

MAGDALENA MLEK

Politechnika Wrocławska

**MODELOWANIE KONCENTRACJI OSADNICZYCH
A ZACHOWANIE PRAWA ZIPFA
MODELLING OF SETTLEMENT CONCENTRATIONS
AND ZIPF'S LAW FULFILMENT**

**1. Wpływ koncentracji na kształt wykresów prawa Zipfa
– badanie symulacyjne sieci rzeczywistych**

Badania regularnych sieci teoretycznych wykazały korzystny wpływ zadanej początkowej asymetrycznej koncentracji mas na uzyskiwane w wyniku procesu symulacyjnego, rozkłady kolejności–wielkości rejonów obliczeniowych (por. artykuł Zipsera zawarty w prezentowanym opracowaniu). Przedstawione poniżej badanie, powtarzające w części schemat postępowania Zipsera poddaje analizie struktury sieciowe oparte na rzeczywistych układach osadniczych. Poszerza zatem zakres doświadczeń w modelowaniu układów obciążonych asymetryczną koncentracją, o przykłady sieci naturalnych¹.

Postawiono następującą *Hipotezę główną*:

Mechanizm modelu pośrednich możliwości generuje układy tym lepiej spełniające prawo Zipfa, im większą asymetrią charakteryzuje się zadana początkowa koncentracja masy.

Przedstawiona hipoteza ma charakter uniwersalny. Zawierają się w niej następujące hipotezy szczegółowe, które w pierwszej kolejności starano się zweryfikować:

Hipoteza (1): Mechanizm modelu pośrednich możliwości zastosowany przy równomiernym początkowym rozkładzie mas generuje układy gorzej spełniające prawo Zipfa, niż zastosowany przy początkowym rozkładzie mas zadaną koncentracją.

Hipoteza (2): Mechanizm modelu pośrednich możliwości zastosowany przy początkowej koncentracji masy zlokalizowanej centralnie w zadanej sieci

¹ Opracowanie powstało na podstawie badań symulacyjnych wykonanych w ramach pracy doktorskiej (Mlek 2003).

generuje układy gorzej spełniające prawo Zipfa, niż zastosowany przy początkowej koncentracji masy zlokalizowanej asymetrycznie.

Hipoteza (1) poddaje rozważaniu efekty wprowadzenia początkowej koncentracji mas do badanych układów. Porównuje się warianty symulacji operujące początkowym równomiernym rozkładem mas oraz rozkładem z koncentracją.

Hipoteza (2) odnosi się do wpływu położenia zadawanej koncentracji mas na parametry uzyskiwanych wykresów. Rozważa się, czy koncentracja położona asymetrycznie w zadanej sieci pozwala uzyskać lepsze rezultaty, niż odpowiednia ulokowana centralnie.

Postawiona *Hipoteza główna* ma charakter uogólniający *Hipotezy (1) i (2)*. Poddaje ona rozważaniu wpływ odległości koncentracji od centrum na uzyskiwane wartości parametrów wykresów prawa Zipfa.

W świetle analiz sieci teoretycznych oraz dotychczasowych doświadczeń modelowych można spodziewać się prawdziwości *Hipotez (1) i (2)*. Badania sieci teoretycznych nie przynoszą jednoznacznych argumentów na rzecz prawdziwości *Hipotezy głównej*.

Poddawane badaniu układy przestrzenne osadnictwa należą do struktur, które określa się szerszym mianem *systemów osadniczych*². W tym przypadku badano sieć drogową oraz kolejową, a za ważniejsze węzły sieci przyjęto największe istniejące miasta stanowiące zrąb układu przestrzennego osadnictwa. Pominięto zagadnienia związane z jakością powiązań międzywęzłowych, np. klasą dróg. Nie podejmowano analizy przepływów informacyjnych, pieniężnych i innych dóbr niematerialnych oraz nie uwzględniano pozostałych, mniejszych ośrodków osadniczych i gospodarczych. Koncentrując się na analizie geometrii sieci osadniczej i wielkości jej węzłów pominięto elementy, które dopełniają *układ przestrzenny osadnictwa* do pełnego miana *systemu osadniczego*.

2. Dobór danych

Przy doborze obszarów poddanych analizie starano się zapewnić różnorodność skali, kształtu sieci oraz lokalizacji największych miast. Przyjęto założenie, że analizowane obszary powinny cechować historycznie ukształtowane oraz stabilne, przynajmniej na przełomie XIX i XX w., granice sprzyjające ciągłości gospodarczych i kulturowych warunków kształtowania się struktury osadniczej. Uwzględniając przyjęte ograniczenia wybrano siedem obszarów położonych w Europie (Austro-Węgry, Francja, Hiszpania, Skandynawia, Wielka Brytania, Niemcy, Włochy) i jeden w Ameryce Północnej (Stany Zjedno-

² Opis terminu *system osadniczy* oraz związanych z nim pojęć w kontekście prawa Zipfa przedstawił Dziewoński (1972).

zione). Granice większości wybranych terenów odpowiadają współczesnym krańcom państw. W przypadku Skandynawii badaniem objęto obszar Półwyspów Skandynawskiego i Jutlandzkiego oraz wysp duńskich. Obszar Austro-Węgier jest szczególnym przypadkiem delimitacji opartej na granicach historycznego organizmu państwowego. Jego krańce są wyznaczone przez zasięg Monarchii Austro-Węgierskiej w latach 1867-1914, z wyłączeniem ówczesnych terytoriów Bośni i Hercegowiny oraz Rumunii.

Dobierając sieci poddane modelowaniu starano się uwzględnić warunki kształtowania się dwóch najważniejszych typów szlaków transportowych: dróg kołowych i kolejowych. Starano się, aby mechanizm modelowy operował na danych, w jak największym stopniu zbliżonych do naturalnych. Wykorzystano sieci drogowe w kształcie odpowiadającym pierwszemu etapowi rozwoju automobilizmu (lata 30. XX w.). Definiuje on najważniejsze powiązania drogowe między ośrodkami, a nie jest zarazem zniekształcony przez późniejsze uproszczenia przebiegu tras i budowę nowych odcinków. W przypadku dróg kolejowych odwzorowywano najważniejsze trasy w pełni wykształconego układu (początek XX w.). Brak jednorodnego źródła danych utrudnił dobór odcinków sieci kolejowej w poszczególnych obszarach.

Wśród badanych obszarów, poza Stanami Zjednoczonymi, uzyskano porównywalne wartości wskaźnika gęstości odcinków na jednostkę powierzchni. W obszarach notuje się niekiedy znaczne lokalne zróżnicowanie gęstości sieci, np. w Stanach Zjednoczonych dolina Missisipi wyraźnie oddziela wschodnią część kraju, historycznie szybciej i bardziej intensywnie zagospodarowywaną. Uzyskano także podobny poziom skomplikowania badanych sieci, przy czym ze zrozumiałych względów sieci kolejowe są nieco mniej rozbudowane od swoich drogowych odpowiedników.

Postępowanie, zgodne z przyjętą w zastosowanym wariantcie modelu pośrednich możliwości zasadą „najmniejszego wysiłku”, prowadzi do koniecznego uproszczenia złożonego układu osadniczego do sieci najkrótszych powiązań przestrzennych między rejonami. Wiąże się to z eliminacją odcinków nie biorących udziału w przesył „podróży” międzyrejonowych oraz uproszczeniem geometrii węzłów. Obserwacje wykazały, że mechanizm modelowy odrzucał tylko nieistotne peryferyjne i poboczne odcinki sieci. Zabiegi te nie wpłynęły znacznie na zasadniczy kształt wprowadzonej do modelowania siatki najważniejszych szlaków drogowych i kolejowych.

Starano się ujednolicić kryteria doboru miast mających odgrywać rolę rejonów obliczeniowych. Wybrane miasta to największe i najważniejsze ośrodki osadnicze i gospodarcze. Dobór miast był, poza nielicznymi wyjątkami, niezależny od typu stosowanej sieci powiązań. Pozwoliło to na porównania efektów modelowań prowadzonych w sieciach drogowych i kolejowych.

Wyodrębnienie miast do analiz modelowych polegało na wyszukaniu ośrodków utrzymujących w ostatnich dwóch stuleciach ważną pozycję w struk-

turach osadniczych badanych obszarów, a następnie weryfikacji przestrzennej uzyskanych zbiorów. Zestawiano serie danych opisujących wielkości ośrodków miejskich w czterech przekrojach czasu: w 1800 r., w połowie XIX w., w 1900 r. oraz w końcu XX w.³

Badając lokalizację wyodrębnionych miast w niektórych przypadkach eliminowano ośrodki położone bardzo blisko siebie lub ulokowane „przelotowo” między dwoma odcinkami sieci. Stosowano się przy tym do zasady utrzymania w zbiorze miast wyższych rangą i o starszej tradycji. Określone w ten sposób rejony obliczeniowe cechuje równomierny rozrzut na powierzchni badanych obszarów. Nie uniknięto jednak skupień na terenach silnie zurbanizowanych. Dysproporcje takie dotyczą w szczególności wschodniego wybrzeża Stanów Zjednoczonych, zagłębia Ruhry w Niemczech, obszarów między Manchester i Birmingham w Anglii oraz okolic Lille we Francji.

W sieciach drogowych zbiory rejonów obliczeniowych uzupełniono o rejony zewnętrzne, reprezentujące wzajemne zależności najważniejszych miast portowych. Nie pełniły one funkcji „otoczenia”, a obrazowały rzeczywiste, niekiedy bardzo intensywne kontakty miast drogą morską. W przypadku sieci kolejowych zrezygnowano z rejonów zewnętrznych. Ponadto, w niektórych obszarach wyłączono z analiz rejony położone peryferyjnie lub zlokalizowane na wyspach i nie powiązane trakcją kolejową ze stałym lądem⁴.

3. Dobór parametrów modelowania

3.1. Podstawowe założenia

Postępując zgodnie ze schematem obliczeń zastosowanym przez Zipsera do badania układów teoretycznych, symulacje prowadzono wykorzystując mechanizm pośrednich możliwości w modelu alokacyjnym w wersji „przesunięcia ogólnego” („przesunięcia źródeł i celów”)⁵. Rejony obliczeniowe reprezentują w tym przypadku wybrane do analiz miasta obszaru, natomiast sieć powiązań odpowiada połączeniom drogowym lub kolejowym między wybranymi ośrodkami. Badaniu poddano osiem obszarów, czyli szesnaście sieci symulacyjnych.

³ Uzyskane zestawy danych charakteryzowała spójność i kompletność w granicach wyznaczonych przez cechy stosowanych źródeł. Założono, że źródło danych historycznych zawiera spis wszystkich miast o rozmiarach przekraczających zadany próg wielkości (najczęściej 20 tys. mieszkańców) (Chandler, Fox 1974). Kompletując aktualne spisy wielkości ośrodków miejskich starano się ujednolicić dane opisujące różne struktury pretendujące do miana *miasta*.

⁴ W Austro-Węgrzech pominięto Split, w Hiszpanii Palma de Mallorca, a we Włoszech Cagliari i Sassari.

⁵ W badaniu wykorzystano aplikacje obliczeniowe opracowane przez dr E. Litwińską.

Nie definiowano jednoznacznie typu kontaktów odwzorowywanych w procesie symulacyjnym. Charakter badanych związków odpowiada powiązaniom materialnym realizowanym przez transport osób i towarów siecią dróg i trakcji kolejowej. Wyniki modelowania można więc interpretować jako reprezentujące rezultaty działania jednego typu kontaktu lub kilku nakładających się na siebie rodzajów oddziaływań.

Prowadzone badanie modelowe miało symulować zachowanie układów o małym stopniu otwarcia, co odpowiadałoby obserwacji nie zakłócanych, wewnętrznych relacji zachodzących między elementami układu przestrzennego osadnictwa każdego obszaru. Z tego względu nie wyznaczono rejonów zewnętrznych, reprezentujących „otoczenie” oraz zapewniono wysoką frakcję kontaktów realizowanych w układzie stosując odpowiednio duże wartości selektywności.

Mechanizm modelowy oparto na równowadze wielkości mas źródłowych i celowych w rejonach obliczeniowych. Zarówno przy początkowym rozkładzie mas, jak i w przesunięciach iteracyjnych liczba źródeł w każdym z rejonów była równa liczbie celów. Proces iteracyjny prowadzono do momentu, gdy liczby przybyć do rejonów w żadnym z nich nie przekraczały 5% liczebności celów.

Założono również tradycyjny, przestrzenny schemat hierarchii rejonów. Kolejność penetracji celów ulokowanych w rejonach wynikała zatem wyłącznie z kształtu sieci powiązań. We wszystkich obszarach i typach sieci ustalono jednorodny schemat zasięgu stref penetracji.

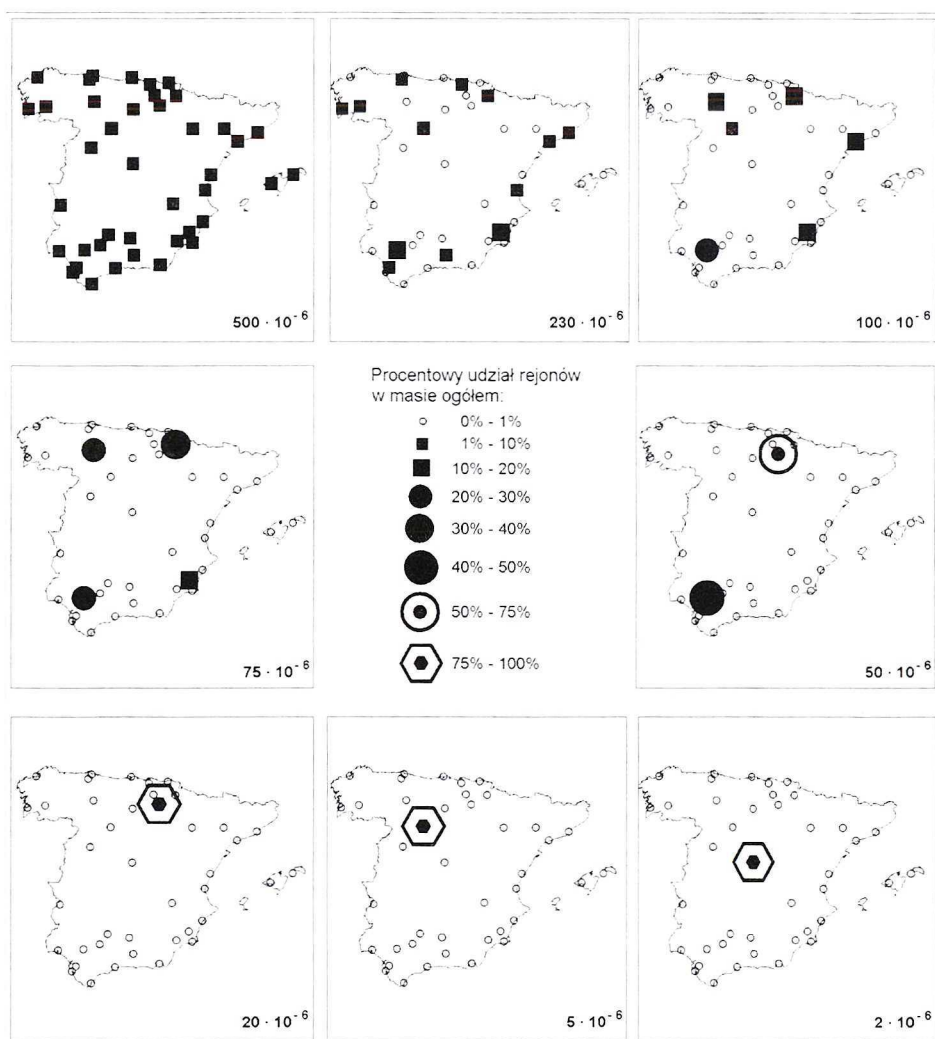
Parametrami, które miały różnicować poszczególne warianty modelowania były wartość selektywności oraz sposób początkowego rozmieszczenia mas w rejonach obliczeniowych.

3.2. Dobór selektywności

Mając na celu dobór wartości selektywności przeprowadzono serie wstępnych modelowań z początkowym równomiernym rozkładem mas, operujących ośmioma różnymi wielkościami parametru (od $500 \cdot 10^{-6}$ do $2 \cdot 10^{-6}$). Analizie podlegały ostatecznie uzyskane obrazy koncentracji mas w rejonach obliczeniowych.

Ogółem wykonano 114 symulacji z początkowym równomiernym rozkładem mas. Porównując efekty symulacji odrzucano selektywności wywołujące skupienie mas w jednym lub zaledwie kilku rejonach oraz skutkujące bardzo małymi zmianami wielkości rejonów w stosunku do początkowego równomiernego rozkładu (ryc. 1). Prowadząc porównania we wszystkich obszarach i typach sieci za odpowiednie uznano wartości selektywności: $230 \cdot 10^{-6}$, $100 \cdot 10^{-6}$ i $75 \cdot 10^{-6}$. W Stanach Zjednoczonych, największym z badanych obszarów, zdecydowano się ponadto na symulacje przy selektywności $50 \cdot 10^{-6}$.

Wybrane wielkości parametru mają charakter teoretyczny, można je jednak traktować jako analogiczne do rzeczywistych sił oddziałujących w badanych obszarach na ośrodki osadnicze. Przy wybranych selektywnościach nie-



Ryc. 1. Obszar Hiszpanii – ostateczne wielkości rejonów przy początkowym równomiernym rozkładzie mas w sieci drogowej i różnych wartościach selektywności
 Źródło: Ryc. 1-9 – opracowanie własne.

jednokrotnie uzyskiwano obrazy koncentracji bliskie obrazom naturalnym. Obserwacja ta umacnia pojmowanie przyjętych wartości selektywności jako analogicznych do rzeczywistych. Traktowane wspólnie mogą opisywać wachlarz kontaktów między rejonami odpowiadających, zależnie od interpretacji, np. różnym mediom transportowym. Interpretacja taka skutkuje koniecznością równorzędnego traktowania wyników symulacji przy różnych wartościach parametru selektywności.

3.3. Koncentracje w wariantach modelowań

Prowadzone badanie ma charakter teoretyczny, dlatego też przydawane rejonom wielkości mas źródłowych i celowych są niezależne od rzeczywistych wielkości wybranych do analiz miast oraz innych parametrów stosowanych zazwyczaj do skalowania wielkości ładunków w rejonach. W trakcie obliczeń prowadzono symulacje z początkowym równomiernym rozkładem mas oraz zadaną pojedynczą koncentracją. Wszystkim rejonom przydawano początkową masę podstawową równą 10 000, a przy modelowaniu koncentracji jeden rejon otrzymywał dodatkowe obciążenie.

Starając się określić rozmiary koncentracji prześledzono, w czterech przekrojach czasu, proporcję wielkości rzeczywistych największych miast badanych obszarów do sumy mieszkańców wszystkich ośrodków wybranych do modelowania⁶. Założono, że stosowane w modelowaniu proporcje wielkości koncentracji nie powinny znacznie odbiegać od notowanych w rzeczywistości. Uzyskanie stosunku wielkości koncentracji do ogółu ładunków w układzie podobnego do średniej naturalnej (ok. 0,26% w różnych obszarach) wymagało wprowadzenia skupienia o masie równej sumie: ładunku podstawowego (10 000) oraz $\frac{1}{3}$ sumy mas stosowanych przy początkowym rozkładzie równomiernym. Zastosowanie koncentracji o masie odpowiadającej sumie masy podstawowej i $\frac{1}{6}$ ogółu mas podstawowych pozwalało na utrzymanie proporcji podobnej do średniej notowanej w układach rzeczywistych w końcu XX w. (ok. 16%). Wprowadzenie skupienia o masie obliczonej według $\frac{1}{9}$ ogółu ładunków podstawowych pozwalało na otrzymanie ok. 11% proporcji, niedalekiej od najniższych uzyskiwanych w rzeczywistości. Obliczane w opisany sposób wielkości skupień nazywano umownie koncentracjami $\frac{1}{3}$, $\frac{1}{6}$ i $\frac{1}{9}$. Ze względu na cechy zastosowanego mechanizmu modelowego, a w szczególności tendencję do koncentracji mas, nie zdecydowano się na wprowadzenie większych skupień.

Kolejnym zagadnieniem był wybór lokalizacji zadawanych koncentracji. Przy doborze rejonów odwoływano się do rangi poszczególnych ośrodków w ubiegłych dwóch stuleciach. Starano się wyodrębnić bogate w tradycję ośrodki odgrywające ważną rolę w strukturze społeczno-gospodarczej badanych obszarów. Zarazem, rozważając wpływ asymetrii lokalizacji koncentracji na efekty modelowań starano się wskazać, w miarę możliwości, rejon o zróżnicowanym położeniu względem centrum. Wybór Wiednia, Paryża, Madrytu i Barcelony w Hiszpanii oraz Kopenhagi i Sztokholmu w Skandynawii, a także Londynu nie budził wątpliwości. Miasta te cechuje znaczna przewaga wielkości nad kolejnymi, a także ugruntowana historycznie pozycja w struktu-

⁶ Uzyskane w analizie układów rzeczywistych wartości sięgają od 7% do 53%. Otrzymano następujące średnie: 1800 r. – 0,29%, 1850 r. – 0,31%, 1900 r. – 0,27%, koniec XX w. – 0,13%. Wielkość pierwszego miasta stanowi średnio $\frac{1}{4}$ liczby mieszkańców układu.

rze osadniczej obszarów. W przypadku Stanów Zjednoczonych porównanie wielkości miast jednoznacznie wskazuje na przewagę Nowego Jorku. Lokalizacja kolejnej koncentracji w San Francisco była podyktowana nie tyle wielkością miasta, ile jego rangą w sieci osadniczej zachodniego wybrzeża. W obszarze Niemiec do modelowania pojedynczych koncentracji wybrano Berlin oraz Kolonię. Kolonia, która lokuje się dość daleko w hierarchii wielkości miast reprezentuje okręg przemysłowy zagłębia Ruhry. W obszarze Włoch przy wyborze lokalizacji koncentracji zdecydowano się pominąć Neapol utrzymujący wysoką rangę w XIX stuleciu. Spośród miast wybrano Rzym będący ośrodkiem o bardzo bogatej historii oraz Mediolan reprezentujący rozwiniętą przemysłowo północną część Włoch. Ogółem wyłoniono trzynaście lokalizacji koncentracji. Pośród ośmiu obszarów w trzech poddawano modelowaniu po jednej lokalizacji koncentracji, w pozostałych pięciu obszarach symulacje prowadzono przy dwóch wariantach lokalizacji skupienia mas.

4. Ocena stopnia asymetrii lokalizacji koncentracji

Opis położenia początkowych koncentracji mas prowadzono na podstawie oceny ich lokalizacji względem środka symetrii układu. Środki symetrii były reprezentowane przez centroid powierzchni obszaru, centroid rejonów obliczeniowych oraz lokalizację najbardziej dostępnego rejonu – określaną umownie centroidem dostępności.

Centroid powierzchni wyznaczano na podstawie zasięgów granic obszaru, z uwzględnieniem zasad projekcji map, lokując go w połowie rozpiętości wyznaczonych wzdłuż osi rzędnych oraz odciętych. W ten sposób uzyskiwano miarę bliską „idealnej”, opisującej stan równomiernego nasycenia obszaru siatką powiązań i rejonów.

Centroid rejonów obliczeniowych jest niezależny od kształtu sieci i reprezentuje środek ciężkości wynikający tylko z lokalizacji rejonów obliczeniowych. Ponieważ sieci drogowe i kolejowe operowały nieznacznie odmiennymi zestawami rejonów wskazywano dwie wersje centroidów rejonów. Lokalizacja centroidu jest w tym przypadku określana przez średnie arytmetyczne współrzędnych wszystkich rejonów układu.

Rejon najbardziej dostępny wyznaczano przez analizę najkrótszych dróg między rejonami. Jest to rejon obliczeniowy, który uzyskał najniższą wartość sumy takich najkrótszych powiązań, jest więc zlokalizowany optymalnie pod względem dostępności do pozostałych rejonów sieci. Podobnie, jak w przypadku centroidu rejonów, tak i tutaj wskazywano lokalizacje centroidów dostępności w obu typach sieci.

Analizie poddawano odległości między zadaną koncentracją a obliczonymi centroidami. Ponieważ centroidy powierzchni i rejonów lokalizowały się

najczęściej w sporym oddaleniu od odcinków sieci, odległości między nimi a koncentracją mierzono w linii prostej. Centroid dostępności jest reprezentowany przez jeden z rejonów, dlatego też odległość między centroidem a koncentracją wyznaczała długość najkrótszej z dróg biegnących po odcinkach sieci.

Ponieważ badane obszary nie były jednorodne pod względem zajmowanej powierzchni oraz kształtu, konieczne stało się przeliczenie uzyskanych odległości do postaci umożliwiającej ich porównanie. W roli normującej zastosowano rozmiary najdłuższych spośród najkrótszych tras międzyrejonowych. Reprezentują one największe „rozpiętości” osiąmane przez badane sieci i w tym względzie odpowiadają ich złożoności, kształtowi i skali. Kilometrowe odległości koncentracji od centroidów przekształcono do formy procentowej określając udział odległości kilometrowych w rozmiarach najdłuższych tras międzyrejonowych poszczególnych sieci (tab. 1)⁷. Przedział uzyskanych w ten sposób wielkości

Tabela 1

Odległość zadanych koncentracji mas od różnych środków symetrii
jako % najdłuższych tras międzyrejonowych (linią przerywaną oznaczono podział na grupy koncentracji)

Odległość zadanej koncentracji, jako procent najdłuższej z tras międzyrejonowych, od:									
centroidu powierzchni		centroidu rejonów				centroidu dostępności			
		sieć drogowa		sieć kolejowa		sieć drogowa		sieć kolejowa	
odległość (%)	lokalizacja koncentracji	odległość (%)	lokalizacja koncentracji	odległość (%)	lokalizacja koncentracji	odległość (%)	lokalizacja koncentracji	odległość (%)	lokalizacja koncentracji
1,63	Rzym	3,82	Madryt	2,31	Madryt	0,00	Madryt	0,00	Madryt
9,44	Madryt	4,12	Sztokholm	2,95	Sztokholm	8,20	Paryż	6,77	Sztokholm
12,48	Wiedeń	8,63	Rzym	7,81	Rzym	8,85	Sztokholm	8,77	Paryż
15,30	Sztokholm	12,33	Paryż	11,98	Wiedeń	16,14	Mediolan	12,80	Mediolan
20,21	Paryż	12,52	Wiedeń	12,05	Paryż	17,76	Londyn	14,38	Wiedeń
25,94	Kolonia	20,17	Londyn	15,74	Kopenhaga	21,93	Kopenhaga	15,85	Kopenhaga
26,97	Berlin	23,17	Kopenhaga	17,53	Londyn	23,23	Kolonia	17,12	Londyn
30,46	Barcelona	23,78	Kolonia	20,25	Mediolan	25,64	Rzym	23,20	Rzym
30,99	Londyn	27,28	Mediolan	23,68	Kolonia	27,55	Nowy Jork	24,79	Nowy Jork
31,86	Kopenhaga	28,31	Nowy Jork	26,63	Nowy Jork	36,46	Wiedeń	27,70	Berlin
31,93	Mediolan	29,46	Berlin	29,24	Berlin	40,86	Berlin	32,77	Kolonia
34,61	Nowy Jork	37,33	Barcelona	35,12	Barcelona	46,02	Barcelona	45,66	Barcelona
39,78	San Francisco	48,79	San Francisco	45,35	San Francisco	61,08	San Francisco	60,42	San Francisco

⁷ Należy zanotować zmiany kolejności rejonów wynikające z przekształcenia odległości kilometrowych na procentowe. Najwyraźniej zaznacza się „zbliżenie” do centrum Nowego Jorku, który z przedostatniej pozycji w zestawieniach odległości kilometrowych przesuwa się na dziewiątą i dziesiątą. Podobna zmiana, chociaż w mniejszym wymiarze jest notowana w przypadku Kopenhagi.

wynosi $\langle 0; 61,08 \rangle$. Najbardziej centralnie położoną koncentracją jest Madryt, a najbardziej asymetryczną San Francisco, obie lokalizacje oceniane według centroidu dostępności. Rejony obciążane skupieniem mas, poza San Francisco, położone są nie dalej niż w połowie najdłuższej z najkrótszych tras międzyrejonowych.

Uzyskane serie wartości stanowiły podstawę oceny położenia skupień mas, niezbędnej do weryfikacji *Hipotezy* (2).

Przy analizie wpływu asymetrii lokalizacji koncentracji na wyniki modelowania (*Hipoteza główna*) oprócz serii szczegółowych, opisujących kolejne rejony uporządkowane według omówionych zasad, badano także serie złożone z grup rejonów charakteryzujących się podobnym stopniem asymetrii. Grupy te wyodrębniono stosując kryterium 10% przedziałów obliczonych miar (por. tab. 1). Obok określonych w ten sposób trzech klasyfikacji opartych na różnych centroidach zestawiono kolejną, scalającą uzyskane rezultaty (tzw. klasyfikacja zbiorcza).

Oceny stopnia asymetrii poszczególnych koncentracji poczynione według trzech typów centroidów nieznacznie się różnią, co wywołuje konieczność prowadzenia niezależnych porównań efektów symulacji. Wyniki tych porównań traktowano równorzędnie.

5. Ocena wykresów reguły kolejności–wielkości

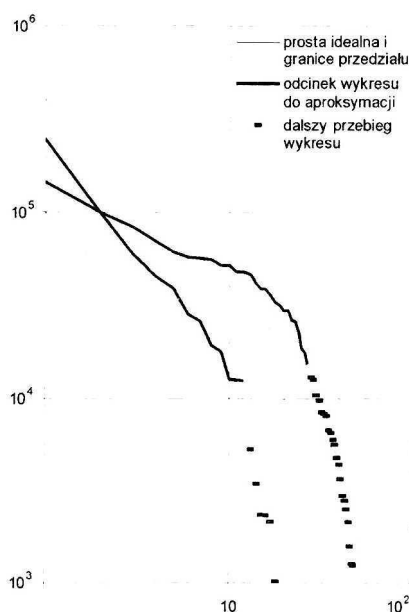
5.1. Ocena parametrów prostej aproksymującej wykres prawa Zipfa

W celu weryfikacji postawionych hipotez niezbędne było opracowanie metody oceny wykresów reguły kolejności–wielkości tworzonych na podstawie wyników modelowań. Porządkując dotychczasowe doświadczenia związane z analizą wykresów Jones i Lewis (1990) wskazują na cztery podstawowe, powiązane ze sobą charakterystyki krzywych: ogólną liczbę ludności miejskiej w badanym układzie, wielkość pierwszego miasta, liczbę miast oraz kąt nachylenia wykresu w skali podwójnie logarytmicznej. Charakterystyki te odnoszą się do wykresów prawa Zipfa w rzeczywistych układach osadniczych. Jedyną cechą spośród wymienionych, znajdującą zastosowanie w analizie wykresów uzyskanych przez symulację jest kąt nachylenia krzywej opisywany przez parametr (b), określany mianem wykładnika kontrastów lub współczynnika skośności prostej aproksymującej wykres⁸. Do oceny wartości parametru (b) zastosowano metodę najmniejszych kwadratów (Dobrowolski 1977; Dobrowolski, Litwińska 1979; Mlek 2000).

⁸ W układach modelowanych ogólna wielkość mas źródłowych i celowych jest zależna od liczby rejonów układu i początkowego rozkładu mas, nie odpowiada więc jednoznacznie liczbie ludności miejskiej. Wynika stąd nieprzystawalność wielkości pierwszych miast uzyskanych w różnych wariantach symulacji, a także ich rzeczywistych odpowiedników. Ponadto, proces modelowy powodował zmniejszanie się liczby rejonów biorących udział w kolejnych iteracjach symulacji.

Wykresy prawa Zipfa charakteryzują się gwałtownym załamaniem przebiegu krzywej poniżej pewnego pułapu wartości. Przy zastosowaniu mechanizmu najmniejszych kwadratów do aproksymacji krzywych kluczowym problemem staje się dobór odcinka wykresu służącego obliczeniu parametrów prostej aproksymującej. W badaniu zastosowano mechanizm obiektywizujący dobór części krzywych służących aproksymacji.

W pierwszym kroku wyznaczano prostą idealną, nachyloną pod kątem 135° do osi rang i przechodzącą przez drugi w kolejności rejon badanego wykresu⁹. Następnie wykreślano dwie proste równoległe do niej, ograniczające przedział z położoną pośrodku prostą idealną. Dolna prosta rozpoczynała swój bieg na wysokości odpowiadającej wielkości drugiego rejonu badanego wykresu. Wielkość drugiego „rejonu” górnej prostej była wyznaczana przez wielkość pierwszego „rejonu” prostej idealnej. Założono, że do aproksymacji parametrów należy zastosować odcinek wykresu znajdujący się w wyznaczonym przedziale. Ilustrację procesu wyznaczania odcinków do aproksymacji przedstawiono na ryc. 2.



Ryc. 2. Metoda wyznaczania odcinków wykresów do aproksymacji

⁹ Zastosowanie drugiego rejonu badanego wykresu do wyznaczenia prostych definiujących długość aproksymowanego odcinka wynikało z obserwowanego niekiedy w modelowanych układach przodownictwa pierwszego z rejonów. Wyznaczenie prostych według największego z rejonów wykresu skutkowałoby zbyt małą długością aproksymowanego odcinka i zmniejszałoby poprawność obliczeń.

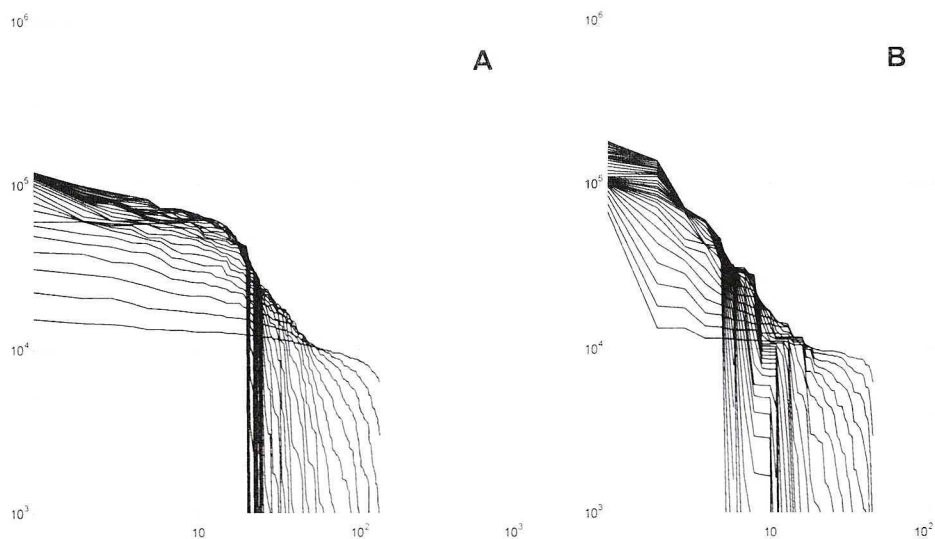
Mechanizm wyznaczający odcinek do aproksymacji starano się dopasować do właściwości trzech typów wykresów kolejności-wielkości wyróżnianych przez Karscha (1978). W przypadku wykresów „wkłęsłych”, w których notuje się gwałtowny spadek wartości kolejnych rejonów wyznaczenie odcinka wykresu do obliczeń polegało na zbadaniu, w którym miejscu krzywa opada ostatecznie poniżej dolnej granicy przedziału. Miejsce przecięcia wykresu i dolnej prostej wyznaczało kres szukanego odcinka. W przypadku wykresów „wypukłych”, gdy krzywa wykresu, przed ostatecznym spadkiem, wybiegała ponad górną granicę przedziału na odległość więcej niż jednego rejonu, koniec odcinka wyznaczany był przez miejsce przecięcia opadającego wykresu i górnej prostej. Do wykresów „esowatych” stosowano obcięcie przez górną lub dolną granicę przedziału, zależnie od przebiegu krzywej. Ponieważ przy analizie każdego wykresu rozważano położenie ostatniej części krzywej, lokalne przekroczenia granicznych prostych nie były brane pod uwagę. Jeśli liczebność wyodrębnionej grupy rejonów była większa niż $\frac{1}{6}$ liczby rejonów badanej sieci przystępowano do obliczania parametrów prostej aproksymującej.

5.2. Ocena wartości (*b*) reprezentującej wariant modelowania

Na przeprowadzone badanie modelowe składało się 296 wariantów obliczeń iteracyjnych prowadzonych na różnych sieciach, przy różnych początkowych rozkładach mas i przy odmiennych selektywnościach. Efektem symulacji każdego z wariantów były serie wielkości rejonów uzyskiwane w kolejnych iteracjach procesu symulacyjnego (ryc. 3). Jednoznaczny opis wariantu wymagał subiektywnego wyboru jednej z iteracji lub obliczenia średniej wartości parametru (*b*), opartej na wartościach cząstkowych co najmniej kilku wykresów¹⁰.

Zdecydowano się na opis poszczególnych wariantów symulacji przez średnie z parametrów kilku wybranych iteracji. Postępowanie takie umożliwiało opis wszystkich wariantów modelowań koniecznych do przeprowadzenia badania oraz minimalizowało wpływ lokalnych zakłóceń przebiegu krzywych iteracyjnych na średnie opisujące warianty.

¹⁰ Opisując warianty na podstawie jednej iteracji można było posłużyć się dwoma metodami: wskazaniem, w każdym wariantcie modelowań, najlepszej iteracji lub analizą ostatnich iteracji. Wybór najlepszej iteracji wariantu wymagałby obliczenia parametrów 11 920 krzywych iteracyjnych. Ze względu na rozmiary koniecznych rachunków zrezygnowano z tej drogi analiz. Analiza ostatnich iteracji odwołuje się do uzyskanego symulacyjnie stanu zrównoważenia układu, jednak tylko w nielicznych przypadkach kształt ostatecznych wykresów był bardziej korzystny, niż we wcześniejszych iteracjach. Postępowanie procesu symulacyjnego prowadziło często do nadmiernej skośności krzywych i drastycznego spadku liczby rejonów tworzących wykres (zjawisko to komentują również Dobrowolski i Litwińska (1979)). Zastosowanie tej metody byłoby związane z wykluczeniem 34% wariantów symulacji z analiz porównawczych.



Ryc. 3. Przykładowe zmiany kształtu serii wykresów kolejnych iteracji wariantów symulacji przy: (A) początkowym równomiernym rozkładzie mas; (B) początkowym rozkładzie mas z koncentracją

Zestawiano parametry pięciu wykresów iteracyjnych ocenionych jako najbliższe ideałowi oraz, w miarę możliwości wykresu ostatniej iteracji¹¹. Dobór pięciu iteracji do obliczania średnich był subiektywny, starano się wytypować wykresy, jak najbardziej zbliżone do idealnej prostej wykresu prawa Zipfa, złożone z dużej liczby rejonów, wykazujące oczekiwany kąt nachylenia do osi rang oraz pozbawione „półek” i uskoków. W części przypadków wytypowane wykresy nie poddawały się analizie ze względu na zbyt małą liczbę rejonów aproksymowanych prostą. Jeśli nie znajdowano wykresów iteracyjnych mogących je zastąpić, iteracyjną wartość (b) obliczano na podstawie arbitralnie zadanego odcinka wykresu, obejmującego $1/6$ wszystkich rejonów sieci¹². Przyjęta metoda obliczeniowa pozwoliła na ocenę charakterystyk wszystkich badanych wariantów modelowania.

Do weryfikacji postawionych hipotez stosowano wyłącznie, uzyskane w przedstawiony sposób, średnie wartości parametrów opisujące warianty symulacji. Określano je mianem „wartości wariantowych”, pomijając człon „średnie”.

¹¹ Analizując przebieg symulacji obejmujących obszar Polski (Zipser *et al.* 1972-1976) Dobrowolski (1977) zauważył, że poprawne wykresy reguły kolejności-wielkości otrzymuje się niekiedy przed uzyskaniem stanu równowagi układu.

¹² Tak wyjątkowa sytuacja wystąpiła przy opisie jednego wariantu symulacji w Wielkiej Brytanii oraz sześciu wariantów symulacji w Stanach Zjednoczonych.

5.3. Ocena kształtu wykresów prawa Zipfa opisujących warianty modelowania

Ponieważ każdy wariant symulacji prowadzi do powstania serii wykresów odpowiadających kolejnym iteracjom, konieczny był wybór jednej krzywej reprezentującej wariant. Podobnie, jak w przypadku oceny wariantowej wartości wykładnika kontrastów, tak i tutaj posłużono się metodą subiektywnego wyboru krzywej najbardziej zbliżonej do idealnej prostej wykresu prawa Zipfa.

Wizualną ocenę kształtu wykresów oparto na dwóch charakterystykach: stopniu nachylenia krzywej do osi rang oraz poziomie dominacji pierwszego rejonu. Zwracano również uwagę na przebieg krzywej, w tym na obecność „pólek” i uskoków.

6. Ocena prawdziwości hipotez

Analiza wyników badań skupia się na prześledzeniu wartości wykładnika kontrastów (b), a jest uzupełniana przez ocenę kształtu wykresów powstałych w procesie symulacyjnym.

Oczekiwana, optymalna wartość (b) wynosi jeden i wyznacza idealny kąt nachylenia wykresu prawa Zipfa do osi rang. Postawione hipotezy odnoszą się do poprawy wartości wykładnika, co należy rozumieć jako zmniejszenie odchylenia wartości (b) od 1. W celu porównania wartości mniejszych i większych od 1 wobec większych wartości stosowano przekształcenie polegające na odjęciu od 1 nadwyżek przekraczających oczekiwaną wartość (b). Uzyskiwano w ten sposób serie danych, których porównanie opisuje relatywną względem 1 poprawę lub pogorszenie wartości wykładnika. Przypadki zastosowania takiego przekształcenia zostały zaznaczone w tekście. Wynika stąd ponadto używanie w analizach sformułowań „wzrost wartości” i „tendencja wzrostowa”, które są jednoznaczne z poprawą wartości wykładnika względem oczekiwanego 1.

W badaniu zestawiano wartości (b) w kilku konfiguracjach. Podstawową wielkość stanowi **wariantowa wartość** (b), opisująca wariant symulacji o jednoznacznie określonych parametrach (typ sieci, typ początkowego rozmieszczenia mas i wielkość koncentracji oraz poziom selektywności). Zestawiając wyniki symulacji uśredniano odpowiednie wariantowe wartości wykładnika. **Rejonowe średnie** wartości (b) ustalano obliczając średnią z wartości wykładnika notowanych we wszystkich wariantach symulacji, operujących skupieniem mas w odpowiednim rejonie obliczeniowym. **Grupowe średnie** wartości (b) opisują wszystkie warianty modelowań przeprowadzonych z zastosowaniem koncentracji zakwalifikowanych do odpowiedniej grupy.

Weryfikując prawdziwość postawionych hipotez zestawiano wartości wariantowe parametru (b) lub odpowiednie średnie, badano proporcję liczby zmian wartości (b) zgodnych do niezgodnych z założeniami (badanie bilansów zmian) oraz analizowano rozmiary tych zmian (badanie średnich z różnic)¹³.

7. Hipoteza (1)

Starając się zweryfikować prawdziwość *Hipotezy (1)* porównano najpierw średnie wartości parametru (b) uzyskane w wariantach operujących równomiernym rozkładem mas oraz wariantach z koncentracją. W pierwszym przypadku uzyskano średnią wynoszącą 0,715, w drugim jest ona znacznie bliższa 1 i wynosi 0,910. Rozkłady równomierne prowadzą najczęściej do generowania wypukłych wykresów prawa Zipfa. Tylko 8% wariantów uzyskało wartości wykładnika większe od 1, odpowiadające wykresom o dużej skośności. W strukturach operujących początkową koncentracją 40% wariantów jest opisywane przez wartości (b) większe od 1.

Dokładna analiza wielkości parametru (b) wykazuje, że w obu typach sieci, zarówno w zestawieniach ogólnych, jak i w grupach selektywności lepsze parametry otrzymano w modelowaniach z koncentracją (tab. 2 i 3). Relacja taka potwierdza się w przypadku badania średnich wartości wykładnika kontrastów uzyskiwanych w poszczególnych sieciach (tab. 4).

Kolejnym etapem analiz było porównanie kształtu krzywych wykresów prawa Zipfa otrzymanych w wariantach modelowań. Rozkłady wielkości rejonów uzyskiwane przy symulacjach z początkowym równomiernym rozkładem mas są zbliżone do przebiegu prostej prawa Zipfa, jednak cechuje je początkowe spłaszczenie oraz niewielka skośność. Wykresy uzyskiwane przy modelowaniu koncentracji w większości przypadków są znacznie bliższe ocze-

Tabela 2

Średnie wartości parametru (b) według selektywności i typu rozkładu mas – sieć drogowa

Rozkład mas	Selektywność				Ogółem	
	0,000 230	0,000 100	0,000 075	0,000 050		
Równomierny	0,556	0,713	0,808	0,838	0,698	
Koncentracja 1/9	0,678	0,876	0,937	0,991	0,839	0,896
Koncentracja 1/6	0,717	0,917	0,997	1,030	0,885	
Koncentracja 1/3	0,789	0,995	1,096	1,084	0,966	

¹³ W obliczeniach stosowano zawsze wariantowe wartości (b), przy czym posługiwano się wielkościami rzeczywistymi (bez zaokrągleń). Niekiedy może z tego wynikać pozorna niekonsekwencja niektórych wartości wykazanych w tabelach i tekście.

Tabela 3

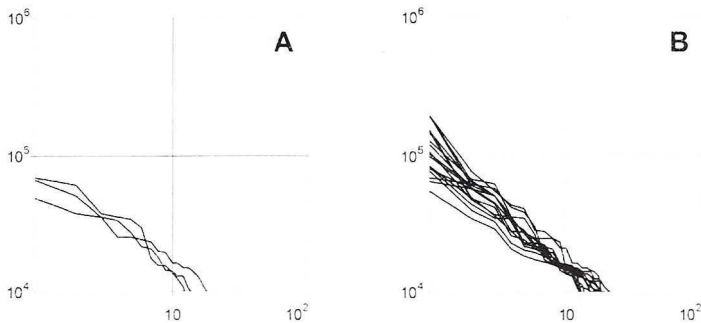
Średnie wartości parametru (*b*) według selektywności i typu rozkładu mas – sieć kolejowa

Rozkład mas	Selektywność				Ogółem	
	0,000 230	0,000 100	0,000 075	0,000 050		
Równomierny	0,559	0,739	0,848	1,115	0,731	
Koncentracja 1/9	0,651	0,887	0,985	1,093	0,853	0,924
Koncentracja 1/6	0,702	0,946	1,043	1,118	0,908	
Koncentracja 1/3	0,806	1,064	1,142	1,173	1,012	

Tabela 4

Średnie wartości parametrów według obszarów i typu rozkładu mas

Typ sieci	Rozkład mas	Obszar							
		Austro-Węgry	Francja	Hiszpania	Skandynawia	Wielka Brytania	Stany Zjednoczone	Niemcy	Włochy
Ogółem	Równomierny	0,835	0,679	0,777	0,602	0,681	0,700	0,692	0,759
	Koncentracje	0,978	0,947	0,970	0,839	0,940	0,830	0,948	0,926
Sieć drogowa	Równomierny	0,861	0,707	0,794	0,578	0,557	0,654	0,661	0,789
	Koncentracje	1,001	0,944	0,993	0,808	0,796	0,792	0,933	0,965
Sieć kolejowa	Równomierny	0,808	0,650	0,760	0,627	0,805	0,746	0,722	0,728
	Koncentracje	0,954	0,950	0,947	0,870	1,085	0,867	0,963	0,887



Ryc. 4. Kształt krzywych prawa Zipfa w hiszpańskiej sieci drogowej w wariantach symulacji: (A) z początkowym równomiernym rozkładem mas; (B) z początkowym rozkładem mas z koncentracją

kiwanego idealnego przebiegu krzywej prawa Zipfa. Wyniki takie obserwowano w każdej z badanych sieci (ryc. 4).

W świetle przedstawionych danych *Hipotezę (1)* należy uznać za prawdziwą.

8. Hipoteza (2)

Prawdziwość *Hipotezy (2)* można zweryfikować na podstawie obserwacji obszarów, w których porównywano dwie lokalizacje koncentracji, w tym jedną umiejscowioną centralnie. Uznano, że centralne koncentracje muszą znajdować się w odległości od centroidu, nie większej niż 20% najdłuższej z najkrótszych tras międzyrejonowych. Do obszarów spełniających zadane kryteria należą Hiszpania, Włochy oraz Skandynawia. W każdym przypadku analizie podlegają dwa typy sieci obszaru: drogowa i kolejowa. W tab. 5 wskazano kolejność rejonów obciążanych koncentracją według odległości od danego centroidu, gdzie cyfrą „1” oznaczono rejon położony bliżej centrum (por. tab. 1). Cyfrę „1” wyboldowano, gdy odległość rejonu od centroidu nie przekraczała 10% najdłuższej z najkrótszych tras. W tabeli wykazano ponadto różnice odległości obu koncentracji od centrum, wyrażone jako procent najdłuższej z najkrótszych tras międzyrejonowych.

Jak można zauważyć, kolejność rejonów pozostaje niemal niezależna od stosowanego sposobu oceny. Należy zwrócić uwagę na zmianę kolejności rejonów włoskich według centroidów dostępności. W dalszych zestawieniach tabelarycznych zachowano kolejność koncentracji ustaloną według centroidów powierzchni i rejonów.

Założenia stawiane przez hipotezę w najpełniejszy sposób są realizowane w sieciach hiszpańskich, gdzie notowano największe różnice położenia koncentracji względem centrum. Madryt jest zarazem rejonem położonym najbardziej centralnie spośród wszystkich wymienionych w tabeli 5.

Ze względu na podobieństwo charakterystyk położenia koncentracji, grupowano analizy uwzględniające kolejność według centroidów powierzchni i rejonów. Odrębnie analizowano zestawienia oparte na ocenie położenia koncentracji względem centroidów dostępności.

Tabela 5

Ocena kolejności rejonów według odległości od centrum
porównywanych par koncentracji w poszczególnych obszarach

Obszar	Rejon	Centroid powierzchni	Centroid rejonów		Centroid dostępności	
			sieć drogowa	sieć kolejowa	sieć drogowa	sieć kolejowa
Hiszpania	Madryt	1	1	1	1	1
	Barcelona	2	2	2	2	2
	<i>Różnica odległości</i>	21,02	33,51	32,81	46,02	45,66
Włochy	Rzym	1	1	1	2	2
	Mediolan	2	2	2	1	1
	<i>Różnica odległości</i>	30,30	18,65	12,44	9,50	10,40
Skandynawia	Sztokholm	1	1	1	1	1
	Kopenhaga	2	2	2	2	2
	<i>Różnica odległości</i>	16,56	19,05	12,79	13,08	9,08

8.1. Badanie par rejonowych średnich wartości (b) w poszczególnych obszarach

Badaniu poddano średnie wartości parametrów uzyskanych w wariantach modelowań danej lokalizacji koncentracji (tab. 6). Porównując wartości skupiono się na różnicy wartości (b) koncentracji drugiej i pierwszej, przy czym zakłada się, że druga, bardziej asymetryczna koncentracja powinna uzyskać (b) bliższe 1. Obliczając wielkości różnic przekształcano wartości (b) do postaci mniejszej od jedności. Należy pamiętać, że we Włoszech przy analizie kolejności według centroidu dostępności należy zmienić znak uzyskanych różnic.

Tabela 6

Średnie wartości parametrów według typu sieci i lokalizacji zadanej koncentracji mas

Rozkład mas	Sieć drogowa			Sieć kolejowa		
	Hiszpania	Włochy	Skandynawia	Hiszpania	Włochy	Skandynawia
Koncentracja 1	Madryt 0,933	Rzym 0,943	Sztokholm 0,831	Madryt 0,889	Rzym 0,773	Sztokholm 0,903
Koncentracja 2	Barcelona 1,052	Mediolan 0,986	Kopenhaga 0,784	Barcelona 1,005	Mediolan 1,000	Kopenhaga 0,837
Różnica (b)	0,014	0,043	-0,047	0,106	0,227	-0,065

Pełna zgodność z hipotezą obserwowana jest w Hiszpanii, niezależnie od stosowanego typu kolejności rejonów i badanej sieci. Zgodność notowano także w obu sieciach włoskich, przy zestawieniu kolejności koncentracji według centroidów powierzchni i rejonów. W obu obszarach mamy do czynienia z rejonami umiejscowionymi bardzo blisko centrum (Madryt i Rzym) oraz z dużą różnicą położenia koncentracji względem centroidów. Otrzymane różnice wartości (b) w sieci kolejowej są zarazem największymi spośród notowanych. Nie stwierdzono zgodności w obszarze Skandynawii.

8.2. Badanie par wariantowych wartości (b) w poszczególnych obszarach

Badaniu poddano wartości wykładnika kontrastów opisujące poszczególne warianty modelowań par koncentracji w Hiszpanii, Włoszech i Skandynawii. Zestawiając 54 pary wartości (b) badano wielkości różnic parametrów między zadanymi wariantami symulacji skupień (tab. 7-9). Do obliczania różnic stosowano wariantowe wielkości (b) przekształcone do postaci mniejszej od 1.

Tabela 7

Wariantowe wartości (b) oraz ich różnice w Hiszpanii

Rozkład mas		Sieć drogowa			Sieć kolejowa		
		selektywność			selektywność		
		0,000 230	0,000 100	0,000 075	0,000 230	0,000 100	0,000 075
Madryt	Koncentracja 1/9	0,639	0,992	1,025	0,536	0,803	0,917
	Koncentracja 1/6	0,711	0,937	1,017	0,641	0,960	1,038
	Koncentracja 1/3	0,773	1,166	1,138	0,798	1,143	1,167
Barcelona	Koncentracja 1/9	0,848	1,122	1,006	0,753	1,098	0,941
	Koncentracja 1/6	0,864	1,109	1,066	0,835	1,064	1,056
	Koncentracja 1/3	0,986	1,258	1,213	0,974	1,161	1,165
Różnica (b)	Koncentracja 1/9	0,209	-0,114	0,019	0,216	0,099	0,024
	Koncentracja 1/6	0,153	-0,045	-0,049	0,194	-0,024	-0,018
	Koncentracja 1/3	0,213	-0,092	-0,074	0,176	-0,018	0,003

Tabela 8

Wariantowe wartości (b) oraz ich różnice we Włoszech

Rozkład mas		Sieć drogowa			Sieć kolejowa		
		selektywność			selektywność		
		0,000 230	0,000 100	0,000 075	0,000 230	0,000 100	0,000 075
Rzym	Koncentracja 1/9	0,605	1,038	0,941	0,537	0,527	0,846
	Koncentracja 1/6	0,694	1,051	1,070	0,653	0,639	0,963
	Koncentracja 1/3	0,793	1,148	1,149	0,786	0,894	1,111
Mediolan	Koncentracja 1/9	0,632	1,026	1,091	0,682	1,098	1,028
	Koncentracja 1/6	0,709	1,078	1,127	0,769	1,121	1,048
	Koncentracja 1/3	0,798	1,203	1,211	0,847	1,223	1,187
Różnica (b)	Koncentracja 1/9	0,027	0,012	-0,032	0,145	0,376	0,126
	Koncentracja 1/6	0,015	-0,027	-0,058	0,116	0,240	-0,011
	Koncentracja 1/3	0,005	-0,056	-0,063	0,061	-0,117	-0,076

Tabela 9

Wariantowe wartości (b) oraz ich różnice w Skandynawii

Rozkład mas		Sieć drogowa			Sieć kolejowa		
		selektywność			selektywność		
		0,000 230	0,000 100	0,000 075	0,000 230	0,000 100	0,000 075
Sztokholm	Koncentracja 1/9	0,737	0,682	0,859	0,675	0,712	1,076
	Koncentracja 1/6	0,789	0,722	0,976	0,699	0,829	1,194
	Koncentracja 1/3	0,802	0,823	1,092	0,809	0,865	1,263
Kopenhaga	Koncentracja 1/9	0,674	0,620	0,827	0,705	0,792	0,807
	Koncentracja 1/6	0,696	0,674	1,004	0,709	0,811	0,921
	Koncentracja 1/3	0,791	0,753	1,022	0,798	0,975	1,016
Różnica (b)	Koncentracja 1/9	-0,063	-0,062	-0,032	0,030	0,079	-0,117
	Koncentracja 1/6	-0,093	-0,048	0,020	0,010	-0,018	0,116
	Koncentracja 1/3	-0,011	-0,070	0,070	-0,010	0,110	0,247

Obrano dwa kierunki analiz: badanie bilansów wariantów spełniających *Hipotezę (2)* oraz średnich z różnic wartości wykładnika kontrastów.

8.2.1. Bilanse zmian wariantowych wartości (b)

Zestawiając pary wartości (b) notowane w odpowiadających sobie wariantach lokalizacji koncentracji zliczano przypadki poprawy wykładnika kontrastów. Bilanse zmian wartości zgodnych z *Hipotezą (2)* zamieszczono w tab. 10.

Wśród danych dla krajów notuje się ogólne proporcje zmian wartości (b) (pole „razem”) odpowiadające obserwacjom poczynionym przy analizie rejonowych średnich wartości (b).

Tabela 10

Bilanse zmian wartości (b) zgodnych z *Hipotezą (2)*

Obszar	Kolejność według centroidów powierzchni i rejonów						Kolejność według centroidu dostępności					
	sieć drogowa		sieć kolejowa		razem		sieć drogowa		sieć kolejowa		razem	
	liczba	udział	liczba	udział	liczba	udział	liczba	udział	liczba	udział	liczba	udział
Hiszpania	4	44 %	6	67 %	10	56 %	4	44 %	6	67 %	10	56 %
Włochy	4	44 %	6	67 %	10	56 %	5	56 %	3	33 %	8	44 %
Skandynawia	2	22 %	6	67 %	8	44 %	2	22 %	6	67 %	8	44 %
Razem	10	37 %	18	67 %	28	52 %	11	41 %	15	56 %	26	48 %

Niezależnie od typu kolejności wśród zestawianych par wartości wariantowych przewagę zmian zgodnych z *Hipotezą (2)* uzyskano prawie we wszystkich sieciach kolejowych. Wśród sieci drogowych jedyny korzystny przypadek zanotowano we Włoszech według drugiego typu kolejności rejonów, wówczas jednak w sieci kolejowej nie uzyskano oczekiwanej proporcji zmian.

8.2.2. Porównanie średnich z różnic wariantowych wartości (b)

Zestawiając w tab. 11 średnie z różnic wariantowych wartości (b) starano się ocenić proporcje zmian negatywnych i pozytywnych tego parametru w poszczególnych obszarach i typach sieci. Odrębnie badano różnice (b) związane ze zmianami pozytywnymi, spełniającymi *Hipotezę (2)*, gdy dochodzi do poprawy wartości parametru (w tabeli: kierunek zmian „+”) oraz różnice negatywne, gdy wprowadzenie asymetrycznej lokalizacji koncentracji nie polepsza wykładnika (w tabeli: kierunek zmian „-”). Obliczono również średnie z różnic notowanych w poszczególnych obszarach w obu typach sieci (pole „ogółem”) oraz ich dysproporcje (pole „różnica”).

Tabela 11

Średnie zmiany wartości wykładnika kontrastów w poszczególnych sieciach

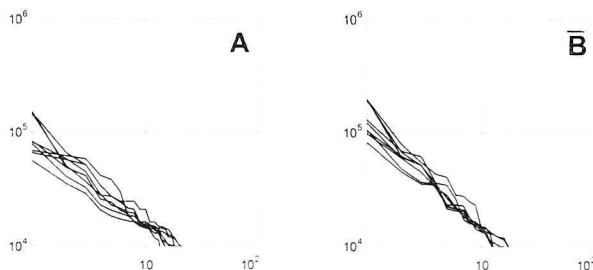
Obszar	Zmiana	Kolejność według centroidów powierzchni i rejonów				Kolejność według centroidu dostępności			
		sieć drogowa	sieć kolejowa	ogółem	różnica	sieć drogowa	sieć kolejowa	ogółem	różnica
Hiszpania	+	0,149	0,119	0,131	0,077	0,149	0,119	0,131	0,077
	-	0,075	0,020	0,054		0,075	0,020	0,054	
Włochy	+	0,015	0,177	0,112	0,057	0,047	0,068	0,055	- 0,057
	-	0,047	0,068	0,055		0,015	0,177	0,112	
Skandynawia	+	0,045	0,099	0,085	0,033	0,045	0,099	0,085	0,033
	-	0,054	0,048	0,052		0,054	0,048	0,052	

W obszarach Hiszpanii, Włoch i Skandynawii zaznacza się ogólna przewaga średnich pozytywnych (pola „ogółem”). Jedynie we Włoszech w drugim typie kolejności zanotowano odwrotną relację.

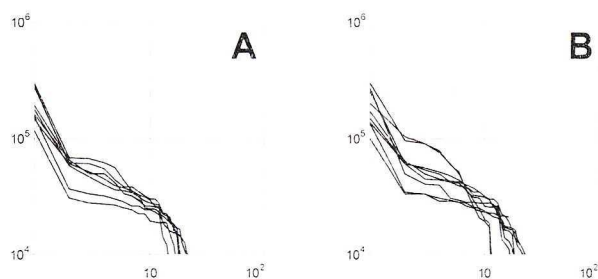
Układy hiszpańskie wykazują przewagę zmian pozytywnych niezależnie od rodzaju sieci i typu kolejności rejonów. Pierwszy typ kolejności wykazuje we Włoszech przewagę zmian pozytywnych w sieci kolejowej, natomiast drugi typ kolejności odwraca proporcje na rzecz sieci drogowej. Przewaga zmian korzystnych w Hiszpanii oraz we włoskiej sieci kolejowej jest znaczna w porównaniu z wartościami wskaźnika uzyskanymi w pozostałych sieciach. W Skandynawii korzystne zmiany dotyczą tylko sieci kolejowej, jakkolwiek przewaga średnich negatywnych uzyskana w sieci drogowej jest nieznaczna.

8.3. Analiza kształtu wykresów prawa Zipfa

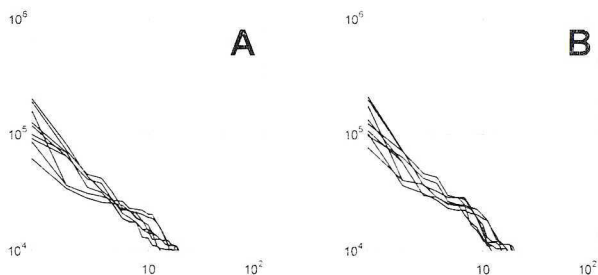
W każdej z badanych sieci i przy każdej lokalizacji początkowej koncentracji, przynajmniej w części wariantów, uzyskano wykresy o oczekiwanym nachyleniu i przebiegu pozbawionym znacznych uskoków (ryc. 5-7). Centralna lokalizacja początkowej koncentracji prowadzi zazwyczaj do powstawania



Ryc. 5. Kształt krzywych prawa Zipfa w hiszpańskiej sieci drogowej w wariantach symulacji: (A) z koncentracją w Madrycie; (B) z koncentracją w Barcelonie



Ryc. 6. Kształt krzywych prawa Zipfa w skandynawskiej sieci drogowej w wariantach symulacji: (A) z koncentracją w Sztokholmie; (B) z koncentracją w Kopenhadze



Ryc. 7. Kształt krzywych prawa Zipfa we włoskiej sieci drogowej w wariantach symulacji: (A) z koncentracją w Rzymie; (B) z koncentracją w Mediolanie

wykresów o mniejszej skośności niż odpowiednia, ułożona asymetrycznie, przy czym najbardziej spłaszczone są wykresy wariantów operujących najwyższą wartością selektywności. Tylko w Skandynawii wprowadzenie asymetrycznej koncentracji nie poprawia istotnie kąta nachylenia wykresów. Przewodnictwo pierwszego rejonu zaznacza się w sieciach kolejowych oraz w skandynawskiej sieci drogowej.

Analizując rezultaty modelowań według kolejności rejonów ustalonej przez centroidy powierzchni i rejonów, oczekiwana relacja kształtu wykresów najwyraźniej uwidacznia się w przypadku sieci hiszpańskich, w nieco mniejszym stopniu w sieciach włoskich. W Skandynawii występuje znaczna dominacja pierwszych rejonów, która łagodzona jest tylko przez wprowadzenie asymetrycznej, największej ze stosowanych koncentracji i jednocześnie zastosowanie najniższej wartości selektywności.

Analiza wykresów według drugiego typu kolejności rejonów każe uznać rezultaty modelowań włoskich za nie spełniające oczekiwań.

8.4. Zestawienie wyników

Rezultaty przeprowadzonych analiz prawdziwości *Hipotezy* (2) zestawiono w tab. 12. Symbolem „+” oznaczono przypadki poprawy średnich war-

Tabela 12

Zestawienie wyników analiz, przypadki: poprawy średnich wartości (*b*), przewagi pozytywnych zmian wariantowych wartości (*b*), przewagi średniej z pozytywnych różnic wariantowych wartości (*b*) oraz poprawy kształtu wykresów

Kolejność rejonów	Obszar	Badanie średnich wartości (<i>b</i>)		Badanie zmian wariantowych wartości (<i>b</i>)		Badanie różnic wariantowych wartości (<i>b</i>)		Analiza kształtu wykresów	
		sieć drogowa	sieć kolejowa	sieć drogowa	sieć kolejowa	sieć drogowa	sieć kolejowa	sieć drogowa	sieć kolejowa
Według centroidów powierzchni i rejonów	Hiszpania	+	+	-	+	+	+	+	+
	Włochy	+	+	-	+	-	+	+	+
	Skandynawia	-	-	-	+	-	+	-	-
Według centroidów dostępności	Hiszpania	+	+	-	+	+	+	+	+
	Włochy	-	-	+	-	+	-	-	-
	Skandynawia	-	-	-	+	-	+	-	-

tości wykładnika kontrastów w badanych parach koncentracji, przypadki przewagi pozytywnych zmian wariantowych wartości (*b*) i przewagi średniej z pozytywnych różnic wariantowych wartości (*b*) oraz przypadki poprawy kształtu wykresów kolejności-wielkości.

Analizując rezultaty modelowań według kolejności ustalonej przez centroidy powierzchni i rejonów stwierdzono, że *Hipoteza (2)* jest realizowana w obu sieciach hiszpańskich oraz w sieciach kolejowych Włoch i Skandynawii. Badając efekty modelowań według kolejności rejonów ustalonej przez centroidy dostępności stwierdzono, że *Hipoteza (2)* jest realizowane w sieciach hiszpańskich, w drogowej sieci Włoch oraz w kolejowej sieci Skandynawii.

Na podstawie analiz efektów modelowań przeprowadzonych w sześciu różnych sieciach jednoznacznie zgodność z *Hipotezą (2)* uzyskano w drogowej i kolejowej sieci Hiszpanii. Lokalizacja koncentracji w Hiszpanii w najpełniejszy sposób odpowiada wymaganiom stawianym przez hipotezę. W pozostałych przypadkach uzyskano częściową zgodność z hipotezą. Uznano, że wyniki przedstawionych analiz wykazują prawdziwość *Hipotezy (2)*.

9. Hipoteza główna

Badaniu poddano wartości wykładnika kontrastów uzyskiwane w symulacjach z koncentracją. Ocena odległości koncentracji od centrum opierała się na trzech typach centroidów: powierzchni, rejonów i dostępności. Rejony obciążane w modelowaniu koncentracją mas uszeregowano według odległości

Tabela 13

Zestawienie rejonów zaliczonych do grup w stosowanych typach klasyfikacji

Grupa	Typ klasyfikacji					
	klasyfikacja zbiorcza	według centroidów powierzchni	według centroidów rejonów		według centroidów dostępności	
			sieci drogowe	sieci kolejowe	sieci drogowe	sieci kolejowe
Grupa I	Rzym Madryt Wiedeń Sztokholm	Rzym Madryt	Madryt Sztokholm Rzym	Madryt Sztokholm Rzym	Madryt Paryż Sztokholm	Madryt Sztokholm Paryż
Grupa II	Paryż Kolonja Berlin Londyn	Wiedeń Sztokholm	Paryż Wiedeń	Wiedeń Paryż Kopenhaga Londyn	Mediolan Londyn	Mediolan Wiedeń Kopenhaga Londyn
Grupa III	Barcelona Kopenhaga Mediolan Nowy Jork San Francisco	Paryż Kolonja Berlin	Londyn Kopenhaga Kolonja Mediolan Nowy Jork Berlin	Mediolan Kolonja Nowy Jork Berlin	Kopenhaga Kolonja Rzym Nowy Jork	Rzym Nowy Jork Berlin
Grupa IV		Barcelona Londyn Kopenhaga Mediolan Nowy Jork San Francisco	Barcelona	Barcelona	Wiedeń	Kolonja
Grupa V			San Francisco	San Francisco	Berlin Barcelona	Barcelona
Grupa VI					San Francisco	San Francisco

od zadanego centrum oraz grupowano stosując wspólne, we wszystkich klasyfikacjach, poza klasyfikacją zbiorczą, przedziały odległościowe (tab. 13, por. tab. 1).

W pierwszej kolejności rozważano relacje między średnimi wartościami wykładnika kontrastów otrzymanymi w grupach. Następnie analizowano serie rejonowych średnich wartości (*b*).

9.1. Badanie serii grupowych średnich wartości (*b*) w czterech typach klasyfikacji

W analizie zestawiano serie średnich grupowych wartości wykładnika uzyskanych w czterech typach klasyfikacji, w każdym przypadku operujące sieciami drogowymi, kolejowymi i oboma typami sieci (tab. 14). W klasyfikacjach według centroidów rejonów i dostępności, w celu obliczenia serii ogółem scalono odpowiednie grupy sieci drogowych i kolejowych.

Grupowe średnie wartości wykładnika kontrastów w stosowanych typach klasyfikacji

Klasyfikacja	Typ sieci	Grupa I	Grupa II	Grupa III	Grupa IV	Grupa V	Grupa VI
Klasyfikacja zbiorcza	sieci drogowe	0,927	0,902	0,871	x	x	x
	sieci kolejowe	0,880	0,990	0,910	x	x	x
	ogółem	0,903	0,946	0,890	x	x	x
Według centroidów powierzchni	sieci drogowe	0,938	0,916	0,937	0,860	x	x
	sieci kolejowe	0,831	0,928	0,958	0,936	x	x
	ogółem	0,885	0,922	0,948	0,898	x	x
Według centroidów rejonów	sieci drogowe	0,903	0,972	0,868	1,052	0,784	x
	sieci kolejowe	0,855	0,956	0,945	1,005	0,857	x
	ogółem	0,879	0,962	0,900	1,029	0,821	x
Według centroidów dostępności	sieci drogowe	0,903	0,891	0,871	1,001	0,968	0,784
	sieci kolejowe	0,914	0,969	0,864	0,986	1,005	0,857
	ogółem	0,908	0,943	0,868	0,994	0,981	0,821

W grupach mało licznych uwypatnieniu ulegają skrajne wartości uzyskane w rejonach do nich należących. Parametry opisujące grupy jednoelementowe są więc mniej reprezentatywne od pozostałych.

Pierwsza z zastosowanych technik analizy polega na badaniu zmian wartości (b) notowanych w sąsiadujących ze sobą grupach¹⁴. Kolejne z zastosowanych metod odwołują się do porównania liczby występujących w seriach przypadków poprawy oraz pogorszenia wartości parametru oraz obserwacji średnich z różnic wartości (b).

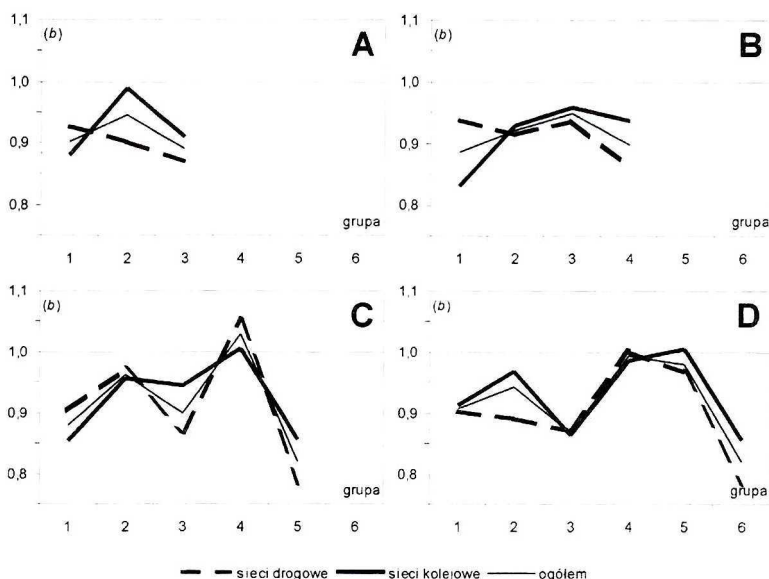
9.1.1. Zestawienia grupowych średnich wartości (b)

Zestawiając serie wartości grupowych w poszczególnych typach klasyfikacji można zauważyć, że w ostatnich grupach następują znaczne spadki wartości wykładnika (por. ryc. 8 i tab. 14). W klasyfikacjach według centroidów rejonów i dostępności kilka ostatnich grup składa się przeważnie z pojedynczych rejonów. Ocena końcowych odcinków odpowiadających im krzywych może przez to być obciążona błędem.

Wśród dwunastu badanych serii nie zanotowano przypadku stałej i niezakłóconej poprawy wartości wykładnika, na co wpłynęły przede wszystkim wielkości (b) uzyskiwane w ostatnich grupach.

Badając serie ogólne, operujące wariantami z obu typów sieci można zauważyć zakłócanie lokalnymi spadkami lecz korzystne proporcje zmian wartości wykładnika. Ocenę taką podważają jednak niskie wartości notowane w ostatnich grupach.

¹⁴ Ponieważ liczba, badanych w klasyfikacjach, grup jest mała, nie zdecydowano się na wyznaczanie prostych regresji, tak jak przy analizie serii rejonowych.



Ryc. 8. Zmiany grupowych średnich wartości (b) przy kolejności rejonów według: (A) klasyfikacji zbiorczej; (B) centroidów powierzchni; (C) centroidów rejonów; (D) centroidów dostępności

Analiza kaže potraktować jako najmniej korzystne serie drogowe w klasyfikacji zbiorczej i według centroidów powierzchni, mimo że w drugim przypadku obserwowana silna tendencja spadkowa jest znacznie złagodzona. W pozostałych dwóch seriach drogowych udaje się zaobserwować, przynajmniej lokalnie, wzrost wartości (b). Niskie wielkości wykładnika w ostatnich jednoelementowych grupach serii niweczą ich wcześniejszą względną poprawę.

W seriach kolejowych w dwóch pierwszych typach klasyfikacji obserwuje się wzrost wartości wykładnika, a spadek notowany w ostatnich grupach tylko w niewielkim stopniu zakłóca ogólną tendencję. Przy kolejności według centroidów rejonów i dostępności mimo lokalnych zakłóceń utrzymuje się tendencja wzrostowa wartości (b), notuje się jednak znaczne spadki w ostatnich grupach.

9.1.2. Bilanse zmian grupowych średnich wartości (b)

W kolejnym kroku analizy zestawiono bilanse pozytywnych i negatywnych zmian wartości wykładnika kontrastów między grupami. Przez zmiany pozytywne rozumiano poprawę wartości wykładnika względem oczekiwanego 1, towarzyszącą zwiększaniu odległości od centrum.

Przedstawione w tab. 15 bilanse dotyczą par, w których pierwsza z grup jest zarazem pierwszą w serii. Badaniu podlegają grupy pierwsza i druga,

pierwsza i trzecia oraz kolejne (kolumny „1-2” i następne w tabeli). Kierunek zmian w kolejnych grupach oceniano względem pierwszej, początkowej wartości w szeregu.

Drugie zestawienie dotyczy zmian następujących w coraz bardziej odległych parach grup (tab. 16), począwszy od sąsiednich (kolumna „o 1”), przez co drugą, trzecią, czwartą i piątą grupę (kolejne kolumny w tabeli), przy czym pierwsza z porównywanych grup nie musi być zarazem pierwszą w serii. Wyniki pozwalają uwzględnić wpływ lokalnych zakłóceń na oczekiwaną poprawę wartości wykładnika.

Zakładając prawdziwość hipotezy w obu zestawieniach oczekiwano wyników wykazujących przewagę zmian pozytywnych oraz wzrost udziału takich zmian w kolejnych przedziałach.

W zestawieniu grup pierwszej i kolejnych (tab. 15) najbardziej korzystne proporcje zmian pozytywnych uzyskano przy kolejności według centroidu rejonów, ponadto w żadnej z klasyfikacji nie są one niższe niż 50%. W kolejnych przedziałach odległości od pierwszej grupy dominują wysokie udziały zmian korzystnych. Ogółem notuje się przewagę korzystnych zmian wartości (*b*) w stosunku do wielkości notowanej w pierwszej grupie. Nie notuje się wyraż-

Tabela 15

Bilanse pozytywnych zmian wartości (*b*) między grupą pierwszą i kolejnymi

Pary rejonów	1-2	1-3	1-4	1-5	1-6	Razem	Ogółem par	%
Klasyfikacja zbiorcza	2	1	x	x	x	3	6	50
Według centroidu powierzchni	2	2	2	x	x	6	9	67
Według centroidu rejonów	3	2	3	1	x	9	12	75
Według centroidu dostępności	2	0	3	3	0	8	15	53
Razem	9	5	8	4	0	26	42	62
Ogółem par	12	12	9	6	3	42	x	
%	75	42	89	67	0	62		

Tabela 16

Bilanse pozytywnych zmian wartości (*b*) między parami różnie odległych grup

Skok	o 1	o 2	o 3	o 4	o 5	Razem	Ogółem par	%
Klasyfikacja zbiorcza	2	1	x	x	x	3	9	33
Według centroidu powierzchni	5	3	2	x	x	10	18	56
Według centroidu rejonów	6	4	3	1	x	14	30	47
Według centroidu dostępności	6	6	6	3	0	21	46	46
Razem	19	14	11	4	0	48	103	47
Ogółem par	42	30	18	9	3	103	x	
%	45	47	61	44	0	47		

nego wzrostu udziału pozytywnych zmian wraz ze zwiększaniem odległości między rejonami.

Analiza wartości przedstawionych w tab. 16 wykazuje przewagę pozytywnych proporcji w klasyfikacji według centroidów powierzchni. Najmniej korzystna jest ona w klasyfikacji zbiorczej, wynika to jednak z małej liczby badanych grup. W badanych przedziałach, z wyjątkiem przedziału grup odległych o trzy pozycje, uzyskano niskie proporcje zmian pozytywnych. Proporcje te poprawiają się w miarę zwiększania odległości między grupami, jednak nie więcej niż do trzech pozycji.

9.1.3. Porównanie średnich z różnic grupowych średnich wartości (b)

Kolejnym etapem analizy było porównanie średnich zmian wartości wykładnika kontrastów następujących między grupami. Do obliczenia różnic stosowano grupowe średnie wielkości (b) przekształcane do wartości mniejszej od 1. Odrębnie badano średnie zmiany wśród par grup pierwszej i kolejnych oraz wśród wszystkich par grup. Dynamika korzystnych zmian wartości wykładnika kontrastów jest obliczona przez uśrednienie pozytywnych wielkości różnic, gdy dochodzi do poprawy (b), odpowiednio zaś dynamika zmian niekorzystnych przez zestawianie różnic negatywnych. Uzyskane wyniki przedstawiono w tab. 17, gdzie średnie zmian korzystnych oznaczono przez „+”, a negatywnych przez „-”.

Przy porównaniu grup pierwszej i kolejnych w większości zestawień zaznacza się, niekiedy znaczna, przewaga korzystnych zmian parametrów. Przy porównywaniu wszystkich grup, w klasyfikacjach według centroidów rejonów, centroidów dostępności oraz w zestawieniu ogólnym średnie różnic pozytywnych są niższe niż negatywnych. Niewątpliwie mają na to wpływ bardzo niskie średnie grupowe wartości (b) uzyskane w trzecich i ostatnich grupach obu klasyfikacji.

Tabela 17

Średnie zmiany wartości wykładnika kontrastów między grupami

Typ klasyfikacji	Zestawienie grup pierwszej i kolejnych		Zestawienie wszystkich grup	
	Zmiana		Zmiana	
	+	-	+	-
Klasyfikacja zbiorcza	0,061	0,031	0,061	0,044
Według centroidu powierzchni	0,074	0,034	0,053	0,041
Według centroidu rejonów	0,071	0,071	0,064	0,097
Według centroidu dostępności	0,070	0,057	0,076	0,088
Ogółem	0,070	0,050	0,067	0,079

9.2. Badanie serii rejonowych średnich wartości (b) w trzech typach klasyfikacji

Zachowując kolejność dyktowaną przyjętymi metodami klasyfikacji, ale rezygnując z podziałów grupowych, starano się zaobserwować relacje zachodzące między wzrostem odległości kolejnych rejonów od centrum a wartością parametru (b) (tab. 18-20)¹⁵. Posłużono się klasyfikacją opartą na centroidach powierzchni, rejonowych oraz dostępności. Pominięto klasyfikację zbiorczą,

Tabela 18

Rejonowe średnie wartości (b) oraz odległości rejonów od centrum
– kolejność według centroidów powierzchni

Odległość	1,63	9,44	12,48	15,30	20,21	25,94	26,97	30,46	30,99	31,86	31,93	34,61	39,78
Sieci drogowe	0,943	0,933	1,001	0,831	0,944	0,982	0,884	1,052	0,796	0,784	0,986	0,800	0,784
Sieci kolejowe	0,773	0,889	0,954	0,903	0,950	0,986	0,939	1,005	1,085	0,837	1,000	0,877	0,857
Ogółem	0,858	0,911	0,978	0,867	0,947	0,984	0,912	1,029	0,940	0,811	0,993	0,839	0,821

Tabela 19

Rejonowe średnie wartości (b) oraz odległości rejonów od centrum
– kolejność według centroidów rejonów

Odległość	3,82	4,12	8,63	12,33	12,52	20,17	23,17	23,78	27,28	28,31	29,46	37,33	48,79
Sieci drogowe	0,933	0,831	0,943	0,944	1,001	0,796	0,784	0,982	0,986	0,800	0,884	1,052	0,784
Odległość	2,31	2,95	7,81	11,98	12,05	15,74	17,53	20,25	23,68	26,63	29,24	35,12	45,35
Sieci kolejowe	0,889	0,903	0,773	0,954	0,950	0,837	1,085	1,000	0,986	0,877	0,939	1,005	0,857
Odległość	2,31	2,95	3,82	4,12	7,81	8,63	11,98	12,05	12,33	12,52	15,74	17,53	20,17
Ogółem	0,889	0,903	0,933	0,831	0,773	0,943	0,954	0,950	0,944	1,001	0,837	1,085	0,796
cd.	20,25	23,17	23,68	23,78	26,63	27,28	28,31	29,24	29,46	35,12	37,33	45,35	48,79
	1,000	0,784	0,986	0,982	0,877	0,986	0,800	0,939	0,884	1,005	1,052	0,857	0,784

Tabela 20

Rejonowe średnie wartości (b) oraz odległości rejonów od centrum –
kolejność według centroidów dostępności

Odległość	0,00	8,20	8,85	16,14	17,76	21,93	23,23	25,64	27,55	36,46	40,86	46,02	61,08
Sieci drogowe	0,933	0,944	0,831	0,986	0,796	0,784	0,982	0,943	0,800	1,001	0,884	1,052	0,784
Odległość	0,00	6,77	8,77	12,80	14,38	15,85	17,12	23,20	24,79	27,70	32,77	45,66	60,42
Sieci kolejowe	0,889	0,903	0,950	1,000	0,954	0,837	1,085	0,773	0,877	0,939	0,986	1,005	0,857
Odległość	0,00	0,00	6,77	8,20	8,77	8,85	12,80	14,38	15,85	16,14	17,12	17,76	21,93
Ogółem	0,889	0,933	0,903	0,944	0,950	0,831	1,000	0,954	0,837	0,986	1,085	0,796	0,784
cd.	23,20	23,23	24,79	25,64	27,55	27,70	32,77	36,46	40,86	45,66	46,02	60,42	61,08
	0,773	0,982	0,877	0,943	0,800	0,939	0,986	1,001	0,884	1,005	1,052	0,857	0,784

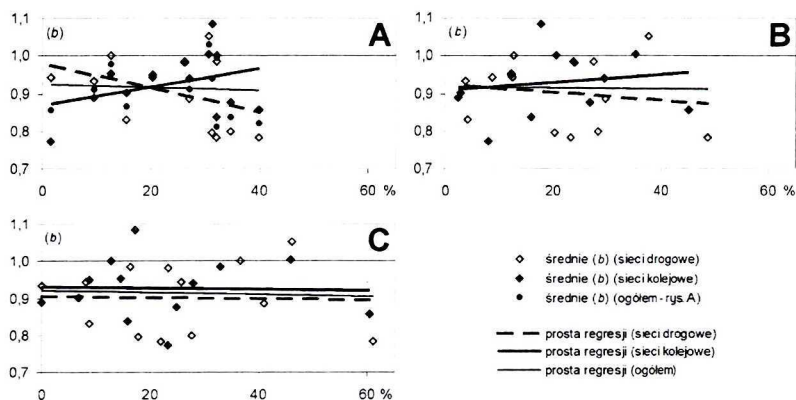
¹⁵ Przy ocenie kolejności rejonów posługiwano się odległościami rejonów od zadanego typu centroidu wyrażoną jako procent najdłuższej z najkrótszych tras międzyrejonowych odpowiedniej sieci. Wielkości te zamieszczono w tabelach w polu „Odległość”. Posłużono się nimi także przy wykreślaniu prostych regresji (ryc. 9).

ponieważ nie określa dokładnej odległości rejonów od centrum. Badano wartości wykładnika kontrastów w rejonach w sieci drogowej, kolejowej oraz wartości w seriach „Ogółem”. W klasyfikacji według centroidu powierzchni w zestawieniu „Ogółem” posłużono się średnimi z wartości (b) uzyskanych w sieciach drogowych i kolejowych. W pozostałych dwóch typach klasyfikacji serie „Ogółem” złożono ze wszystkich rejonowych średnich wartości (b) uzyskanych w modelowaniach obu sieci, dlatego serie te są dwukrotnie dłuższe od pozostałych¹⁶. Przyjęto dwa kierunki analiz: wykreślenie prostych regresji serii wartości oraz analizę zmian wartości (b) między kolejnymi rejonami¹⁷.

9.2.1. Badanie prostych regresji serii rejonowych średnich wartości (b)

Poddawane badaniu serie danych składają się z 13 lub 26 elementów odpowiadających rejonom obciążanym w modelowaniu początkową koncentracją mas. Ciągi te uznano za dostatecznie liczne do wykreślenia prostych regresji.

Wśród dziewięciu serii średnich rejonowych wartości (b) tylko w dwóch przypadkach uzyskano dodatni współczynnik regresji (ryc. 9). Tendencję wzrostową wykazują dwie sieci kolejowe, przy czym większą dynamikę zmian uzyskano przy kolejności określonej odległością rejonów od centroidów powierzchni (współczynnik regresji 0,003). Druga z rosnących prostych regresji, opisująca serię kolejową w kolejności według centroidów rejonów osiągnęła współczynnik o wartości 0,001.



Ryc. 9. Rejonowe średnie wartości (b) i proste regresji przy kolejności rejonów według: (A) centroidów powierzchni; (B) centroidów rejonowych; (C) centroidów dostępności

¹⁶ Obie serie „Ogółem” podzielono w tabelach 18 i 19 między dwa wiersze (kontynuacja w wierszach „cd.”).

¹⁷ Proste regresji, podobnie jak proste aproksymujące krzywe wykresów prawa Zipfa wyznaczano metodą najmniejszych kwadratów.

9.2.2. Bilanse zmian rejonowych średnich wartości (b)

Poddając analizie liczebności różnic pozytywnych, związanych z poprawą wartości średniego wykładnika kontrastów skupiono się, podobnie jak przy analizie grup, na relacji wartości notowanych w rejonach pierwszym i kolejnych (tab. 21) oraz na relacji wartości występujących między rejonami sąsiednimi, oddległymi o dwa miejsca w serii, trzy miejsca i dalej kolejno aż do różnicy dwudziestu pięciu miejsc (tab. 22). Opis obu tabel odpowiada objaśnieniom tabel 15 i 16. Wprowadzono dodatkowe oznaczenie dzielące tabele na część, w której analizie podlega dziewięć serii oraz część, w której zestawiano wartości dotyczące rejonów od 13 do 26 dwóch najdłuższych serii. W tabeli 21 zsumowano szczegółowe wartości opisujące zestawienia rejonu pierwszego i czternastego oraz kolejnych w dwóch najdłuższych seriach. W tym przypadku szczegółowe dane nie byłyby reprezentatywne.

Zestawienie opisujące proporcje wartości w pierwszym i kolejnych rejonach (tab. 21) wykazało przewagę różnic pozytywnych w każdym typie kolejności. Proporcje uzyskane w kolejnych parach porównywanych rejonów także są bardzo korzystne. W początkowych przedziałach uzyskują stabilną proporcję, zachwianą nieznacznie w rejonie szóstym. Począwszy od rejonu ósmego zaznaczają się fluktuacje wartości zwieńczone w rejonie trzynastym dużym spadkiem proporcji zmian korzystnych. Ogółem uzyskano znaczną przewagę korzystnych zmian wartości (b). Nie obserwuje się jednak tendencji do wzrostu proporcji zmian pozytywnych w miarę zwiększania odległości między rejonami.

W zestawieniu zmian pozytywnych między parami różnie oddległych rejonów (tab. 22) w dwóch typach kolejności uzyskano korzystne proporcje. Przy analizie wielkości udziału zmian korzystnych w kolejnych przedziałach odległości najsłabsze wyniki otrzymano w dwóch ostatnich, najmniej licznych przedziałach. Wśród pozostałych wartości większość wykazuje przewagę zmian korzystnych. W drugiej części tabeli, obejmującej rejonu oddległe więcej niż o 12 miejsc w szeregu, notuje się najwyższe udziały zmian pozytywnych. Może to świadczyć

Tabela 21

Bilanse pozytywnych zmian wartości (b) między rejonem pierwszym i kolejnymi

Pary rejonów według centroidu	1-2	1-3	1-4	1-5	1-6	1-7	1-8	1-9	1-10	1-11	1-12	1-13	od 1-14 do 1-26	Suma	Ogółem par	%
powierzchni	2	3	2	3	3	2	3	2	1	3	1	1	x	26	36	72
rejonów	2	2	2	2	1	2	3	3	1	1	3	0	7	29	49	59
dostępności	3	2	3	2	0	3	2	0	3	2	2	0	7	29	49	59
Suma	7	7	7	7	4	7	8	5	5	6	6	1	14	84	134	63
Ogółem par	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	26	134	x	
%	78	78	78	78	44	78	89	56	56	67	67	11	54	63		

Tabela 22

Bilanse pozytywnych zmian wartości (b) między parami różnie odległych rejonów

Skok	o 1	o 2	o 3	o 4	o 5	o 6	o 7	o 8	o 9	o 10	o 11	o 12	o 13	o 14	o 15	o 16	o 17	o 18	o 19	o 20	o 21	o 22	o 23	o 24	o 25	Suma	Ogółem par	%
Według centroidu powierzchni	17	15	20	12	11	8	8	4	4	3	1	1	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	104	234	44
Według centroidu rejonów	24	22	22	22	21	19	19	15	11	13	11	7	6	6	6	4	4	5	3	4	4	2	1	0	0	251	481	52
Według centroidu dostępności	24	23	23	20	19	19	16	13	11	11	9	7	8	4	5	6	4	5	4	3	2	2	1	0	0	239	481	50
Suma	65	60	65	54	51	46	43	32	26	27	21	15	14	10	11	10	8	10	7	7	6	4	2	0	0	594	1196	50
Ogółem par	134	125	116	107	98	89	80	71	62	53	44	35	26	24	22	20	18	16	14	12	10	8	6	4	2	1196	x	
%	49	48	56	50	52	52	54	45	42	51	48	43	54	42	50	50	44	63	50	58	60	50	33	0	0	50		

o poprawie proporcji wraz ze zwiększaniem odległości między rejonami, jednak wartości takie uzyskano na podstawie analizy względnie niewielkiej liczby przypadków. Ogółem proporcje zmian korzystnych i niekorzystnych są równe.

9.2.3. Porównanie średnich z różnic rejonowych średnich wartości (b)

Oceniając tempo zmian wartości (b) między kolejnymi rejonami serii, podobnie jak w przypadku analizy grup rejonów, zastosowano metodę odrębnego zliczania średnich z różnic pozytywnych oraz negatywnych (tab. 23). Kierunek zmian pozytywnych oznaczano w tabeli symbolem „+”, natomiast negatywnych symbolem „-”. Wykazano średnie z różnic notowanych w zestawieniach par rejonów: pierwszego i kolejnych, oraz w zestawieniu wszystkich par rejonów.

Tabela 23

Średnie przyrosty wartości wykładnika kontrastów między rejonami

Typ klasyfikacji według centroidu	Zestawienie rejonów pierwszego i kolejnych		Zestawienie wszystkich rejonów	
	zmiana		zmiana	
	+	-	+	-
powierzchni	0,106	0,089	0,070	0,095
rejonów	0,061	0,080	0,083	0,090
dostępności	0,061	0,080	0,082	0,091
Ogółem	0,075	0,082	0,080	0,092

W trzech klasyfikacjach kolejności rejonów tylko w jednym przypadku uzyskano przewagę średnich pozytywnych. Podobnie, wartości ogółem, niezależnie od sposobu zestawiania różnic wykazują większą dynamikę zmian negatywnych.

9.3. Analiza kształtu wykresów prawa Zipfa

Analizę przeprowadzono na podstawie subiektywnej klasyfikacji trzynastu serii wykresów opisujących warianty modelowania poszczególnych koncentracji. W skład każdej serii wchodziło po dziewięć krzywych odpowiadających modelowaniom prowadzonym przy trzech różnych wielkościach zadanego skupienia mas i trzech wartościach selektywności. Odpowiednio, w Stanach Zjednoczonych, gdzie operowano czterema wartościami selektywności, serie obejmowały po dwanaście wykresów. Opisano osiem klas koncentracji o podobnych cechach serii krzywych (tab. 24). Za najmniej korzystne uznano wyniki symulacji koncentracji zakwalifikowanych do pierwszej klasy. W ostatniej, ósmej klasie wykazano koncentracje o seriach wykresów najbliższych idealnej formule prawa Zipfa.

Klasy koncentracji o podobnych cechach wykresów prawa Zipfa

Klasa	Lokalizacja koncentracji		Cechy wykresów	
	sieć drogowa	sieć kolejowa	skośność krzywych	dominacja pierwszego rejonu
Klasa I	Nowy Jork San Francisco Sztokholm	Sztokholm	bardzo mała	silna
Klasa II	Londyn Kopenhaga	Kopenhaga	bardzo mała, pojedyncze przypadki dobrej skośności	silna, pojedyncze przypadki słabej dominacji
Klasa III	–	Nowy Jork San Francisco Paryż	bardzo mała, nieliczne przypadki małej skośności	silna, nieliczne przypadki słabej dominacji
Klasa IV	Paryż Kolonja Berlin	Wiedeń	mała, nieliczne przypadki dobrej skośności	silna, nieliczne przypadki słabej dominacji
Klasa V	Madryt	Rzym Madryt Barcelona	mała, nieliczne przypadki dobrej skośności	brak, nieliczne przypadki słabej dominacji
Klasa VI	–	Mediolan Berlin Kolonja	dobra	słaba
Klasa VII	Rzym Wiedeń Mediolan	–	dobra, pojedyncze przypadki małej skośności	brak
Klasa VIII	Barcelona	Londyn	dobra	brak, pojedyncze przypadki słabej dominacji

Trzy początkowe klasy obejmują serie wykresów nacechowanych silną dominacją pierwszego rejonu i bardzo małą skośnością. Klasy czwarta i piąta odpowiadają wykresom o małej skośności lub uzyskującym lepsze nachylenie. Serie wykresów w pozostałych trzech klasach są bliskie idealnej prostej prawa Zipfa.

Zgodnie z hipotezą, wzrostowi asymetrii koncentracji powinna towarzyszyć poprawa kształtu wykresów. Rozważaniu poddano lokalizacje koncentracji zakwalifikowanych do trzech, najmniej korzystnych i trzech najlepszych klas jakości wykresów. Poszukiwano koncentracji położonych silnie centralnie, nie dalej niż o 20% najdłuższej z najkrótszych tras międzyrejonowych od centrum, oraz skupień ulokowanych silnie asymetrycznie, oddalonych od centrum o co najmniej 30% najdłuższej z najkrótszych tras międzyrejonowych. W klasyfikacji zbiorczej, obejmującej trzy grupy brano pod uwagę koncentracje zakwalifikowane do skrajnych przedziałów (por. tab. 13).

Wymienione w tab. 25 przypadki wskazują na istnienie słabej zależności między wzrostem asymetrii koncentracji a kształtem uzyskiwanych wykresów. Obok przykładów oczekiwanej zgodności, jak w przypadku Sztokholmu i Bar-

Tabela 25

Przypadki zależności między jakością wykresów a poziomem asymetrii koncentracji

Typ klasyfikacji	Typ sieci	Zgodność z hipotezą		Brak zgodności z hipotezą	
		centralna lokalizacja i niekorzystne wykresy	silnie asymetryczna lokalizacja i korzystne wykresy	centralna lokalizacja i korzystne wykresy	silnie asymetryczna lokalizacja i niekorzystne wykresy
Klasyfikacja zbiorcza	sieci drogowe	Sztokholm	Mediolan Barcelona	Rzym Wiedeń	San Francisco Nowy Jork Kopenhaga
	sieci kolejowe	Sztokholm	Mediolan	–	San Francisco Nowy Jork Kopenhaga
Według centroidów powierzchni	sieci drogowe	Sztokholm	Mediolan Barcelona	Rzym Wiedeń	San Francisco Nowy Jork Kopenhaga
	sieci kolejowe	Sztokholm	Mediolan Londyn	–	San Francisco Nowy Jork Kopenhaga
Według centroidów rejonów	sieci drogowe	Sztokholm	Barcelona	Rzym Wiedeń	San Francisco
	sieci kolejowe	Sztokholm Kopenhaga Paryż	–	Londyn	San Francisco
Według centroidów dostępności	sieci drogowe	Sztokholm Londyn	Wiedeń Barcelona	Mediolan	San Francisco
	sieci kolejowe	Sztokholm Kopenhaga Paryż	Kolonia	Londyn Mediolan	San Francisco

celony obserwuje się drastyczną niezgodność położenia i kształtu wykresów Rzymu, Wiednia i koncentracji amerykańskich. Serie wykresów centralnie ułożonego Madrytu uzyskały dość wysokie oceny.

9.4. Zestawienie wyników

W analizach grup nie uzyskano przypadku stałego wzrostu wykładnika towarzyszącego zwiększaniu się odległości od centrum. W dwunastu badanych przypadkach obserwowano jednak lokalne tendencje do wzrostu wartości parametru. Analizując następnie dziewięć serii zestawiających poszczególne koncentracje, tylko w dwóch przypadkach uzyskano rosnące proste regresji.

Zestawienia bilansowe liczby różnic pozytywnych między parami grup wykazują znaczną przewagę korzystnych zmian parametru. Zaznacza się ponadto tendencja do wzrostu proporcji zmian pozytywnych w miarę zwiększania odległości między rejonami. W przypadku analizy serii rejonowych

uzyskano podobne korzystne wyniki, nie zaobserwowano jednak wyraźnej tendencji wzrostu proporcji zmian pozytywnych w coraz bardziej odległych parach rejonów.

Szczegółowa analiza różnic między notowanymi w grupach wartościami wykładnika kontrastów wskazuje na większą dynamikę wzrostu wartości wykładnika niż jego spadku. Wyniku takiego nie uzyskano jednak w analizach serii rejonowych.

Analiza związku między kształtem wykresów a lokalizacją koncentracji nie wykazała istnienia silnej współzależności.

W zestawieniach grup uzyskane wyniki w dużej mierze zależą od liczebności przedziałów. Uśrednione wartości wykładnika kontrastów, uzyskane w grupach jednoelementowych nie są w pełni reprezentatywne. Ich wpływ na wyniki uwidoczniły porównawcze zestawienia pomijające ostatnie grupy klasyfikacji według centroidów rejonów i dostępności (Mlek 2003)¹⁸.

Należy sądzić, że w zestawieniach opartych na seriach rejonowych znaczny wpływ na uzyskiwane rezultaty wywierają ekstremalne wartości (*b*). Dlatego większą wagę zyskuje analiza bilansowa w stosunku do badania prostych regresji i rozpatrywania dynamiki zmian wartości wykładnika kontrastów w parach rejonów. Atutem zestawień bilansowych jest też dynamiczny sposób obrazowania relacji między odległością rejonów a uzyskiwanymi zmianami wartości (*b*).

W świetle uzyskanych wyników nie można jednoznacznie potwierdzić prawdziwości *Hipotezy głównej*. Biorąc pod uwagę analizowany zestaw danych, stosowane techniki oraz otrzymane wyniki nie można jednak stwierdzić, że postawiona *Hipoteza* jest fałszywa.

10. Weryfikacja hipotez

10.1. Zestawienie rezultatów analiz

Hipoteza (1): Mechanizm modelu pośrednich możliwości zastosowany przy równomiernym początkowym rozkładzie mas generuje układy gorzej spełniające prawo Zipfa niż zastosowany przy początkowym rozkładzie mas z zadaną koncentracją.

Przeprowadzone analizy potwierdziły korzystny wpływ zadanej początkowej koncentracji mas na uzyskiwany, w wyniku symulacji, parametr (*b*) wy-

¹⁸ W zestawieniach bilansowych liczby korzystnych zmian grupowych średnich wartości (*b*) oraz analiz średnich z różnic wartości grupowych uzyskano znaczną poprawę proporcji i dynamiki zmian korzystnych. Ostatnie, wyeliminowane wtedy z analiz grupy zawierały tylko jeden rejon, San Francisco, co może wskazywać na nieprzystawalność wyników symulacji prowadzonych w obszarze Stanów Zjednoczonych do efektów pozostałych modelowań.

kresów prawa Zipfa. Zarówno w podjętym badaniu modelowym, jak i w badaniu układów teoretycznych przeprowadzonym przez Zipsera, przy symulacjach zadaną koncentracją mas notuje się korzystniejszy, w porównaniu z początkowym rozkładem równomiernym, przebieg wykresów prawa Zipfa¹⁹.

W świetle przeprowadzonych analiz można uznać, że *Hipoteza (1)* uzyskała potwierdzenie.

Hipoteza (2): Mechanizm modelu pośrednich możliwości zastosowany przy początkowej koncentracji masy zlokalizowanej centralnie w zadanej sieci generuje układy gorzej spełniające prawo Zipfa, niż zastosowany przy początkowej koncentracji masy zlokalizowanej asymetrycznie.

Przeprowadzone badanie wykazało, że symulacje mechanizmem pośrednich możliwości, zastosowane w układach o początkowo zadanej asymetrycznej koncentracji mas prowadzą do lepszych efektów niż zastosowane w tych układach do koncentracji umiejscowionych centralnie. W badaniu sieci teoretycznych Zipsera nie prowadzono symulacji z koncentracją zlokalizowaną w centrum. Prace te nie przynoszą więc danych służących weryfikacji prawdziwości hipotezy.

W związku z przeprowadzonymi analizami można uznać, że *Hipoteza (2)* uzyskała potwierdzenie.

Dodatkowe badania (Mlek 2003) przyniosły przesłanki pozwalające sądzić, że może być uzasadnione rozszerzenie *Hipotezy (2)*, odnoszącej się do rozmieszczonych w zadanej sieci par koncentracji: centralnej i asymetrycznej, o przypadki par skupień asymetrycznych. *Hipoteza (2)* uzyskiwałaby wówczas następujące brzmienie: *Mechanizm modelu pośrednich możliwości zastosowany do modelowania dwóch różnych wariantów lokalizacji koncentracji w zadanej sieci generuje układy lepiej spełniające prawo Zipfa w przypadku koncentracji bardziej asymetrycznej.*

Postawiona w ten sposób hipoteza ogranicza się do porównywania par koncentracji zlokalizowanych w jednym typie sieci, stanowi więc szczególnie przypadek rozpatrywanej *Hipotezy głównej*. Przeprowadzone badania symulacyjne, ze względu na ograniczoną liczbę rozpatrywanych sieci modelowych nie pozwoliły jednak na ocenę prawdziwości, tak sformułowanej hipotezy.

Hipoteza główna: Mechanizm modelu pośrednich możliwości generuje układy tym lepiej spełniające prawo Zipfa, im większą asymetrią charakteryzuje się zadana początkowa koncentracja masy.

Wyniki badań nie dowiodły jednoznacznie prawdziwości postawionej hipotezy o korzystnym wpływie wzrostu asymetrii koncentracji mas na

¹⁹ Dodatkowe obserwacje wykazały, że układy obciążane jednocześnie dwoma koncentracjami, podobnie jak sieci obciążane jedną koncentracją, prowadzą w procesie symulacyjnym do lepszych efektów niż układy o początkowym równomiernym rozkładzie mas, co dodatkowo potwierdza poprawność *Hipotezy (1)*. Wyniki symulacji układów pojedynczych i podwójnych są jednak podobne, dlatego można oceniać, że wprowadzenie każdej koncentracji pozytywnie wpływa na wartość parametru (*b*) (Mlek 2003).

poprawę parametrów uzyskiwanych krzywych wykresów prawa Zipfa. Rezultaty te nie uzasadniają jednak uznania hipotezy za fałszywą. Badanie sieci teoretycznych przeprowadzone przez Zipsa również nie przynosi rozstrzygnięcia, postawionego w hipotezie, problemu. Tym samym oddziaływanie stopnia asymetrii lokalizacji zadanej arbitralnie koncentracji na efekty modelowań nie zostało wyjaśnione.

W świetle przeprowadzonych analiz należy uznać, że postawiona *Hipoteza główna* nie uzyskała potwierdzenia. Należy również zaznaczyć, że *Hipotezy (1) i (2)*, przynależne znaczeniowo do postawionej *Hipotezy głównej* i wynikające z niej zostały potwierdzone.

10.2. Uwagi metodologiczne

Poddany analizom zestaw danych obejmował wyniki 296 wariantów symulacji zróżnicowanych co do sieci modelowej, parametru selektywności i początkowego rozmieszczenia mas. Mimo znacznych rozmiarów, uzyskany materiał okazał się niewystarczający do jednoznacznej oceny prawdziwości postawionej *Hipotezy głównej*.

Znamiennym przykładem niedoskonałości zestawu uzyskanych danych są wyniki otrzymane w Stanach Zjednoczonych. Wśród efektów modelowań zazwyczaj właśnie tam notowano najniższe wartości wykładnika kontrastów. Stany Zjednoczone to zarazem największy z badanych obszarów, a wskazane koncentracje w Nowym Jorku i San Francisco charakteryzują się najwyższymi, spośród notowanych, odległościami od centrum. Nie podjęte w pracy wątki dokładnej analizy sieci powiązań, w tym oceny cech symetrii układu oraz badania zależności między skalą obszaru a wynikami mogą przynieść wyjaśnienie zaistniałych odchyłeń wartości wykładnika kontrastów.

Niewątpliwym wpływ na ocenę postawionych hipotez mają zastosowane w badaniu metody. Wydaje się, że kluczowym problemem w analizie wykresów prawa Zipfa generowanych w procesie symulacyjnym jest ocena kąta nachylenia wykresu do osi rang. W tym przypadku pomocne były doświadczenia uzyskane przy ocenie wykresów naturalnych (Mlek 2000)²⁰. Zastosowana metoda wyznaczania parametru (*b*) miała na celu zwiększenie obiektywności takiej oceny. Niemniej jednak kontrowersje może budzić obliczanie wariantowej wartości (*b*) na podstawie kilku wybranych, najlepszych spośród wszystkich, iteracyjnych wykresów danego wariantu modelowań oraz technika doboru części wykresu, na podstawie której obliczano parametry prostej aproksymującej.

Podobnie, można poddać dyskusji zastosowane przy ocenie asymetrii koncentracji, sprowadzenie odległości rzeczywistych do ich procentowego

²⁰ Studiując metody oceny wykresów, analizie poddano wówczas krzywe rzeczywiste notowane w układach świata, kontynentów, wybranych państw europejskich oraz regionów hiszpańskich.

udziału w długości najdłuższej spośród najkrótszych tras międzyrejonowych. Technika ta pozwala na porównanie różniących się skalą obszarów i jednorodną ocenę stopnia asymetrii lokalizacji zadanych koncentracji. Wybór najdłuższej z najkrótszych tras międzyrejonowych jako odniesienia dla uzyskiwanych odległości jest podyktowany m.in. modelowym charakterem badania, w którym macierz najkrótszych tras określa strefy wpływu poszczególnych rejonów. Przeliczenie rzeczywistych odległości na ich udziały w najdłuższych z tras międzyrejonowych nie zmieniło znacznie położenia rejonów w szeregach kolejności.

Nie wydaje się, aby stosowane metody badania uzyskanych wartości (b) były kontrowersyjne. Przeprowadzone próby mogą jednak przyczynić się do poszukiwania innych dróg analizy wyników symulacji.

10.3. Weryfikacja kierunku badań

Na drodze do pozytywnej weryfikacji *Hipotezy głównej* stanęły bardzo niskie średnie wartości wykładnika notowane w ostatnich, najdalszych grupach i rejonach serii. Obserwowana tendencja nie musi być jednak lokalnym zakłóceniem. Analiza większej liczby przypadków mogłaby wykazać, że korzystny wpływ zwiększania asymetrii lokalizacji koncentracji na poprawę parametrów wykresów prawa Zipfa jest ograniczony pewną odległością od centrum. Spadek wartości wykładnika, notowany przy najbardziej odległych koncentracjach przestałby być wówczas lokalnym zakłóceniem, a stał się zwiastunem przełomu w oczekiwanej dotychczas wzrostowej tendencji zmian parametru wraz ze zwiększaniem odległości.

Modelowania przeprowadzone na sieciach teoretycznych mogą wskazywać na konieczność zmiany kierunku prowadzonych rozważań (Zipser *et al.* 1980). W badaniach Zipsera, ukierunkowanych na analizę wpływu asymetrii zadanej arbitralnie koncentracji na generowanie struktur dwubiegunowych wykazano, że zadane w niektórych sieciach skupisko mas wywołuje powstanie „przeciwwagi” w postaci jednego lub kilku rejonów. „Przeciwwaga” ta może być obdarzona masą porównywalną z ostateczną wielkością koncentracji uzyskanej w rejonie obciążonym początkowym ładunkiem mas. Odpowiadające takim układom wykresy kolejności-wielkości charakteryzuje wówczas początkowe spłaszczenie związane z podobieństwem rozmiarów dwóch największych rejonów. Spłaszczenie to wpływa na spadek wartości wykładnika kontrastów prostych aproksymujących te wykresy poniżej 1.

Obserwacje zachowania układów teoretycznych wykazują znaczny wpływ kształtu sieci na generowanie układów dwubiegunowych. Poszukując analogii między uzyskanymi wówczas wynikami a przeprowadzonym badaniem układów wzorowanych na rzeczywistych można się spodziewać, że w wyniku procesu modelowego przynajmniej w części z badanych sieci pojawią się układy

dwubiegunowe. Tym samym obliczone w tych sieciach parametry wykresów kolejności-wielkości mogą być mniej korzystne, niż notowane w układach nie reagujących „dwubiegunowością” na mechanizm symulacyjny. Podkreślając znaczenie kształtu sieci w kształtowaniu ostatecznych konfiguracji wielkości rejonów obliczeniowych podważa się zasadność stawiania *Hipotezy głównej*, która uniezależnia rozważany wpływ wzrostu asymetrii na poprawę wyników modelowań od rodzaju analizowanych układów. W takim przypadku bardziej zasadne wydaje się rozważanie prawdziwości *Hipotezy (2)* rozszerzonej o, porównywane w zadanej sieci, przypadki par asymetrycznych koncentracji mas.

Udowodnienie *Hipotezy głównej* lub rozszerzonej *Hipotezy (2)* wymaga przeprowadzenia dodatkowych obliczeń symulacyjnych skierowanych na zwiększenie liczby przypadków koncentracji w różnych obszarach oraz na porównanie kilku par koncentracji lokalizowanych w jednej sieci.

Literatura

- Atlas historyczny świata*. PPWK, Warszawa 1974.
- Atlas świata*. PWN, Warszawa 1962.
- AutoRoute Express*. Europe 98. Version 6.0. ©&®1987-1997, Microsoft Corporation.
- Chandler T., Fox G., 1974, *3000 Years of Urban Growth*. Academic Press.
- Danmarks Statistik (Internet) styczeń 2002, *Statistical Yearbook 2000 Population and elections. Table 38 (cont.) Population in Urban Areas with over 1000 Inhabitants, 1990 and 2000*. Adres: <http://www.dst.dk/dst/~ukpopula.pdf>.
- Demographic Yearbook 1994*. Forty-sixth issue. Department for Economics and Social Information and Policy Analysis. United Nations, New York 1996.
- Dobrowolski M. 1977, *Ocena przydatności reguły wielkości i kolejności w testowaniu doboru modeli symulacyjnych obliczeń prognostycznych oraz przyczynę do jej interpretacji*. Praca doktorska. Politechnika Wrocławska.
- Dobrowolski M., Litwińska E., 1979, *Numeryczna metoda porównania układów zurbanizowanych z zastosowaniem reguły wielkości i kolejności*. Prace naukowe Instytutu Architektury i Urbanistyki Politechniki Wrocławskiej Nr 15, Seria: Studia i materiały Nr 5, Planowanie przestrzenne. Wrocław, 11-26.
- Dziewoński K., 1972, *Przegląd teorii sieci osadniczej*, [w:] *Elementy teorii planowania przestrzennego*. Secomski K. (red.). KPZK PAN, Warszawa, 163-181.
- Encarta®98 Encyclopedia*. British Edition. ©&®1993-1997 Microsoft Corporation.
- Europa Atlas*. Atlas samochodowy ze skorowidzem miejscowości. Hallwag AG, Bern, Ausgabe 1994/95.
- Europa Touring*. *Guide automobile d'Europe*. Patronage: Alliance Internationale de Tourisme (A.I.T.). Rédaction : O.R. Wagner. Edité par le Touring-Club Suisse. 10^{me} édition. Hallwag S.A., Berne, Juin 1932.

- Geschichte der Eisenbahnen der Oesterreichisch-Ungarischen Monarchie*. II. Band. Wien, Teschen, Leipzig, Karl Prochaska 1898.
- GIS by ESRI, ESRI Data & Maps. Environmental Systems Research Institute, INC. DISC 1, August ©96, 98, 99 ESRI, Inc.
- INE España (Internet) styczeń 2002, *Población de municipios 1998*. Adres: <http://www.ine.es/htdocs/pob98/pob98frame.htm>.
- INSEE France (Internet) styczeń 2002, *Recensement de la population 1999 – la liste des aires urbaines en 1999*. Adres: http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/ip7651.pdf.
- INSEE France (Internet) styczeń 2002, *Regional Capital – Population 1990 Census*. Adres: <http://www.insee.fr>.
- Jones B. G., Lewis B. D., 1990, *The Four Basic Properties of Rank-Size Hierarchical Relationships: Their Characteristics and Interrelationships*. Papers of the Regional Science Association. Vol. 68.
- Karsch C., 1978, *Tendenzen der Siedlungsrößenverteilung in sterreich*. Referat na sympozjum polsko-austriackim w Toruniu.
- Koziarski S. M., 1995, *Przekształcenia struktury przestrzennej sieci kolejowej w Polsce i na świecie*. PIN IŚ w Opolu, Opole.
- Mayer A., 1984, *Geschichte und Geographie der Deutschen Eisenbahnen von 1835 bis 1890*. T. I/II, T. III/IV, Berlin.
- Mlek M., 2000, *Ocena wykresów reguły kolejności-wielkości. Analiza wybranych rzeczywistych układów osadniczych*. [w:] *Wrocław i strefa przymiejska jako układ osadniczy (w interdyscyplinarnych badaniach planistów przestrzennych)*, Bagiński E. (red.). Wrocław, s. 183-207.
- Mlek M., 2003, *Cechy geometryczne układu przestrzennego osadnictwa a zachowanie prawa Zipfa. Badania modelowe*. Praca doktorska, Politechnika Wrocławska, Wrocław.
- Pirath C., 1923, *Kritische Betrachtungen zum Eisenbahnwesen in den Vereinigten Staaten von Amerika*. [w:] *Verkehrsprobleme und Eisenbahnen in den Vereinigten Staaten von Amerika*. Technisch-Wirtschaftliche Bücherei Heft 52., s. 18.
- Road Atlas Europe*. Cartographia, Budapest 1981.
- Road Atlas*. United States, Canada, Mexico. Rand McNally 1995.
- Städte am 1998*. Materiał w postaci elektronicznej uzyskany dzięki uprzejmości Statistisches Bundesamt Deutschland.
- StatFin (Statistics Finland) (Internet) styczeń 2002, *Largest municipalities 2000*. Adres: http://www.tilastokeskus.fi/tk/tp/tasku/taskue_vaesto.html#region.
- StatFin (Statistics Finland) (Internet) styczeń 2002, *Results of Municipal elections by party and municipality. Those entitled to vote, 2000*. Adres: <http://statfin.stat.fi/statweb/cgi-bin/Mtable.dll?PA=Oi57e&DM=ENG&D1=0&D2=a&D3=1&LA=ENG>.
- Statistics Norway (Internet) styczeń 2002, *Urban settlements over 8000, 1990*. Adres: <http://www.ssb.no/english/yearbook/tab/t-020110-061.html>.
- Statistics Sweden (Internet) styczeń 2002, *Population in municipalities 2001*. Adres: <http://www.scb.se/eng/befovalfard/befolkning/befstor/befarlig/beforandr1kv01.asp>.
- The Historical Atlas of Poland*. PPWK Warszawa–Wrocław, English Edition 1981.

- Zipser T. et al., 1980, *Analiza i ocena alternatywnych modeli docelowych systemu osadniczego. Zagadnienia projekcji przestrzeni społeczno-ekonomicznej (etap III)*. Raporty Politechniki Wrocławskiej, Wrocław.
- Zipser T. et al., 1972-1976, *Prognoza symulacyjna struktury przestrzennej Polski na lata 1990-2000. Etap I, Etap II (końcowy)*. Raporty Instytutu Architektury Politechniki Wrocławskiej 1976 nr 101, Wrocław.
- 100 Jahre Deutsche Eisenbahnen Die Deutsche Reichsbahn im Jahre 1935. Souderausgabe 14. Juli 1935.