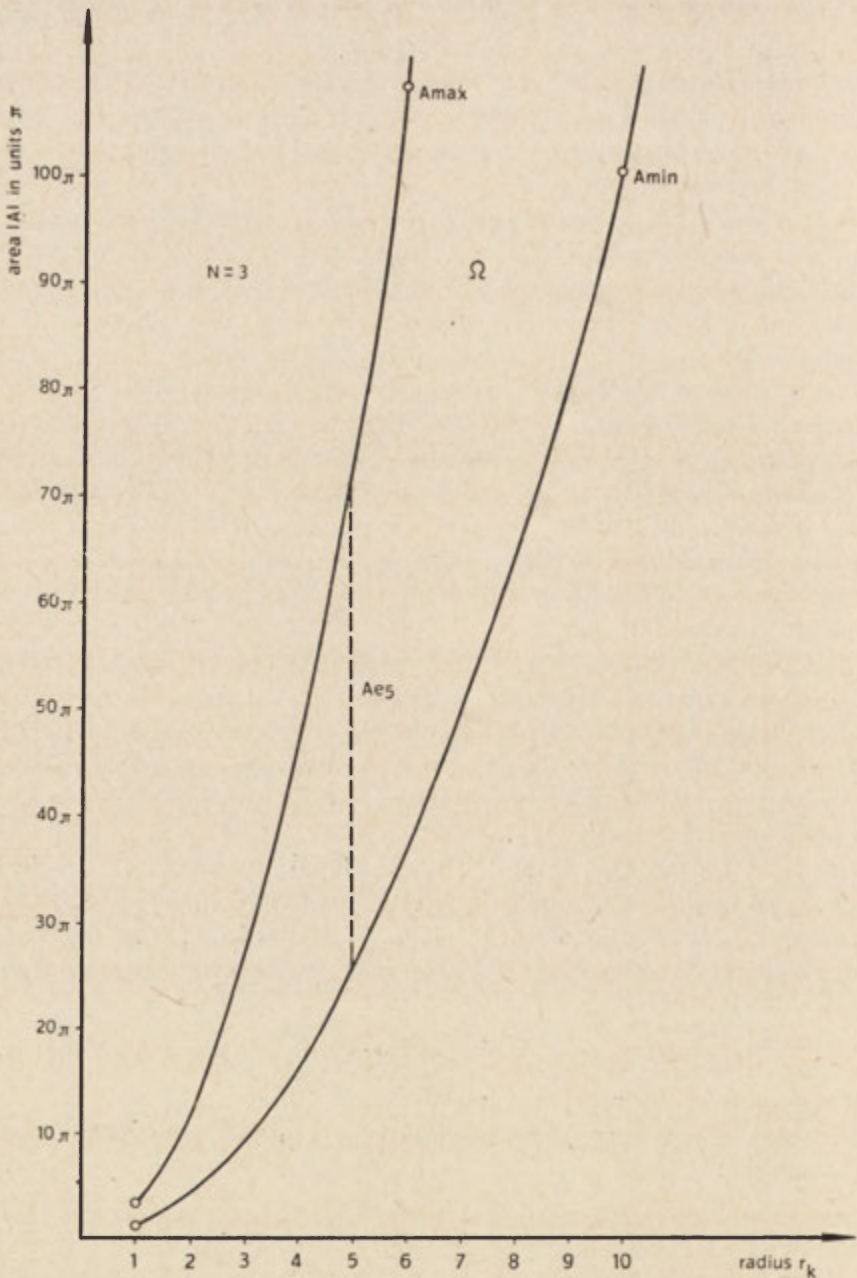
Krańcowe wartości dla różnych k podaje tabela 20.

Jak widać, relacja pomiędzy ekstremalnymi granicami powierzchni obszarów jest następująca:

$$A_{-k} = \frac{A_{+k}}{N}.$$

Przenosząc wspomniane zależności na wykres, stwierdzamy, że przedział,

¹⁶ Figura zwie się wypukłą, jeżeli odcinek łączący dwa dowolne punkty figury leży całkowicie w jej wnętrzu.



Ryc. 39. Obszar możliwych miar powierzchni ograniczonych ekwidystantami Uhorczaaka
 Wartość obszaru objętego ekwidystantą A obliczono dla $N = 3$ domów. Parabola A_{max} — wyznacza sumę powierzchni rozłącznych kół, A_{min} — pole jednego koła, A_{e5} — wszelkie możliwe wartości powierzchni pokrytej trzema kołami o promieniu $r = 5$

Area of the possible surface measures delimited by Uhorczak's equidistants
 Value of area covered by equidistant A was calculated for $N = 3$ houses. Parabola A_{max} determines the sum of surface of separable circles, A_{min} — area of one circle, A_{e5} — all possible values of surface covered by three circle with radius $r = 5$

do którego należeć może empiryczna wartość A_{e_k} zawarty jest zawsze pomiędzy dwiema parabolami. Na rycinie 39 wykreślono taką parę parabol dla ustalonej liczby domostw wynoszącej $N = 3$. Dolną granicę wielkości pokrytego obszaru uzyskamy wówczas, gdy wszystkie domostwa zbudowane zostaną w jednym wspólnym miejscu. Stan ten odpowiadałby rodzajowi punktowca, a k -ta ekwidystanta równałaby się polu pojedynczego koła o promieniu r_k .

Tabela 20

Górne i dolne granice powierzchni zajętej przez ekwidystanty o promieniu r_k

r_k	N punktów	
	A_{-k}	A_{+k}
$k = 1$	1π	$N\pi$
$k = 2$	4π	$4N\pi$
$k = 3$	9π	$9N\pi$
\vdots	\vdots	\vdots
$k = p$	$p^2\pi$	$p^2N\pi$

Górną granicę obszaru przy każdym promieniu osiągniemy wtenczas, gdy domy rozrzucone zostaną w taki sposób, że ekwidystanty zataczane wokół tych domów będą rozłączne.

Przy powiększeniu promienia ekwidystanty, czyli przy przejściu z r_{k-1} do r_k , powierzchnia $A_{e_{k-1}}$ powiększy się na skutek przyrostu długości promienia o ΔA_e i osiągnie wartość A_{e_k} .

Wielkość ilorazu $\Delta A_{e_k} / \Delta A_{e_{k-1}}$ świadczy o koncentracji powierzchni osadniczych. Im większa wartość tego przyrostu, tym większe rozproszenie domostw w przestrzeni. Wartość zbliżona do minimum przyrostu oznacza dużą koncentrację domów. W drugim omówionym przypadku przyrost pola pod maksymalnie skoncentrowaną zabudową sprowadza się do dołączenia jednego pierścienia o szerokości równej różnicy kolejnych promieni użytych ekwidystant, czyli

$$\pi |r_k^2 - r_{k-1}^2|.$$

Dużym ułatwieniem przy graficznym odczytywaniu stanu koncentracji domostw jest naniesienie wartości z tabeli 20 (dla dowolnego N) na papier półlogarytmiczny. Wtedy parabole ograniczające obszar empirycznych wartości A_e przekształcone zostają w parę prostych przecinających się pod pewnym kątem.

CHARAKTERYSTYKA ZBIORU POWIERZCHNI SIEDLISKOWYCH (POMIAR PUNKTOWY, ZEROWYMIAROWY)

Rezultatem tych pomiarów jest statystyczne oszacowanie (bez planimetrowania) wielkości pól trzech niespójnych składowych wypełniających obszar G (por. ryc. 37). Składowymi tymi są:

- a — grupy obszarów siedliskowych W,
 b — dopełnienie do najmniejszych figur wypukłych U, rozpostartych na zbiorze W,
 c — pozostała część gromady $G \setminus (W \cup U)$.

Pomiary te polegają na losowaniu n uporządkowanych par współrzędnych, nanseniu na płaszczyźnie punktów, które je reprezentują, i liczeniu frakcji punktów należących do trzech składowych części obszaru G. Ta liczba punktów podlega rozkładowi wielomianowemu¹⁷

$$P\{(n_1, n_2, n_3)\} = \frac{n!}{n_1! n_2! n_3!} p_1^{n_1} p_2^{n_2} p_3^{n_3}.$$

Pomiar punktowy pozwala wyznaczyć względne miary

$$\frac{|W|}{|G|}, \quad \frac{|U|}{|G|}, \quad \frac{|G \setminus (W \cup U)|}{|G|}$$

przez oczekiwane wartości liczebności w każdej grupie np_i , gdzie ($i = 1, 2, 3$). Czynność ta polega na zastosowaniu metody „Monte Carlo”¹⁸ dla symulowania wyboru losowego. W metodzie tej ustalamy rozkład zmiennej losowej, następnie generuje się zbiór liczb losowych, które wykorzystuje się do wyboru próby zgodnie z ustaloną regułą, aby w końcu wielokrotnie powtarzać tę operację w celu otrzymania przybliżonego rozwiązania modelu. Wspomniana metoda narzuca się sama i według określenia D. N. Chorafasa (1960) „choć nie jest bardzo precyzyjna, to jednak wystarczająca przy pracy odręcznej, prosta i szybka”. Takie rozwiązania zadań planimetrycznych przy pomocy konstrukcji sztucznego procesu losowego jest w istocie swej bliższe doświadczeniu fizycznemu.

Dla wyznaczenia pól obszarów składowych badaną gromadę umieszczamy w początku kartezjańskiego układu współrzędnych. Następnie, w celu wylosowania

¹⁷ Wielomianowym nazywamy dyskretny rozkład prawdopodobieństwa, określony w przestrzeni euklidesowej k -wymiarowej za pomocą równości:

$$P\{(n_1, n_2, \dots, n_k)\} = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!} p_1^{n_1} p_2^{n_2} \dots p_k^{n_k},$$

gdzie p_1, p_2, \dots, p_k są nieujemnymi liczbami,

$$\sum_{i=1}^k p_i = 1,$$

a n_1, n_2, \dots, n_k są układami po k liczb całkowitych, ponadto:

$$\sum_{i=1}^k n_i = n. \text{ Por. S. Zubrzycki (1966), s. 87.}$$

Współczynniki wielomianowe $n!/n_1! \dots n_k!$ określają liczbę sposobów, którymi można n punktów podzielić na k grup, z których pierwsza zawiera n_1 punktów, druga n_2 , a ostatnia k -ta n_k punktów. Nie zwraca się przy tym uwagi na uporządkowanie punktów wewnątrz grup. W naszej analizie k wynosi 3.

¹⁸ Termin wprowadzony przez von Neumanna i Ulama.

punktów najwygodniej posłużyć się tablicami liczb losowych. Procedura jest następująca: w zależności od wielkości gromady należy przyjąć współrzędne dwu- lub trzycyfrowe. Dodatkowa cyfra, poprzedzająca współrzędne w uporządkowanych czwórkach liczb, wyznacza znak współrzędnej. Przyjąć można, że liczby parzyste i zero oznaczają plus, a liczby nieparzyste — minus. Po takim zabiegu położenie punktu P jednoznacznie zostaje określone w sposób następujący: np. para liczb losowych 9701 i 4113 oznacza punkt o współrzędnych -701 i $+113$. Wybierając n par czwórek liczb losowych według powyższego schematu, natrafiamy po ich nanieśieniu na płaszczyznę układu współrzędnych na jakieś składowe części zbioru G .

Punkty padające na zewnątrz zbioru G można odrzucić bądź, po znanym zabiegu polegającym na sprowadzeniu ich wartości do ograniczonego przedziału, przyporządkować im współrzędne punktów należących do G .

Losując n -krotnie w sposób niezależny, liczymy ilość punktów trafiających do każdego z podzbiorów G , przy czym $n_1 + n_2 + n_3 = n$. Odpowiednie frakcje n_i/n ($i = 1, 2, 3$) wyznaczają względną miarę poszczególnych podzbiorów. Ze wzrostem liczby prób n wzrasta dokładność wyznaczania frakcji poszczególnych pól W , U , $G \setminus (W \cup U)$.

Interesujące nas powierzchnie tych części wyznaczamy wymnażając dane frakcje przez powierzchnię całej gromady G , która jest zazwyczaj znana.

Celem tych obliczeń jest określenie odchylenia siedlisk danej gromady od pełnej amalgamacji, tj. od stanu pełnej komasacji zbioru W , które uzyskać można przy doprowadzeniu tego zbioru do posiadania wspólnych krawędzi. Pełna amalgamacja osiągnięta zostaje z chwilą, gdy W jest jednospójne; zachodzi wówczas $|U| = 0$, a ponadto wskaźnik kształtu $S = 0$. Pierwiastek kwadratowy $\sqrt{|U|}$ przyjmuje się za miarę wzajemnej odległości obszarów siedliskowych W . Ta metryka odległości daje wartości tym większe, im większa część pola przeszkadza w połączeniu się grupy siedlisk.

POMIAR LINIJKOWY (JEDNOWYMIAROWY)

A. Rosival (1898) wykazał użyteczność metod liniowego próbkowania (line traverse sampling design) do analiz petrograficznych, szacując zawartość różnych minerałów w skałach przez pomiar długości, jakie zajmują ich składowe wzdłuż układu przekrojów liniowych. Już wtedy istniało uzasadnione przypuszczenie, poparte później dowodami, że poszczególne minerały zajmują ten sam odsetek ogólnej powierzchni, co unormowana suma długości cięciw przecinających wyróżnione pola.

Geografom zależało na opanowaniu szybkiej i elastycznej techniki pozwalającej szacować wiele cech (m. in. nieregularnych składowych) obszaru z jednego zespołu pomiarów z możliwie najmniejszym błędem. Na przykład dążenie do pełnego rejestru poszczególnych użytków w geografii rolnictwa, ich rejonizacji i prześledzenia zmianowania na dużych obszarach wymaga użycia tego typu niezawodnych analiz. Przy odczytaniu informacji utrwalonych na mapie lub zdjęciu lotniczym wykorzystano

analogię do telewizji (J. P. Latham 1963), gdzie pulsująca kropka, latająca po ekranie kineskopu z wielką szybkością wzdłuż kilkuset równoległych linii, zdolna jest przedstawić obraz rozróżnialny dla ludzkiego oka. Taki nieruchomy obraz fototelegraficzny składa się z mozaiki punktów o różnej jaskrawości — odpowiednik elementu szrafury w kartografii.

Liniowa metoda reprezentacyjna polega na notowaniu długości cięciw trawers znajdujących się w granicach każdego użytku. Długości te, wyrażone w procentach, porównywane są z odsetkami użytków otrzymanymi na podstawie planimetrywania lub z danymi bezpośrednich pomiarów. Te ostatnie służą do porównań i wyznaczania błędu próbkowania. Omówione metody liniowej estymacji powierzchni obszarów dają się z powodzeniem zautomatyzować.

Pierwsze próby liniowego próbkowania w geografii sięgają lat trzydziestych. Już C. C. Colby (1933) badał użytkowanie ziemi, obserwując pola uprawne z okna pędzącego pociągu, a więc na podstawie tylko jednej krzywoliniowej trawersy przecinającej obszar. Dalszy rozwój badań w tej dziedzinie i dążenie do poprawy wyników, jak i redukcji czasu potrzebnego na opracowanie prześledzić można najlepiej z postępu prac.

M. J. Proudfoot (1942) estymował udział pięciu głównych typów upraw z mapy użytkowania ziemi metodą równoległych u równooddalonych trawers. Wyniki otrzymane tą drogą porównywał z danymi uzyskanymi na podstawie planimetrywania parcel uprawowych. Średni kwadrat błędu wyniósł $6^0/00$.

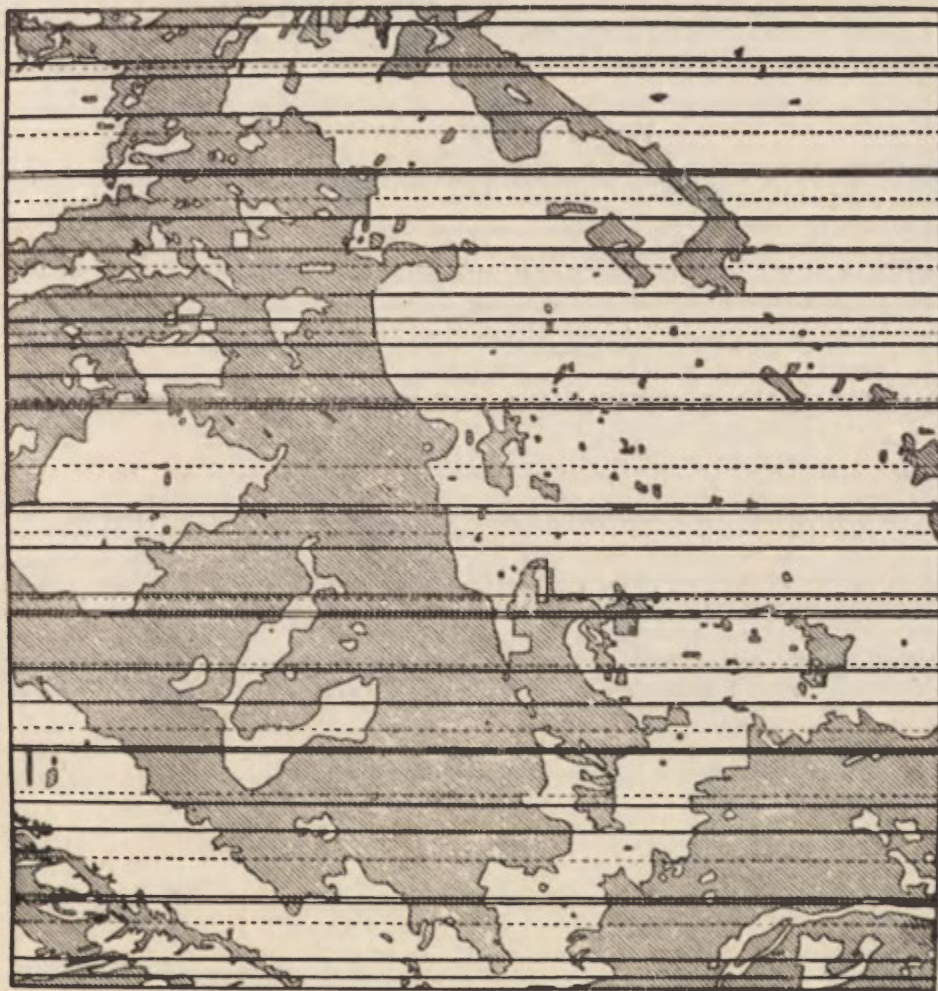
J. G. Osborne (1942) wprowadził dla estymacji kompozycji pól pokrytych lasami, łąkami, zaroślami i uprawami sieć równoległych linii o losowo wybranych odległościach. Wykreślił te linie na 32 równych częściach trzydziestomilowego obszaru. Spośród 30 liczb wybierał losowo 20 korespondujących bezpośrednio z każdą częścią (ryc. 40). Błąd szacowania powierzchni pól pod uprawami 4 wyróżnionych typów wynosił zaledwie $1,48^0/00$.

J. P. Latham wykorzystał równoległe przekroje liniowe o stałym odstępnie pomiędzy liniami do analizy przestrzennego rozmieszczenia układów gruntów ornych w stanie Pensylwania. Dla zagęszczenia przekrojów zastosował sześciokrotną rotację (ryc. 41) siatki trawers, co 30^0 , dzięki czemu wnosił nowe informacje o badanym terenie. Celem pracy był opis 4 cech układów przestrzennych użytkowania ziemi, do których zaliczamy: powierzchnię, teksturę, złożoność i ukierunkowanie przestrzenne.

Wynik obliczeń podał w formie histogramów i ogiw szeregów statystycznych długości cięciw oraz pomysłowych róż kierunkowych (orientation rose) kwartyli próbkowych wzdłuż 6 wybranych azymutów. Sam autor opracowania przyznał, że metoda jest nadto pracochłonna, aby mogła być użyteczna jako opisowe narzędzie badawcze, mimo że rozpoznania układu i obliczenia dokonywał na elektronicznych maszynach liczących.

P. Haggett (1963) podjął znów ten temat, wypróbując trzy metody próbkowania (punktowego, liniowego i powierzchniowego). Doszedł wówczas do wniosku,

że próbkowanie liniowe, mimo iż najbardziej czasochłonne, jest jakościowo najlepsze (obciążone mniejszym błędem pomiaru). Za podstawę obliczeń przyjął jednostki kwadratowe o 5-kilometrowym boku. Na tę wielkość zdecydował się z tej racji, że kwadrat pokryty zostaje w całości 81 zdjęciami lotniczymi (9×9) w skali 1 : 40 000 i możliwy jest do spenetrowania w ciągu jednego dnia jeepem.



Ryc. 40. Sieć równoległych trawers Osborne'a o losowo wybranych odległościach

Randomizowana próba blokowa składająca się z 30 linii przesiekających obszar, zawierająca po 2 losowo wybrane linie spośród 15 bloków oddalonych od siebie o 2 mile

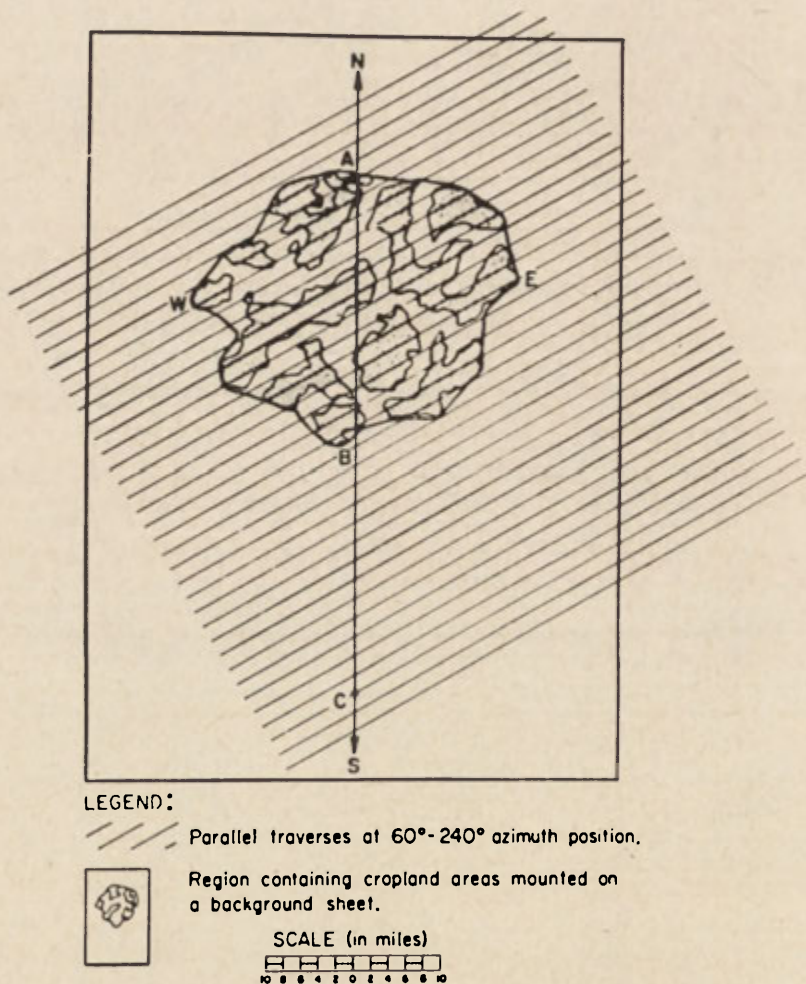
Network of parallell Osborne's traverses with lenght selected at random

A randomized block sample of 30 lines across the area, consisting of 2 lines selected at random in each of 15 blocks
2 miles wide

Źródło (Source): J. G. Osborne, 1942

Każdy z bloków przecinał według sposobu Osborne'a szeregiem równoległych linii wzdłuż szerokości geograficznej, wychodząc z losowo wybranych współrzędnych. Dla zbadania w sposób empiryczny wpływu wielkości próbki na błąd pomiaru liczbę linii sukcesywnie dublował od 1 do 16. Błędy estymacji pokrycia lasem badanych terenów, bez względu na ich wielkość, nie przekraczały dla najlepszego wariantu $\mp 1\%$. Najdokładniejsze wyniki uzyskał przy stratyfikowanej 8% próbie losowej.

P. Haggett i C. Board (1964) po serii doświadczeń wykazali, że sama rotacja nie poprawia oszacowania powierzchni w porównaniu z rozszerzeniem liczebności



Ryc. 41. Sieć rotowanych równoległych trawers Lathama
Network of rotated parallels Latham's traverses

Źródło (Source): J. P. Latham, 1963

próby drogą zwiększenia liczby równoległych i równooddalonych trawers do 4 mil bieżących na milę kwadratową. Wzór, jakim się posługiwali na oszacowanie powierzchni danego rodzaju użytkowania ziemi (w kwadracie 3×3 mile), ma następującą postać:

$$\left(\frac{d}{36} \cdot 100 \right) \frac{9}{100} = S \quad \text{w milach kwadratowych,}$$

gdzie

d — łączna długość cięciw w calach przechodzących przez dany użytek.

Ten sam wzór uproszczony i wyrażony w skali metrycznej ma postać:

$$\frac{2,54 d}{36} = S \quad \text{w kilometrach kwadratowych.}$$

Zależność między liczbą cięciw Y a powierzchnią X (w akrach) przypadającą na jeden odcinek wyznacza linia regresji

$$\log Y = 4,3804 - 2,0166 \log X.$$

Korelacje $r = 0,932$ dla gruntów ornych i $r = 0,866$ dla pastwisk wyjaśniają około 87% zmienności. Błąd bezwzględny wzrasta z wielkością mierzonego obszaru i stopniem odchylenia figur składowych od regularnych.

Z wyjątkiem liczby składowej, której wyznaczenie nie przedstawia trudności, pozostałe wskaźniki wymagają bądź pracochłonnych bezpośrednich pomiarów, bądź znalezienia prostych estymatorów i metod ich wyznaczania. Omówiona na wstępie rozdziału metoda punktowa pomimo prostoty wymaga wielokrotnych prób, ponadto przy jej pomocy nie można wyznaczyć wskaźnika kształtu, ponieważ nie potrafimy otrzymać długości linii brzegowej obszaru. Stosując raz jeszcze w inny sposób metodę „Monte Carlo”, udaje się jedną serią pomiarów liniowych, a co za tym idzie mniejszym wysiłkiem, otrzymać wszystkie potrzebne parametry do tej analizy.

Pomiar linijkowy polega na N -krotnym losowym położeniu linijki i na zanotowaniu odległości od zera (gdzie zero pokrywa się z początkiem pomiaru) wszystkich punktów, w których linijka przecina brzegi zbiorów W , U , G . Różnice współrzędnych punktów wyjścia i wejścia do wszystkich podzbiorów G wyznaczają długości cięciw (por. ryc. 38). Z całej zbiorowości wyznaczonych odcinków otrzymujemy po ich uporządkowaniu trzy statystyczne szeregi długości cięciw:

$$\{d_{ik}^W\}, \quad \{d_{ik}^G\}, \quad \{d_{ik}^U\},$$

gdzie:

k — to numer rozciągnięcia $i = 1, 2, \dots, n_k$,

i — jest numerem cięciwy na linijce,

n_k — oznacza ilość cięciw na linijce przy k -tym rozciągnięciu, znak u góry informuje, jaki rodzaj zbioru przecięła cięciwa.

Przez losowe rozciągnięcie taśmy rozumiemy nałożenie jej wzdłuż prostej o losowo wybranych współrzędnych Croftona r i φ ($-\infty \leq r \leq +\infty$), a kąt ($0 \leq \varphi \leq \pi$). Również początek i zwrot, który w naszym przypadku nie ma wpływu na wyniki, obieramy losowo.

Przez $m(W, r, \vartheta)$ oznaczamy miarę liniową na prostej o współrzędnych (r, ϑ) przecięcia prostej z brzegami zbioru W . Dla dwóch pozostałych zbiorów stosujemy analogiczne oznaczenia, mianowicie: $m(U, r, \vartheta)$ i $m(G, r, \vartheta)$.

Dla ustalonego ϑ płaską miarę W określamy:

$$|W| = \int_{-\infty}^{+\infty} m(W, r, \vartheta) dr,$$

skąd

$$|W| = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} m(W, r, \vartheta) dr d\vartheta.$$

Pokrycie, czyli unormowana płaska miara zbioru W , równa się stosunkowi:

$$p(W) = \frac{|W|}{|G|} = \frac{\int_0^{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} m(W, r, \vartheta) dr d\vartheta}{\int_0^{\pi} \int_{-\infty}^{\infty} m(G, r, \vartheta) dr d\vartheta}.$$

Zazwyczaj pole gromady $|G|$ podają źródła statystyczne przekazywane przez powiatowe urzędy geodezyjne. Wyznaczenie tej wielkości metodą pomiaru liniowego pozwala przy ustalonej ilości cięć znaleźć błąd metody.

Estymator do obliczenia pokrycia zaproponowany przez J. Perkala ma następującą postać:

$$\hat{p}(W) = \frac{\sum_{k=1}^N m(W, r_k, \vartheta_k)}{\sum_{k=1}^N m(G, r_k, \vartheta_k)}.$$

Przy założeniu ekwipartycji różnych rozciągnięć linijki estymator ten jest zgodny¹⁹ i nieobciążony²⁰. Licznik jest sumą długości cięciw dla wszystkich możliwych ułożeń linijki, mianownik — sumą długości linijek.

Po podstawieniu do wzoru wcześniej przyjętych oznaczeń praktyczna metoda szacowania $p(W)$ ma następującą postać:

¹⁹ Estymatorem zgodnym nazywamy taki estymator, który wraz ze wzrostem liczebności próbki jest stochastycznie zbieżny do wartości parametru estymowanego.

²⁰ Estymatorem nieobciążonym nazywamy taki, którego wartość przeciętna równa się parametrowi estymowanemu. Por. Z. Hellwig (1965), s. 162.

$$\hat{p}(W) = \frac{\sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^{n_k} d_{lk}^W}{\sum_{k=1}^N 1_k}.$$

Estymacja jest tym dokładniejsza, im większa jest liczba linii N przecinających badany obszar G .

STATYSTYCZNY SPOSÓB OBLICZANIA WSKAŹNIKA KSZTAŁTU

Do obliczania wskaźnika kształtu potrzebna jest, poza polem obszaru, jeszcze długość jego linii brzegowej. W myśl twierdzenia L. Croftona długość λ brzegu zbioru dla przykładu W wyraża się wzorem:

$$\lambda(W) = \frac{1}{2} \int_0^\pi \int_{-\infty}^\infty n(W, r, \vartheta) dr d\vartheta,$$

gdzie $n(W, r, \vartheta)$ to liczba punktów, w których prosta (r, ϑ) przecina brzeg N . Na tej podstawie niemianowany wskaźnik kształtu $S(W)$ szacujemy dla całej gromady przy pomocy wzoru:

$$S(W) = \frac{|W|}{\lambda^2(W)} \times \frac{\frac{4}{\pi} \int_0^\pi \int_{-\infty}^\infty m(W, r, \vartheta) dr d\vartheta}{\left[\int_{-\infty}^\infty \int_0^\pi n(W, r, \vartheta) dr d\vartheta \right]}.$$

Wskaźniki $S(W)$ w tym przypadku służą do określania przeciętnego kształtu i zróżnicowania wielkości składowych wyłonionych grup siedlisk w obrębie opisujących je najmniejszych figur wypukłych.

Powierzchnię zbiorów U oblicza się równocześnie z powierzchnią W , korzystając z tych samych pomiarów uzupełnionych danymi o miejscach przecięcia figur wypukłych przez wylosowane proste. Stosujemy do tego celu następującą zależność:

$$p(U) = \frac{\sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^{n_k} \hat{a}_{lk}^{ij}}{\sum_{k=1}^N 1_k}.$$

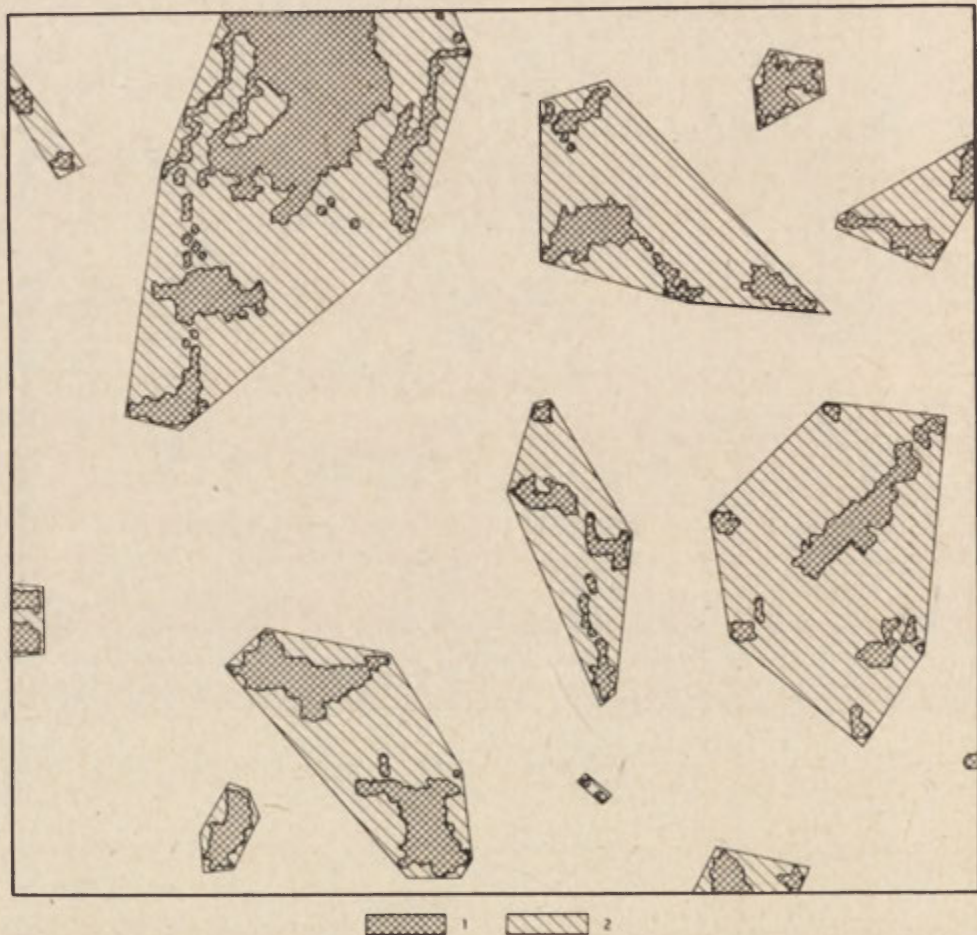
Zrezygnowano tu z charakteryzowania części gromad obejmujących znaczne partie rozłogów $G \setminus (W \cup U)$ jako nie leżących w centrum naszego zainteresowania.

ZASTOSOWANIE METODY OBLICZANIA AMALGAMACJI SIEDLISK

Powyższy sposób wyznaczania grupy wskaźników określających ilość powierzchni siedliskowych, pokrycie gromady zabudową, średni wskaźnik kształtu siedlisk w gromadzie i stopień ich zaamalgamowania zilustrujemy na przykładzie. W tym

celu oprzemy się raz jeszcze na znanym fragmencie powiatu raciborskiego (ryc. 36). Dla wydzielenia zespołów siedlisk, opierając się na bliskości wsi i uwalniając się od istniejącego podziału administracyjnego na gromady, posłużono się następującym sposobem: wykreślono 500-metrową ekwidystantę²¹. Do zespołu zaliczano tylko te domostwa, których ekwidystanty nachodziły na siebie.

Oddalenie domów od siebie o ponad kilometr (2×500 m) umożliwiało przeprowadzanie linii rozgraniczającej. Wewnątrz tak zdelimitowanych obszarów obliczano amalgamację zespołu siedlisk. Wyłoniono w ten sposób 10 zespołów siedliskowych



Ryc. 42. Zespoły osiedli ze względu na bliskość topograficzną

Zespół tworzy zbiór domostw, których 500 m ekwidystanty nachodzą na siebie. 1 — zbiór powierzchni siedliskowych,
2 — dopełnienie do najmniejszych figur wypukłych

Groups of settlements on account of topographic proximity

Group constitutes the set of homesteads which 500 meters equidistants coming across. 1 — the set of settlement areas,
2 — accomplishment to lest convex figure

²¹ Taką samą ekwidystantę jednowymiarową (oddalenie siedlisk wzdłuż dróg) dla rozdzielenia

(por. ryc. 42). Sześć spośród nich, składających się przynajmniej z dwóch plam, leży w całości na badanym arkuszu mapy. Pozostałe, odizolowane zespoły utworzone z jednego siedliska (Bojanów, Bolesław, Kobyla) charakteryzowano tylko przy pomocy wskaźnika kształtu S .

Można posłużyć się prostszymi metodami obliczania całej serii wskaźników charakteryzujących zbiory powierzchni. Przede wszystkim każdą figurę wypukłą podzielić należy wieloma sposobami na kilka dowolnych trójkątów. Boki tych trójkątów wymierzamy bez trudu. Natomiast pola trójkątów o znanych bokach a , b , c wyznacza się najłatwiej przy pomocy wzoru Herona

$$S = \sqrt{p(p-a)(p-b)(p-c)},$$

gdzie $p = \frac{1}{2}(a+b+c)$ to połowa obwodu.

Przedstawiony sposób podejścia przy wyznaczaniu niezbędnych danych do obliczania amalgamacji ma sens w przypadku znanych pól powierzchni siedliskowych. W przeciwnym przypadku dla obliczenia tych pól najwygodniej posłużyć się wagą analityczną, zakładając, że kalka techniczna, z której wycinamy powierzchnie siedliskowe wyprodukowana jest z jednorodnego materiału.

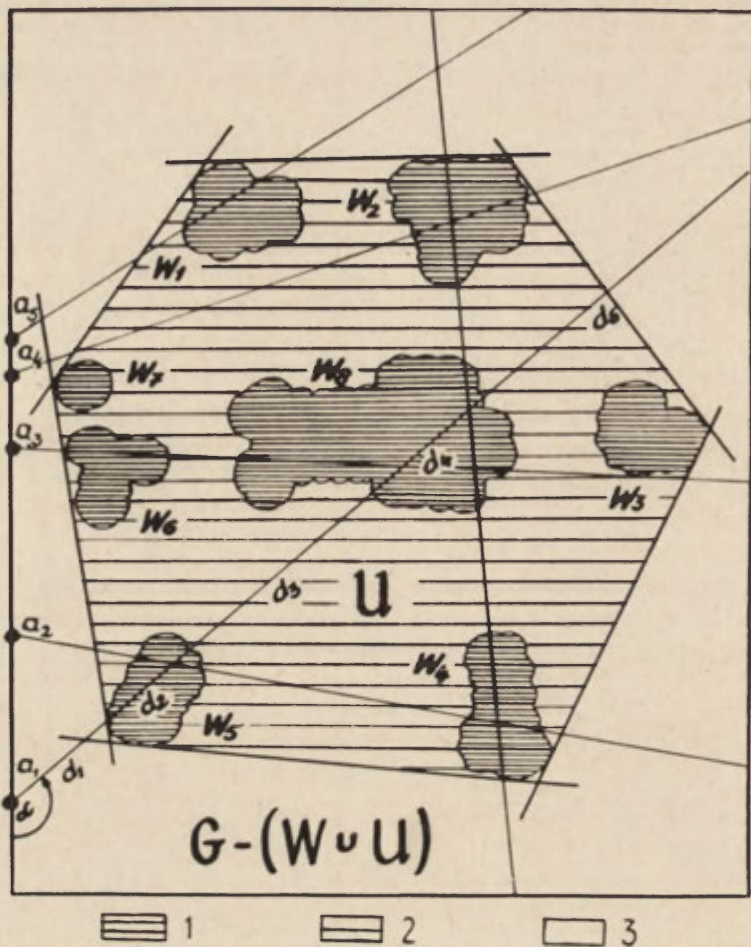
Ważniejsze wskaźniki morfometryczne obliczono dwukrotnie. W pierwszym przypadku charakteryzując wyłonione zespoły, w drugim dokonując obliczeń dla całego arkusza mapy. Otrzymane wyniki zebrane zostały w tabeli 21.

Tabela 21

Wskaźniki morfometryczne charakteryzujące zespoły osadnicze

L.p.	Skład zespołu	Wskaźnik			
		ilość powierzchni siedliskowych n	pokrycie p	średni kształt siedliska S	amalgamacja a
I	Ocice	2	0,68		2,88
II	Racibórz, Płonica Studzienna, Sudół	4	0,48	47,5	9,87
III	Dębicz, Brzezie n/Odrą Jagielnia, Pogrzebień	4	0,25	17,07	8,65
IV	Niebozowy, Trawniki Ligota Tworkowska	3	0,29	25,62	5,97
V	Lubomia, Paprotnia Grabówka, Syrynia	4	0,12	16,25	13,83
VI	Bieńkowice, Tworków	2	0,23	17,86	11,08
Dla całego arkusza		54	0,24	29,14	37,3

zbioru siedlisk woj. opolskiego stosuje w swoich opracowaniach B. Misze wska w artykule *Osiedla jako układy liniowe*, [w] *Struktury i procesy osadnicze*, PWN, 1961, s. 125-142.



Ryc. 43. Liniowy pomiar wskaźnika kształtu i amalgamacji siedlisk

α – losowo wybrany kąt nachylenia trawersy, a_i – losowo wybrany punkt rozpoczęcia pomiaru ($i=1, \dots, k$), d_j – długość cięciwy przecinającej j -tą wyróżnioną płamę ($j=1, \dots, l$), 1 – zbiór plam osadniczych $W = \cup W_j$, 2 – zbiór U będący dopełnieniem do najmniejszej figury wypukłej obejmującej zbiór W, 3 – pozostała część obszaru, zbiór G ($W \cup U$)

Linear measurement of configuration and amalgamation indices of settlements (habitations)
 α – selected at random angle of traverse inclination ($i=1, \dots, k$); a – selected at random point of the measurement beginning, d_j – the length of chord crossing $j =$ selected spot $j=1, 2, \dots, l$,
 1 – set of settlement spots $W = \cup W_j$, 2 set U, accomplishment the smallest convex figure including the set W, 3 – set G ($W \cup U$) the remaining part of the area

Ostatni wiersz tabeli 21 odnosi się do całego arkusza o powierzchni 2114 cm². W tym przypadku wskaźnik amalgamacji a jest równy pierwiastkowi pola wolnego

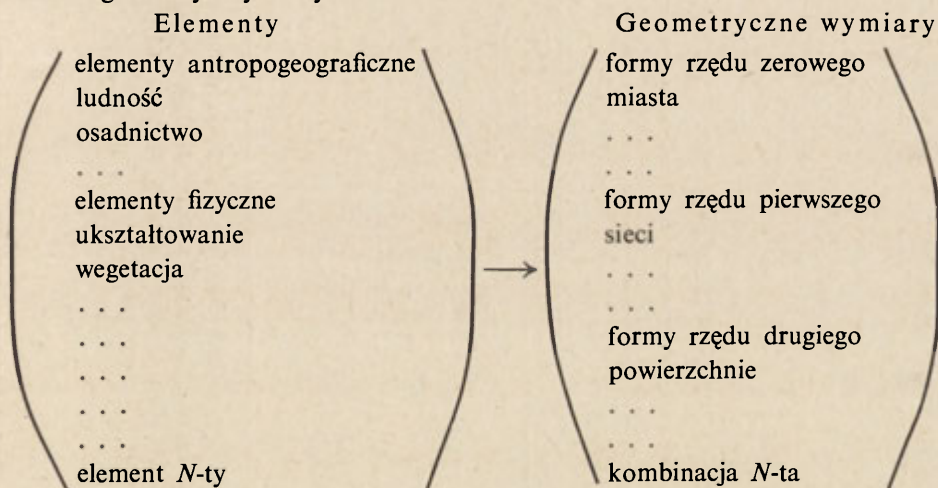
od siedlisk — $a = \sqrt{0.66 \cdot 2114}$. Zbiór wymienionych wskaźników w zestawieniu z mapą (ryc. 36) wzbogaca naszą wiedzę o tej części województwa.

Pracochłonność przygotowania przykładów do ostatniej części opracowania spowodowała zawężenie obszaru przewidzianego do ilustracji metody. Autor podejmie w przyszłości to zagadnienie, rozszerzając badania nad siecią osadniczą obszaru całego województwa opolskiego.

PODSUMOWANIE

Duża liczba prac opublikowanych do tej pory, poświęconych zagadnieniu poszukiwania miar skupiania i rozproszenia obiektów świadczy o wadze problemu. Z powodu niepełności uzyskiwanych rezultatów zaistniała konieczność dalszego uściślenia pojęć, sformalizowania procesu koncentracji w celu wyodrębnienia głównych czynników odpowiedzialnych za jego przebieg.

Metody przedstawione i użyte w pracy do rozwiązania tego problemu zgodne są z nowoczesnymi poglądami na badania geograficzne, których wyrazicielami są P. Haggett i R. J. Chorley²². Poniżej przytoczono ich schematyczny sposób przejścia od wektora wierszowego, będącego główką tradycyjnej macierzy Berry'ego, do wektora geometrycznych wymiarów.



Badane obiekty geograficzne przyjmują wtedy postać tworów zerowymiarowych (punkty), jednowymiarowych (linie), dwuwymiarowych (powierzchnie) oraz trójwymiarowych (bryły). Elementy te, zwane formami, są zazwyczaj zanurzone w utworach tego samego lub wyższego rzędu, np. punkty na linii $\{0,1\}$, punkty na płaszczyźnie $\{0,2\}$, punkty w przestrzeni $\{0,3\}$ itp. Ogółem związki porządków topologicznych

²² Por. *Models, paradigms and the new geography*. [w] *Models in Geography*. Red. R. J. Chorley i P. Haggett. Londyn 1967, s. 29 i 36.

TRÓJSTOPNIOWY MODEL ANALIZY SYSTEMU REGIONALNEGO

Tabela 22

Stadium I			Stadium II			Stadium III
	Identyfikacja systemu		A. Formy zróżnicowane (statyczne)		B. Formy zróżnicowane (dynamiczne)	Integracja systemu
Liczba wymiarów	{0,2}	0 (punkty)	1 (linie)	2 (obszary)	3 (powierzchnie)	całość
forma geograficzna	miasto region miejski	miasta osiedla hierarchia miast	sieć transportu systemy komunikacyjne	obszary: —urbanizowane —intensywności użytkowania ziemi gradienty gęstości	fale innowacji ruchy graniczne sukcesywna okupacja kolonizacja	systemy regionalne wewnętrzne sprzężenia zwrotne systemy międzyregionalne
techniki analizy	taksomia lokalne residua analogia regionalna	badania koncentracji analizy wielkości i kolejności analiza układów kwadratowych najbliższe sąsiedztwo	teoria grafów geometria sieci spójności sieci	analiza powierzchni trendów analiza harmoniczna szeregi Fouriera	symulacja fizyczna modele Monte Carlo łańcuchy Markowa	analiza macierzowa analiza czynnikowa analiza przepływów międzygałęziowych programowanie liniowe

modele przestrzenne	hierarchia regionalna regiony: formalne i funkcjonalne	teoria ośrodków centralnych modele grawitacji modele Webera modele centrograficzne modele koncentracji entropia	modele sieciowe losowe modele grafowe modele geodezyjne	modele grawitacji modele absorpcji modele konkurujących szans model Thünera modele potencjału	modele dyfuzji modele migracji modele kolonizacji	modele regionalnego climax modele biegunów wzrostu modele mnożników regionalnych
główne źródła modeli przestrzennych	teoria podejmowania decyzji (psychologia) taksonomia (biologia) analizy dyskryminacyjne (statystyka)	teoria zbiorów (matematyka) modele organizacyjne (nauki o zarządzaniu) teoria pakowania (matematyka) teoria informacji (cybernetyka)	teoria grafów (matematyka) teoria obwodów (elektryczność) teoria poszukiwań (matematyka, psychologia, zoologia)	teoria najmniejszego wysiłku (socjologia) modele minimum energii (fizyka) teoria gier (psychologia) modele potencjału (fizyka)	teoria epidemii (medycyna) teoria dyfuzji (fizyka) teoria plotki (socjologia) kolonizacja, sukcesja (ekologia)	ogólna teoria układów ekosystemy (biologia) przepływy międzyregionalne (ekonometria) modele mnożnikowe (ekonometria)

Źródło: P. Haggett i R. J. Chorley, *Models, paradigms and the geography* [w] *Models in Geography*, 1967.

dają okazałą ilość kombinacji. Dla każdej z nich wymagane są inne sposoby charakteryzowania stanu koncentracji.

Objęta w prezentowanej pracy analiza koncentracji sieci osadniczej mieści się w pierwszych dwóch stadiach trójstopniowego modelu analizy systemu regionalnego Haggetta-Chorleya (por. tab. 22). Poszczególne zagadnienia przedstawione zostały z możliwie jednakowym stopniem ścisłości, z pominięciem liniowych form osadnictwa, których metody badań rozwija w swoich pracach A. Zagożdżon²³.

W Polsce pierwszą próbę ujęcia tematu w tak wielostronny sposób znajdujemy w syntetycznej charakterystyce okręgu przemysłowego, dokonanej przez R. Domańskiego²⁴. Prace nad zastosowaniem omawianych tu technik identyfikacji systemu oraz nad ujmowaniem osadnictwa jako zbioru: punktów, linii, powierzchni prowadzone są również we Wrocławiu w przygotowanej do druku pod redakcją S. Gołachowskiego pracy pt. *Struktury i procesy osadnicze*. W takim ujęciu ten sam odcinek rzeczywistości poddany zostaje wielokrotnie różnym badaniom, „ogładowi stereoskopowemu”, co z jednej strony wzbogaca zbiór informacji o terenie, a z drugiej prowokuje do inicjowania coraz to dalszych doświadczeń.

Próby takich ujęć, wchodzących w szeroko pojęty zakres analiz kartometrycznych, jak należy sądzić, otwierają duże możliwości badawcze. Na podstawie marginalnych przykładów ilustrujących metody koncentracji punktowej i powierzchniowej należy wnosić, że przedstawione metody spełniają stawiane warunki. Przede wszystkim chodzi o to, że ujmują one przestrzenny rozrzut obiektów, ich ilość, wielkość, orientację przestrzenną oraz kształt.

Ponadto przy badaniu tą metodą dynamiki zmian przestrzennego ułożenia obiektów istnieje możliwość wychwycenia tendencji rozwojowych oraz udziału czynników warunkujących ten rozwój. Scharakteryzowanie większych obszarów przy pomocy tych metod dawałoby, tak jak w przypadku większości mierników, możliwość wykrycia współzależności zachodzących pomiędzy koncentracją wyróżnionych obiektów a innymi przebiegającymi procesami na tych obszarach.

Istotną sprawą jest przystosowanie metod badania koncentracji do maksymalnej automatyzacji, eliminującej pomiary bezpośrednie. Dowodem tego są między innymi wykonane programy obliczeń na elektronicznych maszynach liczących.

²³ A. Zagożdżon (1970), *Metody grafowe w badaniach osadnictwa ze szczególnym uwzględnieniem morfologii siedlisk*, Przegl. geogr. t. 42. z. 2, s. 335-348.

²⁴ R. Domański (1970), *Syntetyczna charakterystyka obszaru na przykładzie Okręgu Przemysłowego Konin—Łęczycza—Inowrocław*, Warszawa.

LITERATURA

- Auerbach F. (1913), Das Gesetz Bevölkerungskonzentration. Peter. Geogr. Mitt., B. 59, H. 1, Gotha, s. 74-76.
- Bachi R. (1957), Statistical analysis of geographical series. Kaplan School, Hebrew Univ. and Israel Bureau of Statistics, Jerusalem.
- Berge C. (1958), Théorie des graphes et ses applications. Dunod, Paris.
- Bergsten K. E. (1950), Agglomereringstendensen inom svensk bebyggelse, Svensk Geografisk Arbok.
- Bernard J. (1931), Une formule pour la cartographie de l'habitat rural avec application au département de l'Yonne. Comptes Rendu CIG, Paris 1931, v. III, s. 108-117.
- Biermann C. (1934), L'Habitat rural en Suisse, Comptes Rendu CIG, Paris 1931, V. III, s. 108-117.
- Birch B. P. (1967), The measurement of dispersed patterns of settlement. Tijdschri. Econ. Geogr., v. 58, s. 68-75.
- Board C. (1969), Ilościowa analiza przestrzennych układów użytkowania ziemi ze szczególnym uwzględnieniem map użytkowania ziemi. Analiza kształtu i jej zastosowanie. PZLG, z. 2, s. 55-78.
- Bortkiewicz W. (1895), Das Gesetz der kleinen Zahlen, Berlin.
- Boyce R. B. i Clark W. A. V. (1964), The concept of shape in geography. Geogr. Rev., v. 54, s. 561-572.
- Bromek K. (1967), Mapy i miary koncentracji w geografii ekonomicznej. Przegl. geogr., t. 39, z. 1, s. 161-172.
- Bunge W. (1967), Teoreticzeskaja gieografija. Izd. Progiess. Moskwa. (tłum. z angielskiego).
- Chiffre J. (1969), Une nouvelle formule de dispersion de l'habitat rurale: son application au Nivernais. Revue Geographique de l'Est, v. 1-2, s. 149-175; tłumaczenie polskie A. Żurek w PZLG, z. 2, 1970, s. 105-110.
- Chorafas D. N. (1960), Procesy statystyczne i niezawodność urzędzeń. Warszawa.
- Chorley R. J. (1960), Geomorphology and general systems theory. United States, Geological Survey, Profes. Pap., 500-B.
- Clark P. J. i Evans F. C. (1954), Distance to nearest neighbour as a measure of spatial relationships in population. Ecology, v. 35, n. 4, s. 445-453.
- Clozier R. (1931), L'habitat rural dans le département du Lot. Comptes Rendu CIG, Paris 1931, v. III, s. 134-149.
- Colby C. C. (1933), The railway trawerse as an aid in reconnaissance. Ann. Assoc. Amer. Geogr., v. 23, s. 157-167.
- Conzen M. R. G. (1958), The plan analysis of an english city centre. Lund Stud. in Geogr., Ser. B, n. 24, s. 383-414.
- Courant R. i Robbins H. (1959), Co to jest matematyka. Warszawa.
- Creamer D. (1943), Shifts of manufakturizing industries. Industrial location and National Resources U. S. Nat. Resour. Plan. Board. Washington.

- Curry L. (1964), The random economy: An exploration in settlement theory. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, v. 54, s. 138-146.
- Curtis J. T. i Mc Intosh R. P. (1950), The interrelations of certain analytic and synthetic phytosociological characters. *Ecology*, t. 31, n. 4, s. 434-455.
- Czarnecki W. (1960), *Planowanie miast i osiedli*, t. I, Warszawa—Poznań.
- Dacey M. F. (1962), Analysis of central place and point patterns by a nearest neighbour method, w tomie IGU symposium in urban geogr. Red. Norborg K., Lund.
- (1964), Modified Poisson probability law for point pattern more regular than random. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, v. 54, s. 559-565.
- Dangel J. (1965), Rozwój ludności w Polsce w okresie 1945-1960 i jego wpływ na przekształcenie się sieci miejskiej. *Międzyucz. Zakład Podst. Probl. Archit. Urban. i Budown.* Warszawa.
- Debouverie A. H. (1943), Une méthode a base numérique pour la cartographie de l'habitat rural. *Bull. de Soc. Belge d'Etude Géogr.*, v. 13, s. 146-196.
- Demangeon A. (1927), La Géographie de l'habitat rural. *Ann. de Géogr.*, v. 36.
- Domański R. (1970), Syntetyczne charakterystyki obszaru na przykładzie Okręgu Przemysłowego Konin—Łęczycza—Inowrocław, KBRU PAN, Warszawa.
- Dziwoński K. (1953), *Geografia miast i osiedli w Polsce*. Warszawa.
- (1962), Procesy urbanizacyjne we współczesnej Polsce. *Przeł. geogr.*, t. 34, z. 3, s. 459-508.
- (1967), *Procesy urbanizacyjne*. Warszawa.
- Enequist G. (1951), Vad ar en tatort? Tatorten och umland, Lund, s. 5-15.
- Florek K., Łukaszewicz J., Perkal J., Steinhaus H., Zubrzycki S. (1951), Sur la liaison et la division des points d'un ensemble fini. *Colloq. Mathem.*, t. II, s. 282-285.
- Florence P. S. (1948), *Investment, Location, and Size of Plant*, University Press, Cambridge.
- Fogelson S. (1933), Miary koncentracji i ich zastosowanie. *Kwart. statyst.*, t. 10, s. 149-192.
- Gajeski M. (1964), Zmiany administracyjne miast i osiedli w latach 1928-1963. GUS, Dep. Statyst. Lud. i Badań Demogr.
- Getis A. (1964), Temporal analysis of land use patterns with the use of nearest neighbour and quadrat methods. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, v. 54, s. 391-399.
- Gibbs J. P. (1961), *Urban research methods*. New York.
- Ginsbert A. (1967), *Statystyka miast i osiedli 1945-1965*. Wstęp, GUS, Warszawa.
- Greig-Smith P. (1964), *Quantitative plant ecology*. Butterworths, London.
- Grejsuch W. L. (1966), Wozmożnost' issledowanija form reliefa na elektronnych cifrowych wycislitelnych maszinach. *Izw. AN SSSR. Sier, Geogr.*, 4, s. 102-110.
- Guzek M. (1967), *Zasada kosztów komparatywnych a problemy RWPG*. Warszawa.
- Haggett P. (1963), Regional and Local components in land use sampling: a case study from the Brazilian Triangulo. *Erdkunde*, v. 17, s. 108-114.
- (1965), *Location Analysis in Human Geography*. London.
- Haggett P., Board C. (1964), Rotational and parallel traverses in the rapid integration of geographic areas. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, v. 54, s. 406-410.
- Haggett P. i Chorley R. J. (1967), *Models in Geography*, London.
- Hellwig Z. (1965), *Elementy rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej*. Warszawa.
- Herman S. (1967), Obszary koncentracji przestrzennej przemysłu w Polsce w 1956 r. *Biul. KPZK*, z. 5.
- Hoover E. M. (1936), The measurement of industrial location. *Rev. of Econ. and Statist.*, v. 18, s. 119-146.
- Houston J. M. (1961), *A social geography of Europe*. London.
- Hsu S. i Tiedemann C. E. (1968), A rational method of delimiting study areas for unevenly distributed point phenomena. *The Profes. Geogr.*, v. 20, n. 6, s. 376-381.
- Hudson I. C. (1969), Pattern recognition in empirical map analysis. *J. Reg. Sci.*, v. 9, n. 2, s. 189-199.

- Inouye S. (1964), Settlement measurement in Japan. Abstracts of Papers 20th CIG, London, s. 308.
- Isard W. (1965), *Metody analizy regionalnej*. Warszawa.
- Jagłom A. M. i Jagłom I. M. (1963), *Prawdopodobieństwo i informacja*. Warszawa.
- Jahn A. (1969), Pewien wzór dla wyrażenia rozproszenia osiedli wiejskich. *Czas. geogr.*, XL, z. 3, s. 331-339.
- Jakubczyk T. (1963), Miary koncentracji. *Przegl. geogr.*, t. 10, z. 4, s. 427-439.
- Jedut R. (1961), Metoda koncentracji w zastosowaniu do badania rozmieszczenia ludności na przykładzie Polski. *Ann. Univ. M. Curie-Skłodowska. Ser. B, Geogr., Geol., Mineral. et Petrogr.*, vol. XVI, z. 1, s. 119-156.
- Kania C. (1965), Sieć osadnicza a problemy struktury gospodarczej regionu województwa opolskiego. Wrocław (mpis).
- Kant E. (1950), Quelques problèmes concernant la représentation de la densité de l'habitations rurales. *Lund Stud. in Geogr., Ser. B, n. 2*, s. 1-9.
- Kielczewska M. (1934), Osadnictwo wiejskie Pomorza. *Bad. geogr. nad Polską zach.*, z. 14.
- Kielczewska-Zalewska M. (1953), O powstaniu i przeobrażeniu kształtów wsi Pomorza Gdańskiego. *IG PAN, Prace geogr.*, s. 5.
- (1969), *Geografia osadnictwa. Zarys problematyki*. Warszawa.
- Kohl J. G. (1850), *Der Verkehr und die Aussiedlungen der Menschen in ihrer Abhängigkeit von der Gestaltung der Erdoberfläche*. Leipzig.
- Kopociński B. (1960), Dyskryminacja za pomocą dendrytów. *Zastos. Matem.*, t. 5, s. 271-279.
- Kosiński L. (1967), *Geografia ludności*. Warszawa.
- Kosiński L. i Jerczyński M. (1967), Koncentracja ludności w Polsce w latach 1910-1960. *Studia demogr.*, t. 3, z. 8, s. 67-78.
- Kostrubiec B. (1971 a), Komasacja upraw we wsiach powiatu lubińskiego. [W:] *Rejony uprzemysławiane. Problematyka i badania*. KBRU PAN, Warszawa, s. 297-302.
- (1969 b), Miary koncentracji w badaniach geograficznych. *Przegl. geogr.*, t. 41, z. 2, s. 229-251.
- Kristoffersson A. (1924), *Landskapsbildens förändringar i norra och östra delen av Färs Härad*. Lund.
- Krumbein W. C. i Sloss L. L. (1959), *Stratigraphy and Sedimentation*. San Francisco, California.
- Kukliński A. i Najgrakowski M. (1964), Zróżnicowanie przestrzenne poziomów uprzemysłowienia i urbanizacji na obszarze Polski. *Miasto*, n. 7-8, s. 6-18.
- Latham J. P. (1963), Methodology for an instrumented geographic analysis. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.* v. 53, s. 194-209.
- Leszczycki S. (1934), Les types de l'habitat rural dans la Pologne du S-O. *CIG, Varsovie 1934*.
- Lewiński S. (1968), Taxonomic Methods in Regional Studies. *Geogr. Polon.*, 15, s. 189-198.
- Luchter E. i Waclawowicz S. (1963), O stosowaniu różnych miar koncentracji. *Zesz. nauk. WSE w Krakowie*, n. 25, s. 19-56.
- Marszałkiewicz T. (1960), Badania nierównomierności rozmieszczenia przy pomocy krzywej i wskaźnika koncentracji terytorialnej. *Zagad. Ekon. Rolnej*, z. 6, s. 78-79.
- Mather E. C. (1944), A linear-distance map of farm population in the US. *Ann. Assoc. Amer. Geogr.*, v. 34, s. 173-180.
- Matuszewski T. (1934), O pewnych zagadnieniach bakteriologicznych, dających się rozwiązać za pomocą metod statystyki matematycznej. *Prace i Sprawozd. Zakł. Mikrobiol. i Przem. Rolnego, SGGW w Warszawie*, n. 15, s. 5-20.
- Miedwiedkow J. W. (1966), Rieglarnaja komponenta w sieciach rassielenija izobrażennych na kartie. *Izw. AN SSSR. Sier. Geogr.*, 4, s. 110-112.
- (1968), Topologiczeskij analiz sieti nasielennyh miest. *Wopr. Geogr.*, n. 77.
- Meynier A. (1931), L'habitat rural dans le Ségalas. *Comptes Rendu CIG, Paris 1931, v. III*, s. 99-102.

- Miller V. C. (1953), A quantitative geomorphic study of drainage Basin characteristics in the clinch mountain area. Virginia and Tennessee, Columbia Univ. Dept. of Geol. Techn. Rept., n. 3, New York.
- Millet G. (1934), L'habitat rural dans la région meusienne. Comptes Rendu CIG, Paris 1931, v. III, s. 47-60.
- Monkhouse F. J. (1965), A dictionary of geography. Chicago, s. 278.
- Myklebost H. (1960), Norges tettbygde steder, 1875-1950. Oslo, s. 39 i s. 365.
- Najgrakowski M. (1963), Struktura przestrzenna przemysłu ceramiki budowlanej w Polsce. Biul. KPZK PAN, z. 6.
- Osborne J. G. (1942), Sampling errors of systematic and random surveys of cover-type areas. J. Amer. Statist. Assoc., v. 37, s. 256-264.
- Pawłowski S. (1938), Encore une méthode de représentation cartographique générale de l'habitat rural. Comptes Rendu CIG, Amsterdam, v. II, s. 129-130.
- Perkal J. (1956), Geometryczne wskaźniki łąk. Zastos. Matem., t. 1, s. 133-149.
- Proudford M. J. (1942), Sampling with transverse traverse lines. J. Amer. Statist. Assoc., v. 37, s. 265-270.
- Rademacher G. i Toeplitz O. (1966), Czysła i figury, opyty matematyckeskiego myslenija. Izd. Nauka, Moskwa.
- Rewieńska W. (1939), Rozmieszczenie miast i miasteczek w północno-wschodniej Polsce. Przgl. geogr., t. 18, z. 2, s. 101-132.
- Robinson A. H. i Barnes J. A. (1940), A new method for the representation of dispersed rural population. Geogr. Rev., v. 30, s. 134-137.
- Rogers A. (1970), Quadrat analysis of urban dispersion: 1. Theoretical techniques. Envir. and Planning, v. 1, s. 47-80.
- Rogers A. i Gomar N. (1969), Statistical inference in quadrat analysis. Geographical analysis, v. 3, n. 2.
- Rosival A. (1898), Ueber geometrische Gesteinsanalysen. Ein einfacher Weg zur Ziffermaessigen Feststellung des quantitats-verhaeltnisses der Mineralbestandtheile gementer Gesteine. Wieden. (Streszcz. angielskie, s. 291-329).
- Sennik T. (1934), Z fizjografii osadnictwa wiejskiego na Roztoczu i w krainach sąsiednich. Prace geogr., z. 16.
- Shannon C. E. i Weaver W. (1949), The mathematical theory of communication, Urbana.
- Steczkowski J. (1967), Propozycja w zakresie stosowania pewnej miary koncentracji. Przgl. geogr., t. 39, z. 1, s. 173-180.
- Steinhaus H. (1936), O charakterystyce skupienia osiedli. Czas. geogr., t. 14, z. 2-3, s. 288-297. — (1947), O wskaźniku zagęszczenia i rozproszczenia. Przgl. geogr., t. 21, s. 1-3.
- Sorre M. (1932), Les fondements de la géographie humaine. Paris.
- Stone K. H. (1962), Swedish fringes of settlement. Ann. Assoc. Amer. Geogr., v. 52, s. 374-379.
- Szulc S. (1963), Metody statystyczne. Warszawa.
- Swiatlovsky A. E. i Eells W. C. (1937), The centrographical method and regional analysis. Geogr. Rev., v. 27, s. 240-254.
- Tanioka T. (1959), Différenciation régionale des types de l'habitat rural au Japon. Proc. Intern. Géogr., Union Confer. in Japon, 1957. Tokyo, s. 503-512.
- Thompson W. R. (1957), The coefficient of localization: An appraisal South. Econ. J., t. 2.
- Uhorczak F. (1932), Z metodyki badań nad osadnictwem. Czas. geogr., t. 10, z. 1-3, s. 11-28.
- Veach J. O. (1938), Patterns based upon the distribution of swamp land in Michigan. Pap. Michigan Acad., Sci. Arts and Letters 24, Geography, s. 93-106.
- Vielrose E. (1954), Uogólnienie miar koncentracji na przypadek cech niemierzalnych. Przgl. statyst., t. 1, n. 3-4, s. 197-205.

- White C. L. i Renner G. T. (1957), *Natural environment and human Society*. New York, s. 590-599.
- Woeikof A. I. (1909), *Le groupement de la population rurale en Russie*, *Ann. de Géogr.*, v. 18, s. 13-23.
- Zaborski B. (1926), *O kształtach wsi w Polsce i ich rozmieszczeniu*. Prace Kom. Etnogr. PAU, t. 1, Kraków.
- Zagożdżon A. (1970), *Metody grafowe w badaniach osadnictwa ze szczególnym uwzględnieniem morfologii siedlisk*. *Przegl. geogr.*, t. 42, z. 2, s. 335-348.
- Zierhoffer A. (1934), *Pewien wzór na określenie stopnia rozproszenia i skupienia osiedli wiejskich*. *Zbiór prac poświęconych E. Romerowi w 40-lecie twórczości*. Lwów, s. 488-494.
- Zioło Z. (1968), *Wskaźnik koncentracji jako miernik zróżnicowania przestrzennego — na przykładzie rozmieszczenia ludności województwa rzeszowskiego*. *Rocz. nauk.-dydak. WSP w Krakowie*, z. 30, *Prace geogr. IV*, s. 151-163.
- Ziomek M. J. (1957), *Aglomeracja i deglomeracja oraz ich statystyczne badania*. *Zesz. nauk. WSE Katowice*, n. 3, s. 47-65.
- Zipf K. (1941), *National unity and disunity*. Bloomington, Indiana.
- Zubrzycki S. (1966), *Wykłady z rachunku prawdopodobieństwa i statystyki matematycznej*. Warszawa.
- Żurkowski J. (1969), *Podstawy teoretyczne współczynnika koncentracji przestrzennej*. *Biul. KPZK PAN*, z. 52, s. 39-54.

Źródła statystyczne i kartograficzne

- Aktywizacja małych miast. GUS, Warszawa, 1968.
- Dziennik Ustaw PRL. Nr 49, 1954.
- Ludność Polski w latach 1945-1965. GUS, Warszawa, 1967.
- Podział administracyjny PRL. Wyd. Urząd Rady Ministrów, Warszawa, 1960.
- Rocznik statystyczny województwa opolskiego. Opole 1968.
- Rozwój gospodarczy powiatów w latach 1950-1965. GUS, Warszawa, 1967.
- Ruch wędrowny ludności w Polsce w latach 1960-1967. Seria „*Studia i Prace Statystyczne*”, n. 18, GUS, Warszawa 1967.
- Statystyka miast i osiedli 1945-1965. GUS, Warszawa 1967.
- Statystyka powiatów, 1966. GUS, Warszawa 1967.
- Statystyka powiatów 1967. GUS, Warszawa 1968.
- Zmiany administracyjne miast i osiedli 1918-1963. GUS, Warszawa 1964.

АНАЛИЗ ЯВЛЕНИЙ КОНЦЕНТРАЦИИ В ПОСЕЛЕНЧЕСКОЙ СЕТИ. МЕТОДИЧЕСКИЕ, ВОПРОСЫ

Резюме

Некоторые черты пространственного разброса элементов поселенческой сети можно определить при помощи серии морфометрических показателей. Эти показатели позволяют объяснить состояние и картину перемен происходящих в существующей сети заключающихся в изменении численности, величины и взаимных расположений элементов (пунктовых, линейных и поверхностных). В особенности они позволяют определить степень концентрации множества объектов. На основе этих информации обнаруживается взаимозависимости (корреляции) между пространственной расстановкой объектов и точным функционированием связывающих их экономических, культурных и социальных действий и контролируется явление концентрации для предотвращения возможных отрицательных последствий чрезмерного усиления или ослабления процесса.

Концентрацию понимается как статистическую меру, при помощи которой изучается степень сосредоточенности или дисперсии выделенной, пространственной расстановки объектов. До настоящего времени были использованы многие меры количественной характеристики явлений концентрации. В работе был произведен обзор примеров рассеянных по профессиональной литературе из разных отраслей знания. Примеры эти были потом приняты как сравнительная основа для предлагаемых показателей. Чтобы определить как обсуждаемые показатели реагируют на переход от исходного положения E_1 к остальным состояниям, они были составлены в сводной таблице (ср. таб. 4). Эта таблица показывает пригодность отдельных методов и одновременно сравнивает их с точки зрения их универсализма. Формализуя процесс концентрации использовано аппарат понятий аналитической геометрии, что значительно повлияло на возможность автоматизировать процедуру исследований.

При пунктовом характере заселения существующую сеть можно трактовать как „кучу” пунктов о соответствующей массе распространенной на ограниченной плоскости. Главные, неизменные или изменяющиеся во времени факторы влияют на концентрацию „кучи”, как — количество объектов (пунктов) N , — топографическое, выраженное координатами расположение этих объектов, — масса объектов.

В целом может образоваться 8 вариантов E_i ($i = 1, \dots, 8$), 7 из которых усиливают или ославляют концентрацию в зависимости от направления происходящих изменений (ср. карт. II). Ротационное определение двух параметров делает возможным определение удельного веса каждой из трех детерминант в процессе концентрации. Показатель концентрации C в пунктовом методе учитывающий одновременно все три факторы выражается обратной величиной суммы varianций координат исследованных объектов

$$C^2 = (S_x^2 + S_y^2)^{-1}.$$

Этот показатель является частным случаем формулы концентрации „кучи” пунктов в n -размерном пространстве

$$C^n = \left(\sum_{j=1}^n s_{x_j}^2 \right)^{-1}.$$

Обсуждаемый метод не ставит чрезмерных требований относительно статистических материалов. Данные всегда легко доступны (номер и масса объекта а также его координаты). Картографические материалы ограничиваются до карт сделанных в любом масштабе с которых читаются координаты. Количество информации является функцией численности N сбора объектов и составляет $4N$ чисел.

Достоинством этого метода является преобразовывание данных независимо от карт. Нет надобности измерять или планиметровать данных представленных на картах в добавок эти трудоемкие действия могут иметь ошибки измерений влияющие на точность результатов.

Исследуемую „кучу” можно окружить шаром (на плоскости кругом) опирающимся на центр тяжести разделяющий пространство на две части. Сфера шара является геометрическим местом пункта, который не изменяет стоимости коэффициента концентрации сбора. Такое разграничение позволяет в географии городов определить площади деконцентрации.

При физиономической классификации заселения, принимая во внимание его очертание, его плоскую форму получается окружая все здания эквидистантой. В тесной застройке накладывающиеся круги создают когерентную фигуру нерегулярного очертания. Просторная застройка дает сеть раздельных кругов на соответственных расстояниях.

Если здания окружить сетью вступающих эквидистант, экстремальные, общие площади дают параболическую зависимость (карт. 39). Действительная конфигурация домов отражается в графической картине в форме кривой находящейся между этими ограничивающими парабололами. Аналитические свойства этой кривой вместе с количественными вычислениями характеризуют в отношении концентрации сбор „жилищных пятен”.

Как известно, наибольшей трудностью в практическом использовании этого метода являлась необходимость планиметровать „жилищные пятна” и определять их очертания. Трудность эту преодолено вводя такие эстиматоры, как:

— показатель покрытия \bar{r} являющийся соотношением жилищных площадей W к площадям избранного состава G (карт. 38),

— показатель формы \hat{s} поселенческих площадей,

— показатель амальгамации поселенческих площадей \hat{a} (мера дополнения сбора W до наименьшей выпуклой растянутой на этом сборе фигуры).

Для определения соответствующих и неотягощенных эстиматоров применено пунктовой и конвеерный метод образцов (карт. 43). Измерение, в котором определенное количество пунктов впадает в соответствующую компоненту площади подвергается многочленному разложению. Принимая во внимание большую трудоемкость и меньшую точность определения параметров пунктовым методом, применено метод вычертания случайных, непараллельных траверсов. В этом случае удастся при помощи одной серии измерений получить все указанные параметры.

Метод вычисления группы показателей, время и точность а также оценку линейных измерений показано на примере избранной части Опольского воеводства. Выделено также составы жилищ (ср. карт. 42) отбрасывая их административную принадлежность учитывая только топографическое соседство. Для этих составов вычислено группу 5 показателей а полученные этим путем результаты подвергнуто географической интерпретации.

ANALYSIS OF CONCENTRATION PHENOMENA IN SETTLEMENT NETWORK. METHODOICAL ISSUES

Summary

Some features of spatial dispersion of the settlement network elements can be characterized by means of the series of morphometric indices. These indices allow to explain the position and picture of transformations occurring in the existing network which depend on the change of numbers, magnitude and mutual locations of elements (punctual, linear and surface). In particular they enable to determine the concentration degree of the set of objects. On the basis of this information one can reveal the correlation (interrelationship) between the spatial pattern of the objects and efficient functioning of bounding them economic, cultural and social activities as well as to control the concentration phenomenon in order to prevent eventual adverse consequences of an excessive intensification or mitigation of this process.

The concentration is understood as a statistical measure by means of one can investigate the degree of conglomeration or dispersion of isolated spatial system of objects. Up to now many quantitative measures of the concentration phenomena characterization have been used. In the present work one can find a survey of patterns scattered in the professional literature on many subjects what constituted a background for proposed indices. In order to find how the discussed indices respond to the passage from the initial position E_1 to the remaining stages, they were compiled in the summary table (cp. table 4). This table reveals the usefulness of particular methods and simultaneously compares it from the point of its universality. While formalizing the process of concentration the notional apparatus of analytical geometry has been used what considerably affected the possibility for automation the investigation procedure.

With punctual character of the settlements the existing network can be treated as a "cloud" of points with the given mass outspread on limited, flat area. The main factors constant or variable over time affecting the "cloud" concentration are as follows:

- the number of objects (points) N ,
- topographic position of these objects expressed by the coordinates,
- the mass m of the objects.

One can distinguish in total 8 positions E_i ($i = 1, \dots, 8$) of which 7 intensify or mitigate the concentration depending on the direction of changes occurred (cf. fig. 11). The rotary determination (fixation) of the two parameters makes possible the determination of the share of each of the three determinants in the process of concentration. In the punctual method the concentration index C including at the same time all the three factors is expressed by the reciprocal sum of the variance of the coordinates of the investigated objects

$$C^2 = (S_x^2 + S^2)^{-1}.$$

This index constitutes a special case of the formula (expression) for the concentration of a "cloud" of points in the n -dimension space

$$C^n = \left(\sum_{j=1}^n s_j^2 \right)^{-1}.$$

The discussed method does not impose excessive requirements as far as the statistical data are concerned. These data are always easily available (the number and the mass of object as well as its coordinates). Cartographic materials are limited (confined) to the maps done in the optional scale from which we read the coordinates. The quantity (volume) of information is the function of the numbers of N set of objects and amounts to $4N$ numbers.

The advantage of this method is the processing of data independently of the maps. In such a case there is no need of measurement and planimetry being timeconsuming activities may involve mistakes in the measurement bearing an impact on the accuracy of results.

The examined "cloud" can be round with the ball (on the surface — circle) based on the centre of gravity which splits the surface into two parts. The sphere of the ball is a place of geometric point which does not change the value of concentration coefficient of the set. Such a demarcation allows to fix deconcentration areas in town geography.

With the phisiognomical classification of the settlement — in view of its design (configuration) — its shape is achieved by rounding all the buildings with equidistant. In the close building-up the overlapping circles constitute the coherent figure with unregular configuration. The loose building-up gives the network of separate circles properly standing apart.

If these buildings are round with the "family" of mounting equidistants, extreme, total surface gives the parabolic interrelation (fig. 39). The actual configuration of homestead is reflected in the graphic picture in the form of a curve located between these restrictive parabolas. Analytical properties of this curve together with numerical calculations characterize set of the "settlement spots" from the point of view of concentration.

As is well known, the greatest difficulty in the practical utilization of this method would constitute the necessity of the "settlement spots" planimetry as well as fixation of the contours (sketches). This obstacle has been overcome by introducing such estimators, as

- index of coverage \bar{p} being a relation between the settlement area W and the surface of selected set G (fig. 38),
- shape index \bar{s} of the settlement areas,
- amalgamation index of the settlement areas \bar{a} (the measure of set W complement to the smallest convex figure spread out on this set).

To determine consistent and unweighted estimators the punctual and band sampling method have been used (fig. 43). The measurement, in which the number of points fall into respective component of the area, comes under multinomial distribution. In view of the bigger laboriousness and the smaller precision in fixing the parameters by the punctual method, the method of drafting at random the non-parallel traverses has been applied. In this case all the above-mentioned parameters can be obtained by means of one series of the measurement.

The way of calculating the group of indices, time and accuracy as well as an estimation of errors of the linear measurement are illustrated on the basis of selected fragment of Opole voivodship. Groups of habitation were also separated (cf. fig. 42) thus freeing from the existing administrative division on the basis of topographic proximity. The group of 5 indices was calculated for these sets and the results obtained in this way were submitted to the geographical interpretation.

76. Iwanicka-Lyra E., Delimitacja aglomeracji wielkomiejskich w Polsce. 1969, s. 117 + 12 ilustr., zł 28,—
77. Praca zbiorowa. Z zagadnień ludnościowych krajów gospodarczo słabo rozwiniętych. 1969, s. 146 + 6 ilustr., zł 32,—
78. Korcelli P., Rozwój struktury przestrzennej obszarów metropolitalnych Kalifornii. 1969, s. 124 + 34 ilustr., zł 28,—
79. Koter M., Geneza układu przestrzennego Łodzi przemysłowej. 1969, s. 130 + 13 ilustr. + 2 wkładki, zł 34,—
80. Kaszowski L., Kotarba A., Wpływ katastrofalnych wezbrań na przebieg procesów fluwialnych (na przykładzie potoku Kobylanka na Wyżynie Krakowskiej)
Nowak W. A., Rzeźba podczwartorzędowa i ewolucja układu sieci dolinnej w północnośrodkowej części Wyżyny Małopolskiej. 1970, s. 124 + 71 ilustr. + 1 zał. + 12 fot., zł 30,—
81. Stola W., Próba typologii rolnictwa Poniądzia. 1970, s. 146 + 30 ilustr. + 9 fot., zł 39,—
82. Praca zbiorowa. Studia z geografii średnich miast w Polsce. Problematyka Tarnowa. 1971, s. 274 + 45 ilustr., zł 71,—
83. Wiśniewski E., Struktura i tekstura sandru ostródzkiego oraz teras doliny górnej Drwęcy. 1971, s. 95 + 33 ilustr., zł 24,—
84. Skoczek J., Wpływ podłoża atmosfery na przebieg dobowy bilansu cieplnego powierzchni czynnej. 1970, s. 96 + 49 ilustr., zł 21,—
85. Jewtuchowicz S., Rozwój rzeźby okolic Łęczycy po zlodowaceniu środkowopolskim. 1970, s. 80 + 26 ilustr. + 5 fot., zł 18,—
86. Olechnowicz-Bobrowska B., Częstość dni z opadem w Polsce. 1970, s. 75 + 26 ilustr., zł 18,—
87. Baza ekonomiczna i struktura funkcjonalna miast.
Dziewoński K., Studium rozwoju pojęć, metod i ich zastosowań. Jerczyński M., Metody pośrednie identyfikacji i pomiaru. 1971, s. 182 + 2 ilustr., zł 44,—
88. Rościszewski M., Kierunki ewolucji rolnictwa w krajach Maghrebu. 1970, s. 127 + 8 ilustr., zł 30,—
89. Adrjanowska E., Przestrzenne powiązania produkcyjne stoczni gdańskich. 1971, s. 105 + 16 ilustr., zł 22,—
90. Różycka W., Metody oceny warunków fizjograficznych dla potrzeb planowania przestrzennego miast. 1971, s. 203 + 16 ilustr., zł 40,—
91. Ciołkosz A., Miszański J., Wykorzystanie zdjęć lotniczych w geografii stosowanej. 1972, s. 88 + 23 ilustr., zł 15,—
92. Czyż T., Zastosowanie metody analizy czynnikowej do badania ekonomicznej struktury regionalnej Polski. 1972, s. 114 + 13 ilustr., + 11 map pod opaską, zł 38,—

Varia

Centralny katalog zbiorów kartograficznych w Polsce

Zeszyt 1. Katalog atlasów i dzieł geograficznych 1482-1800. 1961, s. 248, zł 72,—

Zeszyt 2. (uzupełniający) Katalog atlasów i dzieł geograficznych 1482-1800. 1963, s. 124, zł 28,—

Zeszyt 3. Katalog atlasów 1801-1919. 1965, s. 343, zł 76,—

Zeszyt 4. Katalog atlasów 1920-1945. 1968, s. 160, zł 48,—

Cena zł 24.—