

POLSKA
AKADEMIA
NAUK

PL ISSN 0012-5032

INSTYTUT GEOGRAFII
I PRZESTRZENNEGO ZAGOSPODAROWANIA

DOKUMENTACJA GEOGRAFICZNA

ALINA POTRYKOWSKA

WSPÓLZALEŻNOŚCI MIĘDZY
DOJAZDAMI DO PRACY
A STRUKTURĄ SPOŁECZNĄ
I DEMOGRAFICZNĄ REGIONU
MIEJSKIEGO WARSZAWY
W LATACH 1950-1973



ROK 1983

ZESZYT 2

WROCŁAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ

ZAKŁAD NARODOWY IM. OSSOLIŃSKICH

WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

**WYKAZ ZESZYTÓW
PRZEGLĄDU ZAGRANICZNEJ LITERATURY GEOGRAFICZNEJ
za ostatnie lata**

1976

- 1 Modele w geografii fizycznej, s. 151, zł 24,—
- 2 Modele w dyfuzji i Łańcuchy Markowa w analizie przestrzennej, s. 124, zł 24,—
- 3-4 Metody matematyczne w badaniach struktury przestrzennej rolnictwa, s. 151, zł 48,—

1977

- 1 Zdjęcia i obrazy satelitarne w badaniach środowiska geograficznego, s. 147, zł 24,—
- 2 Przestrzenne modele symulacyjne, s. 153, zł 24,—
- 3 Integracja systemu planowania oraz rozwój miast w Europie Zachodniej, s. 120, zł 24,—
- 4 Badanie i zbieranie map. Przegląd historyczny, s. 78, zł 24,—

1978

- 1 Ekologia krajobrazu, s. 123, zł 24,—
- 2 Geografia zachowań ekonomicznych, s. 95, zł 24,—
- 3-4 Teoria biegunów wzrostu, s. 254, zł 48,—

1979

- 1 Metodyka nauczania geografii, s. 165, zł 24,—
- 2 Metody sformalizowane w badaniach geokompleksów, s. 107, zł 24,—
- 3 Wybrane podstawy filozoficzne geografii współczesnej, s. 177, zł 24,—
- 4 Geografia jako nauka, s. 144, zł 24,—

1980

- 1 Wybrane problemy geografii miast, s. 135, zł 24,—
- 2 Teledetekcja środowiska geograficznego, s. 203, zł 24,—
- 3 Klęski żywiołowe a rozwój gospodarczy krajów Trzeciego Świata, s. 135, zł 24,—
- 4 Metody ilościowe w geografii transportu, s. 153, zł 24,—

1981

- 1 Współczesne kierunki metodologiczne geografii Trzeciego Świata, s. 169, zł 24,—
- 2-3 Geografia społeczna, s. 155, zł 24,—
- 4 Problemy geografii rozwoju, s. 180, zł 24,—

1982

- 1-2 N.K. MUKITIANOW — Problemy metodologiczne teoretyzacji geografii, s. 146, zł 80,—
- 3-4 XXIV Międzynarodowy Kongres Geograficzny w Tokio — Japonia — 1980, s. 113, zł 80,—

POLSKA
AKADEMIA
NAUK

INSTYTUT GEOGRAFII
I PRZESTRZENNEGO ZAGOSPODAROWANIA

DOKUMENTACJA GEOGRAFICZNA

ALINA POTRYKOWSKA

WSPÓLZALEŻNOŚCI MIĘDZY
DOJAZDAMI DO PRACY
A STRUKTURĄ SPOŁECZNĄ
I DEMOGRAFICZNĄ REGIONU
MIEJSKIEGO WARSZAWY
W LATACH 1950–1973



ROK 1983

ZESZYT 2

WROCLAW · WARSZAWA · KRAKÓW · GDAŃSK · ŁÓDŹ
ZAKŁAD NARODOWY IM. OSSOLIŃSKICH
WYDAWNICTWO POLSKIEJ AKADEMII NAUK

<http://rcin.org.pl>

KOMITET REDAKCYJNY

Redaktor Naczelny: Jerzy Grzeszczak
Sekretarz Redakcji: Zuzanna Siemek
Członkowie Redakcji: Maria Ciechocińska, Kazimierz Klimek,
Wanda Spryszyńska, Władysława Stola, Andrzej Żeromski

Adres Redakcji:

Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania
Polskiej Akademii Nauk
ul. Krakowskie Przedmieście 30, 00-927

Redaktor Wydawnictwa Hanna Jurek

Redaktor techniczny Jan A. Drajczyk

Printed in Poland

Zakład Narodowy im. Ossolińskich — Wydawnictwo. Wrocław 1983.
Nakład: 400 egz. Objętość: ark. wyd. 8,20, ark. druk. 6,38 + 1 wkl.,
ark. A₁-8. Papier piśm. kl. III, 80g, 70×100. Oddano do składania
21 VII 1982. Do druku podpisano 4 VII 1983. Druk ukończono w
lipcu 1983. Wrocławska Drukarnia Naukowa. Zam. 1290/82. U-6.

Cena zł 60.—

SPIS TREŚCI

Przedmowa	7
I. Wstęp	9
Podstawowe założenia	9
Materiały źródłowe	11
Zakres wykorzystanej literatury	12
II. Konstrukcja teoretyczna	14
Koncepcja funkcjonalnych regionów miejskich a problematyka badań nad aglomeracjami miejskimi	14
Pojęcia i terminologia	14
Zarys podstawowych koncepcji	15
Hipotezy badawcze	18
III. Przestrzenna struktura funkcjonalnego regionu Warszawy	21
Charakterystyka struktury demograficzno-społecznej regionu	21
Wielkość i struktura dojazdów do pracy w regionie Warszawy w latach 1950—1973	27
Struktura regionu w ujęciu grafowym	28
Analiza wektorowa	32
Analiza zasięgów i rozkładu intensywności dojazdów	35
IV. Współzależności między wielkością i strukturą dojazdów a cechami miejsc zamieszkania	45
Metoda regresji wielokrotnej	45
Analiza współzależności: stan w 1950 r.	45
Analiza współzależności: stan w 1960 i 1970 r.	49
Analiza regresji dla 1960 r.	51
Analiza regresji dla 1970 r.	54
Analiza porównawcza dla okresu 1960—1970—1973	57
Analiza kanoniczna	64
Podstawy teoretyczne analizy kanonicznej. Zmienne kanoniczne i korelacje kanoniczne	64
Wyniki analizy kanonicznej dla 1973 r.	66
Interpretacja zmiennych kanonicznych	70
V. Zakończenie. Ogólne wyniki i wnioski końcowe	87
Literatura	90
Interdependences between commuting to work and the social and demographic structures of the Warsaw urban region, 1950—1973 (summary)	94
Взаимозависимости между поездками на работу и социальной и демографической структурами городского региона Варшавы в 1950—1973 гг. (резюме)	98

PRZEDMOWA

Współczesne badania migracji prowadzone w krajach o zaawansowanych procesach urbanizacji wskazują, iż w przepływach ludności związanych z czynnikiem pracy dominują migracje pomiędzy poszczególnymi regionami miejskimi oraz pomiędzy tymi regionami a słabiej zurbanizowanymi częściami kraju. Migracje występujące wewnątrz regionów miejskich są natomiast związane głównie z czynnikami środowiska mieszkaniowego oraz zmianami struktury i wielkości rodzin. Wspomniany podział, chociaż dogodny z punktu widzenia badań przestrzennych ze względu na zawartą w nim zbieżność skali i czynników migracji, nie jest w pełni zgodny z wyobrażeniami planisty miejskiego posługującego się modelami transportu i użytkowania ziemi w miastach, określanymi w literaturze przedmiotu nazwą modeli przestrzennej interakcji. Modele te zakładają bowiem, że migracje odbywające się wewnątrz regionów miejskich (a zatem miast i aglomeracji miejskich ujmowanych wraz z otaczającymi je strefami dojazdów do pracy, szkół i usług) są następstwem przyrostu zmian przestrzennej struktury miejsc zatrudnienia w obrębie tych regionów. Doświadczenia wskazują ponadto na zjawisko migracji etapowej, wywołanej opóźnieniami rozwoju budownictwa mieszkaniowego w stosunku do liczby nowych miejsc pracy i polegającej na czasowym następstwie migracji do strefy zewnętrznej regionu miejskiego spoza jego granic oraz migracji z tej strefy do właściwego ośrodka miejskiego.

Powyższe stwierdzenia świadczą o współzależności czynników migracji, w tym uznanych za podstawowe — czynników pracy i środowiska mieszkaniowego; można jednak przytoczyć wiele prac empirycznych wskazujących na wyraźną odrębność migracji zachodzących wewnątrz miast. Zwłaszcza charakterystyczne jest występujące w przeważającej liczbie analizowanych przypadków zjawisko wzrostu, w następstwie migracji, odległości oraz czasu przejazdu pomiędzy miejscem zamieszkania a miejscem pracy. Niezależnie od interpretacji tego zjawiska, które można odnosić na przykład do wzrostu wielkości miasta lub zmian przestrzennego i czasowego bilansu przejazdów w skali rodziny, związanych ze zróżnicowaniem aktywności zawodowej jej członków, nie odpowiada ono założeniom przyjmowanym w wielu modelach planistycznych, jak również hipotezie wieloetapowości migracji zawodowych.

Pełniejsza weryfikacja wymienionych hipotez, odnoszących się do współzależności migracji oraz dojazdów codziennych w skali regionów miejskich, ma poważne znaczenie naukowe i planistyczne. Zwłaszcza istotna jest ocena proporcji (i ich zmian

w czasie) pomiędzy tą częścią populacji dojeżdżających, którzy traktują obecne miejsce zamieszkania jako przejściowy etap migracji do miasta, a tymi, dla których codzienny dojazd ze strefy zewnętrznej do ośrodka regionu, lub dojazd w obrębie strefy zewnętrznej, stanowi składnik zaakceptowanego wzorca życia.

Praca Aliny Potrykowskiej, dotycząca regionu miejskiego Warszawy, znacznie rozwija opisane tu zagadnienie. Zawiera ona wielostronną i staranną statystyczną analizę zmian przestrzennej struktury dojazdów w tym regionie w latach 1950—1973. Na uwagę zasługują wnioski Autorki odnoszące się do zależności między cechami demograficznymi i zawodowymi osób dojeżdżających do pracy a cechami obszarów źródłowych dojazdów, a także stwierdzenie przestrzennej konsolidacji pola dojazdów do Warszawy w końcowej części rozpatrywanego okresu. Jak wiele interesujących prac, stawia ona liczne pytania wymagające dalszych badań. Jedną z takich kwestii wartych podjęcia jest zbieżność cech dojeżdżających i cech migrantów, w odpowiednich kategoriach przestrzennych i demograficznych.

Piotr Korcelli

I. WSTĘP¹

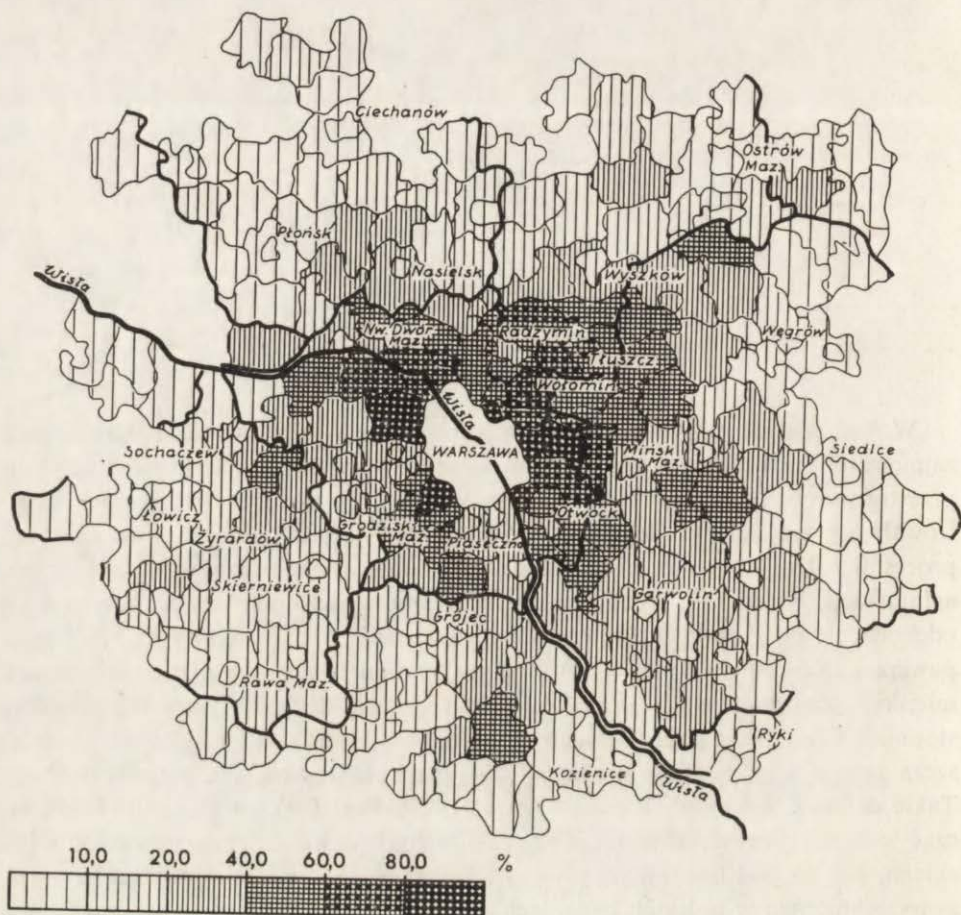
PODSTAWOWE ZAŁOŻENIA

W studiach nad rozwojem aglomeracji miejskich w Polsce w niewielkim stopniu zajmowano się badaniem ich układów oraz wewnętrznych zróżnicowań struktur przestrzennych, ludnościowych i społecznych. Zainteresowania badawcze koncentrowały się wokół zdefiniowania i wyjaśnienia istoty i ogólnych uwarunkowań procesów rozwoju aglomeracji miejskich, ich skali i zasięgu oraz wyznaczania granic aglomeracji. W zakresie wyznaczania tych granic w ostatnich latach obserwuje się odchodzenie od złożonych kryteriów i eliminowania cech struktury na rzecz miar powiązań (Korcelli 1974; 1976a, b). Zgodnie z takim założeniem granice aglomeracji miejskiej utożsamia się z zasięgiem obszaru, który charakteryzuje się wysokim stopniem domknięcia stref codziennych kontaktów mieszkańców aglomeracji, zwłaszcza zasięgów przejazdów pomiędzy miejscami zamieszkania a miejscami pracy. Takie definicje wprowadzili m. in. Berry (1973), Hall (1973) i Korcelli (1976), łącząc je z pojęciem funkcjonalnego regionu miejskiego lub dziennego systemu miejskiego. Jest to podstawowe pojęcie w niniejszej pracy; jego relacje z bardziej rozpowszechnionym w polskich badaniach przestrzennych pojęciem aglomeracji miejskich będą omówione w rozdziale II.

Zgodnie z ogólną definicją funkcjonalnego regionu miejskiego granice regionu warszawskiego autorka utożsamia z zasięgiem obszaru charakteryzującego się występowaniem przestrzennych powiązań z jego strefą wewnętrzną, wynikających z rozmieszczenia miejsc pracy i zamieszkania. Praktycznie biorąc, przestrzenny zasięg badanego obszaru wyznaczają dojazdy do pracy do Warszawy z obszarów podmiejskich w 1973 r., a podstawową miarą intensywności powiązań jest stosunek procentowy liczby osób dojeżdżających do Warszawy do liczby osób zawodowo czynnych poza rolnictwem mieszkających w danej jednostce administracyjnej, tzn. gminie lub mieście (ryc. 1).

Jako graniczną wartość wskaźnika powiązań przyjęto liczbę 0,01, a więc mniejszą od analogicznych wartości progowych stosowanych dotąd w literaturze — Berry,

¹ Autorka pragnie podziękować promotorowi pracy doc. P. Korcellemu za opiekę naukową oraz cenne uwagi merytoryczne i metodologiczne; autorka jest także bardzo zobowiązana recenzentom: prof. dr. K. Dziewońskiemu i doc. dr. hab. T. Czyż za cenne rady i uwagi oraz za trud, jaki zechcieli włożyć we wnikliwą ocenę pracy.



Ryc. 1. Procentowy udział liczby osób dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do liczby osób zawodowo czynnych poza rolnictwem 1973 r.
Percentage of commuters to work in Warsaw in relation to the professionally active population, 1973

Goheen i Goldstein (1968) przyjęli jako graniczną wartość tego wskaźnika liczbę 0.05, natomiast Gontarski (1973), wyznaczając strefy wpływów większych miast w Polsce, wartość 0.20.

Treść pracy składa się z dwóch zasadniczych wątków tematycznych. Pierwszy z nich to zmiany przestrzennej struktury dojazdów do pracy w regionie warszawskim w okresie 1950–1973 — ewolucja zasięgów, zmiany intensywności kierunków, hierarchii ośrodków docelowych dojazdów. W badaniu morfologii układów dojazdów i jej dynamiki zastosowano głównie metody grafowe i wektorową, uzyskane zaś wyniki omówiono w rozdziale III.

Drugi wątek odnosi się do współzależności pomiędzy układami miejsc pracy (opisanymi przez dojazdy do pracy, ich nasilenie oraz strukturę) a układami miejsc zamieszkania opisanymi przez cechy społeczno-demograficzne ludności źródło-

wych obszarów dojazdów. W celu zbadania tych współzależności posłużono się statystycznymi metodami wielozmiennymi, tzn. analizą korelacji i regresji wielokrotnej oraz analizą kanoniczną. Wykorzystano przy tym materiały statystyczne publikowane, jak i nie publikowane.

MATERIAŁY ŹRÓDŁOWE

Materiały statystyczne dotyczące dojazdów do pracy w Warszawie w latach 1950—1973 nie są jednorodne. Pochodzą one z różnych źródeł i dotyczą w każdym przypadku obowiązującego w danym okresie podziału terytorialnego (administracyjnego). Statystyka ojazdów do pracy w Polsce jest bardzo skąpa i opiera się na fragmentarycznych badaniach prowadzonych przy okazji różnych spisów. Jeszcze skromniejsze i mniej porównywalne są dane dotyczące dojazdów uczniów do szkół. Z tego względu zagadnienie to zostało pominięte w pracy. Poniżej przedstawiono kolejno zebrane materiały:

1) *Dojazdy ludności do Warszawy w latach 1950—1951 w WZM* (IBM. Autorzy: J. Cegielski, S. Kluszewski). Podstawowym źródłem, na którym autorzy oparli badanie dojazdów do pracy były wykazy sprzedanych biletów kolejowych sporządzone przez PKP w Warszawie. Są to materiały niepełne (badaniem nie objęto krańcowych stacji dojazdowych), jednak stanowią jedyne dostępne dane dla tego okresu. Dane według kierunków dojazdów PKP dotyczą miejscowości — stacji dojazdowych, lecz nie obejmują obszaru całej aglomeracji warszawskiej.

2) *Codziennie dojazdy do Warszawy pracowników zamieszkałych w regionie i poza regionem warszawskim* (MKPG w Warszawie. Autorzy: H. Pruszyńska-Rucz, Z. Bajorek, L. Kutry, M. Motyliński). Opracowanie wykonano na podstawie ankiet zebranych przez Miejską Komisję Planowania Gospodarczego w Warszawie w związku ze sporządzaniem bilansu zatrudnienia w 1959 r. Stan dojazdów przedstawiono według obowiązującego w dniu 1 I 1959 r. podziału administracyjnego; najmniejsze jednostki przestrzenne stanowiły miasto, osiedle, gromada.

3) Materiały GUS dotyczące dojazdów do pracy pochodzące ze spisu kadrowego przeprowadzonego w dniu 31 I 1968 r. Ceną pozycję wykorzystującą te materiały jest opracowanie monograficzne wykonane przez pracowników GUS pod kierunkiem Z. Gontarskiego, pt. *Strefy wpływów dużych miast w świetle dojazdów do pracy* (1973).

4) Materiały dotyczące dojazdów do pracy pochodzące ze spisu kadrowego przeprowadzonego w 1973 r. Materiały obejmują dojeżdżających do pracy do wybranych miast, z poszczególnych miast i gmin, według płci, wieku, działów gospodarki narodowej i poziomu wykształcenia. Dane te odnoszą się do jednostek przestrzennych nowego, dwustopniowego podziału administracyjnego, obowiązującego od 1 VI 1975 r. Są to, jak dotychczas, najbardziej szczegółowo opracowane materiały pod względem stopnia dezagregacji.

5) Materiały pochodzące z narodowych spisów powszechnych z lat 1950, 1960, 1970, oraz dane szacunkowe dla 1973 r., dotyczące ludności i stanu zasobów mieszkaniowych, w aktualnych w tych latach podziałach administracyjnych. Ze względu

na ograniczenia dostępności materiałów oraz trudności związane z procedurą przeliczeniową, liczba cech porównywalnych opisujących te struktury za lata 1950–1973 wynosi zaledwie od 9 (za 1950 r.) do 13 (w pozostałych przekrojach czasowych). Dane szacunkowe dla 1973 r. uzyskano z kart statystycznych miast i gmin w urzędach WUS.

6) Szczegółowe materiały pochodzące z narodowych spisów powszechnych, przeliczone w nowym układzie gminnym aktualnego podziału administracyjnego, dotyczące struktury demograficznej i społecznej ludności oraz zasobów mieszkaniowych za lata 1950–1974. Część z nich stanowią materiały publikowane w ramach serii GUS „Statystyka Polski” (*Ludność i zasoby mieszkaniowe w latach 1946–1974*, 1976). Zakres pozostałej części (nie publikowanej) materiałów jest znacznie szerszy niż w wymienionej publikacji.

Ponadto korzystano z rozkładów jazdy pociągów PKP i autobusów PKS.

ZAKRES WYKORZYSTANEJ LITERATURY

Piśmiennictwo mające bliski związek z tematem pracy można zgrupować w kilku działach. Pierwszy z nich to prace dotyczące teorii struktury przestrzennej miast i regionów miejskich (aglomeracji miejskich) oraz funkcjonalnych regionów miejskich. Omówiono je w rozdziale II i z ich treści wyprowadzono hipotezy badawcze jako wstęp do empirycznej części pracy.

Termin dziennego systemu miejskiego (funkcjonalnego regionu miejskiego) wywodzi się od Doxiadisa, natomiast samo pojęcie znane było wcześniej. Pojęcie to zostało wykorzystane przez Berry’ego do sformułowania teorii pola miejskiego (Berry 1968, 1973). Odmienność tej koncepcji przedstawiono na tle ujęć morfologicznych dotychczas stosowanych w badaniu rozwoju i struktury aglomeracji miejskiej. W dalszej części rozdziału II dokonano przeglądu terminologii oraz literatury dotyczącej aglomeracji miejskich.

Zgodnie z przyjętą koncepcją funkcjonalnego regionu miejskiego (por. Hall et al. 1973; Korcelli 1976b) wyznaczono w pracy region Warszawy na podstawie przestrzennych układów dojazdów do pracy, który to miernik jest powszechnie przyjmowany jako reprezentatywny dla szerszego układu powiązań opartych na dziennym cyklu przejazdów.

W rozdziale III zbadano za pomocą metod grafowych strukturę hierarchiczną funkcjonalnego regionu miejskiego Warszawy. Na tle przeglądu literatury, dotyczącej tych metod i ich zastosowań w badaniach geograficznych, przedstawiono metody wykorzystane bezpośrednio w tej pracy. Inne metody (w tym wektorowa) zastosowane w przestrzennej analizie regionu Warszawy zostały przedstawione przy omawianiu wyników ich zastosowań. Ponadto omówiono przykłady zastosowań funkcji aproksymujących rozkłady częstości dojazdów według odległości.

W osobnej części rozdziału III dokonano przeglądu bogatej literatury poświęconej strukturze demograficzno-społecznej regionu miejskiego Warszawy. Zakres istniejących prac jest w tym przypadku bardzo szeroki. Oprócz opracowań podstawowych (np. dotyczących koncepcji Warszawy funkcjonalnej Chmielewskiego i Syr-

kusa, struktury funkcjonalnej regionu warszawskiego Wróbla 1960; pojęcia regionu metropolitalnego Warszawy Liera 1965) jest w tej dziedzinie wiele opracowań szczegółowych (np. Zawadzki 1964; Gliszczyński 1963; Ciechocińska 1975; Rakowski 1975; Pióro 1977 i in.), z których zaczerpnięto informacje lub które pozwoliły na konfrontację wyników analizy.

Ostatnia część przeglądu literatury zawarta w rozdziale IV jest związana z badaniem współzależności statystycznych między układami miejsc pracy i zamieszkania w regionie miejskim Warszawy. Literatura przedstawiona w tej części pracy nawiązuje do stosowanych metod — analizy korelacji i regresji wielokrotnej oraz analizy kanonicznej (por. m. in. Berry 1968; King 1969; Chojnicki i Czyż 1972; Clark 1975; Ray, Lohnes 1973).

II. KONSTRUKCJA TEORETYCZNA

KONCEPCJA FUNKCJONALNYCH REGIONÓW MIEJSKICH A PROBLEMATYKA BADAŃ NAD AGLOMERACJAMI MIEJSKIMI

POJĘCIA I TERMINOLOGIA

Cechą współczesnych procesów urbanizacyjnych jest powstawanie układów osadniczych składających się z dwu głównych elementów powiązanych ze sobą funkcjonalnie: dużego miasta, tworzącego rdzeń układu oraz otaczających go obszarów podmiejskich. Układ taki stanowi jedność społeczną i gospodarczą, a cechuje go tendencja znacznego rozwoju przestrzennego. W literaturze przedmiotu omawiane układy osadnicze określane są różnorodnymi pojęciami (aglomeracji miejskich, konurbacji, regionów lub obszarów metropolitalnych, zespołów i regionów miejskich); podobnie zróżnicowaną terminologię stosuje się również na określenie elementów struktury wewnętrznej tych jednostek (por. Karbownik i in. 1973). Zakres znaczeniowy wymienionych pojęć jest co prawda podobny, lecz odnoszą się one do różnych faz rozwoju układu osadniczego i jego form przestrzennych. W cytowanej pracy przedstawiono przegląd podstawowych pojęć stosowanych w literaturze, dotyczących form osadnictwa wielkomiejskiego oraz elementów ich struktury. Ze względu na przenikanie się różnych przejawów urbanizacji w zasięgu oddziaływania ośrodków wielkomiejskich wyznaczenie granic obszarów podmiejskich nie jest problemem jednoznacznie określonym. Zagadnieniu wyznaczania granic aglomeracji miejskich w Polsce poświęcono wiele prac, z których najważniejszymi, obejmującymi obszar całego kraju, są opracowania: Dziewońskiego i Kosińskiego (1967); Iwanickiej-Lyra (1969); Leszczyckiego, Eberhardta i Heřmana (1971a; b) oraz zespołów: Malisz, Eberhardt, Heřman, Zgliński, prace GUS oraz Eberhardta, Gontarskiego i Siemińskiego. Autorzy poszczególnych prac delimitacyjnych stosują zależnie od przyjętego podstawowego celu (poznawczy, statystyczny lub planistyczny), któremu mają służyć wyznaczone granice, różne jednostki odniesienia dla określenia cech przyjętych jako kryteria oraz różne techniki delimitacji.

W ostatnich latach obserwuje się odchodzenie od złożonych kryteriów delimitacji i eliminowania kryteriów strukturalnych na rzecz miar powiązań (Korcelli 1974; 1976a). Zgodnie z takim założeniem, granice aglomeracji miejskiej utożsamia się z zasięgiem codziennych, intensywnych dojazdów (do pracy, nauki, usług). Jak wspomniano wcześniej, analogiczne kryteria przyjmuje się przy wyznaczaniu granic

funkcjonalnych regionów miejskich, których definicję przedstawiono w rozdziale wstępnym.

Wspomniane powyżej różnice zakresu pojęć aglomeracji miejskiej, obszaru metropolitalnego, miasta-regionu czy funkcyjonalnego regionu miejskiego należy omówić nieco szerzej.

Pojęcie „aglomeracja miejska” występuje na ogół w ujęciach, w których akcentuje się aspekt morfologiczny struktury w odróżnieniu od pojęć pozostałych, które są stosowane w koncepcjach reprezentujących ujęcie funkcjonalne, takich jak obszar metropolitalny, miasta—regionu i funkcyjonalnego regionu miejskiego. Niemniej, termin aglomeracja miejska, mający genetycznie wyraźne morfologiczne znaczenie, staje się w coraz większym stopniu terminem o znacznym stopniu ogólności.

W wyniku dyskusji naukowej, toczącej się wokół pojęć i terminologii dotyczącej aglomeracji miejskich (Biuletyn KPZK PAN 79, 1973), ustalono, że podstawowym terminem określającym wielkie skupienie ludzi, miast, osiedli miejskich, zakładów pracy jest w Polsce „aglomeracja miejska”. Do używanych w literaturze naukowej synonimów terminu „aglomeracja miejska” zalicza się zespół miejski, obszar lub region metropolitalny, konurbacja, skupisko miejskie, przestrzeń umiastowiona.

Oprócz pojęć i terminów podstawowych można wyodrębnić pojęcia i terminy specjalne, związane z określonymi teoriami naukowymi. Stosowanie ich łączy się ściśle z ich definicjami wchodzącymi w skład tych teorii (Biuletyn KPZK PAN 79, 1973, s. 181).

ZARYS PODSTAWOWYCH KONCEPCJI

W odróżnieniu od pojęcia aglomeracji miejskiej, pojęcie regionu miejskiego jest rzadziej spotykane w polskiej literaturze przedmiotu. Jest ono rozmaicie definiowane na podstawie poszczególnych koncepcji teoretycznych. Można wyróżnić kilka pojęć pokrewnych związanych z określonymi teoriami układów przestrzennych, a mianowicie: region węzłowy, region metropolitalny, miasto—region, pole miejskie, regionalny system osadniczy lub region obsługi. Podstawową formą tego pojęcia jest *region węzłowy* stosowany w teorii regionalizacji i analizie regionalnej. Jak podaje Wróbel (1965, s. 15), według Whittlesey'a regiony węzłowe mają nie mniej niż cztery dodatkowe właściwości poza tymi, które odnoszą się do wszystkich regionów, a mianowicie: 1) regiony węzłowe cechuje jednorodność organizacji wewnętrznej; 2) można zidentyfikować ognisko, które stanowi ośrodek więzi organizacyjnej (ognisko to jest zazwyczaj usytuowane w centrum sieci komunikacyjnej i najczęściej ma charakter miejski); 3) region węzłowy jest objęty układem krążenia, które może się wyrażać w ruchu ludzi, wymianie dóbr, idei lub przepływie informacji; 4) ognisko leży zazwyczaj w obszarze wewnętrznym rdzenia regionu (core area), poza którym rozciąga się obszar marginalny. Ognisko to jest powiązane z resztą regionu, przy czym intensywność powiązań stanowi zwykle ujemną funkcję odległości.

W rozwoju teorii przestrzennej struktury miasta przewija się dwoistość koncepcji,

odnosząca się zarówno do skali badań, jak również ujęć czy przedstawionej różnorodności pojęć. Różnice terminologiczne nie są przypadkowe, gdyż pojęcia aglomeracja czy konurbacja występują w ujęciach morfologicznych, których rozwój wiąże się z nazwiskiem Geddesa, natomiast obszar metropolitalny i miasto—region — głównie w ujęciach funkcjonalnych, wywodzących się z koncepcji gospodarczej dominacji metropolii. Ujęcia morfologiczne i funkcjonalne zostały powiązane przez McKenzie'go (1933) w koncepcji społeczności metropolitalnej, z której powstała teoria obszaru metropolitalnego oraz rozwijana m. in. przez Bogue (1959) i Duncan et al. (1960) teoria regionu metropolitalnego (por. Korcelli 1974).

W studiach dotyczących rozwoju struktury sieci osadniczej w skali ponadregionalnej również znajduje odzwierciedlenie dwoistość podejść i koncepcji. W tej skali ujęcie morfologiczne reprezentuje koncepcja megalopolis, natomiast podejście funkcjonalne — koncepcja pola miejskiego.

Pojęcie megalopolis, rozwinięte wspólnie przez Gottmana, Wissinka i Smajles, jest odnoszone do najbardziej zaawansowanej fazy współczesnej urbanizacji, w której wykształcają się silne związki funkcjonalne i przestrzenne pomiędzy poszczególnymi aglomeracjami miejskimi. Znalazło ono poniekąd zastosowanie w polskiej koncepcji przekształceń sieci osadniczej Polski do 2000 r. (Leszczycki, Eberhardt, Heřman 1971a). Autorzy ci konstruują kształt przyszłego obrazu sieci osadniczej Polski, cechującego się, w porównaniu z obecnym, o wiele wyższym stopniem przestrzennej koncentracji ludności i potencjału gospodarczego kraju przy znacznym wzroście powierzchni obszarów zurbanizowanych.

Koncepcją niejako konkurencyjną w stosunku do megalopolis jest *koncepcja pola miejskiego*, która nawiązuje do wprowadzonego przez Friedmanna pojęcia rdzenia i peryferii, reprezentującego ośrodek metropolitalny i strefę wyznaczoną przez zasięg jego codziennych kontaktów, rozszerzający się wraz z postępem w dziedzinie środków transportu i szeroko pojętej komunikacji. Proporcje i zależności między rdzeniem a strefą peryferyjną zmieniają się wraz ze wzrostem znaczenia tej ostatniej i polegają m. in. na przejmowaniu przez nią funkcji skupionych tradycyjnie w rdzeniu pola miejskiego. Jakkolwiek ujęcie to jest nieco odmienne od koncepcji dominacji funkcjonalnej aglomeracji miejskiej (ośrodka metropolitalnego), jednakże wykazuje ono analogię w stosunku do wcześniejszego ujęcia McKenzie'go (1933).

Autor ten dostrzegł związki między rozwojem miasta jako ośrodka gospodarczego a jego wzrostem przestrzennym, a także dokonującymi się zmianami w wewnętrznej organizacji funkcjonalnej, w wyniku których następuje utożsamianie się metropolii z jej regionem obsługi, a w konsekwencji powstanie społeczności metropolitalnej w granicach tego regionu. Opisane przemiany i przekształcenia się miasta w obszar metropolitalny są według McKenzie'go wynikiem wzrostu stopnia ruchliwości społeczeństwa. Proces ten był przedmiotem licznych studiów teoretycznych i empirycznych (por. Dziewoński 1967; 1971; Korcelli 1974). Ten ostatni autor przedstawił koncepcję *miasta jako regionu ekonomicznego*, na podstawie teorii regionu ekonomicznego oraz teorii bazy ekonomicznej miasta. Dziewoński (1971,

s. 84) za cechę charakterystyczną miasta jako regionu ekonomicznego uznaje wysoki stopień otwarcia jego gospodarki.

Zjawisko wzmożonej ruchliwości społecznej i przestrzennej ludzi jest jedną z ważnych cech właściwych społeczeństwu zurbanizowanym i uprzemysłowionym. Narastająca ruchliwość człowieka (społeczna, kulturalna i fizyczna), umożliwiona przez postęp technologiczny w dziedzinie środków transportu jest według Dziewońskiego (1967; 1971) następstwem przemian społecznych i ekonomicznych. Występujące także w pracach Friedmanna i Millera (1965), dotyczących koncepcji pola miejskiego, stwierdzenie o stale rosnącej ruchliwości stanowi punkt wyjścia hipotezy przekształceń sieci osadniczej Polski przedstawionej przez Dziewońskiego (1971).

W pracy Dziewońskiego, oprócz założeń koncepcji pola miejskiego, występują także elementy zawarte w koncepcji *jednolitego systemu osadniczego* (por. Chodźajew i Choriew 1971), który reprezentuje zasadę unifikacji osadnictwa miejskiego i wiejskiego. Wzmoczona ruchliwość przestrzenna ludności jako zjawisko społeczne jest przejawem określonych niezgodności w rozmieszczeniu miejsc pracy, nauki, usług, rekreacji itd. Jest to m. in. zarówno wynikiem uwarunkowanych historycznie przemian w strukturze funkcjonalnej miast, jak i w ich układzie przestrzennym. W wyniku zwiększającej się ruchliwości mieszkańców miasta—regionu postępuje jego integracja funkcjonalna (a także i morfologiczna) oraz relatywny spadek znaczenia śródmieścia. Wzrasta policentryczność układu przestrzennego oraz stopień dekoncentracji (Dziewoński 1971, s. 105).

Procesy przekształcania się miasta—region (w obszar metropolitalny lub w aglomerację miejską) są przedmiotem licznych studiów teoretycznych i empirycznych (Łappo 1969).

Zgodnie ze wspomnianą wyżej tezą Dziewońskiego dotyczącą rozwoju sieci osadniczej do 2000, na podstawie rozwoju procesów urbanizacyjnych oraz wzrostu przestrzennej ruchliwości mieszkańców można przewidywać, że cały obszar Polski zostanie w przyszłości objęty zasięgiem powiązań ośrodków pracy i usług, które tworzą duże i średniej wielkości miasta. Jest to ujęcie całkowicie zgodne z koncepcją funkcjonalnych regionów miejskich.

Mapy dojazdów do pracy zawarte w omówionej wcześniej publikacji GUS (*Strefy wpływow...* 1973) oraz mapy opracowane w Zakładzie Geografii Osadnictwa i Ludności IG i PZ PAN wskazują, że także na gruncie empirycznym funkcjonalne regiony miejskie stanowią dogodny przestrzenny układ odniesienia w analizie zjawisk i procesów urbanizacji w Polsce. Korcelli (1977), przyjmując 50 tys. mieszkańców jako dolną granicę wielkości ośrodków, wyróżnił w skali całego kraju 45 regionów miejskich, z których około 1/4 utożsamił z istniejącymi aglomeracjami miejskimi, również 1/4 — z potencjalnymi aglomeracjami, natomiast pozostałe z regionami mniej intensywnie zaludnionymi, a zorientowanymi wokół jednego lub dwu dominujących ośrodków miejskich, dzielących między sobą funkcje o zasięgu regionalnym. Autor ten stwierdził, że funkcjonalne regiony miejskie są zróżnicowane pod względem stopnia: (1) dojrzałości, (2) domknięcia. Różnice te od-

zwierciedlają się w relacjach między strefami centralnymi a peryferyjnymi tych regionów, a szczególnie w proporcjach centrum—peryferie w odniesieniu do zaludnienia, rozmieszczenia miejsc pracy i zasobów mieszkaniowych. W przypadku Polski, w latach 1950—1973, stwierdzono występowanie zjawiska koncentracji w rozmieszczeniu ludności. Charakterystyczne było jednak formowanie się regionów miejskich, polegające na rozszerzaniu, a następnie konsolidacji stref dojazdów oraz wewnątrz-regionalnych układów zmian rozmieszczenia ludności.

Pomimo dość licznych już prac empirycznych nad funkcjonalnymi regionami miejskimi (por. projekt międzynarodowych studiów porównawczych nad funkcjonalnymi regionami miejskimi przedstawiony przez Halla 1975 oraz Hansena 1977, a także prace Berry'ego 1968, 1973; Gillespiego 1975; Korcellego 1977; Goddarda 1970) nie powstała dotychczas w pełni wykształcona koncepcja teoretyczna dotycząca powstawania i rozwoju tych regionów. Z istniejących sformalizowanych teorii najbliższą koncepcją w kontekście analizy funkcjonalnych regionów miejskich jest teoria interakcji społecznej w przestrzeni. Zgodnie z teorią interakcji w przestrzeni, strukturę przestrzenną regionu tworzy zespół wzajemnie nałożonych układów (miejsc zamieszkania, pracy, zakupów, wypoczynku, kontaktów społecznych itd.), odpowiadających podstawowym dziedzinom życia i działalności człowieka. W pracy zakładam, że wzajemne oddziaływanie układów, zwłaszcza miejsc zamieszkania i miejsc zatrudnienia, kształtuje przestrzenną strukturę aglomeracji (regionu) warszawskiej. Natężenie interakcji wzrasta wraz ze wzrostem przestrzennej dostępności pomiędzy elementami tych układów.

HIPOTEZY BADAWCZE

Zgodnie z podaną w rozdziale wstępnym definicją funkcjonalnych regionów miejskich, ich istotną cechą jest występowanie na danym obszarze masowych przejazdów osób do pracy, szkół, ośrodków usług i rekreacji. Te intensywne codzienne przejazdy (kontakty) odzwierciedlają występowanie także innego rodzaju powiązań, a zwłaszcza zaawansowanej specjalizacji funkcjonalnej i związanej z nią wymiany dóbr i informacji. Sugerowano ponadto (Korcelli 1977), że również przestrzenna struktura demograficzna i społeczno-zawodowa ludności wykazuje współzależności z układami przejazdów, a zwłaszcza przejazdów do pracy. Jest to jedna z tez wyjściowych niniejszej pracy.

Celem pracy jest określenie współzależności między układami miejsc pracy a układem miejsc zamieszkania. Wymaga to rozpatrywania zmienności przestrzennej w czasie. Wzajemna zależność w znaczeniu ogólnym, według Chojnickiego (1974, s. 3), występuje wtedy, gdy zmiana w stanie jakiegokolwiek elementu systemu pociąga za sobą zmianę w stanie pozostałych elementów. Zakres pracy ograniczony został co prawda do badania współwystępowania przestrzennego wymienionych układów, jednak daje możliwości uzyskania uogólnień dotyczących zależności między procesami zmian w poszczególnych układach. Każdy bowiem proces składa się z następujących po sobie stanów, które w danym przekroju czasowym można określić pewnymi cechami statystycznymi. Badając zależności przestrzenne między stanami danych procesów, bada się zatem jednocześnie związki, jakie zachodzą

między nimi. Jeśli idzie o kierunkowość wymienionych zależności, zwłaszcza istotną w przypadku analizy serii czasowych danych, to w literaturze przedmiotu spotyka się dwójakiego rodzaju ujęcia. Zgodnie z pierwszym, w miarę rozszerzania się i konsolidacji pól dojazdów do pracy do wielkiego miasta następuje stopniowe przekształcanie się struktury obszarów wchodzących w skład tych pól. Przekształcanie to dotyczy w pierwszej fazie struktury społeczno-zawodowej, w następnej — struktury wykształcenia i podstawowych modeli inwestycji oraz konsumpcji, w dalszej fazie — cech struktury demograficznej. Zmiany te, polegające na upodobnianiu się opisywanych struktur do struktur występujących w samym mieście — ośrodku dojazdów, były szczegółowo badane i omówione w pracach dotyczących tzw. rejonów uprzedemysławianych (por. m. in. Dobrowolska 1976).

Odmienne od opisanego ujęcia spotyka się także opinie, w których kierunki ekspansji pól dojazdów są zdeterminowane przez cechy obszarów otaczających ośrodek dojazdów takie, jak: struktura agrarna, gęstość zaludnienia, istniejący poziom kwalifikacji i cechy kulturowe ludności oraz struktura sieci komunikacyjnej regionu (por. m. in. Pióro 1977).

W pracy przyjęto jako wyjściową hipotezę drugi z wymienionych wyżej kierunków zależności, który wydaje się bardziej adekwatny w przypadku regionu zdominowanego przez wielkie miasto o dobrze wykształconej i zrównoważonej strefie zewnętrznej, przy czym analogicznie do treści demograficznych międzyregionalnych modeli zmian rozmieszczenia ludności (Rogers 1975) cechy obszarów źródłowych utożsamia się głównie z cechami ich ludności.

Testowanie pierwszego typu zależności byłoby co prawda także celowe, wymagałoby jednak zastosowania modelu dyfuzji przestrzennej, zebranie zaś odpowiedniej do tego modelu serii danych czasowych nie wydaje się praktycznie możliwe w odniesieniu do badanego obszaru.

Zgodnie z wymienionymi założeniami przyjęto następujące hipotezy:

A) Wielkość i rozkład przestrzenny dojazdów do pracy są uwarunkowane strukturą społeczno-ekonomiczną i demograficzną ludności obszarów źródłowych.

B) Codzienne przejazdy do pracy wpływają z kolei na przemiany w strukturze społeczno-demograficznej ludności.

C) Sektorowy rozkład przestrzenny dojazdów do pracy odpowiada zróżnicowaniu cech społeczno-ekonomicznych ludności.

D) Koncentryczny rozkład przestrzenny dojazdów do pracy odpowiada zróżnicowaniu cech demograficznych ludności.

Hipotezy C i D mieszczą się w ramach koncepcji ekologicznej w badaniach geograficznych nad strukturą przestrzenną miast, zgodnie z którą przestrzenny układ zróżnicowania społeczności miejskiej składa się z elementów sektorowych i koncentrycznych, przy czym zróżnicowanie cech społeczno-ekonomicznych przyjmuje postać sektorową, a zróżnicowanie cech demograficznych — formę koncentryczną. Do określenia współzależności między wielkością dojazdów do pracy a cechami miejsc zamieszkania przyjęto model regresji wielokrotnej:

$$Y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k,$$

w którym Y jest zmienną zależną opisującą układ miejsc pracy, natomiast zbiór

zmiennych niezależnych $\{x_k\}$ charakteryzuje strukturę społeczno-demograficzną miejsc zamieszkania osób dojeżdżających.

Testowanie wymienionych hipotez wymaga wprowadzenia konkretnych miar ilościowych — przyporządkowania odpowiednim cechom liczb rzeczywistych stanowiących miary tych cech. Dokonano wyboru cech charakteryzujących badane zjawiska na podstawie następujących kryteriów: 1) wybrany zbiór cech powinien dokładnie charakteryzować badaną problematykę i uwzględniać właściwe aspekty badanych zjawisk; 2) wybrane cechy powinny być dopasowane do przyjętej skali badania. Uwzględnienie w pełnym stopniu przedstawionych założeń nie było możliwe ze względu na dość poważny stopień zdeterminowania doboru cech dostępnością materiałów statystycznych do przyjętych przedziałów czasowych (i w związku z tym porównywalności przyjętych do analizy cech) oraz układu jednostek odniesienia, w tym przypadku jednostek nowego podziału administracyjnego. Dlatego też wyjściowy zbiór danych nie wyczerpuje istotnych własności badanych zjawisk w ujęciu dynamicznym w skali przyjętego okresu badania (1950—1973). W modelu porównywalnym dla poszczególnych lat badania, tzn. 1960, 1970 i 1973, uwzględniono jedynie 5 cech stanowiących zbiór zmiennych niezależnych. Jednostką odniesienia w modelu porównywalnym dla wszystkich przekrojów czasowych jest gmina i miasto.

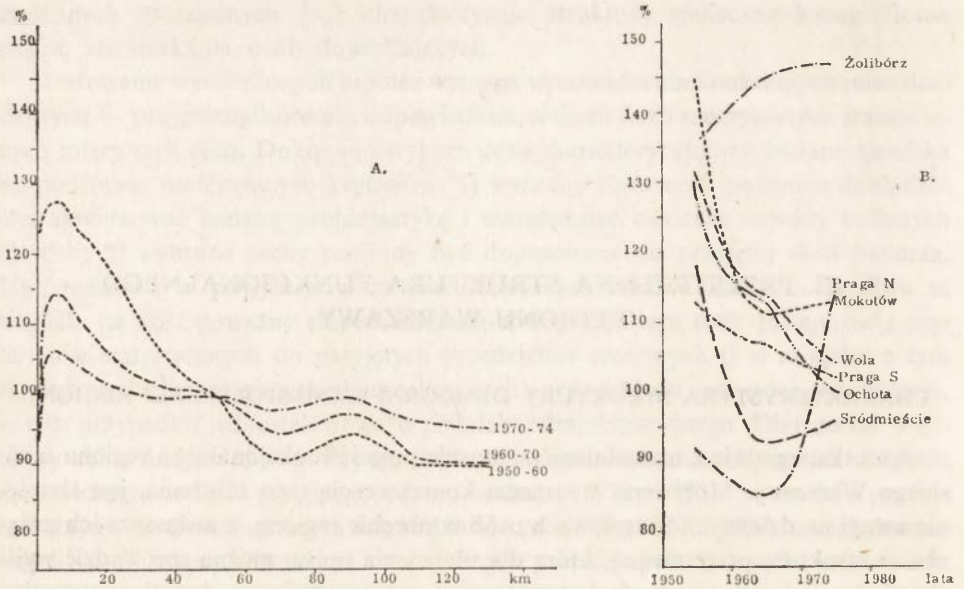
W analizach szczegółowych natomiast, dotyczących poszczególnych lat, tzn. 1950, 1960 i 1970, zastosowano analizę regresji wielokrotnej (dla obszerniejszych zbiorów cech), w której podstawowe jednostki odniesienia — tzn. gminy, gromady, osiedla i miasta — zmieniały się zgodnie z obowiązującymi w danych latach podziałami administracyjnymi. Na podstawie szczegółowych danych statystycznych, pochodzących ze spisu kadrowego 1973 r., oraz szacunkowych pochodzących z kart statystycznych miast i gmin przeprowadzono także analizę kanoniczną dla 1973 r. Celem badania było w tym przypadku zbadanie współzależności między wielkością i strukturą dojazdów do pracy opisanymi przez zbiór (w tym przypadku dziewięć) cech objaśnianych a cechami miejsc zamieszkania (zbiór 13 zmiennych objaśniających) w skali funkcjonalnego regionu Warszawy.

III. PRZESTRZENNA STRUKTURA FUNKCJONALNEGO REGIONU WARSZAWY

CHARAKTERYSTYKA STRUKTURY DEMOGRAFICZNO-SPOŁECZNEJ REGIONU

Autorka, zgodnie z uzasadnieniem, stosuje pojęcie funkcjonalnego regionu miejskiego Warszawy. Motywem, a zarazem konsekwencją tego założenia, jest skupienie uwagi na dziennych przepływach osób w obrębie regionu, a zwłaszcza ich związku ze strukturą przestrzenną, którą dla ułatwienia opisu, można sprowadzić wyjściowo do podziału na strefy koncentryczne, zdezagregowane dodatkowo według sektorów. Przepływy pomiędzy poszczególnymi strefami są uwarunkowane ich wzajemnymi relacjami w zakresie rozmieszczenia ludności, miejsc pracy i zasobów mieszkaniowych. Procesy zmian, jakim te struktury podlegały w okresie 1950–1974, przedstawiono poniżej.

Na wstępie uzasadnione jest prześledzenie ciągłości procesu rozwoju przestrzennego regionu miejskiego Warszawy. Obserwacje zachodzących zmian zostały przeprowadzone dla okresu 1950–1974 na podstawie materiałów GUS w porównywalnym układzie, według podziału administracyjnego z dnia 1 VI 1975 r. Analizę przeprowadzono dla wyznaczonego na podstawie kryterium wskaźnika powiązań w 1973 r. regionu funkcjonalnego Warszawy, obejmującego 251 miast i gmin. Charakterystyczny jest wzrost koncentracji ludności na terenach otaczających Warszawę. Jego wyrazem są wskaźniki demograficznej urbanizacji — wzrostu ludności w latach 1950–1974 i gęstości zaludnienia. Liczba i tempo wzrostu ludności w strefie centralnej regionu świadczą o zaawansowanym stopniu uformowania się regionu. Proces przestrzennego rozwoju ludnościowego regionu był ujmowany w formie modelu graficznego (Korcelli 1969, 1974 oraz Korcelli i Kostrubiec 1973). Schemat ten zakłada monocentryczność układu przy uwzględnieniu stref koncentrycznych oraz sektorowych. W przypadku regionu Warszawy przyjęto podział na strefę śródmiejską, dzielnic centralnych oraz zewnętrzną, które podzielono łącznie na 6 koncentrycznych stref o szerokości 20 km. W ramach strefy centralnej (0–20 km), obejmującej Warszawę i obszary bezpośrednio otaczające, przeprowadzono podział na strefę śródmiejską (śródmieście i dzielnice centralne) oraz pozostały obszar w zasięgu tej strefy odległościowej. Strukturę tę uzupełniono podziałem regionu według 8 sektorów. Na rycinie 2 przedstawiono tempo wzrostu liczby ludności według stref koncentrycznych w latach 1950–1974. Należy ogólnie stwierdzić, że stopień koncentracji ludności jest wysoki, ponieważ niemal połowa mieszkańców



Ryc. 2. Przyrost liczby ludności w regionie funkcjonalnym Warszawy w latach 1950–1974 (średnia regionalna – 100%)

A – według stref koncentrycznych; B – w dzielnicach Warszawy.

Population increase in the functional region of Warsaw, 1950–1974 (regional mean – 100%)

A – by concentric zones; B – by districts of the city

regionu zamieszkuje obszar leżący w promieniu 20 km od jego centrum (tab. 1).

Należy stwierdzić, że od 1950 r. układ cechuje stabilność, aczkolwiek zmiany w proporcjach wzrostu liczby ludności między rdzeniem a pozostałymi częściami regionu wykazały w poszczególnych okresach wahania. Tak więc, obniżone w stosunku do okresu 1950–1960 tempo wzrostu liczby ludności w strefie centralnej

Tabela 1

Przyrost liczby ludności według stref koncentrycznych w funkcjonalnym regionie miejskim Warszawy w latach 1950–1974

Wzrost liczby ludności w funkcjonalnym regionie Warszawy. Średnia regionalna = 100%			Wzrost liczby ludności w strefie centralnej regionu. Średnia regionalna = 100%			Wzrost liczby ludności w pozostałych strefach łącznie. Średnia regionalna = 100%			% udział liczby ludności strefy centralnej w stosunku do ogółu ludności regionu			
1950–1960	1960–1970	1970–1974	1950–1960	1960–1970	1970–1974	1950–1960	1960–1970	1970–1974	1950	1960	1970	1974
122	110	104	139,0	102,6	108,2	111,8	105,1	100,5	40,2	45,6	45,0	47,2

w okresie 1960–1970, spowodowane polityką ograniczonego wzrostu Warszawy i otaczającej ją strefy, zostało wyrównane w wyniku podniesienia się liczby ludności w strefie peryferyjnej. Z kolei względnemu podwyższeniu się wskaźnika wzrostu trzonu w następnym okresie 1970–1974 towarzyszy obniżenie się wartości tego wskaźnika w strefie peryferyjnej.

Ogólnie, zmiany w okresie 1950–1974 świadczą o wyrównywaniu się w czasie, proporcji wskaźników wzrostu między strefą centralną i peryferyjną. Punkt przecięcia krzywych wzrostu wyznacza również zasięg strefy koncentrycznej (do ok. 50 km od centrum), której granica oddziela obszary podwyższonego rozwoju (poza średniej regionalnej) od pozostałej części regionu. O wyrównywaniu się proporcji między wartościami wskaźników wzrostu liczby ludności w poszczególnych strefach świadczy prawie poziomy przebieg krzywej wzrostu dla okresu 1970–1974. Dowodzi to znacznego stopnia „dojrzałości” regionu miejskiego, którego struktura rozwija się w kierunku zgodnym z koncepcją pola miejskiego.

Współczesne tendencje rozwoju liczby ludności Warszawy wyrażają się najniższym tempem wzrostu (przejściowo nawet spadku) na obszarze strefy śródmiejskiej, najwyższym w strefie dzielnic wewnętrznych i odpowiednio zbliżonym do średniej regionalnej w strefie zewnętrznej. Zjawisko to jest wynikiem działania różnego rodzaju sił, tj. ogólnego procesu rozwoju aglomeracji oraz nakładających się nań czynników instytucjonalnych, zwłaszcza ograniczeń administracyjnych rozwoju ludnościowego Warszawy, a następnie również objęciem ograniczeniami strefy zewnętrznej. Ich działaniu należy przypisać zmniejszenie się rozpiętości między tempem wzrostu na obszarze strefy dzielnic centralnych i strefy podmiejskiej (zewnątrz) w dziesięcioleciu 1960–1970, a następnie — wzrost w latach 1970–1974.

Analiza zmian tempa wzrostu liczby ludności według sektorów wymaga prześledzenia elementów struktury demograficznej, która w znacznym stopniu tłumaczy omawiane różnicowania.

Porównanie map gęstości zaludnienia w regionie Warszawy w czterech przekrojach czasowych (1950, 1960, 1970, 1974) według miast i gmin potwierdza występowanie następujących zjawisk: w strefie śródmiejskiej gęstość zaludnienia utrzymuje się niezmiennie w najwyższym przedziale klasowym, przy czym wzrastała ona średnio z 9589 osób/km² w 1950 r. do 13 137 osób/km² w 1970 r. W ostatnich latach wskaźnik ten zaczął się jednak obniżać i w 1974 r. wynosił 12 705 osób/km². Skupienie licznych instytucji kulturalnych, oświatowych, urzędów i ośrodków administracji, związanych z pełnieniem funkcji stołecznych i regionalnych, powoduje przeniesienie na zewnątrz miast nowego budownictwa mieszkaniowego. W otaczającej śródmieście strefie dzielnic centralnych można zaobserwować podobne zmiany w gęstości zaludnienia. W 1950 r. najgęściej zaludnioną dzielnicą była Wola, najniższe zaś wskaźniki charakteryzowały Mokotów. Wskaźnik gęstości zaludnienia wzrastał w tej strefie do 1970 r., a następnie — podobnie jak w przypadku śródmieścia — zaczął się we wszystkich dzielnicach obniżać. W skali całego regionu natomiast, w okresie 1950–1974 można zaobserwować dość nierównomierne zmiany rozkładu przestrzennego gęstości zaludnienia. W latach 1950–1960 wyróżnia się na mapie gęstości zaludnienia najbardziej intensywnie zaludnione pasmo żyrardowskie, na-

stępnie otwockie, wołomińskie oraz sochaczewskie. Wszystkie te pasma są związane ściśle z liniami kolejowymi. W latach następnych nastąpił rozwój wewnętrznej strefy regionu. Początkowo najszybciej, pod względem liczby ludności, rozwijały się tereny mające dostęp do linii komunikacyjnych; w latach siedemdziesiątych rozwój obejmował również gminy położone między poszczególnymi sektorami. Na pozostałym obszarze w okresie 1950—1974 gęstość zaludnienia wzrastała w dość ograniczonym tempie. Wyraźne przesunięcie zasięgu wyższych wartości gęstości zaludnienia objęło na prawym brzegu Wisły gminy położone wzdłuż linii kolejowej w kierunku wołomińskim i siedleckim. Na lewym brzegu Wisły wzrost gęstości zaludnienia wystąpił w gminach sąsiadujących z Warszawą, takich jak Łomianki, Michałowice-Opacz. Ponadto tendencje zwiększenia się koncentracji ludności występują w niektórych gminach położonych wzdłuż linii kolejowej prowadzącej do Łowicza (gminy: Stare Babice, Teresin).

W niektórych gminach można zauważyć zmniejszanie się gęstości zaludnienia. Dotyczy to głównie gmin strefy zewnętrznej, skąd mieszkańcy przemieszczali się w okolice bliższe Warszawy (por. Lier 1963, s. 74). Należą tu m. in. gminy: Grębków, Mokobody, Kosów Lacki.

Ogólnie w okresie 1950—1974 zasięg wysokich wartości gęstości zaludnienia zwiększał się systematycznie w kierunku od centrum regionu na zewnątrz, obejmując strefę centralną i wewnętrzną. Należy zwrócić uwagę na fakt, że zasięgi wartości omówionych wskaźników demograficznych, tj. wzrostu liczby ludności i gęstości zaludnienia, pokrywają się, obejmując łączny obszar strefy centralnej i wewnętrznej w promieniu do 50 km od centrum regionu.

Bardziej wyraźnie, w porównaniu ze zmianami gęstości zaludnienia, świadczą o przekształcaniach struktury społeczno-zawodowej ludności regionu przesunięcia we wskaźnikach zatrudnienia. W miastach i gminach, w których udział utrzymujących się z pracy w zawodach pozarolniczych kształtował się na wysokim poziomie już w 1950 r.; zmiany nie są duże. Dotyczy to przede wszystkim miast i gmin położonych wzdłuż linii kolejowych: skierniewickiej, wołomińskiej i otwockiej.

Wyraźny proces przechodzenia ludności z rolnictwa do zawodów pozarolniczych można zaobserwować w miastach i gminach położonych dalej od centrum regionu. Zasięg obszarów cechujących się wyższymi wartościami wskaźnika ludności utrzymującej się z zawodów pozarolniczych wzrósł w okresie 1950—1970, tak że w końcu omawianego dwudziestolecia objął on strefę zewnętrzną (w sektorze skierniewickim, wołomińskim i siedleckim). Układy przestrzenne cechują się wydłużeniem wysokich wartości wskaźników wzdłuż linii komunikacyjnych, co jest także zgodne z koncepcją rozwoju struktury przestrzennej miast, mówiącą o sektorowym rozkładzie cech struktury społeczno-zawodowej ludności.

Wzajemne relacje rozmiarów zasobów mieszkaniowych i liczby ludności w regionie warszawskim (jako przeciętne zaludnienia mieszkań) wykazywały zróżnicowanie między centrum a strefą peryferyjną. W strefie centralnej regionu występują niższe wartości wskaźnika przeciętnego zaludnienia mieszkań. Najkorzystniejsze wartości wskaźnika — poniżej 1,4 osób na izbę — cechowały w 1974 r. Warszawę oraz te spośród miast regionu, w których już przed wojną lokalizowało się budownictwo

jednorodzinne ludności zamożnej. Ogólną tendencją zmian w przestrzennym rozkładzie omawianego wskaźnika jest stałe zmniejszanie się jego wartości. Zasięg najniższych wartości wskaźnika w 1970 r. obejmował strefę centralną oraz miasta leżące wzdłuż linii skierniewickiej i wołomińskiej. Na pozostałym obszarze przeciętne zaludnienie mieszkań wynosiło 1,8—1,4 osób na izbę; jest ono zależne w dużym stopniu od struktury ich wielkości. Przeciętna liczba osób na izbę szybko maleje w miarę wzrostu wielkości mieszkań. Ponowny wzrost tego wskaźnika występuje w mieszkaniach największych, co jest niewątpliwie związane z występującym często zjawiskiem ich dzielenia pomiędzy dwie (lub więcej) rodziny.

Istnieje także związek między intensywnością powiązań z Warszawą a wielkością mieszkań. Na ogół na terenach o wyższym stopniu dostępności komunikacyjnej do Warszawy, i wyższym udziale ludności nierolniczej, mieszkania są przeciętnie większe niż na terenach pozostałych. Pod względem gęstości zasiedlenia mieszkań i jakości zasobów mieszkaniowych znacznie korzystniejsza jest sytuacja w Warszawie (strefie centralnej) niż w strefie wewnętrznej, w strefie wewnętrznej zaś, na terenach wykazujących intensywne powiązania z Warszawą, lepsza niż na pozostałym obszarze regionu. Ponadto sytuacja pod tym względem jest znacznie korzystniejsza w miastach niż na obszarach wiejskich.

Należy jednak wziąć także pod uwagę charakter zabudowy mieszkaniowej oraz jej jakość. Większość zabudowy mieszkaniowej w Warszawie to zabudowa o pełnej wartości użytkowej, natomiast w strefie podmiejskiej występuje bardzo znaczny udział zabudowy starej, o poważnym stopniu zużycia, tak że zasoby, te nie dorównują pod względem wartości użytkowej zasobom wybudowanym po wojnie w Warszawie (Gliszczyński 1963, s. 51).

Zróznicowanie charakteru zabudowy mieszkaniowej na obszarze regionu znajduje odbicie we współczynniku wyznaczającym przeciętną liczbę mieszkań przypadających na jeden budynek. W Warszawie współczynniki te kształtowały się na poziomie ponad 4. Dominuje więc zabudowa wielorodzinna, którą uznaje się w warunkach polskich za cechę wielkomiejskości. W miastach regionu przeciętna wielkość budynków była znacznie niższa niż w Warszawie, natomiast duży jest udział zabudowy jednorodzinnej.

Budownictwo wielorodzinne jest na ogół lokalizowane na obszarach silnie powiązanych z Warszawą — w strefie wewnętrznej (wskaźnik wynosi tu ok. 3 mieszkań na 1 budynek). Zróznicowanie przeciętnej wielkości mieszkań w regionie wynika m. in. z różnic w charakterze zabudowy, w strefie podmiejskiej przeważa zabudowa jednorodzinna, podczas gdy w Warszawie udział jej jest znikomy. Realizowany obecnie program budownictwa wpływa wyraźnie na przekształcenia struktury wielkości istniejących w regionie zasobów mieszkaniowych. W porównaniu ze stanem z 1950 r. — znacznie niższy udział mają obecnie mieszkania małe (1-, 2-izbowe), natomiast więcej jest mieszkań średnich i dużych.

Badania Gliszczyńskiego (1963; 1967) i innych autorów wykazały, że w zmianach warunków mieszkaniowych w regionie Warszawy przejawiają się zróznicowania o wyraźnym charakterze społecznym. W nowych osiedlach mieszkaniowych przeważali na ogół pracownicy umysłowi nad pracownikami fizycznymi, a przynajmniej

udział ich wśród mieszkańców osiedla był wyższy niż wśród całej ludności miasta. Ponadto mieszkania pracowników umysłowych były zazwyczaj mniej intensywnie zasiedlone niż mieszkania pracowników fizycznych, co wiąże się także z pewnymi różnicami w wielkości rodzin. Mieszkania wybudowane ze środków publicznych przydzielano przede wszystkim pracownikom o wysokich kwalifikacjach oraz podstawowej kadrze nowych i rozbudowywanych zakładów pracy (Żarski 1962; Waśaźnik 1965). Wśród ludności nierolniczej upośledzone były w zakresie warunków mieszkaniowych rodziny mniej zamożne. Ponadto obciążenie tych rodzin wydatkami na mieszkanie było w stosunku do dochodów wyższe od średniego.

Badania te są kontynuowane na gruncie teorii ekologii społecznej odnoszonej do struktury i rozwoju miasta oraz regionu. Węclawowicz w badaniach nad strukturą ekologiczną Warszawy (1975) i miast jej strefy podmiejskiej zidentyfikował na podstawie analizy wieloczynnikowej czynnik różnicujący ludność, który odzwierciedla przebieg i politykę budownictwa mieszkaniowego, ujawniając m. in. występowanie peryferyjnych osiedli zasiedlonych głównie przez robotników. Jako główne czynniki zróżnicowania przestrzennego opisano pozycję społeczno-zawodową (bardzo silnie zostały uwypuklone wpływy różnic w poziomie wykształcenia) oraz czynniki demograficzne.

W analizie zmian struktury społecznej Warszawy Ciechocińska (1975) posłużyła się tzw. współczynnikiem struktury społecznej. Wyniki uzyskane przez autorkę ujawniły tendencję do malejącego udziału klasy robotniczej wobec rosnącego udziału pracowników umysłowych w strukturze społecznej mieszkańców Warszawy. Stanowi to odbicie ogólniejszej prawidłowości, charakterystycznej dla współczesnej cywilizacji przemysłowej. W strefie śródmiejskiej dominowali pracownicy umysłowi, a w miarę oddalania się od rdzenia aglomeracji rósł udział pracowników fizycznych. Przeprowadzona analiza przestrzennego zróżnicowania wykształcenia ludności aglomeracji warszawskiej (Ciechocińska 1975) udowodniła, że w miarę oddalania się od strefy śródmiejskiej obserwuje się spadek przeciętnego poziomu wykształcenia. Autorka potwierdziła — na przykładzie aglomeracji warszawskiej — znane w literaturze tezy, mówiące o odmienności cech demograficznych i społecznych ludności żyjącej w warunkach wielkomiejskich; w miarę oddalania się od rdzenia aglomeracji występują struktury wieku ludności, charakteryzujące się wyższym udziałem młodszych roczników, występuje wzrost regularności proporcji płci, wyższe współczynniki przyrostu naturalnego, większe liczebnie gospodarstwa domowe, wyższy udział pracowników fizycznych niż umysłowych wśród pracujących zawodowo i niższy poziom wykształcenia ludności.

Wyniki przytoczonych powyżej badań dowodzą, że traktowanie aglomeracji (regionu miejskiego) jako tworów jednolitego z punktu widzenia jego struktur ludnościowych oraz społecznych byłoby poważnym i niewłaściwym uproszczeniem.

W dalszych rozdziałach pracy poddano testom hipotezy, które odnoszą się do zróżnicowania struktury społeczno-demograficznej i zawodowej ludności w regionie miejskim Warszawy w latach 1950—1973 oraz występowania współzależności między cechami tych struktur a cechami opisującymi dojazdy do pracy. Przejście do tej analizy wymaga jednak rozszerzonego opisu samych układów powiązań

(w tym przypadku — dojazdów do pracy) i ich przekształceń. Opis ten i interpretację (wypełniającą pozostałą część rozdz. III) przeprowadzono za pomocą trzech rodzajów technik, a mianowicie analizy grafów, wektorowej oraz analizy funkcji rozkładów dojazdów. Umożliwiają one uchwycenie i zilustrowanie trzech różnych aspektów badanego zjawiska, a mianowicie: a) hierarchii ośrodków dojazdów, b) dominujących kierunków przepływów oraz c) funkcji odległości w rozkładzie przestrzennym dojazdów do pracy.

WIELKOŚĆ I STRUKTURA DOJAZDÓW DO PRACY W REGIONIE WARSZAWY W LATACH 1950—1973

Zjawisko wzmożonej ruchliwości przestrzennej ludności aglomeracji miejskich, jako zjawisko społeczne, jest przejawem niezgodności w rozmieszczeniu miejsc zamieszkania oraz miejsc pracy, nauki, usług, rekreacji itd.

Występowanie w skali masowej codziennych wahadłowych ruchów ludności, z których najważniejsze są przejazdy pomiędzy dzielnicami mieszkaniowymi a dzielnicami skupiającymi zakłady pracy, jest m. in. wynikiem przemian w strukturze funkcjonalnej miast, jak i w ich układzie przestrzennym.

Za dojazdy do pracy uważa się dojazdy odbywające się spoza granicy administracyjnej miasta. Tak rozumiane dojazdy nie zawsze są dłuższe niż dojazdy zaliczane do wewnątrzmijskich. Niektórzy autorzy uważają, że za dojazdy zewnętrzne słuszniej byłoby uznać dojazdy spoza strefy zwartej zabudowy miasta, co jednak nie jest możliwe ze względu na układ informacji statystycznych.

Największym w skali kraju ośrodkiem dojazdów do pracy była w okresie przedwojennym i jest obecnie Warszawa. Rozwój masowego ruchu podmiejskiego do Warszawy był spowodowany wzrostem zatrudnienia związanym z powstawaniem w Warszawie administracji, instytucji stołecznych i z uprzemysłowieniem stolicy oraz regionu warszawskiego, a został on umożliwiony budową kolejek dojazdowych w latach 1892—1914 oraz powstawaniem stacji na liniach normalnotorowych (Lijewski 1967). Szczególny wzrost liczby dojeżdżających nastąpił po dokonanej w latach trzydziestych elektryfikacji warszawskiego węzła kolejowego, co przyczyniło się do znacznego usprawnienia dojazdów podmiejskich. W 1935 r. liczba dojeżdżających do pracy do Warszawy wynosiła 73,5 tys. osób, co stanowiło około 10% ogółu czynnej zawodowo ludności miasta. Dodać trzeba, że dojazdy te cechowała nierównomierność sezonowa związana z sezonem budowlanym oraz ówczesnym letniskowym charakterem miejscowości podwarszawskich (Ginsbert-Gebert 1968). Po wojnie, zwłaszcza w pierwszych latach, w szczególnych warunkach odbudowy i rozbudowy Warszawy zaznaczył się silny wzrost dojeżdżających do pracy, odbudowująca się bowiem ze zniszczeń stolica nie była w stanie wchłonąć wielotysięcznych rzesz podejmujących pracę. Lata powojenne cechuje wysoka dynamika dojazdów do stolicy. Na przełomie lat 1950—1951 liczba dojeżdżających do Warszawy wynosiła 106 tys. osób, czyli około 25% zatrudnionych. W latach 1964—1968 dojeżdżało do pracy w Warszawie ponad 140 tys. osób. W 1973 r. liczba ta wynosiła 168,8 tys.

osób, a udział dojeżdżających w stosunku do ogółu zatrudnionych w gospodarce społecznej wynosił 22,7%.

W 1973 r. dojeżdżający do pracy do Warszawy stanowili 5,9% ogółu dojeżdżających do pracy w kraju oraz 7,1% ogółu dojeżdżających do pracy w miastach. Ponadto stanowili oni 68,2% dojeżdżających do pracy oraz 71,3% dojeżdżających do miast w skali województwa stołecznego.

STRUKTURA REGIONU W UJĘCIU GRAFOWYM

Metody grafowe, a mianowicie analiza oparta na kryterium „największego przepływu” według Nystuena i Dacey’a (1961) oraz kryterium istotnych przepływów według Holmesa i Haggetta (1977), służą do identyfikacji składników hierarchicznych przestrzennej struktury dojazdów do pracy w regionie Warszawy.

Materiałem źródłowym są dane z pracy pt. *Spis kadrowy* (GUS 1973), dotyczące codziennych przejazdów osób z miejsc zamieszkania, tj. miast i gmin regionu, do miejsc pracy skoncentrowanych w Warszawie i innych wybranych 35 miastach regionu. Zostały one ujęte w formie macierzy dojazdów do pracy w układzie 251 obszarów źródłowych i 36 ośrodków docelowych. Ze względu na rozmiary macierza ta nie została zamieszczona w pracy. W i -tym wierszu występują liczby osób wyjeżdżających do pracy z i -tego miejsca zamieszkania do j -tego miasta. W j -tej kolumnie znajdują się wartości określające liczbę osób przyjeżdżających do pracy w j -tym mieście z wszystkich miejsc zamieszkania (tj. pozostałych miast i gmin regionu). Dowolny element x_{ij} określa liczbę osób wyjeżdżających z i -tego miejsca zamieszkania do miejsca pracy w mieście j . Jeśli traktujemy poszczególne miasta i gminy jako wierzchołki (węzły), natomiast przejazdy do pracy jako krawędzie, uzyskujemy graf stanowiący odwzorowanie macierzy, rozpięty na 251 wierzchołkach rozmieszczonych topograficznie (stosowano jako podkład mapę w skali 1:300 000). Graf ten odzwierciedla relacje między węzłami o różnej randze i zawiera krawędzie o różnej wadze.

Dojazdy do pracy w regionie Warszawy przedstawiają ruchy wielostronne i złożone. W strukturze dojazdów do pracy dominuje węzeł Warszawy; pewną rolę odgrywają jednak także ośrodki przemysłowe położone wzdłuż linii kolejowej w kierunku Skierniewic (Ursus, Pruszków, Grodzisk Maz., Piastów, Milanówek) oraz miasta Wołomin i Otwock, a także bardziej odległe dawne ośrodki powiatowe rozmieszczone koncentrycznie w promieniu 60–80 km wokół Warszawy.

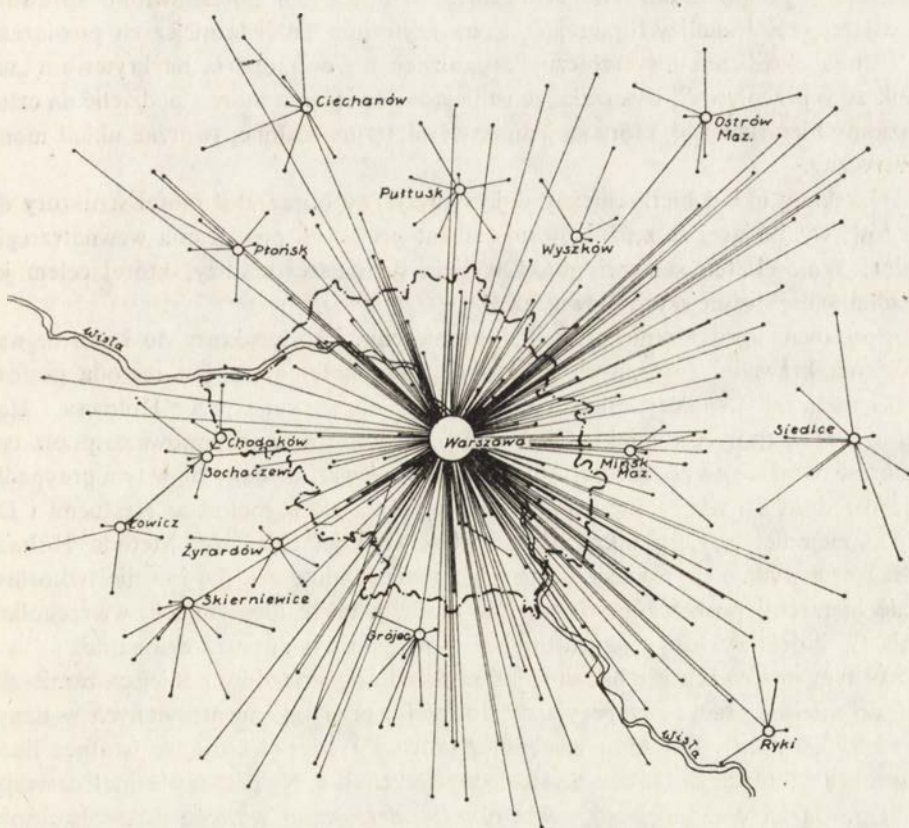
W celu identyfikacji poszczególnych elementów układu oraz zbadania relacji pomiędzy węzłami konieczne jest dokonanie uporządkowania i uproszczenia struktury grafu: określenie organizacji układu dojazdów i pozycji poszczególnych węzłów wewnątrz regionu pozwoli z kolei wyznaczyć poziomy hierarchiczny układ powiązań. Jak wspomniano wcześniej, do ustalenia występowania (lub braku) hierarchicznych powiązań między miastami i gminami regionu Warszawy posłużono się metodą grafową według Nystuena i Dacey’a (1961), opartą na kryterium „największego przepływu”, opisaną w polskiej literaturze przedmiotu przez Chojnickiego i Czyż (1972) oraz Domańskiego (1970).

Kryterium największego przepływu odnosi się do liczby osób wyjeżdżających do pracy z danej jednostki zamieszkania. W dalszym ciągu analizy posłużono się omówioną wyżej macierzą interakcji. Według przyjętego kryterium uporządkowano zbiór 36 miast stanowiących ośrodki docelowe dojazdów, od największego do najmniejszego. Wprowadzono kategorię miasta nadrzędnego i podporządkowanego.

Dane miasto jest nadrzędne, jeśli przyjmuje największą liczbę osób wyjeżdżających do pracy z jednostki niższej rangą, podrzędne zaś, jeśli największa liczba osób przyjeżdża do niego z miasta o wyższej randze.

Miastom nadrzędnym przyporządkowano jednostki niższego rzędu. Poza kierunkiem występującej relacji, w której największy przepływ odbywał się z jednostki niższego rzędu do wyższego, uwzględniono następnie inne jej własności, jak przechodniość i asymetrię.

Wyniki przyporządkowania jednostek mniejszych miastom większym w regionie funkcjonalnym Warszawy ilustruje rycina 3. Przedstawia ona graf płaski, skończony, rzędu 251. Jest to graf acykliczny, który przedstawia prostą strukturę hie-



Ryc. 3. Graf odwzorowujący hierarchię węzłów w regionie funkcjonalnym Warszawy w 1973 r.

Graph presenting the hierarchical structure of nodes in the functional region of Warsaw, 1973

rarchiczną, ponieważ jedynym nadrzędnym w stosunku do pozostałych wierzchołków węzłem jest Warszawa. Wierzchołek ten charakteryzuje się najwyższym stopniem węzłowości, ponieważ istnieje 170 bezpośrednio mu przyporządkowanych wierzchołków, z których 12 (m. Ciechanów, m. Pułtusk, m. Wyszaków, m. Ostrów Maz., m. Mińsk Maz., m. Siedlce, m. Ryki, m. Grójec, m. Skierniewice, m. Żyrardów, m. Sochaczew, m. Płońsk) stanowi kilkustopniowe węzły — ośrodki węzłowe układów II rzędu. Miasta te, tworząc układy regionalne niższego rzędu (drugiego), są powiązane bezpośrednio z Warszawą. Wymienione były ośrodki powiatowe są również ośrodkami nadrzędnymi w stosunku do ośrodków gminnych oraz miast Łowicza i Chodakowa, stanowiących węzły III rzędu. Ośrodki węzłowe układów II rzędu tworzą wraz z podporządkowanymi im jednostkami oraz pozostałymi 170 jednostkami monocentryczny (w sensie liczby węzłów I rzędu) region funkcjonalny związany ze stolicą. Zasluguje także na uwagę fakt, iż położone w pobliżu Warszawy miasta przemysłowe (Ursus, Pruszków, Piastów, Grodzisk Maz., Milanówek oraz Wołomin), stanowiące dość silne ośrodki o zróżnicowanej strukturze zatrudnienia, rozwijają się w „cieniu” metropolii jako jednostki osadnicze bezpośrednio związane i podporządkowane Warszawie. Wniosek ten postanowiono sprawdzić w dalszej części analizy, opierając się na kryterium „najistotniejszych powiązań”.

Próba określenia hierarchicznej organizacji regionu, oparta na kryterium „największego przepływu”, wykazała, że istniejące powiązania można podzielić na cztery poziomy hierarchiczne, które są jednak wewnętrznie scalone, tworząc układ monocentryczny.

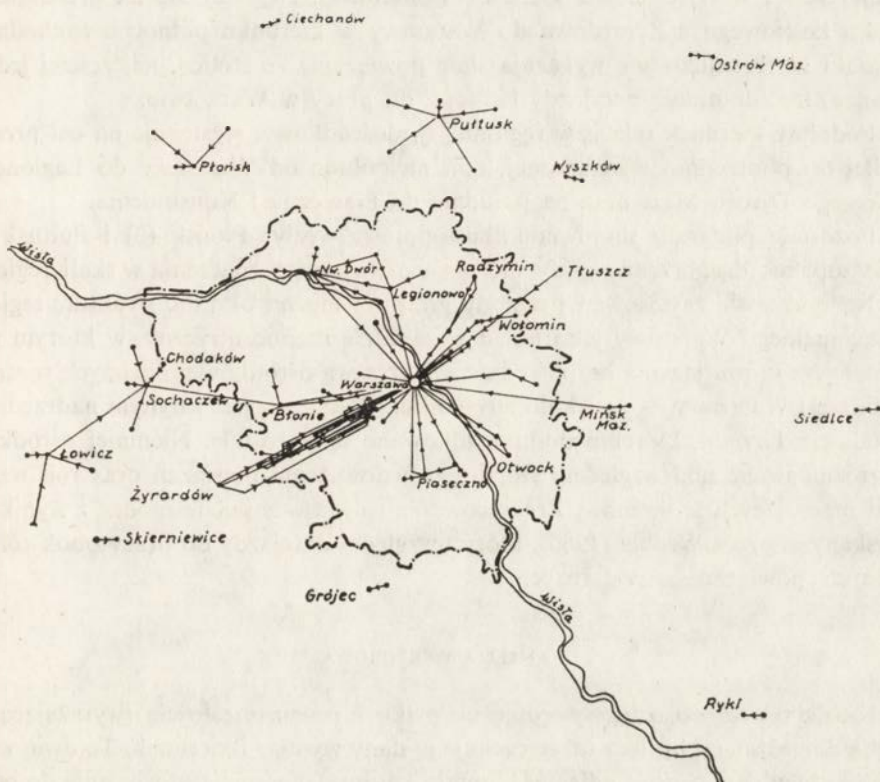
Uzyskany układ hierarchiczny daje syntetyczny obraz złożoności struktury dojazdów, wynikającej ze zróżnicowania sił integrujących powiązania wewnątrzregionalne. Wniosek ten stanowi punkt wyjścia do dalszej analizy, której celem jest zbadanie najistotniejszych powiązań.

Sposobem uproszczenia grafu — ograniczenia jego struktury do kilku najważniejszych krawędzi związanych z każdym wierzchołkiem — jest metoda grafowa maksymalizacji współczynnika determinacji r^2 opracowana przez Holmesa i Haggetta (1977), (por. Chojnicki, Czyż 1978). Procedura zaproponowana przez tych autorów różni się od poprzednio stosowanej, ponieważ nie dąży się w tym przypadku bezpośrednio do wyznaczania hierarchii węzłów, jak w metodzie Nystuena i Dacey'a, niemniej zawiera także pewne właściwe i jej elementy. Metoda Holmesa i Haggetta wydaje się również użyteczna, ponieważ interesujące jest nie tylko ustalenie hierarchii poszczególnych węzłów grafu, a także identyfikacja wierzchołków (miast), które wykazują najistotniejsze powiązania wewnątrzregionalne.

W tym przypadku nie badano, jak poprzednio, wyjazdów z miejsca zamieszkania do miejsca pracy, lecz przyjazdy do miejsc pracy skoncentrowanych w danym mieście (ośrodku). Ustalono następnie, które z tych powiązań są istotne; liczba powiązań istotnych jest różna dla każdego wierzchołka. Na podstawie analizy wszystkich powiązań dla badanego węzła określono zmienną wartość progu istotności, opierając się na kryterium najlepszego dopasowania. Zastosowanie tego kryterium miało na celu wybranie ze zbioru n powiązań, tj. wszystkich zanotowanych dojazdów do pracy w skali całego regionu, m powiązań istotnych, poprzez znalezienie

takiej kombinacji powiązań, która wykazuje najmniejsze odchylenie od modelu teoretycznego.

Uzyskany w wyniku tej metody graf (ryc. 4) przedstawia układ powiązań wyka-



Ryc. 4. Graf odwzorowujący relacje między węzłami na podstawie kryterium „najistotniejszych przepływów” (dojazdów do pracy) w regionie funkcjonalnym Warszawy w 1973 r.

Graph presenting the relations between nodes in the functional region of Warsaw, 1973, as defined by the most significant flows

zujących najwyższy stopień intensywności w stosunku do całego zbioru obserwowanych dojazdów do pracy w regionie Warszawy. Charakterystyczne, iż układ ten jest zbliżony do schematu przedstawiającego przestrzenną koncepcję Warszawy funkcjonalnej według Chmielewskiego i Syrkusa z 1935 r.

Przestrenny układ najintensywniejszych przepływów ludności z miejsc zamieszkania do ośrodków pracy ma postać krzyża, którego najdłuższym ramieniem jest kierunek zachodni — rozszczeplający się na dwa pasma: żyrardowskie, w którym zlokalizowane są największe (oprócz Warszawy) ośrodki przemysłowe regionu, oraz sochaczewskie, wykształcone w ostatnim dwudziestoleciu, w którym zlokalizowane są ważne w skali regionu ośrodki przemysłowe — Błonie, Sochaczew, Chodaków, Łowicz. Pomimo że miasta te stanowią dość zróżnicowane ośrodki zatrudnie-

nia i przyciągają znaczną liczbę osób dojeżdżających z terenów otaczających, stanowią one miejsca zamieszkania ludności pracującej w Warszawie. Należy jednak podkreślić, że powiązania z Warszawą są w przypadku tych ośrodków obustronne.

Drugim, ważnym pod względem intensywności powiązań miejsc pracy i miejsc zamieszkania w regionie jest kierunek wołomiński, ciągnący się na przedłużeniu szlaku kolejowego z Żyrardowa do Warszawy w kierunku północno-wschodnim. Ośrodki tu zlokalizowane wykazują silne powiązania ze stolicą, najczęściej jednostronne, tzn. dominują przyjazdy ludności do pracy w Warszawie.

Podobny kierunek relacji w regionie, tj. dośrodkowy, występuje na osi prostopadłej do poprzednio wyznaczonej, tzn. na północ od Warszawy do Legionowa i Nowego Dworu Maz. oraz na południe do Piaseczna i Konstancina.

Pozostałe podgrafy stanowią kilkustopniowe węzły: Płońsk (3) i Pułtusk (5) oraz zupełnie drugorzędne grafy nie mające większego znaczenia w skali regionu.

Na podstawie zastosowanej metody grafowej można określić strukturę regionu funkcjonalnego Warszawy jako układ w zasadzie monocentryczny, w którym najważniejsze są powiązania bezpośrednie z Warszawą ośrodków położonych w strefie najbliższej Warszawy — do około 50—60 km. Warszawa jest jedynym nadrzędnym ośrodkiem I rzędu, któremu podporządkowane są pozostałe. Niemniej ośrodki te są zróżnicowane pod względem stopnia zrównoważenia powiązań oraz roli względem otaczających je terenów. Zróżnicowanie to jest w zasadzie zgodne z wynikami uzyskanymi przez Wróbla (1960), który uwzględnił dojazdy do pracy obok różnorodnych powiązań gospodarczych.

ANALIZA WEKTOROWA

Każda relacja dojazdu występuje nie tylko z pewną częstością (wyrażającą się liczbą dojeżdżających), lecz także cechuje ją dany wymiar i kierunek. Te dwie własności każdego dojazdu — odległość i miara kątowna, sugerują zastosowanie do opisu przestrzennej struktury dojazdów metody wektorowej. Na podstawie rachunku wektorowego otrzymuje się zespół wskaźników w sposób jednoznacznie charakteryzujący wybrane przestrzenne cechy dojazdów względem dowolnie wybranej miejscowości. Metoda ta umożliwi także ocenę stopnia kierunkowej nierównomierności rozmieszczenia elementów układu (Jagielski 1969).

Metoda ta umożliwi także analizę struktur przestrzennych populacji, w których wyodrębnić można różne podzbiory. Dla wytyczonych celów pracy region dojazdów do Warszawy podzielono na dwa podzbiory położone na obu brzegach Wisły. Każdy z podzbiorów (obszary przylegające do Warszawy lewobrzeżnej i prawobrzeżnej) jest charakteryzowany własnym wektorem wypadkowym i wskaźnikiem kierunkowej nierównomierności. Wektory wypadkowe dla każdego z podzbiorów (V) mogą być uważane za składowe całej populacji, którą także charakteryzuje wspólny wektor wypadkowy oraz wskaźnik kierunkowej nierównomierności (N_k).

Dane zawarte w tabeli 2 oraz mapy rozkładów dojazdów do pracy w Warszawie w czterech przekrojach czasowych (ryc. 5, 6, 7, 8) wskazują na niewielkie zmiany

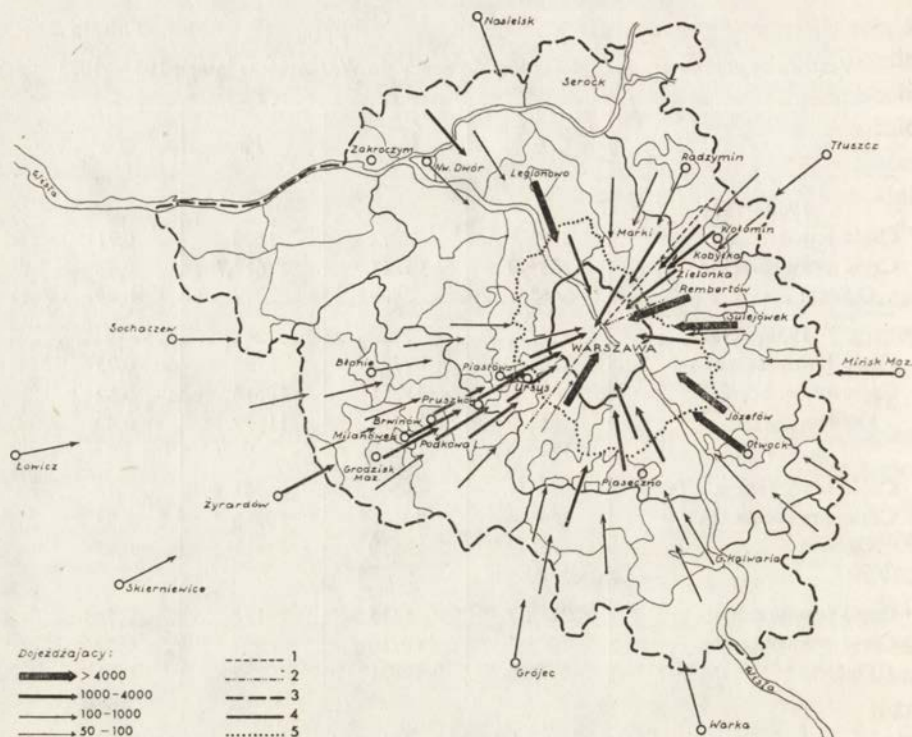
Tabela 2

Wektorowa charakterystyka dojazdów do pracy do Warszawy w latach 1950—1973

	α	V_{\max}	V_u	N_k
1950—1951				
Część lewobrzeżna	219°	2272	1605	0,71
Część prawobrzeżna	66°40'	1217	617,7	0,42
Ogółem	46°	3489	2077	0,59
1958—1959				
Część lewobrzeżna	228°	7725	5782	0,75
Część prawobrzeżna	65°	19851	10514	0,52
Ogółem	83°	27576	11999	0,43
1968				
Część lewobrzeżna	224°	9269	6781	0,73
Część prawobrzeżna	56°	19651	10383	0,53
Ogółem	78°	28910	12401	0,43
1973				
Część lewobrzeżna	225°30'	5315	4175	0,785
Część prawobrzeżna	63°30'	10716	6953	0,52
Ogółem	79°40'	16031	9735	0,61

wartości wskaźnika nierównomierności (N_k) dojazdów w czasie. Niemniej należy pamiętać, że bezpośrednie porównanie jest obarczone błędem, ponieważ w każdym przypadku mamy do czynienia z różną liczbą jednostek odniesienia, z których ludność dojeżdżała do pracy. Również niewielkie zmiany w czasie wykazują wartości wskaźnika N_k w części lewobrzeżnej i prawobrzeżnej regionu. Ogólnie wartości te są wyższe w części lewobrzeżnej i wahały się w granicach 0,71 — w 1950 r. do 0,78 w 1973 r., natomiast w części prawobrzeżnej wskaźnik nierównomierności dojazdów był niższy, a jego wartości wahały się bardzo nieznacznie w czasie — od 0,59 w 1950 r. do 0,61 w 1973 r.

Interesujący wydaje się przebieg wektorów wypadkowych obliczonych zarówno dla obu wymienionych obszarów, jak też dla całego regionu. W kierunkach i ich przebiegu oraz długości zaznaczyły się pewne zmiany. Świadczą o tym wartości kąta α wyznaczającego każdorazowo kierunek wektorów w okresie 1950—1973. Różnice te wahały się w regionie dość znacznie, $\sphericalangle \alpha$ zaś wyniósł w 1950 r. 46°, natomiast w następnych latach wartość ta wzrosła i wynosiła w 1973 r. 79°40' (wartość ta kształtowała się podobnie w pozostałych okresach). Świadczy to o przesunięciu się kierunku przebiegu wektora wypadkowego dla całego regionu na południowy wschód. Należy także podkreślić, iż wektor ten przebiega w części prawobrzeżnej regionu. Natomiast wartości $\sphericalangle \alpha$ wyznaczającego kierunek wektorów wypadkowych w regionie warszawskim — podzielonym na część lewo- i prawobrzeżną — nieznacznie się zmieniały. Tłumaczy to fakt, iż w obu częściach regionu dominują stale dwa łatwe do zidentyfikowania kierunki dojazdów do pracy w Warszawie, przebiegające równoległe do linii kolejowej: w kierunku skierniewickim



Ryc. 5. Dojazdy do pracy w Warszawie w 1950 r.

1 — Wektor wypadkowy dojazdów z regionu (V), 2 — wektory wypadkowe dojazdów z obszarów lewo- i prawobrzeżnych, 3 — granica WZM, 4 — dawna granica m. st. Warszawy, 5 — nowa granica m. st. Warszawy (5 V 1951 r.)

Commuting to work in Warsaw, 1950

1 — the resultant vector of commuting from the region, 2 — the resultant vectors of commuting from left bank and right bank part, 3 — the present boundary of Warsaw Metropolitan Area, 4 — former administrative boundary of the City of Warsaw, 5 — new administrative boundary of the City of Warsaw

w części zachodniej oraz na przedłużeniu tego szlaku w kierunku NE — wołomińskim w części wschodniej. W okresie 1950–1973 zaobserwowano natomiast zmiany w długości wektora wypadkowego wyznaczającego dwa wymienione dominujące kierunki dojazdów; mianowicie w 1950 r. wektor wypadkowy w lewobrzeżnej części regionu był około trzykrotnie dłuższy aniżeli w części prawobrzeżnej. Proporcja ta świadczy, iż w tym okresie dominowały dojazdy wzdłuż linii skierniewickiej; jednakże w okresie następnym, tj. w 1959 r., nastąpiła zasadnicza zmiana — wektor wyznaczający kierunek dominujący w części prawobrzeżnej był około dwukrotnie dłuższy od pozostałego; w następnych latach proporcja ta utrzymywała się. Natomiast długość wektora wypadkowego dla całego regionu zwiększyła się znacznie w stosunku do 1950 r. (2077 km), około 10 tys. w 1973 r. i wykazywała pewne wahania. Jednakże jeśli uwzględnimy wpływ zmian liczebności podstawowych jednostek odniesienia, możemy jedynie ogólnie stwierdzić, iż wahania te nie były duże w okresie 1959–1973.

Przedstawione dotychczas ujęcia dotyczyły takich cech przestrzennej struktury dojazdów do pracy w regionie Warszawy, jak hierarchia ośrodków oraz asymetria układu. Innego typu relacje przestrzenne między układami miejsc pracy i zamieszkania to zależności między częstością (natężeniem) dojazdów i odległością.

W rozważaniach nad wpływem odległości na przepływy, w tym dojazdy do pracy i migracje, przyjmowano różne miary odległości — metryczna w linii prostej, metryczna zgodna z układem sieci komunikacyjnej, czasowa, społeczna czy funkcjonalna. Najczęściej uznaje się za najbardziej właściwą miarę odległości odległość czasową (Wilson 1971). Za najbardziej właściwą uznaje się niekiedy tę miarę, która po wprowadzeniu do modelu pozwala na otrzymanie najbardziej wyrównanego (dopasowanego) statystycznego rozkładu wielkości dojazdów do pracy w stosunku do odległości.

„Wpływ odległości jest na ogół negatywny, tzn. prowadzi do zmniejszania się oddziaływania wraz z jej wzrostem. Zależność ta ma jednak charakter złożony, co jest wynikiem oddziaływania dwóch czynników: (1) wzrostu kosztu i czasu potrzebnego na zrealizowanie kontaktu wraz ze wzrostem odległości; (2) zmniejszania się prawdopodobieństwa (częstości) relacji między jednostkami wraz ze wzrostem odległości” (Chojnicki 1966, s. 52—53).

Wynikiem oddziaływania pierwszego czynnika jest uwzględniona w podstawowej formie modelu grawitacji zależność odwrotnie proporcjonalna, jaka zachodzi np. między liczbą przejazdów a odległością pomiędzy dwoma ośrodkami. Wynik drugiego czynnika zależy od specyficznego układu stosunków między populacjami różnych ośrodków lub obszarów i jest trudny do uogólnienia. Opisany tu kierunek zależności nie dotyczy na ogół, zwłaszcza w przypadku dojazdów do pracy lub przewozów osób i towarów niektórymi rodzajami środków transportu, całego zakresu odległości, w jakim stwierdza się występowanie oddziaływania. W przypadku niewielkich odległości natężenie powiązań spada przy zmniejszaniu się dystansu w przestrzeni, co jest wynikiem działania takich czynników, jak morfologia układu (np. funkcjonalizacja struktury użytkowania ziemi w miastach) oraz uciążliwości (fizycznych, psychicznych) bezpośredniego sąsiedztwa miejsca zamieszkania i zakładu pracy.

Badania przeprowadzane nad różnymi formami oddziaływania (migracje, przejazdy, przewozy, rozmowy telefoniczne) wykazują, że występują następujące funkcje odległości: normalna, logarytmiczno-normalna, wykładnicza, logarytmiczno-wykładnicza, potęgowa, a także funkcje łączone, czyli różne dla różnych stref odległościowych. Żadna z wymienionych funkcji nie ma uniwersalnego znaczenia w zakresie opisu zależności między odległością a wielkościami reprezentującymi wzajemne oddziaływanie (Chojnicki 1966, s. 53).

Zależności między natężeniem dojazdów do pracy a odległością badano dla czterech okresów, tj. 1950, 1959, 1968 i 1973, wykorzystując 3 funkcje aproksymujące rzeczywiste rozkłady odległości (funkcję potęgową, wykładniczą i liniową). Zastosowano dwa mierniki odległości:

1) odległość komunikacyjną w km, czyli najkrótszą trasę między dwiema miejscowościami obsługiwaną przez PKP lub PKS,

Funkcje rozkładu odległości wyjazdów z regionu do pracy w Warszawie w latach 1950–1973 (wg stref koncentrycznych)

Lp.	Strefa	Lata	$y = A - bx$	r	$y = Ae^{-bx}$	r	$y = Ax^{-b}$	r
a) odległość w km								
1	I	1950	$y = 20,91 - 0,057x$	-0,0255	$y = 18,77e^{-0,0078x}$	-0,053	$y = 25,47x^{-0,158}$	-0,076
2		1959	$y = 11,528 - 0,077x$	-0,0998	$y = 10,455e^{-0,0408x}$	-0,053	$y = 6,82x^{-0,180}$	-0,1242
3		1968	$y = 17,07 - 0,092x$	-0,7629	$y = 15,58e^{-0,0062x}$	-0,066	$y = 23,67x^{-0,189}$	-0,133
4		1973	$y = 20,24 - 0,0295x$	-0,0234	$y = 18,141e^{-0,0017x}$	-0,028	$y = 20,99x^{-0,046}$	-0,0424
5	II	1950	$y = 21,09 - 0,342x$	-0,383	$y = 22,78e^{-0,03686x}$	-0,3285	$y = 429,94x^{-1,199}$	-0,321
6		1959	$y = 13,26 - 0,177x$	-0,395	$y = 21,058e^{-0,0425x}$	-0,422	$y = 1853,86x^{-1,69}$	-0,4288
7		1968	$y = 16,89 - 0,221x$	-0,467	$y = 26,432e^{-0,0037x}$	-0,477	$y = 1148,33x^{-1,443}$	-0,4917
8		1973	$y = 18,54 - 0,223x$	-0,4942	$y = 23,947e^{-0,0285x}$	-0,456	$y = 550,502x^{-1,17}$	-0,484
9	III	1950	$y = 5,541 - 0,028x$	-0,0902	$y = 1,2787e^{-0,019x}$	-0,1583	$y = 0,0409x^{-1,01}$	-0,2139
10		1959	$y = 2,685 - 0,0198x$	-0,3074	$y = 3,842e^{-0,0295x}$	-0,3552	$y = 52279,38x^{-2,72}$	-0,3615
11		1968	$y = 4,254 - 0,00338x$	-0,3988	$y = 13,112e^{-0,0037x}$	-0,5015	$y = 72706,546x^{-3,18}$	-0,4956
12		1973	$y = 7,834 - 0,0683x$	-0,5740	$y = 23,454e^{-0,0036x}$	-0,6734	$y = 279070,6x^{-2,83}$	-0,6711
13	cały region	1950	$y = 19,44 - 0,2506x$	-0,398	$y = 15,756e^{-0,253x}$	-0,417	$y = 41,298x^{-0,53}$	-0,3275
14		1959	$y = 8,92 - 0,08x$	-0,601	$y = 11,17e^{-0,034x}$	-0,6899	$y = 1915,75x^{-1,84}$	-0,6881
15		1968	$y = 12,84 - 0,1235x$	-0,6840	$y = 25,124e^{-0,0398x}$	-0,8008	$y = 8508,6631x^{-2,09}$	-0,7696
16		1973	$y = 17,05 - 0,17x$	-0,764	$y = 32,113e^{-0,039x}$	-0,837	$y = 4135,36x^{-1,84}$	-0,796
b) odległość czasowa								
17	I	1950	$y = 25,7 - 0,171x$	-0,2085	$y = 25,392e^{-0,013x}$	-0,2348	$y = 77,96x^{-0,451}$	-0,272
18		1959	$y = 14,33 - 0,0536x$	-0,1489	$y = 13,666e^{-0,0072x}$	-0,1999	$y = 17,18x^{-0,134}$	-0,124
19		1968	$y = 18,13 - 0,1045x$	-0,1748	$y = 16,672e^{-0,0069x}$	-0,148	$y = 32,75x^{-0,27}$	-0,245
20		1973	$y = 23,07 - 0,1394x$	-0,1973	$y = 20,020e^{-0,072x}$	-0,1741	$y = 42,778x^{-0,27}$	-0,2794
21	II	1950	$y = 21,69 - 0,184x$	-0,546	$y = 33,997e^{-0,0251x}$	-0,592	$y = 11736,45x^{-1,81}$	-0,626
22		1959	$y = 10,19 - 0,0698x$	-0,307	$y = 10,258e^{-0,017x}$	-0,333	$y = 42,9511x^{-0,619}$	-0,2703
23		1968	$y = 14,75 - 0,1144x$	-0,4036	$y = 17,913e^{-0,0188x}$	-0,4036	$y = 724,66x^{-1,195}$	-0,4474
24		1973	$y = 18,179 - 0,1472x$	-0,514	$y = 28,069e^{-0,0269x}$	-0,5379	$y = 1539,70x^{-1,329}$	-0,5492

25	III	1950	$y = 12,79 - 0,0892x$	-0,493	$y = 39,67e^{-0,0268x}$	-0,612	$y = 2654013,5x^{-3,01}$	-0,613
26		1959	$y = 2,88 - 0,01508x$	-0,3764	$y = 6,16e^{-0,0239x}$	-0,464	$y = 467071,74x^{-2,97}$	-0,4634
27		1968	$y = 3,73 - 0,0191x$	-0,34599	$y = 7,46e^{-0,0207x}$	-0,4362	$y = 73554,0x^{-2,46}$	-0,4231
28	cały region	1973	$y = 5,497 - 0,295x$	-0,4690	$y = 9,22e^{-0,01784x}$	-0,5615	$y = 1674,12x^{-1,55}$	-0,4929
29		1950	$y = 22,22 - 0,186x$	-0,479	$y = 21,4208e^{-0,0192x}$	-0,5155	$y = 155,86x^{-0,787}$	-0,4211
30		1959	$y = 9,074 - 0,06x$	-0,611	$y = 12,130e^{-0,0239x}$	-0,7099	$y = 5346,75x^{-1,905}$	-0,7024
31		1968	$y = 12,33 - 0,08x$	-0,657	$y = 21,2e^{-0,026x}$	-0,768	$y = 12676,11x^{-2,01}$	-0,7502
32		1973	$y = 15,696 - 0,105x$	-0,7089	$y = 23,988e^{-0,0243x}$	-0,783	$y = 7399,65x^{-1,83}$	-0,7799

2) odległość czasową w minutach. Odległości te zostały obliczone na podstawie obowiązujących w danych okresach rozkładów jazdy PKS i PKP.

Obliczenia wykonano na maszynie Tektronix znajdującej się w IG i PZ dla następujących postaci modelu:

$$1) \quad Y = \frac{D_{ij}}{L_i} = ad_{ij}^{-b},$$

$$2) \quad Y = \frac{D_{ij}}{L_i} = ae^{-bd_{ij}},$$

$$3) \quad Y = \frac{D_{ij}}{L_i} = a - bd_{ij},$$

gdzie:

D_{ij} — liczba wyjeżdżających do pracy z i -tej jednostki przestrzennej (miejsca zamieszkania) do Warszawy w badanym okresie;

L_i — liczba ludności w jednostce przestrzennej i w badanym okresie;

d_{ij} — odległość między Warszawą a i -tą jednostką przestrzenną;

a, b — parametry;

e — podstawa logarytmu naturalnego.

W wyniku analizy porównawczej uzyskano 24 modele (por. tab. 3), spośród których dokonano wyboru modeli najlepiej aproksymujących rozkłady empiryczne, opierając się na kryterium wartości współczynnika korelacji. Są to rozkłady funkcji wykładniczej o postaci $Y = ae^{-bx}$. Należy zaznaczyć, że w badanym okresie zmienił się charakter zmiennej odległości. W latach 1950–1959 lepsze dopasowanie uzyskano dla odległości czasowej, w następnych latach natomiast — w przypadku odległości wyrażonej w km. Należy sądzić, że większy wpływ odległości czasowej na natężenie dojazdów do pracy w pierwszych dwu okresach był spowodowany słabszym rozwojem sieci (zwłaszcza autobusowej) i związaną z tym niską średnią szybkością środków komunikacji oraz gwałtownym maleniem częstotliwości połączeń wraz ze wzrostem odległości. Rozwój komunikacji spowodował, że w następnych latach lepsze dopasowanie funkcji uzyskuje się już dla odległości mierzonej w km.

Należy także zwrócić uwagę na zastosowanie funkcji potęgowej. Łatwo zauważyć, że estymacja zastosowanej funkcji potęgowej przy użyciu wskaźnika natężenia

$\frac{D_{ij}}{L_i}$ odnosi się do prostej postaci modelu grawitacji typu

$$D_{ij} = k \frac{L_i L_j}{d_{ij}^b} \quad \text{lub} \quad D_{ij}/L_i L_j = kd_{ij}^{-b}$$

(por. Chojnicki 1966, s. 66), gdzie eliminuje się wielkość L_j , tj. liczbę ludności Warszawy, gdyż stanowi ona stałą, wobec czego model ma postać:

$$D_{ij}/L_i = kd_{ij}^{-b}.$$

Sposób przeprowadzenia analizy przyjęto za Helvigiem (1964), który dokonał statystycznej oceny parametrów modelu grawitacji na podstawie materiału statystycznego obejmującego przejazdy samochodów ciężarowych do Chicago z całego obszaru USA (Chojnicki 1966, s. 66).

Podobnie jak w studium Helviga, autorka dokonała estymacji modelu na podstawie analizy regresji zależności między D_{ij}/L_i a d_{ij} . Do oceny wpływu odległości na dojazdy służy wykładnik potęgowy b . Interpretacja parametru b ma charakter jednoznaczny i określa stopień spadku natężenia dojazdów do pracy do Warszawy w funkcji odległości, oraz pozwala określić wpływ odległości na zasięg dojazdów do pracy². Małe bezwzględne wartości parametru b oznaczają, że intensywność spadku względnego natężenia dojazdów do pracy maleje w sposób łagodny (rozległy zasięg dojazdów); w miarę wzrostu bezwzględnej wartości parametru intensywność spadku natężenia dojazdów wzrasta tym silniej, im wyższe wartości przyjmuje b (zasięg dojazdów zmniejsza się).

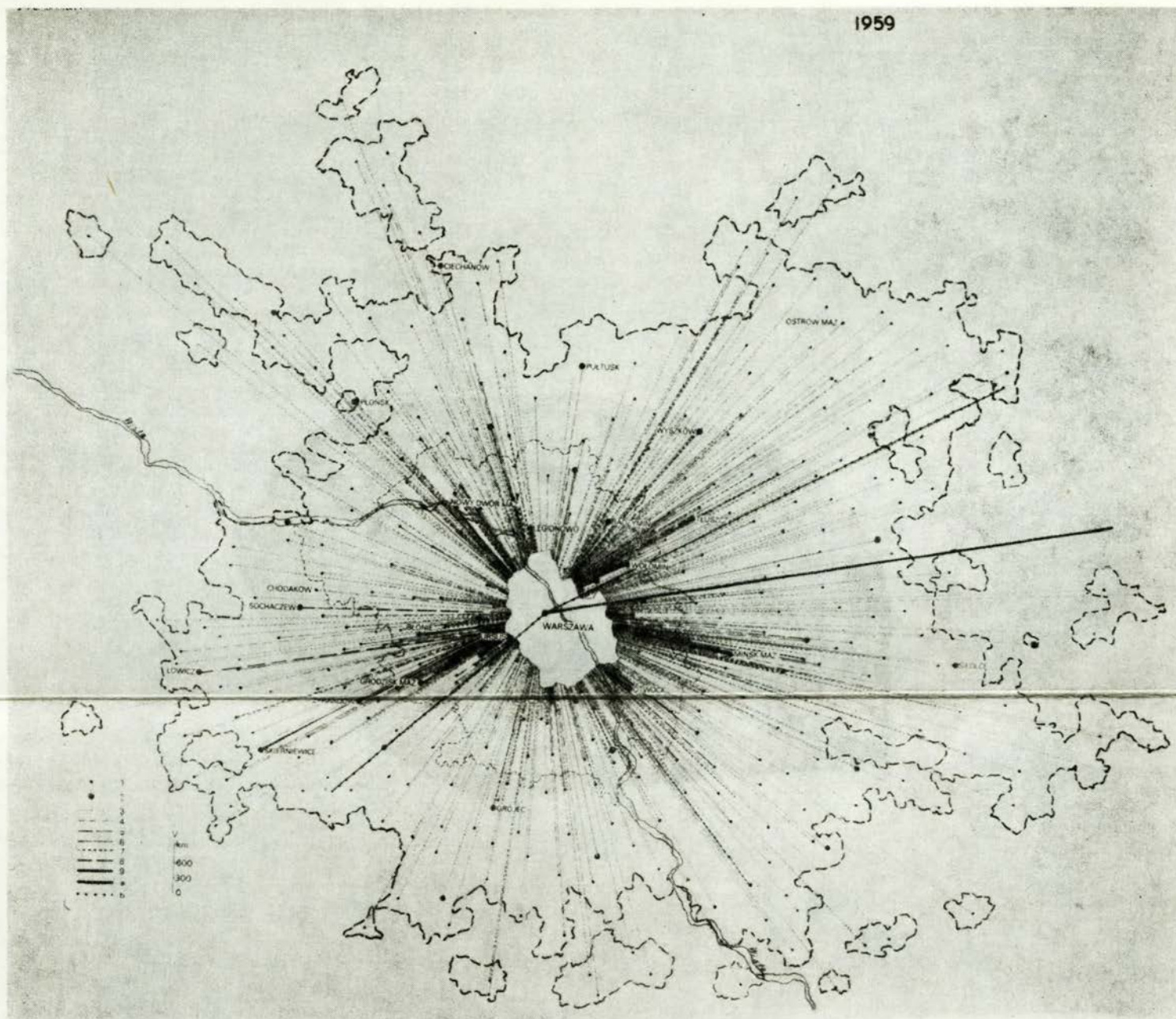
W przypadku badanego regionu wielkość parametru b waha się od $-0,53$ w 1950 r. do $-2,09$ w latach 1959 i 1968 oraz $-1,84$ w 1973 r. Wartości te odnoszą się do odległości mierzonej w km. Dość małe zróżnicowanie wielkości parametru b w latach 1959–1973 należy porównać również z małymi wahaniami zasięgów dojazdów do pracy do Warszawy w tym okresie. Dokładniejsza analiza mapy zasięgów dojazdów do pracy do Warszawy oraz rozkładów wartości wskaźników powiązań (por. ryc. 1, 9) wskazuje, iż mimo że maksymalny zasięg dojazdów do pracy do Warszawy w latach 1959–1973 właściwie nie zmieniał się, to jednakże wzrastała w tym okresie intensywność powiązań wewnątrz regionu. Wewnętrzne zróżnicowanie dojazdów do pracy w Warszawie scharakteryzowano na podstawie wskaźnika powiązań w 1973 r.

Wokół Warszawy wykreślono ekwidystansowe strefy o szerokości 20 km, przy czym centrum obszaru stanowi węzeł komunikacyjny miasta, położony w pobliżu dworca PKP Warszawa Śródmieście. Rozpatrywano relacje dotyczące zmienności przestrzennej natężenia dojazdów w poszczególnych strefach odległościowych. Podstawową ich cechą jest koncentryczne zróżnicowanie natężenia dojazdów. Strefy odległościowe można zgrupować w trzy strefy o różnym stopniu powiązań (por. ryc. 1):

Strefa centralna — obejmująca m. Warszawę wraz z terenami otaczającymi miasto w promieniu 20 km. Stanowi ona zwarty obszar o najwyższych wskaźnikach powiązań (powyżej 70%) oraz koncentruje 42% ogółu dojeżdżających do pracy do Warszawy.

Wewnętrzna strefa dojazdów — obejmująca swym zasięgiem obszar obecnego województwa stołecznego warszawskiego (w promieniu 50–60 km). Charakterystyczne jest tu zróżnicowanie stopnia nasilenia dojazdów pomiędzy obszarem lewobrzeżnym a prawobrzeżnym Wisły. Część prawobrzeżna strefy wykracza swym

² Z analizą tą jest związane zagadnienie zasięgu dojazdów. Wybór właściwej miary statystycznej zasięgu dojazdów zależy od oceny relacji między polem dojazdów a ich odległościami (Jagielski 1969, s. 660). Dlatego też wyniki analizy należy porównać z mapą zasięgów dojazdów do pracy w Warszawie w poszczególnych latach (ryc. 9).

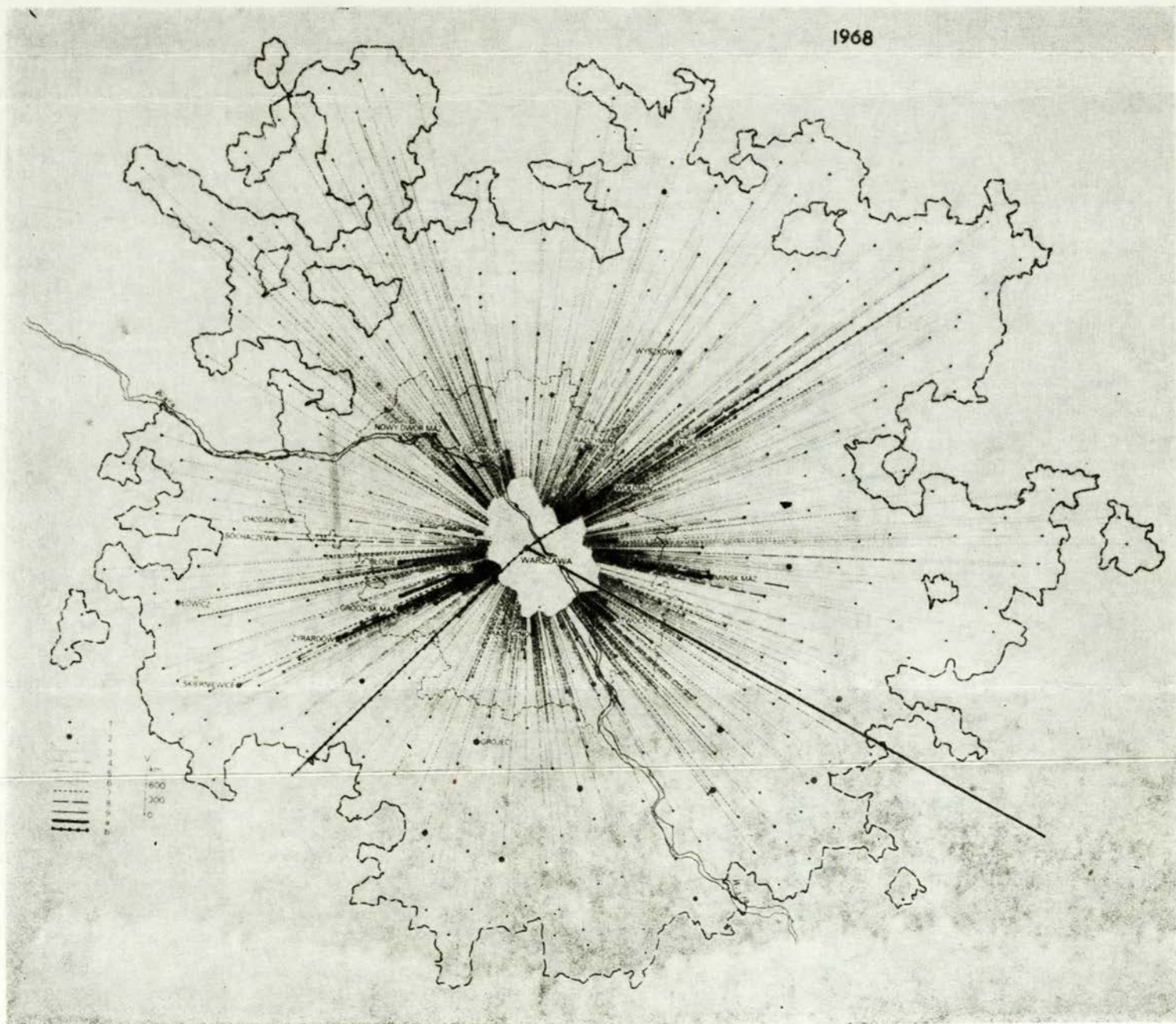


Ryc. 6. Dojazdy do pracy w Warszawie w 1959 r.

1 – ośrodki gromadzkie, 2 – miasta i osiedla, 3 – dojeżdżający do pracy – poniżej 20 osób, 4 – 20–50 osób, 5 – 50–100 osób, 6 – 100–250 osób, 7 – 250–500 osób, 8 – 500–1000 osób, 9 – powyżej 1000 osób dojeżdżających do pracy w Warszawie z miejsca zamieszkania; a – wektor wypadkowy dojazdów w regionie (V), b – wektory wypadkowe w części lewobrzeżnej i prawobrzeżnej

Commuting to work in Warsaw, 1959

1 – the centers of the communes (gromadas), 2 – cities, 3 – commuters to work (under 20 persons), 4 – 20–50 persons, 5 – 50–100 persons, 6 – 100–250 persons, 7 – 250–500 persons, 8 – 500–1000 persons, 9 – above 1000 persons commuting to work in Warsaw from given communes; a – the resultant vector of commuting from the region, b – the resultant vectors of commuting from left-bank and right-bank parts

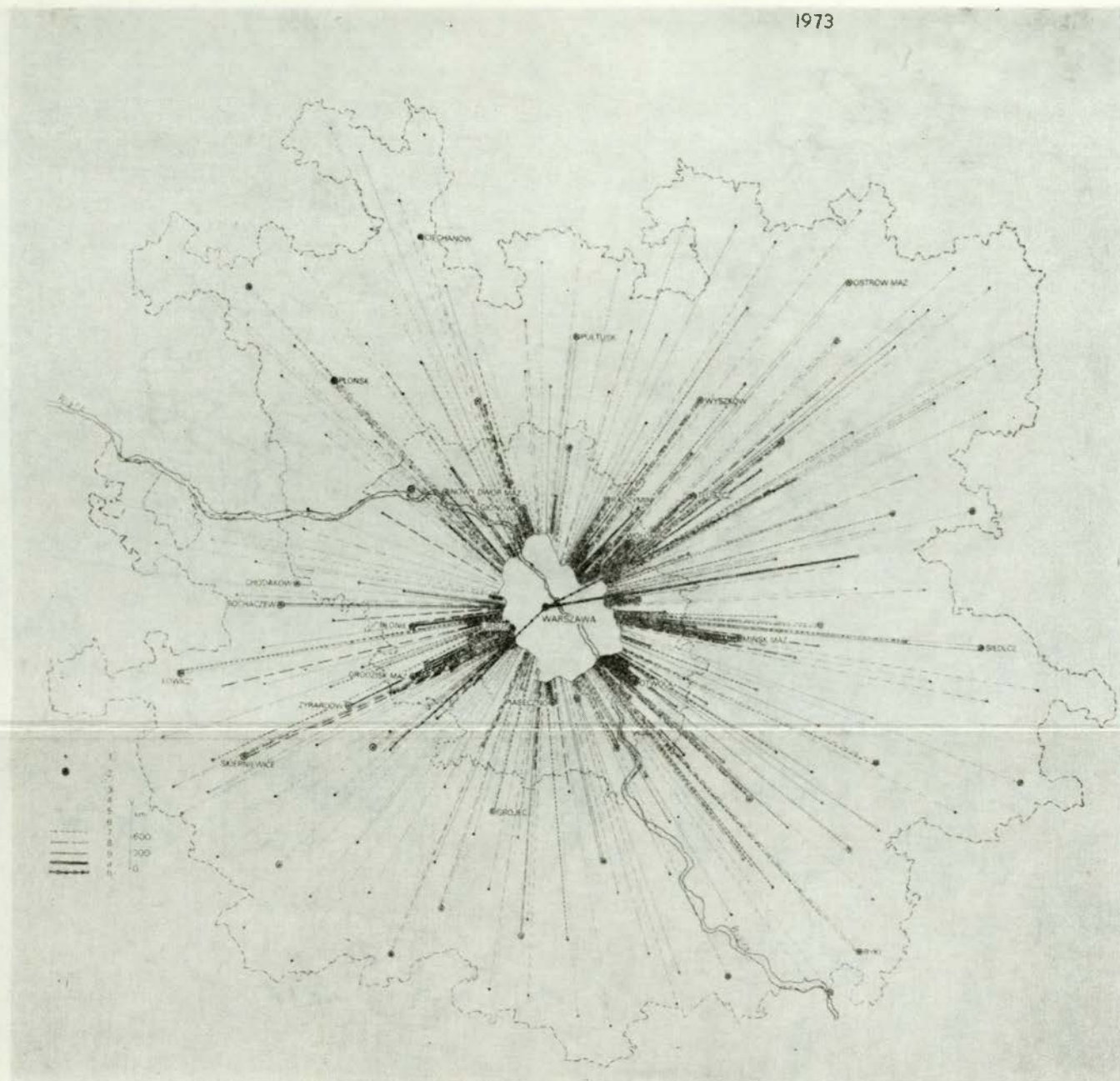


Ryc. 7. Dojazdy do pracy do Warszawy w 1968 r.

1 – ośrodki gromadzkie, 2 – miasta i osiedla, 3 – dojeżdżający do pracy – poniżej 20 osób, 4 – 20–50 osób, 5 – 50–100 osób, 6 – 100–250 osób dojeżdżających, 7 – 250–500 osób, 8 – 500–1000 osób, 9 – powyżej 1000 osób, dojeżdżających do pracy w Warszawie z miejsca zamieszkania; a – wektor wypadkowy dojazdów w regionie (V), b – wektory wypadkowe w części lewo- i prawobrzeżnej regionu

Commuting to work in Warsaw, 1968

1 – the centers of the communes (gromadas), 2 – cities, 3 – commuters to work (under 20 persons), 4 – 20–50 persons, 5 – 50–100 persons, 6 – 100–250 persons, 7 – 250–500 persons, 8 – 500–1000 persons, 9 – above 1000 persons commuting to work in Warsaw from given communes; a – the resultant vector of commuting from the region, b – the resultant vectors of commuting from left-bank and right-bank parts

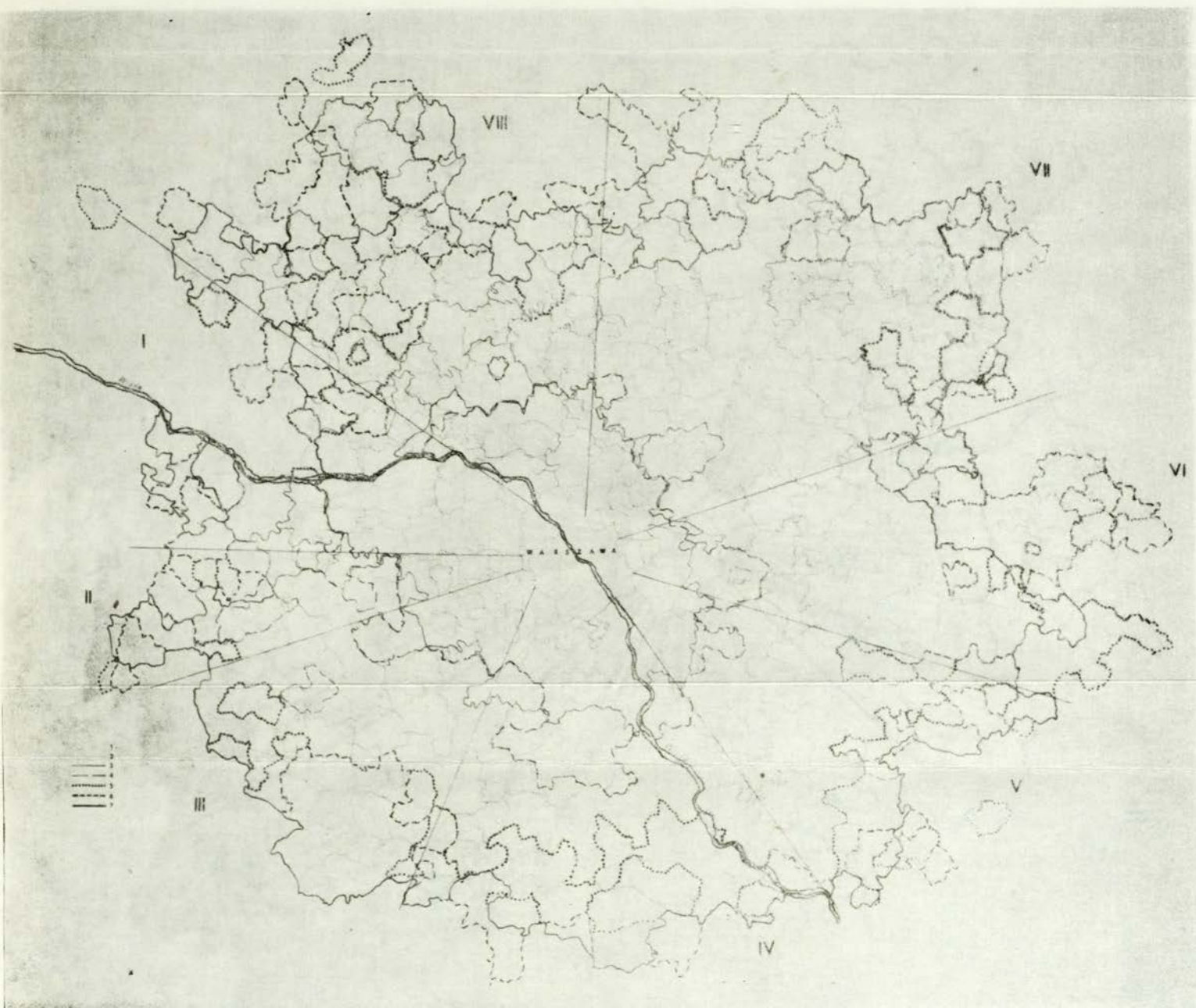


Ryc. 8. Dojazdy do pracy w Warszawie w 1973 r.

1 – ośrodki gminne, 2 – miasta, 3 – dojeżdżający do pracy – poniżej 20 osób, 4 – 20–50 osób, 5 – 50–100 osób, 6 – 100–250 osób, 7 – 250–500 osób, 8 – 500–1000 osób, 9 – powyżej 1000 osób dojeżdżających do pracy w Warszawie z miejsca zamieszkania; a – wektor wypadkowy (V) dojazdów w regionie, b – wektory wypadkowe dojazdów w części lewobrzeżnej i prawobrzeżnej regionu

Commuting to work in Warsaw, 1973

1 – the centers of the communes (gminas), 2 – cities, 3 – commuters to work (under 20 persons), 4 – 20–50 persons, 5 – 50–100 persons, 6 – 100–250 persons, 7 – 250–500 persons, 8 – 500–1000 persons, 9 – above 1000 persons commuting to work in Warsaw from given communes; a – the resultant vector of commuting from the region, b – the resultant vectors of commuting from left-bank and right-bank parts



Ryc. 9. Zasięgi dojazdów do pracy w Warszawie w latach 1950–1973

1 – granice administracyjne miast, osiedli i gromad (podział administracyjny przed 1 VI 1975), 2 – granice administracyjne miast i gmin (podział administracyjny z 1 VI 1975), 3 – granica stołecznego województwa warszawskiego (1 VI 1975), 4–7 – zasięgi dojazdów do pracy w Warszawie: 4 – w 1950 r., 5 – w 1959 r., 6 – w 1968 r., 7 – w 1973 r.

The ranges of commuting to work in Warsaw, 1950–1973

1 – administrative boundaries of cities, urban settlements and communes (territorial division before 1 VI 1975), 2 – administrative boundaries of cities and communes (territorial division of 1 VI 1975), 3 – the boundary of metropolitan voivodship of Warsaw (1 VI 1975), 4–7 – the ranges of commuting to work in Warsaw: 4 – in 1950, 5 – in 1959, 6 – in 1968, 7 – in 1973

zasięgiem poza granicę województwa na wschód, osiągając zasięg około 60 km. Strefę tę cechuje wysoki stopień nasilenia dojazdów (powyżej 50% dojeżdżających wśród zawodowo czynnych poza rolnictwem). Strefa ta, wraz ze strefą centralną, obejmuje około 90% ogółu dojeżdżających do pracy do Warszawy. Zewnętrzna strefa dojazdów — strefa położona w promieniu od centrum do 100 km, cechująca się najniższymi wartościami wskaźnika powiązań (poniżej 30%), obejmująca pozostałe 10% ogółu dojeżdżających do pracy.

Ze względu na silne zróżnicowanie gradientu w zależności od odległości, dla trzech wyróżnionych stref zbadano rozkład natężenia dojazdów w latach 1950—1968—1973, przy czym w celu uzyskania wyników porównywalnych uwzględniono (dla lat 1959, 1968, 1973) jednolity podział przestrzenny na strefy koncentryczne. Uwzględniono w tym przypadku wskaźniki powiązań wyrażone liczbą wyjeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do ogółu ludności w *i*-tym miejscu zamieszkania (tab. 3). Najlepiej dopasowaną funkcją w strefie centralnej i wewnętrznej jest funkcja potęgowa dla obu mierników odległości, natomiast funkcja wykładnicza daje lepsze dopasowanie w przypadku strefy zewnętrznej.

Wartości parametru *b* dla funkcji potęgowej są niskie w przypadku strefy centralnej i wynoszą $-0,451$ dla 1950 r. (odległość czasowa) oraz $-0,046$ dla 1973 r. (odległość fizyczna). Należy sądzić, że rozwój komunikacji spowodował malenie oporu odległości w tej strefie. Natomiast w strefach bardziej odległych opór odległości był o wiele silniejszy, o czym świadczą wyższe wielkości parametru *b*. Jednakże i tu można zaobserwować spadek wartości tego parametru wraz z upływem czasu. Opisany układ wartości świadczy o względnie małym wahaniu zasięgów powiązań, co jest zgodne z poglądami o ustabilizowanym rozwoju funkcjonalnego regionu Warszawy.

Analiza porównawcza przedstawionych w tabeli 3 modeli wskazała, podobnie jak badania innych autorów, że zastosowanie funkcji potęgowej jest najprostsze i daje ona dobre dopasowanie (por. Chojnicki 1966, s. 54). Ponadto funkcja wykładnicza przeszacowuje, zwłaszcza w przypadku bliższych stref odległościowych, natomiast funkcja potęgowa pozwala na dobre dopasowanie do układu danych empirycznych w odniesieniu do stref bardziej odległych (por. także Chojnicki 1966, s. 53; Gawryszewski 1974 i Klimaszewska-Budzynowska 1977).

Należy oczywiście pamiętać, że rozkład przestrzenny dojazdów do Warszawy nie jest jedynie funkcją odległości. Przed przejściem do dokładniejszej analizy czynników zróżnicowania tego układu, przedstawionej w rozdziale IV, celowe jest jednak uzupełnienie badania rozkładów natężenia dojazdów w przestrzeni o wymiar sektorowy. Na mapie zasięgów dojazdów (por. ryc. 11) zaznaczono 8 takich sektorów — dla każdego z nich zbadano rozkład dojazdów w latach 1950, 1959, 1968, 1973, tak samo jak w przypadku analizy w układzie stref koncentrycznych.

Na podstawie uzyskanych modeli można stwierdzić, iż najlepsze dopasowanie daje funkcja wykładnicza. Natomiast zróżnicowanie wartości parametru *b* funkcji potęgowej, od $-0,892$ i $-0,77$ w 1950 r. w sektorze łowickim i sektorze wołomińskim do $-4,37$ w 1950 r. w sektorze siedleckim (odległość czasowa), potwierdza bardzo silne zróżnicowanie natężenia dojazdów według odległości w wymienio-

nych sektorach. Potwierdza to również wcześniejszy wniosek o hamującej roli odległości czasowej w 1950 r., która wynika przede wszystkim z mniejszej w tym okresie dostępności komunikacyjnej w części prawobrzeżnej regionu w stosunku do części lewobrzeżnej.

Pod względem udziału poszczególnych sektorów w ogólnej liczbie dojeżdżających do pracy przeważa kierunek wołomiński. Dotyczy to zarówno wielkości (23,1% ogółu), jak też nasilenia dojazdów. Wskaźnik powiązań w tym sektorze przyjmuje najwyższe wartości (70–90%). Przeciwstawieniem tego sektora pod względem procentowego udziału dojeżdżających oraz natężenia dojazdów jest kierunek skierniewicki (18,4%). Zróżnicowanie sektorowe struktury przestrzennej dojazdów do pracy ilustruje tabela 4.

Obecny rozkład przestrzenny dojazdów jest wynikiem zmian, które nastąpiły w ostatnim dwudziestolecu w regionie Warszawy. Do 1959 r. dominującą rolę w relacjach miejsca pracy—miejsca zamieszkania odgrywały dojazdy z kierunków zachodnich, głównie z kierunku skierniewickiego (tab. 5). W następnym okresie zostały one zrównoważone przez szybko wzrastające dojazdy z sektorów wschodnich, głównie wołomińskiego. Zróżnicowanie sektorowe wielkości i natężenia dojazdów uwidacznia się również w przypadku podziału regionu na część lewo- i prawobrzeżną (w stosunku do biegu Wisły). Przewaga dojazdów z części prawobrzeżnej (58,7% ogółu dojeżdżających w 1973 r.) jest związana głównie z występowaniem nadwyżek siły roboczej w tej słabo uprzemysłowionej części regionu. Inaczej przedstawia się rozkład dojazdów w części lewobrzeżnej, bardziej uprzemysłowionej, gdzie zjawisko to ma współcześnie mniejsze nasilenie (41,3% dojeżdżających). Jest rzeczą zmienną, że przewaga dojazdów nad nadwyżkami siły roboczej jest znacznie większa w lewobrzeżnej części niż w prawobrzeżnej. Wskutek nadmiernej liczby wyjeżdżających do pracy w Warszawie, powstaje w części lewobrzeżnej regionu niedobór siły roboczej, który jest wyrównywany przede wszystkim napływem pracowników z bardziej odległych obszarów, a także i z Warszawy (por. Gliszczyński 1967, s. 33).

Z badania dojazdów do pracy w Warszawie w 1959 r. wykonanego w WKPG w Warszawie wynika, że Wisła stanowi barierę powodującą występowanie tylko niewielkich powiązań między częściami lewobrzeżną i prawobrzeżną regionu. Większość przejazdów do pracy rozpoczyna się i kończy w tym samym sektorze regionu. Fakt ten potwierdza m. in. badanie Zawadzkiego (1964), który wykazał, że w 1960 r. miejsca zamieszkania większości dojeżdżających do pracy w Hucie Warszawa zlokalizowane były w pobliżu Młocin lub na przedłużeniu tego obszaru w kierunku północnym.

Wyniki ankietowego badania ruchu w Warszawie w 1969 r. potwierdziły, że większość podróży rozpoczętych w danym sektorze kończy się w tym właśnie sektorze. Ciężenia z każdego sektora w granicach 60% rozpoczynanych w nim podróży zamykają się w obrębie Śródmieście i sektora rozpoczęcia podróży. Można sądzić, że istnieje spolaryzowany układ ciężarów wzdłuż osi sektora w kierunku Śródmieścia.

Związki danego sektora z innymi są nieporównywalnie słabsze, a ponadto przy istniejącym układzie przestrzennym miasta w poważnym stopniu nakładają się

Tabela 4

Struktura dojazdów do pracy do Warszawy w roku 1973 w podziale na strefy odległościowe i sektory w procentach (wg kierunków)

Strefy	Sektory	Płocki		Łowicki		Skierniewicki		Radomski		Otwocki		Siedlecki		Wołomiński		Nasielski		Ogółem	
		męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty	męż- czyźni	kobie- ty
do 20 km	miasta			0,26	0,27	4,67	4,56	1,27	1,06	1,16	1,04	1,87	1,63	6,12	5,78	1,59	1,28	16,94	15,61
	gminy	2,24	1,69	0,34	0,28	0,55	0,48	2,86	2,39			0,55	0,38	0,72	0,59	1,47	1,04	8,74	6,86
20-40 km	miasta			0,52	0,43	1,44	1,24	0,68	0,58	3,30	2,32	1,06	0,90	0,63	0,46	0,80	0,44	8,44	6,37
	gminy	1,32	0,69	0,31	0,20	0,48	0,35	1,46	0,90	1,34	0,77	1,59	1,26	2,51	1,52	0,45	0,25	9,47	5,94
40-50 km	miasta			0,73	0,40	0,15	0,06							0,20	0,11	0,14	0,05	1,21	0,62
	gminy	0,06	0,03	0,19	0,09	0,43	0,27	0,20	0,07	0,96	0,48	0,46	0,26	1,53	0,76	0,58	0,10	4,42	2,06
50-60 km	miasta			0,47	0,25			0,09	0,06	0,12	0,03	0,04	0,02	0,07	0,05	0,10	0,02	0,84	0,43
	gminy	0,15	0,02	0,21	0,05	0,11	0,02	0,22	0,08	0,60	0,20	0,55	0,23	0,83	0,26	0,29	0,07	2,98	0,93
60-80 km	miasta			0,14	0,02	0,38	0,11	0,06	0,01	0,04	0,01	0,02		0,17	0,05	0,30	0,04	1,08	0,25
	gminy	0,02	0,01	0,41	0,06	0,69	0,09	0,46	0,05	1,00	0,02	0,63	0,03	0,74	0,18	0,10	0,02	4,04	0,63
80-100 km	miasta							0,04	0,01	0,02	0,01	0,11	0,01		0,01			0,26	0,05
	gminy	0,02	0,00	0,10	0,01	0,09		0,13		0,05		0,11	0,01	0,70	0,11	0,13		1,33	0,11
Ponad 100 km	miasta			0,04	0,01	0,01	0,00							0,04	0,01	0,04	0,01	0,14	0,03
	gminy	0,02	0,00									0,02		0,03	0,01	0,01	0,00	0,10	0,01
Ogółem		6,4		4,7		17,1		12,9		13,6		11,8		24,2		9,3		100,0	

Tabela 5

Struktura dojazdów do pracy do Warszawy w latach 1935–1973
(wg kierunków)

Kierunki	1935	1951	1959	1968	1973
Płd.-zachodni (skierniewicki)	37,3	29,5	24,3	20,4	17,1
Zachodni (łowicki)	3,9	4,2	7,6	7,9	8,7
Północny (nasielski)	11,0	10,9	12,5	11,6	11,7
Płn.-wschodni (wołomiński)	17,8	12,9	21,2	24,2	24,2
Wschodni (siedlecki)	16,4	12,2	12,2	12,7	11,8
Płd.-wschodni (otwocki)	8,2	22,2	14,8	14,3	13,6
Południowy (radomski)	5,4	8,1	8,1	8,9	12,9

na relacje do Śródmieścia. Podobne wyniki, w przypadku analizy przejazdów w celach usługowych, uzyskała Topczewska (1978). Ogólnie można więc mówić o znacznie większym znaczeniu ruchów promienistych niż ruchów obwodnicowych (jest to też uwarunkowane promienistą formą sieci komunikacyjnej, por. Pióro 1977). Co najmniej 2/3 ruchu w mieście odbywa się w relacjach ukierunkowanych do centrum miasta (*Kompleksowe badanie ruchu*, 1970, s. 109). Jest to oczywiście w znacznej mierze uwarunkowane układem linii komunikacyjnych.

Niemniej dojazdy do pracy w regionie przedstawiają ruchy wielostronne i bardzo złożone. W strefie podmiejskiej dominują wyjazdy do pracy w Warszawie, na które przypada 3/4 wszystkich wyjazdów poza miejsce zamieszkania. Do zakładów pracy położonych na terenie strefy podmiejskiej wyjeżdża co piąta osoba opuszczająca swe miejsce zamieszkania. Wyjazdy ze strefy podmiejskiej poza region nie odgrywają wielkiej roli. Rzecz charakterystyczna, że do Warszawy wyjeżdża więcej osób, niż wynoszą nadwyżki siły roboczej na obszarach źródłowych dojazdów, tzn. wskutek dużej liczby wyjeżdżających do pracy do Warszawy powstają na tych obszarach niedobory siły roboczej, które rekompensują tu przyjazdy do pracy pracowników zamieszkałych w bardziej odległych obszarach.

W rozkładzie przestrzennym dojazdów do pracy w Warszawie można zauważyć pewne prawidłowości dotyczące cech demograficznych i zawodowych osób dojeżdżających. Przeważają wśród nich mężczyźni stanowiący 60% ogólnej liczby dojeżdżających. Najmniejsza różnica między liczbą dojeżdżających mężczyzn i kobiet

występuje w strefie centralnej i wynosi 1,3% w przypadku dojazdów z miast oraz 1,8% dojazdów z gmin. W miarę wzrostu odległości od centrum systematycznie wzrasta różnica między liczbą dojeżdżających mężczyzn i kobiet (w strefie zewnętrznej jest ona 8-krotna); przy czym wzrasta udział mężczyzn. Biorąc natomiast pod uwagę miejsce zamieszkania — wzrasta odsetek dojeżdżających mieszkańców wsi (tab. 4).

Rozkład przestrzenny wskaźnika procentowego udziału dojeżdżających mężczyzn do pracy w Warszawie nie wskazuje na istnienie w tym zakresie systematycznej zmienności przestrzennej (zwłaszcza wysoki udział dojeżdżających mężczyzn ze stref odległościowych ponad 80 km) i ma charakter koncentryczny. Wskaźnik ten włączono (jako jedną ze zmiennych zależnych) do analizy kanonicznej, opisaną w dalszej części pracy.

Zróźnicowanie pod względem cech demograficznych wyraża się także w zwiększonym udziale młodych grup wiekowych wśród osób dojeżdżających do pracy, a zwłaszcza w wysokim udziale młodych niezamężnych kobiet w wieku 18—24 lat (Lijewski 1967; Ginsbert 1968; Gontarski 1973; Gawryszewski 1974; Pióro 1977; Ginsbert i Ziółkowski 1978; Ziółkowski 1978). Procentowy udział ludności poniżej 29 lat, dojeżdżającej do pracy w Warszawie, potraktowano jako kolejną zmienną zależną w analizie kanonicznej³.

Przeważająca część dojeżdżających (67,1%) znajdowała zatrudnienie w trzech działach gospodarki narodowej — przemyśle (36,6%), budownictwie (16,7%), transporcie i łączności (13,8%). Udział tych trzech działów w ogólnym stanie zatrudnienia w Warszawie wynosił natomiast tylko 52,5%. Wskazuje to na uzależnienie podstawowych działów produkcyjnych gospodarki stolicy od siły roboczej napływającej codziennie spoza granic miasta.

Opisaną specyfikę społeczno-zawodową uwzględniono w dalszej analizie współzależności między dojazdami a strukturą demograficzną i społeczno-zawodową ludności regionu. Udział dojeżdżających do przemysłu, do budownictwa oraz udział dojeżdżających osób z wykształceniem podstawowym uzupełniają wyjściowy zbiór zmiennych objaśnianych w analizie kanonicznej. Wśród zmiennych tych uwzględniono ponadto procent dojeżdżających z wykształceniem wyższym, co jest związane głównie z dojazdami na niewielkie odległości; w rozkładzie przestrzennym tej zmiennej dominują dojazdy z miast, zlokalizowanych zwłaszcza w sektorze skierniewickim.

³ Ze względu na ograniczenie arkuszy wydawniczych w pracy zamieszcza się ilustracje, wzory i przypisy, które są niezbędne w zachowaniu jasności wyводу. Pełna dokumentacja ilustracyjna i bibliograficzna znajduje się w oryginalnej wersji pracy, dostępnej w IG i PZ PAN.

IV. WSPÓLZALEŻNOŚCI MIĘDZY WIELKOŚCIĄ I STRUKTURĄ DOJAZDÓW A CECHAMI MIEJSC ZAMIESZKANIA

METODA REGRESJI WIELOKROTNEJ

Badanie współzależności między natężeniem dojazdów do pracy a cechami obszarów źródłowych dojazdów przeprowadzono opierając się na metodzie analizy regresji i korelacji, pozwalającej na statystyczne uchwycenie siły i kierunku zależności między danymi zbiorami zmiennych, jak również umożliwienie wyjaśnienia oraz predykcji rozkładu jednej zmiennej na podstawie rozkładu innych zmiennych.

Matematyczne podstawy analizy regresji i korelacji oraz ich zastosowania w geografii są dobrze znane i szeroko omawiane w wielu pracach, np. Hellwiga (1967); Kinga (1969); Drapera i Smitha (1973); Goldbergera (1975); Racine'a i Raymonda (1978); *Metody ilościowe w geografii* (1977); *Analiza regresji w geografii* (1980)⁴.

ANALIZA WSPÓLZALEŻNOŚCI: STAN W 1950 R.

W analizie zależności pomiędzy wielkością przepływów a cechami obszarów źródłowych dojazdów do pracy w regionie Warszawy w 1950 r., opartej na modelu regresji wielokrotnej, przyjęto jako podstawowe jednostki przestrzenne gminy (wg aktualnego w 1950 r. podziału administracyjnego) oraz miasta i osiedla.

Podobnie jak w całej analizie regresji, przeprowadzonej dla lat 1950, 1960, 1970 i 1973, przyjęto tu hipotezę, iż struktura społeczna, demograficzna i zawodowa ludności regionu kształtuje wielkość dojazdów, wyrażoną w tym przypadku jako wskaźnik powiązań — procentowy udział ludności dojeżdżającej z danej jednostki administracyjnej (tzn. gminy, miasta lub osiedla) do pracy w Warszawie w liczbie ludności utrzymującej się z zawodów pozarolniczych, zamieszkałej w danej jednostce administracyjnej.

Punktem wyjścia analizy było utworzenie dwóch macierzy obserwacji. W ma-

⁴ Metoda ta służy do badania i oceny zależności między jedną zmienną zależną y a p -zmiennymi niezależnymi x_1, x_2, \dots, x_p . Model liniowy regresji wielokrotnej dla p -zmiennych niezależnych można zapisać w postaci równania: $\hat{Y}_i = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p$, gdzie \hat{Y}_i jest oszacowaną (teoretyczną, przewidywaną) wartością Y dla zmiennych niezależnych x_1, x_2, \dots, x_p oraz obliczonych estymatorów b_j , które nazywane są cząstkowymi współczynnikami regresji. Dokładność regresji oszacowanej umożliwia analiza wariancji, na podstawie której można przeprowadzić test istotności t oszacowanych współczynników regresji oraz test istotności F . Natomiast miarą dokładności dopasowania modelu jest współczynnik determinacji R^2 .

cierzy pierwszej 75 podstawowych jednostek przestrzennych (tzn. miast, osiedli i gmin w podziale administracyjnym z 1950 r.) zostało opisanych w przestrzeni cechowej 10-wymiarowej. W macierzy drugiej natomiast, 72 jednostki podstawowe, tj. miasta i gminy przeliczone według nowego podziału administracyjnego z 1 VI 1975 r., są opisane przez 10 cech. Przyjęto mierniki w postaci wskaźników struktury i natężenia, wyrażające cechy struktury społecznej, demograficznej i zawodowej ludności badanego regionu. Pozwoliło to zapobiec zniekształceniom wynikającym z nieregularności obszarów podstawowych, tym bardziej iż w przypadku macierzy drugiej operowano wartościami przekształconymi, dostosowanymi do nowego podziału administracyjnego.

Lista zmiennych wyjściowych, wprowadzonych do analizy korelacji i regresji wielokrotnej, jest następująca:

— Zmienna zależna Y — procentowy udział ludności dojeżdżającej do pracy w Warszawie z danej jednostki przestrzennej w stosunku do liczby ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych w tej jednostce.

— Zmienne niezależne x_1 — odległość (w km) mierzona między przystankami środków komunikacji publicznej masowej, położonymi w pobliżu miejsc zamieszkania i pracy według aktualnego (1950 r.) rozkładu jazdy PKP; x_2 — odległość czasowa (w min.); x_3 — gęstość zaludnienia na 1 km²; x_4 — procentowy udział mężczyzn w liczbie ludności ogółem; x_5 — liczba ludności utrzymującej się z rolnictwa na 1 km²; x_6 — gęstość zabudowy: liczba budynków mieszkalnych na 1 km²; x_7 — przeciętna liczba osób przypadających na 1 izbę mieszkalną; x_8 — przeciętna liczba mieszkań przypadających na 1 budynek; x_9 — przeciętna liczba izb przypadających na 1 mieszkanie.

Wstępnej informacji o sile związku pomiędzy parami zmiennych niezależnych oraz dla par utworzonych ze skorelowania każdej zmiennej niezależnej ze zmienną zależną dostarczyły macierze korelacji. Większość współczynników korelacji jest statystycznie istotna na poziomie $\alpha = 0,05$.

Otrzymano parę równań regresji wielokrotnej o postaci:

$$\hat{Y}'_1 = -45,0 + 0,086x_1 - 0,163x_2 - 0,0155x_3 + 1,256x_4 + 0,3296x_5 + \\ + 0,191x_6 + 0,2212x_7 + 1,86x_8 + 9,139x_9, \\ R^2 = 0,44,$$

$$\hat{Y}''_1 = 68,97 + 0,023x_1 - 0,226x_2 - 0,004x_3 - 0,71x_4 - 0,09x_5 + \\ + 0,05x_6 - 3,826x_7 + 0,599x_8 + 1,242x_9, \\ R^2 = 0,41,$$

gdzie:

Y'_1 — stary podział administracyjny,

Y''_1 — nowy podział administracyjny.

Porównanie standaryzowanych cząstkowych współczynników regresji pozwoliło, zgodnie z obliczonymi wartościami statystyki t , na ustalenie, która ze zmiennych niezależnych najbardziej wpływa na kształtowanie się zmiennej zależnej (w obu modelach).

Zmienną najbardziej istotną w modelu pierwszym (stary podział administra-

cyjny) była zmienna x_6 (gęstość zabudowy na km^2), a następnie x_8 (wskaźnik wielkowiejskości, tzn. liczba mieszkań w budynku). W modelu drugim zmienną najbardziej istotną była liczba mieszkań w budynku.

Fakt, iż najbardziej istotne są zmienne określające warunki mieszkaniowe w regionie Warszawy, należy wyjaśnić jako funkcję mieszkaniową, którą pełniły obszary podmiejskie w latach odbudowy stolicy. Warszawa stała się wówczas wielkim rynkiem pracy, lecz nie miała mieszkań. Zniszczoną doszczętnie tkankę mieszkaniową Warszawy zastępowały osiedla i miasta podwarszawskie, które miały stosunkowo mało zniszczone zasoby mieszkaniowe. Funkcję „sypialni” wobec Warszawy pełniły tereny podmiejskie, z których ludność masowo dojeżdżała do pracy w Warszawie (Stasiak 1973, s. 39). Zapoczątkowało to także masowy rozwój budownictwa mieszkaniowego w dogodnie połączonych komunikacyjnie punktach.

Ponieważ nie udało się uzyskać zadowalającego stopnia wyjaśnienia zmiennej zależnej (modele wyjaśniają tylko 40% zmienności, pomimo istotności oszacowanych równań regresji), postawiono hipotezę o ogólnym charakterze powiązań między układami miejsc pracy i zamieszkania w regionie Warszawy. Dlatego jako zmienną zależną przyjęto inny wskaźnik powiązań, wyrażony jako procentowy udział dojeżdżających do pracy do Warszawy w stosunku do ludności ogółem zamieszkałej w danej jednostce administracyjnej (Y_2).

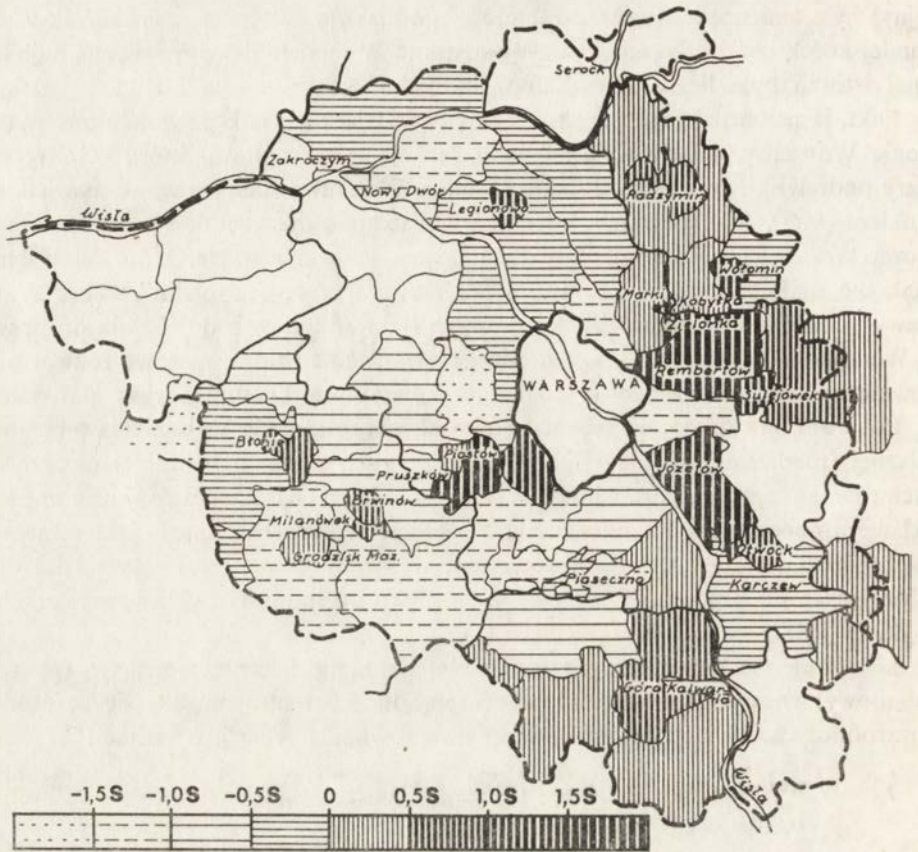
Lista zmiennych niezależnych została zmieniona nieznacznie; zamiast x_6 (gęstość zabudowy) wprowadzono udział procentowy ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych. Następnie oszacowano dwa równania regresji o postaci:

$$\hat{Y}'_2 = 7,307 + 0,125x_1 + 0,045x_2 - 0,118x_3 - 0,002x_4 + 0,0004x_5 - \\ - 0,281x_6 - 2,079x_7 - 0,432x_8 + 9,022x_9, \\ R^2 = 0,650;$$

$$\hat{Y}''_2 = 25,95 - 0,05x_1 - 0,12x_2 - 0,002x_3 - 0,0002x_4 - 0,129x_5 + \\ + 0,166x_6 - 0,735x_7 + 0,940x_8 - 4,22x_9, \\ R^2 = 0,70.$$

W modelu pierwszym zmienną najbardziej istotną była odległość (zmienna x_2) oraz gęstość ludności rolniczej na km^2 (zmienna x_5), natomiast w modelu drugim — % ludności pozarolniczej oraz zmienna x_3 (gęstość zaludnienia na km^2). W stosunku do poprzednich modeli modele te reprezentują wyższą „moc” wyjaśniania. Pozostałą do wyjaśniania część zmienności zmiennej zależnej Y_2 przedstawiono na mapie reszt z regresji⁵ (ryc. 10). Wykazuje ona, iż przestrzenne zróżnicowanie tej części wartości zmiennej objaśnianej, która nie zależy od rozkładu wartości zmiennych objaśniających w modelu przedostatnim, jest dość znaczne. Ujemne odchylenia

⁵ Zastosowano standaryzowane wartości reszt z regresji o postaci $e_i = Y - \hat{Y}/S_{yc}$, gdzie S_{yc} jest standaryzowanym błędem oceny. Graficzne przedstawienie wartości resztowych pozwala na stwierdzenie ich rozkładu homoscedastycznego lub heteroscedastycznego. Wystąpienie tego drugiego przypadku oznacza, że istnieje konieczność zastosowania w analizie regresji transformacji zmiennych wyjściowych (Draper, Smith 1973). W niniejszej pracy oba rodzaje analizy (regresji i kanonicznej) weryfikowano metodą graficzną. Obliczenia zostały wykonane przez autorkę na maszynie Tektronix w IG i PZ PAN.



Ryc. 10. Standaryzowane wartości reszt z regresji 1950 r.

$$\hat{Y}_2 = 7,307 + 0,125x_1 + 0,045x_2 - 0,118x_3 - 0,002x_4 + 0,0004x_5 - 0,281x_6 - 2,079x_7 - 0,432x_8 + 9,022x_9$$

Standardized values of residuals from regression, 1950

między wartościami rzeczywistymi zmiennej zależnej a teoretycznymi \hat{Y}_2 występują głównie na obszarach wiejskich. Świadczy to o znacznym przeszacowaniu wartości \hat{Y}_2 na tych obszarach. Z kolei niedoszacowania tych wartości występują zwłaszcza w miastach i osiedlach. Jest to związane z szybkim wzrostem ludności miast podwarszawskich w tym okresie oraz pełnieniem przez nie funkcji „sypialni” Warszawy, zapewniających dopływ siły roboczej do stolicy. Spośród czynników nie uwzględnionych w modelu, które mają wpływ na kształtowanie się wskaźnika powiązań, są cechy związane z zatrudnieniem ludności w pozarolniczych działach gospodarki narodowej, głównie w przemyśle i budownictwie, ponieważ ludność dojeżdżająca z regionu do pracy w Warszawie przede wszystkim w nich znajdowała zatrudnienie. Ponadto należy wymienić cechy demograficzne ludności, jak ludność w wieku produkcyjnym, która stanowi trzon dojeżdżających do pracy. Wymienione czynniki, które mają wpływ na kształtowanie się przestrzennej zmienności zmiennej zależnej, nie zostały uwzględnione w analizie regresji dla 1950 r., głównie ze względu na brak materiałów statystycznych.

Z analizy reszt z regresji wynika, iż przyjęte w pracy założenia modeli regresji są poprawne. Wykres reszt z regresji e_i w funkcji \hat{Y}_i — (gdy $i = 1, 2, \dots, n$) wskazuje, że wartości e_i układają się w postaci poziomej „wstęgi”, która świadczy o stałości wariancji (homoscedastyczności) σ_i^2 oraz o tym, że zastosowanie metody najmniejszych kwadratów jest poprawne (por. Draper, Smith 1973, s. 108–114). Uzyskane wyniki traktuje się jako podstawę w doborze zmiennych wprowadzonych do dalszych badań.

ANALIZA WSPÓLZALEŻNOŚCI: STAN W 1960 I 1970 R.

Wyniki uzyskane w analizie przeprowadzonej dla 1950 r. wpłynęły na modyfikację zbioru zmiennych wprowadzonych do badania współzależności między dojazdami do pracy a cechami obszarów źródłowych dojazdów na badanym obszarze dla lat 1960 i 1970. Z drugiej strony dobór zmiennych został ograniczony także dostępnością materiałów statystycznych. Należy zauważyć, iż przyjęte do analizy dla lat 1960 i 1970 materiały statystyczne są inne (dotyczą również innych zbiorów jednostek przestrzennych) niż w 1950 r., dlatego wyniki otrzymane dla poszczególnych przekrojów czasowych mogą się różnić. W celu uzyskania porównywalności wyników w analizie regresji przeprowadzonej dla lat 1960 i 1970 przyjęto ten sam zbiór zmiennych. Zmienną zależną jest w tym przypadku procentowy udział ludności dojeżdżającej do pracy w Warszawie w stosunku do ludności zawodowo czynnej poza rolnictwem. Wybór takiego wskaźnika uzasadnia fakt, że ludność czynna zawodowo poza rolnictwem stanowi tę grupę zatrudnionych, która potencjalnie przemieszcza się w związku z zatrudnieniem. Wskaźnik ten, w porównaniu z przyjętym w analizie dla 1950 r., nie uwzględnia liczby osób pozostających na utrzymaniu osób zawodowo czynnych (dzieci, żony) oraz grupy osób utrzymujących się z innych źródeł utrzymania poza rolnictwem (np. z rent, emerytur itp.).

Rozkład przestrzenny wartości zmiennej zależnej Y w latach 1960 i 1970 jest przedstawiony na rycinach 11 i 12. Na podstawie wartości liczbowych tego wskaźnika wykreślono obszar funkcjonalnie związany z Warszawą. Jako wartość graniczną przyjęto 1%.

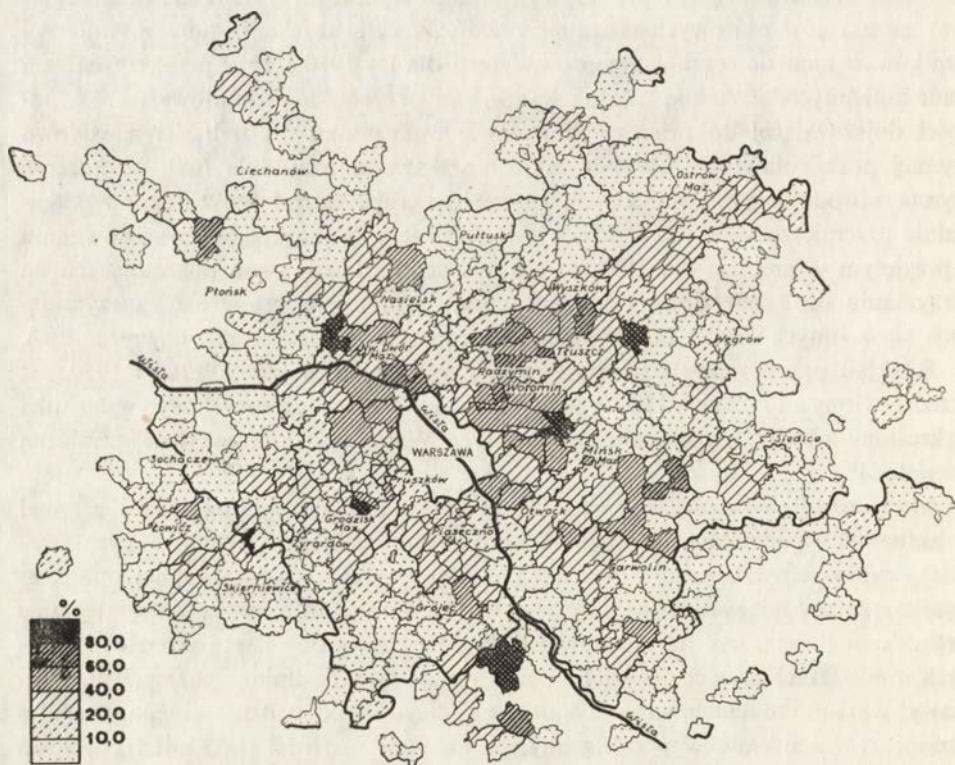
Mapy zostały wykreślone w tej samej skali (1:1 000 000) według miast i gromad w aktualnych podziałach, co ułatwia porównanie rozkładów przestrzennych wartości liczbowych wskaźników powiązań w obu okresach. Z porównania obu map wynika, że zróżnicowanie wartości wskaźnika powiązań wzrasta koncentrycznie wraz z odległością, tzn. najwyższe wartości odnoszą się do miast i gromad położonych w powiatach przylegających bezpośrednio do granic administracyjnych m. Warszawy; wartości te maleją wraz ze wzrostem odległości od centrum układu. Ponadto istnieje zróżnicowanie w przestrzennym rozkładzie wartości wskaźnika powiązań według sektorów. Wyróżniają się pod względem wysokich wartości przede wszystkim miasta i gromady położone w sąsiedztwie Warszawy w sektorze wołomińskim oraz skierniewickim.

Należy podkreślić, że w okresie dziesięcioletnim zróżnicowanie to zmniejszyło się. W 1970 r. zasięg intensywności powiązań znacznie wzrósł w stosunku do 1960 r.

Potwierdził się fakt przesuwania na zewnątrz od centrum regionu, strefy powiązań powyżej 20% i 10%, która do 1970 r. objęła około połowy obszaru; wzrost też zasięg wartości najintensywniejszych powiązań w poszczególnych sektorach, a zwłaszcza w części prawobrzeżnej regionu.

Dla wyznaczonego na podstawie kryterium wielkości wskaźnika powiązań (powyżej 1%) regionu Warszawy przeprowadzono analizę regresji wielokrotnej. Miejsca zamieszkania opisują zmienne (niezależne) odnoszące się zarówno do cech struktury demograficznej, jak i zawodowej ludności.

Wykaz zmiennych niezależnych: x_1 — odległość komunikacyjna w km, mierzona między przystankami środków komunikacji publicznej masowej, położonymi w pobliżu miejsc zamieszkania i pracy według aktualnego rozkładu jazdy pociągów i autobusów; x_2 — gęstość zaludnienia na km^2 ; x_3 — % mężczyzn; x_4 — % ludności w wieku produkcyjnym (16–59 lat); x_5 — ludność rolnicza na 100 ha użytków rolnych; x_6 — % ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych; x_7 — % ludności zawodowo czynnej w stosunku do ogólnej liczby ludności; x_8 — % ludności zawodowo czynnej w przemyśle w stosunku do ogółu ludności; x_9 — % ludności



Ryc. 11. Procentowy udział liczby osób dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do liczby osób zawodowo czynnych poza rolnictwem w 1960 r.

Percentage of commuters to work in Warsaw in relation to the professionally active population, 1960

Z tabeli analizy wariancji i charakterystyki współczynnika regresji wynika, iż równanie powyższe jest istotne na przyjętym poziomie $\alpha = 0,05$, wartość zaś funkcji testowej F wynosi 10,53, a $F_{\text{obl.}}/F_{\text{teor.}} = 6,1$.

Porównanie wielkości standaryzowanych cząstkowych współczynników regresji pozwoliło na ustalenie, które ze zmiennych niezależnych należą do najważniejszych czynników kształtujących zmienną zależną w modelu pełnym. Zmienną statystycznie najbardziej istotną jest odległość. Wartości oszacowanych współczynników regresji wskazują, że nie wszystkie zmienne niezależne uwzględnione w analizie są istotne na założonym poziomie istotności α oraz że istnieje podstawa do wyeliminowania zmiennych najmniej istotnych, zgodnie z obliczonymi wartościami statystyki t . W celu wyeliminowania tych zmiennych zastosowano procedurę eliminacji wstecznej⁶. W jej wyniku uzyskano zredukowany model regresji o postaci:

$\hat{Y} = 62,36 - 0,240x_1 + 0,010x_2 - 0,7610x_8 - 0,316x_{10} - 9,673x_{11}$, w którym wszystkie zmienne niezależne są statystycznie istotne na założonym poziomie $\alpha = 0,05$. $R^2 = 24,5\%$. Wartość F : $F_{\text{obl.}}/F_{\text{teor.}} = 11,7$.

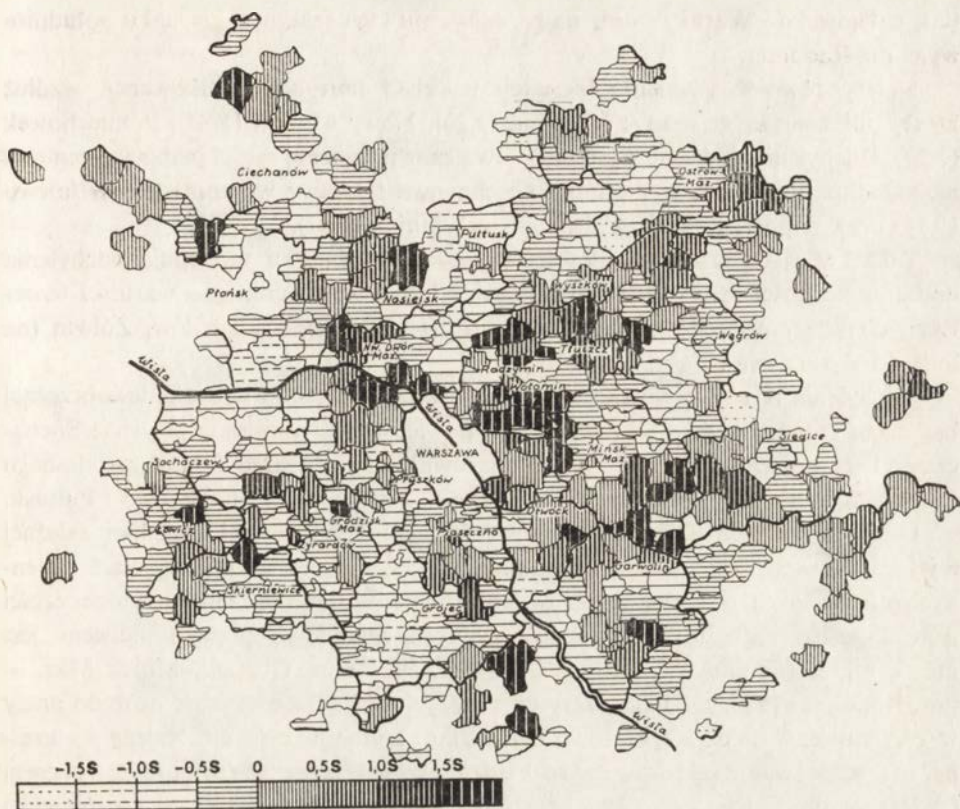
Uzyskano zatem zredukowany model regresji wielokrotnej, o 5 zmiennych niezależnych, analogicznie jak w modelu pełnym. Statystycznie najbardziej istotną zmienną jest odległość ($b'_1 = -0,44087$), a następnie udział ludności zawodowo czynnej w rolnictwie oraz liczba mieszkań w budynku. Wszystkie te trzy zmienne są ujemnie skorelowane ze zmienną zależną. Oznacza to, że dla obszarów znajdujących się w niewielkiej odległości od Warszawy wskaźnik powiązań jest wysoki. Wskaźnik ten zmniejsza się wraz ze wzrostem odległości oraz zwiększaniem się udziału ludności rolniczej. Odwrotny kierunek zależności wykazują wskaźnik zabudowy wielkomiejskiej oraz udział zawodowo czynnych w przemyśle.

Zmienne niezależne występujące w równaniu regresji wyjaśniają jedynie 25% obszaru zmienności. Pozostała dość duża część wyjaśniają inne czynniki, w tym składnik losowy. Informacji o niewyjaśnionej części zmienności dostarczają reszty z regresji (ryc. 13).

Analiza mapy standaryzowanych reszt z regresji wykazuje, że w rozkładzie przestrzennym wartości odchyłeń zmiennej zależnej zaobserwowanej od (\hat{Y}) jej wartości oszacowanej, otrzymanej z równania regresji, zaznacza się podział badanego regionu na dwie części. W części prawobrzeżnej regionu występują znaczne odchy-

⁶ Metoda eliminacji wstecznej polega na tym, „... iż wychodzi się z modelu regresji zawierającego wszystkie zmienne niezależne x_1, x_2, \dots, x_p . Z tego zbioru eliminuje się po jednej zmiennej »najmniej istotnej«, tj. takiej, której odrzucenie zapewnia dla pozostałych zmiennych minimum sumy kwadratów odchyłeń od regresji lub maksimum wartości współczynnika R^2 . Jako kryterium wyboru bierze się wartość statystyki $|t_j|$ lub F , które służą do weryfikacji hipotezy $H_j: B_j = 0$. Przez zmienną »najmniej istotną« rozumiemy zmienną, dla której $|t_j|$ lub F przyjmuje wartość najmniejszą. Postępowanie w tej metodzie kończy się, z chwilą gdy wartość odpowiedniej funkcji testowej prowadzi do odrzucenia hipotezy o znikaniu współczynnika regresji odpowiadającego kolejnej zmiennej, tzn. gdy $|t_j|$ przekracza odpowiednią wartość krytyczną t_α . Po wyeliminowaniu każdej zmiennej otrzymujemy nowy (zredukowany) model, który w dalszym postępowaniu traktujemy jako model wyjściowy”. (*Analiza regresji...*, 1980, s. 13).

Obliczenia zostały wykonane pod kierunkiem doc. dr. hab. M. Krzyśko na maszynie Odra-1204 w Ośrodku Informatyki Instytutu Matematyki UAM w Poznaniu.



Ryc. 13. Standaryzowane wartości reszt z regresji 1960 r.

$$\hat{Y} = 62,36 - 0,240x_1 + 0,01x_2 - 0,760x_3 - 0,316x_{10} - 0,673x_{11}$$

Standardized values of residuals from regression, 1960

lenia dodatnie i prawie wszystkie skrajne przypadki niedoszacowania wartości \hat{Y} i to zarówno w miastach, jak i obszarach wiejskich.

Wysokie wartości odchyłek dodatnich (tzn. wyższe rzeczywiste natężenie wyjazdów aniżeli natężenie teoretyczne) występują wzdłuż szlaku kolejowego wołomińskiego oraz na przedłużeniu tego szlaku w kierunku Małkini.

Spośród jednostek charakteryzujących się wysokimi wartościami reszt z regresji należy jeszcze wymienić gromady położone wzdłuż linii kolei zelektryfikowanej w kierunku Mińska Maz. oraz gromady położone w bardzo dużej odległości na przedłużeniu szlaku w kierunku NE. Należy zwrócić uwagę na to, że są to obszary typowo rolnicze, położone na granicy regionu, niemniej występują tu silne niedoszacowania wskaźnika powiązań. Gromady te ze względu na stosunkowo dużą liczbę dojeżdżających do pracy można wymienić jako przykład „nieracjonalnych” dojazdów. Jak wynika z badań WKPG, są to pracownicy zatrudnieni w Warszawskiej DOKP.

Podobnie na przedłużeniu linii kolejowej w kierunku wschodnim (Siedlce) występują niedoszacowania \hat{Y} . Kolejnym pasmem jest pasmo otwockie — wzdłuż

linii kolejowej do Warki — oraz na przedłużeniu tego szlaku w kierunku południowym do Radomia.

Należy również wymienić kierunek nasielski linii zelektryfikowanej, wzdłuż której położone są gromady: Jabłonna (2,20), Nowy Modlin (1,82), Pomiechówek (1,27). Odchylenia dodatnie występują również w północnej części badanego regionu na przedłużeniu szlaku w kierunku Ciechanowa i Mławy w gromadzie Wiśniewo (1,34) oraz w pow. Pułtusk w gromadzie Winnica (1,67).

Także w kilku gromadach części lewobrzeżnej regionu występują odchylenia dodatnie wartości rzeczywistych zmiennej zależnej w stosunku do wartości teoretycznych w gromadach: Bednary (na linii do Łowicza), Radziwiłów, Żółwin (na linii do Żyrardowa).

Odchylenia resztowe ujemne występują przede wszystkim w części lewobrzeżnej badanego regionu w dwu sektorach — w powiecie Grójec oraz w powiecie Sochaczew. Ujemne wartości reszt występują również na obszarze kompleksu leśnego Puszczy Kampinoskiej oraz w powiecie Płońsk i gromadach Chociszewo i Pułtusk.

Dodatnie różnice pomiędzy wartościami zaobserwowanymi zmiennej zależnej a jej wartościami oszacowanymi zgodnie z przyjętym modelem regresji dla 5 zmiennych niezależnych dotyczą obszarów położonych w słabo uprzemysłowionej części prawobrzeżnej regionu, gdzie liczba czynnych zawodowo poza rolnictwem jest niższa niż zatrudnionych w rolnictwie (pow. Wołomin, Otwock, Mińsk Maz. — por. Rakowski 1975, s. 30). Obszary te, z których dojeżdża większość osób do pracy w Warszawie, występują sektorowo wzdłuż linii komunikacyjnych. Należy podkreślić, iż zróżnicowanie sektorowe w rozkładzie przestrzennym wartości reszt z regresji (zwłaszcza podział na część lewobrzeżną i prawobrzeżną) wynika ze zróżnicowań przestrzennych stopnia urbanizacji regionu. Nie można bowiem oczekiwać, iż ludność dojeżdżająca z obszarów o niskim udziale ludności rolniczej ma te same cechy, co ludność nierolnicza na obszarach przeważnie rolniczych. Przeszacowania wartości \hat{Y} w części lewobrzeżnej regionu tłumaczyć można dużą dostępnością obszaru oraz wysokim udziałem ludności nierolniczej. Natomiast niedoszacowania wartości \hat{Y} , występujące głównie w części prawobrzeżnej, wynikają z nie uwzględnienia czynników „nieracjonalnych dojazdów” nawet z bardzo dużych odległości, takich jak warunki bytowe ludności, struktura wielkości gospodarstw, urodzajność gleb czy dowóz pracowników do pracy w Warszawie środkami lokomocji zapewnionymi przez zakład pracy.

Analiza regresji dla 1970 r.

Analiza współzależności między dojazdami do pracy a strukturą społeczno-demograficzną regionu w 1970 r. miała na celu zweryfikowanie hipotezy o istniejących związkach między badanymi cechami oraz utrwalaniu się siły i kierunku tych zależności w czasie.

Zbiór 13 zmiennych niezależnych, identyczny jak w analizie dla okresu poprzedniego, zestawiono na podstawie materiałów statystycznych pochodzących z NSP w 1970 r. dla 422 jednostek administracyjnych, tj. miast i gromad według podziału

administracyjnego obowiązującego w dniu 30 XII 1970 r. Zmienną zależną stanowi wskaźnik powiązań obliczony na podstawie wielkości dojazdów do pracy w Warszawie w 1968 r. (wg spisu kadrowego GUS dla 1968 r.) w stosunku do liczby zawodowo czynnych poza rolnictwem w 1970 r. (Uznano, że różnica 2 lat nie wpłynęła zasadniczo na zmiany wielkości dojazdów.)

Utworzono macierz obserwacji o wymiarach 422×14 . Zgodnie z przyjętą procedurą obliczeń uzyskano model (pełny) regresji wielokrotnej o postaci:

$$\hat{Y} = -167,26 - 0,196x_1 - 0,004x_2 + 0,980x_3 + 0,114x_4 + 0,054x_5 + \\ + 0,392x_6 + 1,004x_7 - 0,341x_8 + 0,247x_9 - 0,062x_{10} + 0,373x_{11} + \\ + 9,610x_{12} + 28,424x_{13}, \quad R^2 = 31,2.$$

Test F : $F_{obl.}/F_{teor.} = 8,3$.

Najwyższe wartości standaryzowanych współczynników regresji cząstkowej występują w przypadku zmiennej x_6 (% ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych) oraz x_1 (odległość w km).

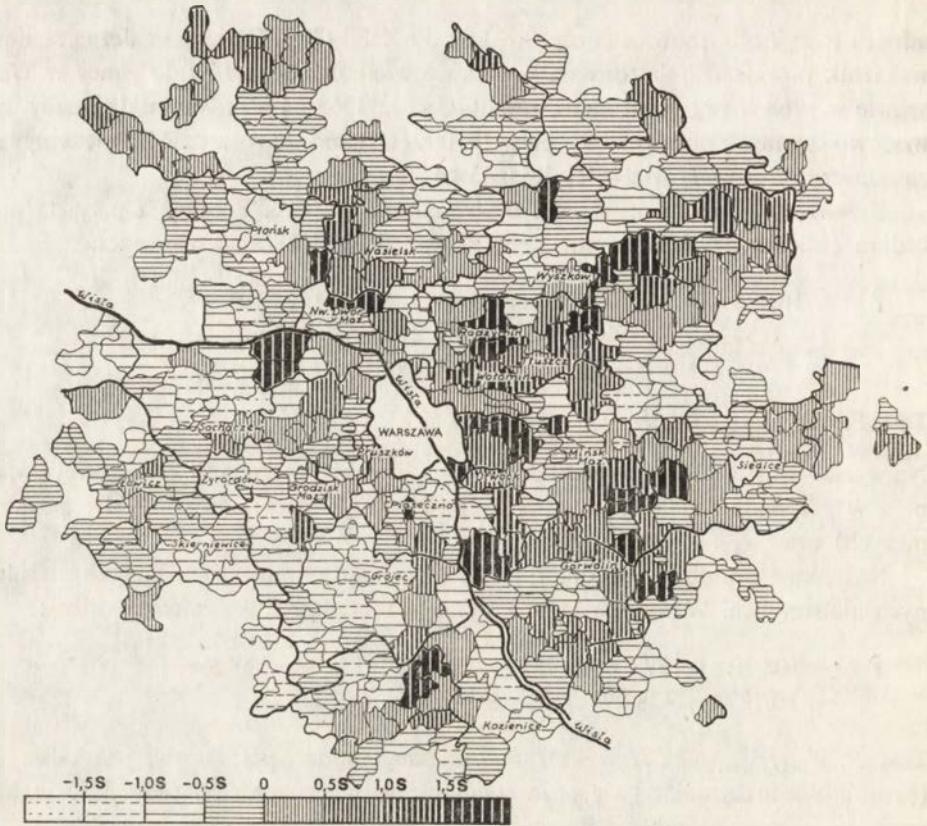
Następnie, podobnie jak dla 1960 r., dokonano eliminacji zmiennych niezależnych nieistotnych. W wyniku tego otrzymano model zredukowany o postaci:

$$\hat{Y} = -108,79 - 0,197x_1 - 0,005x_2 + 0,057x_5 + 0,315x_6 + 0,926x_7 + \\ + 10,127x_{12} + 28,993x_{13}, \quad R^2 = 30,4\%.$$

Test F : $F_{obl.}/F_{teor.} = 12,7$, w którym zmienną najbardziej istotną jest także x_6 (% ludności utrzymującej się poza rolnictwem), a następnie x_1 (odległość w km) oraz x_{13} — gęstość zaludnienia mieszkań. Należy podkreślić, że powyższy zestaw zmiennych niezależnych świadczy o podobieństwie czynników natężenia dojazdów w obu okresach. Te same czynniki wpływają na zmienność zmiennej zależnej, chociaż są pewne różnice w wielkości tego oddziaływania. W 1960 r. czynnikiem najbardziej istotnym była odległość, a następnie zmienna reprezentująca ludność zawodowo czynną w rolnictwie. W 1970 r. najbardziej istotną zmienną był odsetek ludności utrzymującej się z zawodów pozarolniczych, co wiąże się ze wzrostem liczby tej grupy ludności zgodnie z tendencją zmian zachodzących na badanym obszarze. Znajduje więc potwierdzenie hipoteza o związku pomiędzy zmianami struktury zawodowej ludności a dojazdami do pracy.

Należy jednak dodać, że podobnie jak w przypadku modelu dla 1960 r. stopień wyjaśniania i tego modelu nie jest zadowalający. Podobnie jak dla 1960 r., wykreślono mapę standaryzowanych reszt z regresji (ryc. 14). W tym przypadku badany obszar można podzielić na dwie części — prawobrzeżną, którą cechują dodatnie odchylenia wartości rzeczywistych zmiennej zależnej od jej wartości teoretycznych, i lewobrzeżną, gdzie odchylenia w znacznej większości są ujemne.

Wartości dodatnie reszt występują zwłaszcza wzdłuż linii kolejowej w sektorze wołomińskim, przede wszystkim w miastach. Stan ten można wytłumaczyć faktem dużego wzrostu liczby ludności miejskiej (w dziesięcioleciu 1960—1970 niektóre osiedla otrzymały prawa miejskie w wyniku żywiołowego procesu wzrostu liczby ich mieszkańców).



Ryc. 14. Standaryzowane wartości reszt z regresji 1970 r.

$$\hat{Y} = -108,79 - 0,197x_1 - 0,005x_2 + 0,057x_5 + 0,315x_6 + 0,926x_7 + 10,127x_{12} + 28,993x_{13}$$

Standardized values of residuals from regression, 1970

Najmniejsze odchylenia ujemne natomiast cechują gromady położone w sektorze skierniewickim. Rozkład przestrzenny wartości reszt z regresji wykazuje podobne jak w 1960 r. zróżnicowanie sektorowe. Przeszacowania wartości \hat{Y} występują przede wszystkim w sektorach części lewobrzeżnej regionu i związane są z wysoką dostępnością komunikacyjną tych obszarów oraz zwiększonym (w porównaniu z 1960 r.) udziałem procentowym ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych, głównie w sektorze skierniewickim i łowickim. Wysoka wartość tego wskaźnika (70%) występowała w 1970 r. w całym sektorze skierniewickim, aż do granicy regionu. Z kolei wysokie dodatnie wartości reszt występowały w sektorach położonych wzdłuż linii kolejowych (wołomiński, siedlecki) w części prawobrzeżnej regionu, gdzie również nastąpił wzrost wartości wskaźnika % udziału ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych (60–70%). W miastach i gminach położonych w tych sektorach wartości zaobserwowane wskaźnika powiązań są wyższe od oszacowanych z równania regresji. Niedoszacowania \hat{Y} wynikają z nie uwzględnienia w modelu innych czynników dalekich „nieracjonalnych dojazdów” (por. Cegielski 1974, 1977), takich jak np. zorganizowany dowóz pracowników środkami lokomocji,

należącymi do zakładów pracy w Warszawie, gorsze warunki bytowe ludności, struktura wielkości gospodarstw, urodzajność gleb czy podejmowanie pracy w Warszawie w celu uzyskania — oprócz wynagrodzenia — dodatkowych korzyści płynących ze świadczeń społecznych (bezpłatne leczenie, dodatek rodzinny, wyprawki, emerytura itp.), (por. Rakowski 1975, s. 34). Ponadto nieuwzględniony został ogólny postęp procesów urbanizacyjnych w okresie 1960—1970, którego przejawem było nadanie praw miejskich wielu dotychczasowym osiedlom oraz włączanie obszarów wiejskich do miast. Należy dodać, iż obszary włączone do miast odznaczały się już w latach 1950—1960 wysokim stopniem zurbanizowania zawodowego ludności. Umieszczenie należy uznać za końcowy etap urbanizacji wsi, tzn. urbanizację pełną (Rakowski 1975, s. 44). Nieuwzględnienie tych czynników spowodowane było ograniczoną dostępnością materiałów statystycznych (dla przyjętych jednostek przestrzennych).

Z analizy reszt z regresji wynika, iż przyjęte modele regresji dla 1960 i 1970 r. są poprawne. Wykresy reszt z regresji e_i w funkcji \hat{Y}_i układają się w postaci „pionowej wstęgi”, co świadczy o stałości wariancji oraz, że zastosowanie metody najmniejszych kwadratów było poprawne.

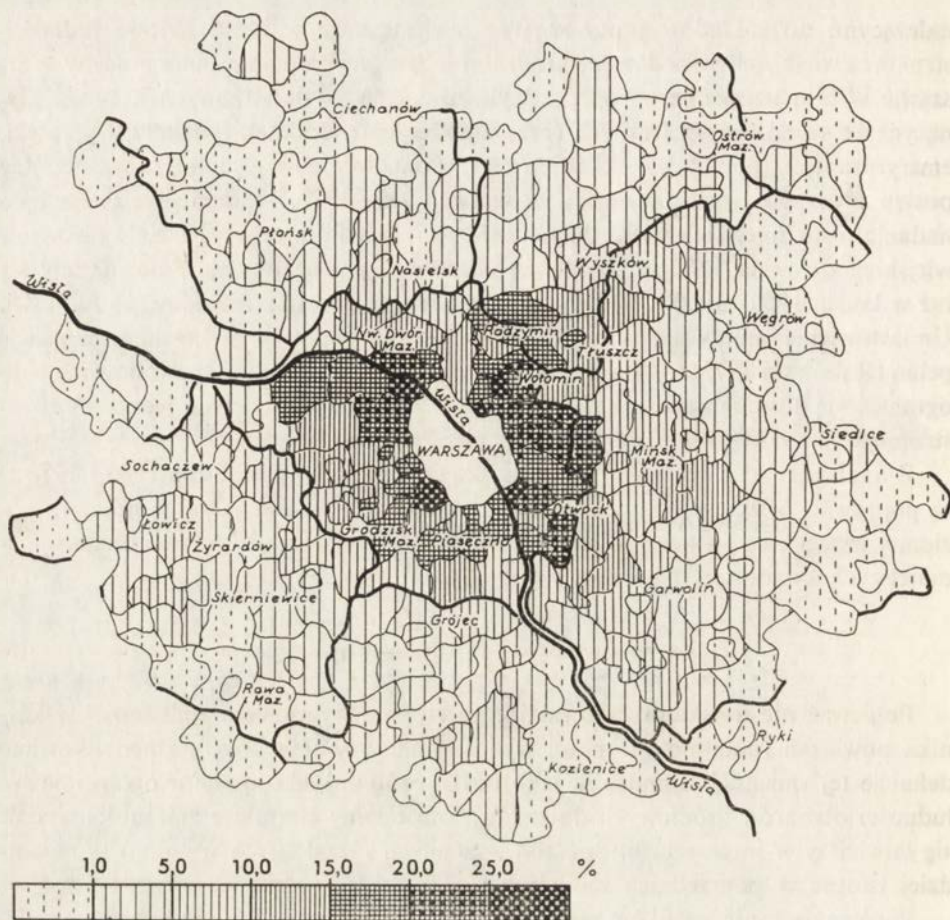
ANALIZA PORÓWNAWCZA DLA OKRESU 1960—1970—1973

Ponieważ nie uzyskano zadowalającego stopnia wyjaśnienia zmienności wskaźnika powiązań (pomimo istotności wyliczonych równań regresji), zmodyfikowano definicję tej zmiennej, ujmując ją jako udział osób dojeżdżających w ogólnej liczbie ludności obszarów źródłowych dojazdów. Ten ogólny charakter zależności wydaje się łatwiejszy w interpretacji. Spośród zmiennych niezależnych wybrano te najbardziej istotne w poprzednich modelach.

Porównywalność wyników poprzednio omówionych modeli nie jest pełna. Wynika to z faktu odmiennych podziałów administracyjnych w poszczególnych badanych okresach, a co się z tym wiąże, różnej liczebności zbiorów jednostek odniesienia. Przeprowadzono analizę porównawczą dla jednolitego zbioru jednostek odniesienia, który otrzymano w wyniku przeliczeń, dopasowując go do podziału administracyjnego obowiązującego od 1975 r. Testowano hipotezę, w której postęp procesów urbanizacyjnych w badanym regionie wpływa na kształtowanie się powiązań z centrum regionu, a z upływem czasu układ dojazdów staje się coraz bardziej regularny i pełny w stosunku do zmiennej odległości.

W rozkładzie przestrzennym zmiennej zależnej zarysowała się pewna prawidłowość. Dotyczy ona wzrostu w czasie i przestrzeni intensywności powiązań między układami miejsc pracy i zamieszkania. Charakterystyczny jest rozkład koncentryczny stref wyróżnionych na podstawie intensywności wskaźnika powiązań w 1960 r. Na układ ten jest nałożone zróżnicowanie sektorowe. W 1973 r. strefa intensywnych powiązań objęła całe stołeczne województwo warszawskie (ryc. 15).

W porównawczej analizie regresji wielokrotnej zestaw zmiennych niezależnych jest ten sam dla wszystkich lat, tj. 1960—1970—1973. Na podstawie wyników poprzednich analiz i uwzględniając dostępność materiałów porównywalnych dla wszyst-



Ryc. 15. Procentowy udział liczby osób dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do liczby ludności ogółem zamieszkałej w danej jednostce administracyjnej w 1973 r.

Percentage of commuters to work in Warsaw in relation to the total population of the given communes, 1973

kich trzech okresów sporządzono listę następujących zmiennych: Y — % udział liczby dojeżdżających do pracy w Warszawie z miast i gmin w liczbie ludności danego miasta lub gminy; x_1 — odległość taryfowa w km; x_2 — gęstość zaludnienia; x_3 — udział liczby mężczyzn w ogólnej liczbie ludności danej jednostki odniesienia w %; x_4 — udział zawodowo czynnych poza rolnictwem w liczbie ludności ogółem danej jednostki w %; x_5 — liczba mieszkań na 1000 mieszkańców.

Przygotowano trzy macierze obserwacji dla każdego okresu osobno, a następnie obliczono macierze korelacji prostej, które pozwalają na wnioskowanie o sile zależności między poszczególnymi parami zmiennych. Większość obliczonych współczynników korelacji r jest statystycznie istotna na przyjętym poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

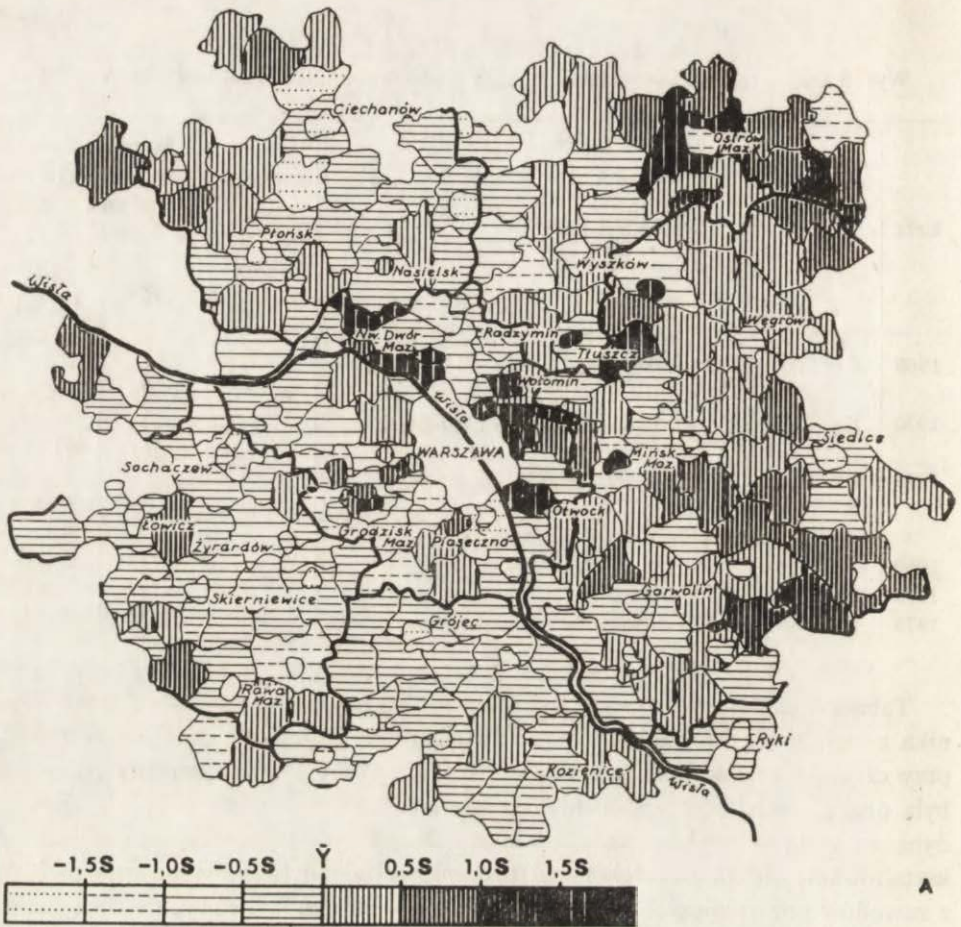
Tabela 6

Wyniki analizy regresji wielokrotnej. Analiza porównawcza dla okresu 1960–1970–1973

Lata	Model pełny	Zmienne najbar- dziej istotne	Współczynniki korelacji (R) i determinacji wielokrotnej (R ²)	
			R	R ² (w %)
1960	$\hat{Y} = 7,59 - 0,065x_1 + 0,0016x_2 + 0,0072x_3 + 0,0707x_4 - 0,014x_5$	x_4, x_1	0,776	60,23
1970	$\hat{Y} = 21,8 - 0,111x_1 + 0,001x_2 - 0,108x_3 + 0,071x_4 - 0,033x_5$	x_1, x_4	0,757	57,35
1973	$\hat{Y} = 23,1 - 0,166x_1 + 0,0003x_2 - 0,141x_3 - 0,004x_4 + 0,003x_5$	x_1	0,758	57,87
	Model zredukowany			
1960	$\hat{Y} = 4,76 - 0,065x_1 + 0,0015x_2 + 0,067x_4$	x_4, x_1	0,775	60,015
1970	$\hat{Y} = 15,783 - 0,109x_1 + 0,075x_4 - 0,0314x_5$	x_1, x_4	0,757	57,32
1973	$\hat{Y} = 16,951 - 0,1702x_1$	x_1	0,758	57,524

Tabela 6 zawiera syntetyczną charakterystykę uzyskanych modeli regresji. Wynika z niej, że we wszystkich modelach najbardziej istotną zmienną jest odległość, przy czym jej rola wzrasta wraz z upływem czasu. W 1960 r. zmienna odległości była drugą z kolei pod względem istotności zmienną, natomiast w 1973 r. była jedyną zmienną w modelu zredukowanym. Drugą ważną zmienną wpływającą na kształtowanie się zmienności Y był procentowy udział ludności utrzymującej się z zawodów pozarolniczych. Rola tej zmiennej ogranicza się jednak do dwu pierwszych badanych okresów. Interesująca jest również zmiana w czasie trzeciej, z punktu widzenia istotności, zmiennej; w modelu obliczonym dla 1960 r. była nią gęstość zaludnienia, natomiast w 1970 r. — liczba mieszkań. Warunki mieszkaniowe odgrywają bowiem coraz większą rolę w kształtowaniu się powiązań między centrum regionu Warszawy a pozostałymi jego strefami.

Przedstawione w tabeli 6 modele wykazują stosunkowo duży stopień dopasowania do rzeczywistości, o czym świadczą wysokie wartości współczynników korelacji wielokrotnej. Dokładniejszą analizę uzyskanych wyników ułatwiają (ryc. 16A) rozkłady wartości reszt z regresji. Potwierdzają one wyniki otrzymane przy uwzględnieniu różnych zbiorów jednostek odniesienia. Badany obszar można podzielić na dwie części. W części prawobrzeżnej występują niedoszacowania \hat{Y} . Wysokie dodatnie odchylenia rzeczywistych wartości zmiennej zależnej w stosunku do wartości teoretycznych występują w miastach Kobyłka, Wołomin, Sulejówek, Tłuszcz, Łochów, Ząbki, Wesola, Józefów, Otwock, Mińsk Maz. oraz w gminach: Legionowo, Pomiechówek i Strachówka. Natomiast odchylenia ujemne cechują głównie gminy w części lewobrzeżnej badanego regionu w dwu ciągach — wzdłuż linii kolejowej do Skierniewic oraz wzdłuż linii kolejowej do Sochaczewa. W strefie zewnętrz-



Ryc. 16. Standaryzowane wartości reszt z regresji. Analiza porównawcza

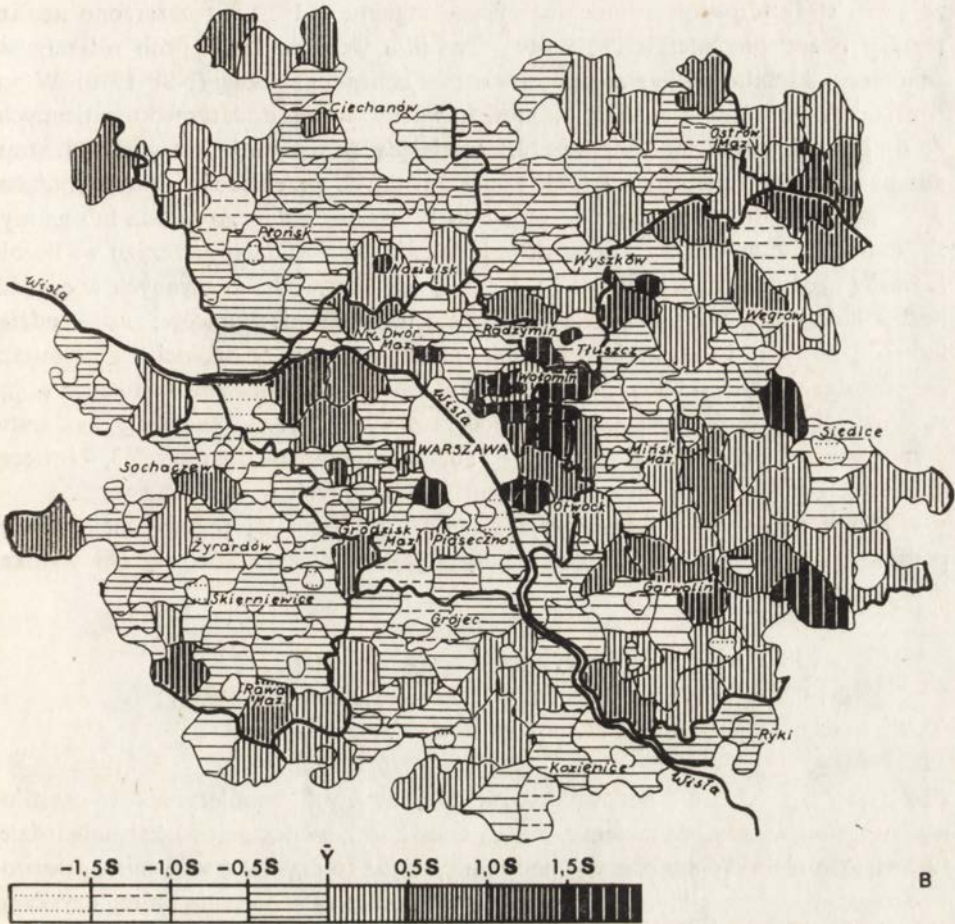
$$A - 1960 \text{ r. } \hat{Y}_2 = 4,76 - 0,065x_1 + 0,0015x_2 + 0,067x_4$$

$$B - 1973 \text{ r. } \hat{Y}_2 = 16,951 - 0,1702x_1$$

$$C - 1970 \text{ r. Model rozszerzony: } \hat{Y}_2 = 13,297 - 0,09x_1 + 0,054x_4 - 0,036x_5 + 1,109x_6 + 0,462x_7 + 0,234x_{11}$$

Standardized values of residuals from regression. Comparative analysis A — 1960; B — 1973; C — 1970

nej regionu odchylenia są niewielkie. Jedynie w gminach położonych na obrzeżu występują duże niedoszacowania wartości \hat{Y} . Świadczy to o występowaniu dalekich, często opisywanych w literaturze jako „nieracjonalnych”, dojazdów do pracy, których za pomocą modelu nie można wyjaśnić (por. Cegielski 1977). Rozkład przestrzenny standaryzowanych reszt z regresji dla 1973 r. jest odmienny w porównaniu z 1960 r. (ryc. 16B). Istnieje wprawdzie nadal wyraźny podział na część prawobrzeżną, którą cechuje przewaga odchyżeń dodatnich oraz lewobrzeżną z odchyleniami ujemnymi, jednak obszar, w którym przeważają przeszacowania, przesunął się na zewnątrz od strefy centralnej, natomiast w tej ostatniej odchylenia są bliskie zeru. Przeszacowania występują również na terenie Puszczy Kampinoskiej. Z kolei



Ryc. 16B

duże niedoszacowania występują w gminach położonych w zewnętrznej części regionu. Zredukowany model regresji z jedną zmienną zależną nie wyjaśnia występowania nieracjonalnych dojazdów do pracy na znaczne odległości. Stosując terminologię badań migracyjnych, można przyjąć, że potoki dojazdów z odległych w stosunku do punktów docelowych obszarów są generowane zwłaszcza czynnikami „wypychającymi” (tzn. brakiem odpowiednich miejsc pracy) aniżeli czynnikami „przyciągającymi”. Stosunkowo słabe uprzemysłowienie i duża liczba osób przypadająca na 100 ha użytków rolnych powoduje jak gdyby „wypychanie” tych osób z powiatu (Rakowski 1975, s. 50). Wśród czynników dotychczas nie uwzględnionych należy wymienić również zróżnicowanie cech struktury społecznej ludności pod względem wykształcenia, stopnia kwalifikacji, jak również wielkości gospodarstw domowych (osoby dojeżdżające z daleka wywodziły się z rodzin wielodzietnych) oraz poziomu warunków bytowych.

Wobec istnienia powszechnie dostępnych danych statystycznych charaktery-

zujących strukturę społeczno-demograficzną regionu w 1970 r. rozszerzono analizę regresji o zmienne niezależne, które w wyniku wcześniejszych prób okazały się znaczące w kształtowaniu zmienności wartości zmiennej zależnej (NSP 1970). W porównaniu z poprzednią analizą, do modelu wprowadzono dodatkowo 6 zmiennych, co do których postawiono hipotezę uzupełniającą, że wpływają one w dużym stopniu na wartości zmiennej zależnej. Lista zmiennych przedstawia się następująco: Y — wskaźnik dojeżdżających do pracy do Warszawy z danego miasta lub gminy; x_1 — odległość w km; x_2 — gęstość zaludnienia; x_3 — udział mężczyzn w liczbie ludności ogółem w danej jednostce; x_4 — % udział zawodowo czynnych w ogólnej liczbie ludności w %; x_5 — liczba mieszkań na 1000 mieszkańców; x_6 — udział ludności powyżej 15 lat życia z wykształceniem wyższym w ogólnej liczbie mieszkańców danej jednostki w %; x_7 — udział ludności z wykształceniem średnim w %; x_8 — udział ludności z wykształceniem podstawowym w %; x_9 — udział gospodarstw domowych 1- i 2-osobowych w %; x_{10} — udział gospodarstw domowych 3, 4 i więcej osobowych w %; x_{11} — udział mieszkań wyposażonych w wodociąg w %.

Już wstępne wyniki potwierdzają słuszność podjęcia tej rozszerzonej analizy, ponieważ z analizy wariancji i charakterystyki współczynników regresji wynika, iż równanie

$$Y = 217,8 - 0,091x_1 + 0,0006x_2 + 0,001x_3 + 0,66x_4 - 0,027x_5 + \\ + 1,026x_6 + 0,47x_7 - 0,1001x_8 - 2,069x_9 - 2,069x_{10} - 0,249x_{11}; \\ R^2 = 65,6\%; \text{ jest istotne na poziomie } \alpha = 0,05.$$

$F: F_{\text{obl.}}/F_{\text{teor.}} = 23,2$, a z porównania standaryzowanych współczynników cząstkowych regresji wynika, że zmienna x_9 (% mieszkań z wodociągiem) jest najbardziej istotna w modelu. W analizie tej, podobnie jak już to czyniono wcześniej, przeprowadzono procedurę eliminacji wstecznej, w wyniku zastosowania której uzyskano zredukowany model regresji wielokrotnej o postaci:

$$\hat{Y} = 13,297 - 0,09x_1 + 0,054x_4 - 0,036x_5 + 1,109x_6 + 0,462x_7 + 0,234x_{11}; \\ R^2 = 65,1\%.$$

Równanie to jest istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

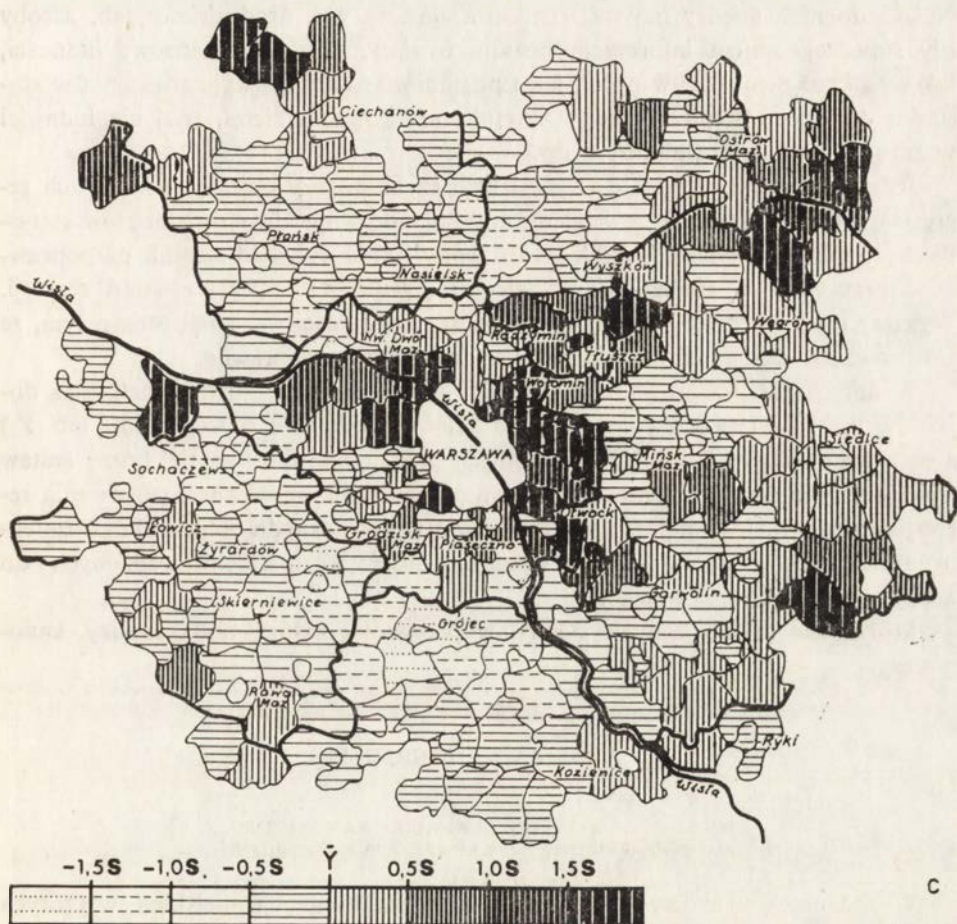
Test $F: F_{\text{obl.}}/F_{\text{teor.}} = 35,5$.

Zmienną najbardziej istotną jest w modelu zredukowanym zmienna x_6 (% mieszkań wyposażonych w wodociąg), a kolejnymi: % ludności z wykształceniem średnim, % ludności utrzymującej się z zawodów pozarolniczych oraz % ludności z wykształceniem wyższym. Wyniki tej analizy potwierdziły zasadność doboru zmiennych w poprzednich modelach oraz zasadność analizy modelu rozszerzonego. W modelu tym najbardziej istotne okazały się cechy określone jako cechy struktury wielkowiejskiej. Istotną rolę odgrywają zmienne, które również w poprzednich modelach były istotne.

Analiza ta potwierdziła słuszność hipotezy ogólnej o wielopłaszczyznowym oddziaływaniu cech charakteryzujących poszczególne struktury oraz skomplikowanym

układzie interakcji pomiędzy wielkością dojazdów a cechami ich obszarów źródłowych.

Model rozszerzony wykazał największy stopień wyjaśnienia. Pomija on jednak wiele czynników, które wpływają na kształtowanie się powiązań między miejscami zamieszkania i miejscami pracy w regionie Warszawy. Dlatego sporządzono mapę reszt z regresji dla modelu rozszerzonego (ryc. 16C).



Ryc. 16C

Podobnie jak w przypadku poprzednich map, można zauważyć podział badanego regionu na dwie części. We wschodniej jego części, zwłaszcza w miastach, występują najwyższe niedoszacowania. Odchylenia dodatnie, powyżej 1,5 S, występują tam na zwartym obszarze (miasta: Otwock, Józefów, Żąbki, Zielonka, Kobyłka, Wołomin, Sulejówek oraz gminy: Halinów, Poświętne, Klembów). Reszty ujemne natomiast występują na terenie kampinoskiego kompleksu leśnego oraz w gminach położonych wzdłuż szlaku komunikacyjnego do Sochaczewa (gminy Błonie i Te-

resin) oraz w gminach sąsiadujących z miastami: Żyrardów, Skierniewice, Mszczonów, Grójec i in., które same stanowią dla Warszawy ośrodki konkurencyjne z punktu widzenia rynku pracy. Podobnie jak w przypadku poprzednich modeli, niedoszacowania wartości \hat{Y} cechowały gminy położone na obrzeżu regionu. Decydowały o tym dalekie, nieracjonalne dojazdy do pracy w Warszawie. Niedoszacowania wartości \hat{Y} mogą wynikać z faktu nieuwzględnienia innych czynników wpływających na wielkość i natężenie dojazdów do pracy w Warszawie, zwłaszcza dalekich. Należą do nich między innymi: struktura agrarna wsi, urodzajność gleb, zasoby siły roboczej, system informacji, poziom oświaty, potrzeby finansowe ludności, tak wysokość zarobków w ogóle, jak i poziom oferowanego wynagrodzenia w stosunku do dochodu otrzymanego z tytułu użytkowania ziemi, tradycje ludności w zarodkowaniu pozarolniczym itp.

Jednakże nieuwzględnienie w pełni tych czynników w opisanych modelach regresji wielokrotnej (m. in. ze względu na brak porównywalnych materiałów statystycznych dla przyjętych jednostek przestrzennych) nie wpłynęło ujemnie na poprawność przyjętych w analizie porównawczej (1960–1970–1973) równań regresji. Wykresy reszt regresji e_i w funkcji \hat{Y} świadczą o stałości wariancji oraz o tym, że zastosowanie metody najmniejszych kwadratów było poprawne.

W dotychczas przeprowadzonej analizie współzależności między wielkością dojazdów opisanych przez jedną zmienną zależną (wskaźnik powiązań Y_1 lub Y_2) a cechami obszarów źródłowych, opisanych przez mniej lub bardziej liczny zestaw zmiennych niezależnych, natrafiono pewne ograniczone możliwości stosowania regresji wielokrotnej, ponieważ nie można było wprowadzić do obliczeń kilku zmiennych zależnych jednocześnie, aby właściwie ocenić wartości wprowadzonych do analizy wskaźników powiązań.

Możliwości takiej oceny występują w przypadku zastosowania analizy kanonicznej.

ANALIZA KANONICZNA

PODSTAWY TEORETYCZNE ANALIZY KANONICZNEJ. ZMIENNE KANONICZNE I KORELACJE KANONICZNE

W badaniach struktury przestrzennej miast i aglomeracji miejskich, w których spotykamy się z ogromną złożonością zjawisk i procesów, wygodnym narzędziem badawczym służącym do określenia wzajemnych powiązań (interakcji) pomiędzy różnymi układami zmiennych jest analiza kanoniczna. Analiza kanoniczna jest uogólnieniem regresji wielokrotnej; polega ona na poszukiwaniu związków między dwoma zbiorami zmiennych, czyli zależności między zbiorem q zmiennych objaśnianych i zbiorem p zmiennych objaśniających.

W 1936 r. metoda ta została zastosowana po raz pierwszy przez Hotellinga (1936). Wprowadził on pojęcia zmiennych kanonicznych i korelacji kanonicznych, za pomocą których badał zależności między dwoma wektorami zmiennych. Metoda ta znalazła zastosowanie w wielu dziedzinach, w tym również w geografii. Zmienne

kanoniczne, korelacje kanoniczne oraz podstawy analizy są omówione w opracowaniach i podręcznikach dotyczących wielowymiarowej analizy statystycznej (prace Andersona, Cooley'a i Lohnesa (1962), Rao (1965) Glahna (1969) i in.). Wśród autorów polskich należy wymienić prace Mejzy, Nowosadzkiego, Krzyński (1980); Krzyński i Ratajczaka (1978), Ratajczaka (1978); Zamelskiej (1978).

Pojęcie analizy kanonicznej oznacza określenie na drodze matematyczno-statystycznej tzw. zmiennych kanonicznych i korelacji kanonicznych oraz wnioskowanie na ich podstawie o współzależnościach pomiędzy dwoma zbiorami zmiennych.

Zgodnie z tą definicją, zmienne mogą być formułowane jako objaśniające i objaśniane, a więc zbiór $\{X\}$ o p zmiennych objaśniających i zbiór $\{Y\}$ o q zmiennych objaśnianych.

Założmy, że $x = (x_1, x_2, \dots, x_p)'$ i $y = (y_1, y_2, \dots, y_q)'$ są wektorami kolumnowymi p i q zmiennych losowych. Dla zmiennych tych określa się macierz kowariancji:

$$\text{kowar} \begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{11} & \sum_{12} \\ \sum_{21} & \sum_{22} \end{bmatrix} \begin{matrix} p \\ q \end{matrix} \quad (1)$$

przy spełnieniu warunku, że $\sum_{21}' = \sum_{12}$.

Z kolei określa się funkcję liniową zmiennych x o postaci:

$$u = l'x = l_1x_1 + l_2x_2 + \dots + l_px_p,$$

oraz funkcję liniową zmiennych y postaci:

$$v = m'y = m_1y_1 + m_2y_2 + \dots + m_qy_q.$$

Rozpatrzmy następujące równania:

$$\left(\sum_{11}^{-1} \sum_{12} \sum_{22}^{-1} \sum_{21} - \varrho^2 I \right) l = 0; \quad (2)$$

$$\left(\sum_{22}^{-1} \sum_{21} \sum_{11}^{-1} \sum_{12} - \varrho^2 I \right) m = 0. \quad (3)$$

Aby istniały nietrywialne rozwiązania tych równań, macierze występujące w tych równaniach powinny być osobliwe,

$$\left| \sum_{11}^{-1} \sum_{12} \sum_{22}^{-1} \sum_{21} - \varrho^2 I \right| = 0; \quad (4)$$

$$\left| \sum_{22}^{-1} \sum_{21} \sum_{11}^{-1} \sum_{12} - \varrho^2 I \right| = 0. \quad (5)$$

Równania powyższe stanowią podstawy do formułowania zmiennych kanonicznych. Równanie (4) ma p pierwiastków, natomiast równanie (5) ma q pierwiastków. Niezerowe pierwiastki tych równań są jednakowe tak, że można oznaczyć je jednokowymi symbolami. Liczba niezerowych pierwiastków tych równań jest równa rzędowi macierzy

$$\sum_{12} \text{ (rzęd } \sum_{12} = s \leq \min(p, q)).$$

Wektory charakterystyczne odpowiadające pierwiastkom równań (4) i (5) wyznacza się z równań (2) i (3).

Niech $\varrho_1^2 \geq \varrho_2^2 \geq \dots \geq \varrho_p^2$ będą pierwiastkami równania (4), a l_1, l_2, \dots, l_p odpowiadającymi im wektorami charakterystycznymi. Natomiast $\varrho_1^2 \geq \varrho_2^2 \geq \dots \geq \varrho_q^2$ będą pierwiastkami równania (5), a m_1, m_2, \dots, m_q odpowiadającymi im wektorami charakterystycznymi. Po wprowadzeniu odpowiednich oznaczeń otrzymujemy:

$$L = (l_1 | l_2 | \dots | l_p), \quad (6)$$

$$M = (m_1 | m_2 | \dots | m_q). \quad (7)$$

Niezerowe wartości $\varrho_1, \varrho_2, \dots, \varrho_s$ będące dodatnimi pierwiastkami kwadratowymi z $\varrho_1^2, \varrho_2^2, \dots, \varrho_s^2$ są określane korelacjami kanonicznymi.

Zmienne $u = L'x = l_1x_1 + l_2x_2 + \dots + l_px_p$ są zmiennymi kanonicznymi przestrzeni x -ów. Natomiast zmienne $v = M'y$ są zmiennymi kanonicznymi przestrzeni y -ów.

Jeżeli $\varrho_1, \varrho_2, \dots, \varrho_s$ są uporządkowane tak, że $\varrho_1 \geq \varrho_2 \geq \dots \geq \varrho_s$, to zmienna u_1 jest pierwszą zmienną kanoniczną przestrzeni x -ów, zmienna v_1 — pierwszą zmienną kanoniczną przestrzeni y -ów, zmienna u_2 — drugą zmienną kanoniczną przestrzeni x -ów itd.

WYNIKI ANALIZY KANONICZNEJ DLA 1973 R.

W tym rozdziale przedstawiono za pomocą analizy kanonicznej współzależności pomiędzy wielkością i cechami osób dojeżdżających a cechami miejsc ich zamieszkania w funkcjonalnym regionie Warszawy, według miast i gmin w 1973 r. Badanie współzależności pomiędzy dwoma zbiorami cech stanowi zatem rozszerzenie zakresu analizy i stosunku do poprzednio prezentowanego zastosowania analizy regresji wielokrotnej, pozwalającej na pomiar relacji pomiędzy cechami miejsc zamieszkania a natężeniem dojazdów do pracy.

Analizę kanoniczną przeprowadzono na podstawie poniżej scharakteryzowanych zbiorów zmiennych wyjściowych zależnych i niezależnych. Zbiór $\{Y\}$ tworzyły zmienne zależne odnoszące się do przepływów z miejsc zamieszkania do miejsc pracy, zbiór $\{X\}$ zawierał zmienne niezależne odnoszące się do struktury demograficzno-społecznej obszarów źródłowych dojazdów.

a) Zbiór zmiennych niezależnych (objaśniających): x_1 — odległość (w km); x_2 — gęstość zaludnienia na km²; x_3 — % mężczyzn; x_4 — przyrost naturalny na 1000 mieszkańców; x_5 — saldo ruchu wędrownego na 1000 mieszkańców; x_6 — % stosunek miejsc pracy i miejsc zamieszkania zatrudnionych (wskaźnik względnej samodzielności jednostki w zakresie miejsc pracy); x_7 — wielkość zatrudnienia w przemyśle na 1000 mieszkańców; x_8 — % zatrudnionych w rolnictwie; x_9 — % zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej z wykształceniem wyższym; x_{10} — % zatrudnionych w gospodarce uspołecznionej z wykształceniem podstawowym; x_{11} — mieszkania oddane do użytku w 1973 r. na 1000 nowo zawartych małżeństw;

x_{12} — izby oddane do użytku w 1973 r. na 1000 mieszkańców; x_{13} — liczba mieszkań na 1000 mieszkańców.

b) Zbiór zmiennych zależnych (objaśnianych): y_1 — % dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do liczby zawodowo czynnych poza rolnictwem; y_2 — % dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do ogółu ludności; y_3 — % dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do ogółu wyjeżdżających do pracy z danego miejsca zamieszkania; y_4 — % dojeżdżających do przemysłu w Warszawie spośród ogółu dojeżdżających; y_5 — % dojeżdżających do budownictwa w Warszawie spośród ogółu dojeżdżających; y_6 — % dojeżdżających mężczyzn do Warszawy spośród ogółu dojeżdżających; y_7 — % dojeżdżających (poniżej 29 lat) do Warszawy spośród ogółu dojeżdżających; y_8 — % dojeżdżających do Warszawy z wykształceniem wyższym spośród ogółu dojeżdżających; y_9 — % dojeżdżających do Warszawy z wykształceniem podstawowym spośród ogółu dojeżdżających.

Punktem wyjścia analizy kanonicznej było utworzenie macierzy obserwacji o wymiarach 250×22 , w której zestawiono wartości liczbowe zbiorów (a) \times (b). Analizę przeprowadzono dla zmiennych nie unormowanych⁷.

Ponieważ zbiór zmiennych zależnych $q = 9$ zmiennych, otrzymano 9 par zmiennych kanonicznych, przy min. $(p, q) = 9$, spośród których dwie pierwsze pary są następujące:

$$\begin{aligned}\hat{u}_1 &= -0,0159x_1 + 0,00005x_2 - 0,084x_3 - 0,0037x_4 + 0,0009x_5 + \\ &\quad - 0,0045x_6 + 0,0028x_7 + 0,0008x_8 + 0,073x_9 + 0,0049x_{10} + \\ &\quad - 0,00034x_{11} + 0,0132x_{12} + 0,0039x_{13}; \\ \hat{v}_1 &= -0,0278y_1 + 0,0757y_2 + 0,0189y_3 + 0,0006y_4 + 0,0036y_5 + \\ &\quad - 0,0123y_6 - 0,0124y_7 + 0,0487y_8 + 0,0014y_9; \\ \hat{u}_2 &= -0,0096x_1 - 0,00023x_2 - 0,00043x_3 + 0,0417x_4 - 0,0052x_5 + \\ &\quad - 0,0208x_6 - 0,00099x_7 - 0,0101x_8 + 0,0389x_9 - 0,00262x_{10} + \\ &\quad - 0,00016x_{11} + 0,0135x_{12} + 0,00017x_{13}; \\ \hat{v}_2 &= +0,0923y_1 - 0,0016y_2 - 0,0492y_3 - 0,01367y_4 + 0,00183y_5 + \\ &\quad - 0,00643y_6 - 0,00765y_7 - 0,0365y_8 - 0,00432y_9.\end{aligned}$$

Natomiast wartości współczynników korelacji kanonicznych między wszystkimi parami zmiennych kanonicznych przedstawia tabela 7, z której wynika, iż nie wszystkie współczynniki są istotnie różne od zera na poziomie $\theta = 0,05$. Przy testowaniu istotności tych współczynników posłużono się testem maksymalnego pierwiastka Roy'a (por. Krzyśko, Ratajczak 1978). Współczynniki korelacji kanonicznych są istotne tylko dla par zmiennych kanonicznych $\hat{u}_1 \hat{v}_1$, $\hat{u}_2 \hat{v}_2$, $\hat{u}_3 \hat{v}_3$, $\hat{u}_4 \hat{v}_4$, $\hat{u}_5 \hat{v}_5$, $\hat{u}_6 \hat{v}_6$.

⁷ Obliczenia dotyczące analizy kanonicznej zostały wykonane na maszynie ODRA-1204 w Ośrodku Informatyki UAM w Poznaniu przez doc. M. Krzyśko, któremu autorka składa serdeczne podziękowania.

Stosując wzór

$$R^2_{yx} = \frac{\sum_{i=1}^s \sum_{k=i}^q r_i^2 \text{War } y_k \text{ Kor}^2 (y_k, \hat{v}_i)}{\sum_{k=i}^q \text{War } y_k} \quad (8)$$

uzyskuje się współczynniki determinacji w sensie regresji wielokrotnej, które wskazują, jaki procent wariancji zmiennych zależnych objaśniany jest przez zbiór pierwotnych zmiennych niezależnych. Z tabeli 8 wynika, jaka część wariancji zmiennych

Tabela 7

Wartości współczynników korelacji kanonicznych

Lp.	Para zmiennych	Współczynniki korelacji kanonicznej	Ogólny poziom istotności
1	\hat{u}_1 v_1	0,904285	$\theta_{0,05}(9, 1, 5, 113) = 0,194$ $\theta_{0,01}(9, 1, 5, 113) = 0,216$
2	\hat{u}_2 \hat{v}_2	0,821835	
3	\hat{u}_3 \hat{v}_3	0,580988	
4	\hat{u}_4 \hat{v}_4	0,410745	
5	\hat{u}_5 \hat{v}_5	0,316213	
6	\hat{u}_6 \hat{v}_6	0,268680	
7	\hat{u}_7 \hat{v}_7	0,168386	
8	\hat{u}_8 \hat{v}_8	0,085449	
9	\hat{u}_9 \hat{v}_9	0,0533162	

Tabela 8

Wartości współczynników determinacji wielokrotnej. Zasób wariancji kolejnych zmiennych zależnych (y) wyjaśniony przez wszystkie zmienne pierwotne wektora x

Zmienne zależne	R^2
Y_1	67,8
Y_2	71,6
Y_3	61,7
Y_4	33,6
Y_5	22,6
Y_6	58,1
Y_7	17,4
Y_8	67,8
Y_9	48,3

zależnych (y_1, y_2, \dots, y_9) ulegnie dalszemu podziałowi w wyniku zastosowania analizy kanonicznej. Podział współczynników R^2 był następujący (tab. 9).

Tabela 9 zawiera zestawienie elementów przekątnej macierzy $Q_1, Q_2, Q_3, Q_4, Q_5, Q_6, Q_7, Q_8, Q_9$. Sumy tych macierzy można zestawić w macierz Q , która informuje nas o podziale R^2 . Tak więc np. i -ty element przekątnej macierzy Q_1 określa zasób wariancji (wyrażony w %) i -tej zmiennej zależnej pierwotnej (y) wyjaśniony przez pierwszą zmienną kanoniczną — \hat{u}_1 — przestrzeni x -ów (określony na wektorze x -ów). Natomiast informacji, w jakim stopniu wszystkie zmienne kanoniczne przestrzeni x -ów (łącznie) wyjaśniają sumę wariancji wszystkich zmiennych zależnych, dostarcza złożony współczynnik determinacji wielokrotnej R^2_{yx}

Tabela 9

Zasób wariancji kolejnych zmiennych zależnych (Y) wyjaśniony w % przez zmienne kanoniczne (\hat{u}), (określone na wektorze x -ów)

Y u	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5	Y_6	Y_7	Y_8	Y_9
\hat{u}_1	29,2	48,4	43,3	19,1	14,6	51,4	2,1	59,99	42,1
\hat{u}_2	36,4	21,5	11,7	1,9	0,7	1,9	1,3	3,98	2,1
\hat{u}_3	1,9	0,6	5,7	9,9	1,9	2,2	9,6	2,03	0,08
\hat{u}_4	0,02	1,04	0,2	0,1	0,7	1,2	1,3	1,42	1,05
\hat{u}_5	0,2	0,01	0,7	1,6	0,05	0,4	2,3	0,2	2,70
\hat{u}_6	0,0	0,004	0,001	0,7	4,7	0,9	0,1	0,002	0,07
\hat{u}_7	0,01	0,02	0,0	0,3	0,01	0,06	0,6	0,00	0,00
\hat{u}_8	0,02	0,00	0,03	0,002	0,04	0,01	0,0	0,002	0,08
\hat{u}_9	0,01	0,00	0,00	0,02	0,003	0,001	0,04	0,012	0,001
R^2	67,76	71,57	61,63	33,62	22,70	58,07	17,34	67,646	48,28

Złożony współczynnik determinacji $R^2_{yx} = 0,48930$

$$R^2_{yx} = \frac{\sum_{k=1}^q \text{War } y_k R^2 y_k \cdot x_1, \dots, x_p}{\sum_{k=1}^q \text{War } y_k} \quad (9)$$

W przypadku danej analizy wartość jego wynosi 0,4893. Stosując wzór na współczynnik determinacji w sensie regresji wielokrotnej możemy znów określić, jaki jest udział (w %) poszczególnych zmiennych kanonicznych określonych na wektorze x w wyjaśnieniu łącznej wariancji zbioru zmiennych zależnych $\{Y\}$ (tab. 10).

Tabela 10

Zasób łącznej wariancji zmiennych zależnych (Y) wyjaśniony w % przez poszczególne zmienne kanoniczne \hat{u} (określone na wektorze x)

Zmienne kanoniczne	%
u_1	32,2
\hat{u}_2	10,4
\hat{u}_3	3,9
\hat{u}_4	0,5
\hat{u}_5	0,7
\hat{u}_6	1,1
\hat{u}_7	0,1
\hat{u}_8	0,3
\hat{u}_9	0,01

INTERPRETACJA ZMIENNYCH KANONICZNYCH

Interpretacja zmiennych kanonicznych określonych na zbiorze pierwotnych cech wyjściowych ma istotne znaczenie w analizie empirycznej. Zmienne te są bowiem fizycznie nieobserwowalne i dlatego ważne jest określenie, w jakim stopniu opisują one własności zmiennych wyjściowych. Interpretację zmiennych kanonicznych przeprowadzono na podstawie współczynników determinacji, w celu określenia udziału zmiennych kanonicznych w zmienności cech wyjściowych.

Współczynniki determinacji pomiędzy wszystkimi zmiennymi wyjściowymi charakteryzującymi dojazd oraz cechy obszaru a wszystkimi zmiennymi kanonicznymi są zawarte w tabeli 11. Tabela ta zawiera wszystkie współczynniki determinacji pomiędzy wszystkimi zmiennymi wektora y oraz wszystkimi zmiennymi kanonicznymi, a suma współczynników danego wiersza = 1 (100%).

Z tabeli 11 na podstawie wartości R^2 znajduje się te zmienne zależne Y , które w konstrukcji poszczególnych zmiennych kanonicznych (\hat{v}) mają decydujący udział. Poniżej przedstawiono poszczególne zmienne kanoniczne (\hat{v}), które udało się zde-

Tabela 11

Współczynniki determinacji pomiędzy zmiennymi y a zmiennymi kanonicznymi v

	\hat{v}_1 \hat{v}_9	\hat{v}_2	\hat{v}_3	\hat{v}_4	\hat{v}_5	\hat{v}_6	\hat{v}_7	\hat{v}_8
y_1	.35689 .00296	.53973	.05668	.00106	.02117	.00001	.00018	.02131
y_2	.59105 .00059	.31997	.01850	.06159	.00127	.00062	.00644	.00018
y_3	.52994 .00029	.17344	.16973	.01376	.07016	.00007	.00000	.04261
y_4	.23428 .07605	.02757	.29397	.00360	.15890	.10083	.10182	.00299
y_5	.17805 .01102	.01071	.05597	.04076	.00051	.64780	.00440	.05078
y_6	.62846 .00418	.02837	.06581	.07047	.04246	.11969	.02038	.02017
y_7	.02605 .14303	.01951	.28448	.07488	.23589	.01159	.20414	.00042
y_8	.73364 .04130	.05890	.06012	.08414	.01898	.00030	.00006	.00256
y_9	.51552 .00433	.03180	.00228	.06235	.26999	.00949	.00001	.10424

cydowanie wyróżnić wraz z zaznaczeniem tych zmiennych pierwotnych y , które mają decydujący udział w budowie tych zmiennych kanonicznych:

\hat{v}_1 — zmienna kanoniczna charakteryzująca poziom kwalifikacji i strukturę płci dojeżdżających

y_8	73,4	— % dojeżdżających do pracy z wykształceniem wyższym
y_6	62,8	— % mężczyzn dojeżdżających do pracy
y_2	59,2	— % dojeżdżających do ogółu ludności
y_3	53,0	— % dojeżdżających do Warszawy
y_9	51,5	— % dojeżdżających do pracy z wykształceniem podstawowym

\hat{v}_2 — zmienna kanoniczna charakteryzująca wyjazdy do pracy na tle struktury gospodarczej obszarów źródłowych dojazdów

y_1	54,0	— % dojeżdżających do pracy w stosunku do liczby zawodowo czynnych poza rolnictwem
-------	------	--

\hat{v}_3 — zmienna kanoniczna charakteryzująca młodych robotników warszawskich dojeżdżających do pracy w przemyśle

y_4	29,4	— % dojeżdżających do przemysłu w Warszawie
y_7	28,5	— dojeżdżający poniżej 29 lat

\hat{v}_6 — zmienna kanoniczna charakteryzująca dojeżdżających do budownictwa w Warszawie

y_5	64,8	— dojeżdżający do budownictwa.
-------	------	--------------------------------

Analogicznie z tabeli 12 na podstawie najwyższych wartości R^2 znajdujemy te zmienne zależne y , które w konstrukcji poszczególnych zmiennych kanonicznych (\hat{u}) mają decydujący udział. Poniżej przedstawiono poszczególne zmienne kanoniczne (\hat{u}), które udało się zdecydowanie wyróżnić, wraz z zaznaczeniem tych zmiennych pierwotnych x , które biorą decydujący udział w budowie tych zmiennych kanonicznych:

\hat{u}_1 zmienna kanoniczna charakteryzująca wielkomiejskość struktury

x_1	70,6	— odległość (w km) od centrum Warszawy
x_2	51,2	— gęstość zaludnienia
x_9	32,2	— zatrudnieni z wykształceniem wyższym
x_{13}	32,0	— liczba mieszkań
x_3	16,3	— % mężczyzn

\hat{u}_2 zmienna kanoniczna charakteryzująca specjalizację przemysłową w danej jednostce

x_6	84,6	— wskaźnik względnej samodzielności jednostki w zakresie miejsc pracy (% stosunek miejsc pracy i miejsc zamieszkania zatrudnionych)
x_7	43,1	— wskaźnik zatrudnienia w przemyśle
x_5	27,0	— saldo migracyjne
x_{11}	11,0	— przyrost zasobów mieszkaniowych

\hat{u}_4 zmienna kanoniczna charakteryzująca przyrost naturalny

x_4	36,9	— przyrost naturalny
-------	------	----------------------

Macierz kwadratów korelacji pomiędzy zmiennymi x a zmiennymi kanonicznymi \hat{u}

	\hat{u}_1 \hat{u}_9	\hat{u}_2	\hat{u}_3	\hat{u}_4	\hat{u}_5	\hat{u}_6	\hat{u}_7	\hat{u}_8
x_1	.70629 .00008	.12759	.11439	.02726	.00836	.00696	.00051	.00182
x_2	.51215 .00746	.16741	.05468	.01631	.02730	.11342	.05999	.00441
x_3	.16354 .00017	.10414	.07648	.00001	.03113	.04291	.08661	.05045
x_4	.06687 .01373	.09564	.09603	.36879	.00000	.03037	.07506	.11029
x_5	.18544 .15865	.27053	.00370	.04361	.05695	.08993	.09365	.00381
x_6	.04710 .00344	.84607	.06482	.02020	.00202	.00150	.00094	.00124
x_7	.31208 .04263	.43145	.00119	.01061	.03535	.00830	.02932	.00465
x_8	.07578 .01127	.00122	.00102	.22288	.04751	.01008	.01663	.12046
x_9	.32191 .02384	.05018	.00094	.06156	.00016	.00245	.02769	.04062
x_{10}	.04413 .02423	.14383	.00827	.00099	.03966	.07846	.00376	.36937
x_{11}	.03090 .00296	.11111	.00609	.05165	.00118	.00143	.07580	.00023
x_{12}	.04733 .05681	.04343	.00636	.06495	.04073	.00914	.17107	.00025
x_{13}	.32039 .17144	.07341	.01121	.00000	.25969	.01904	.00224	.01202

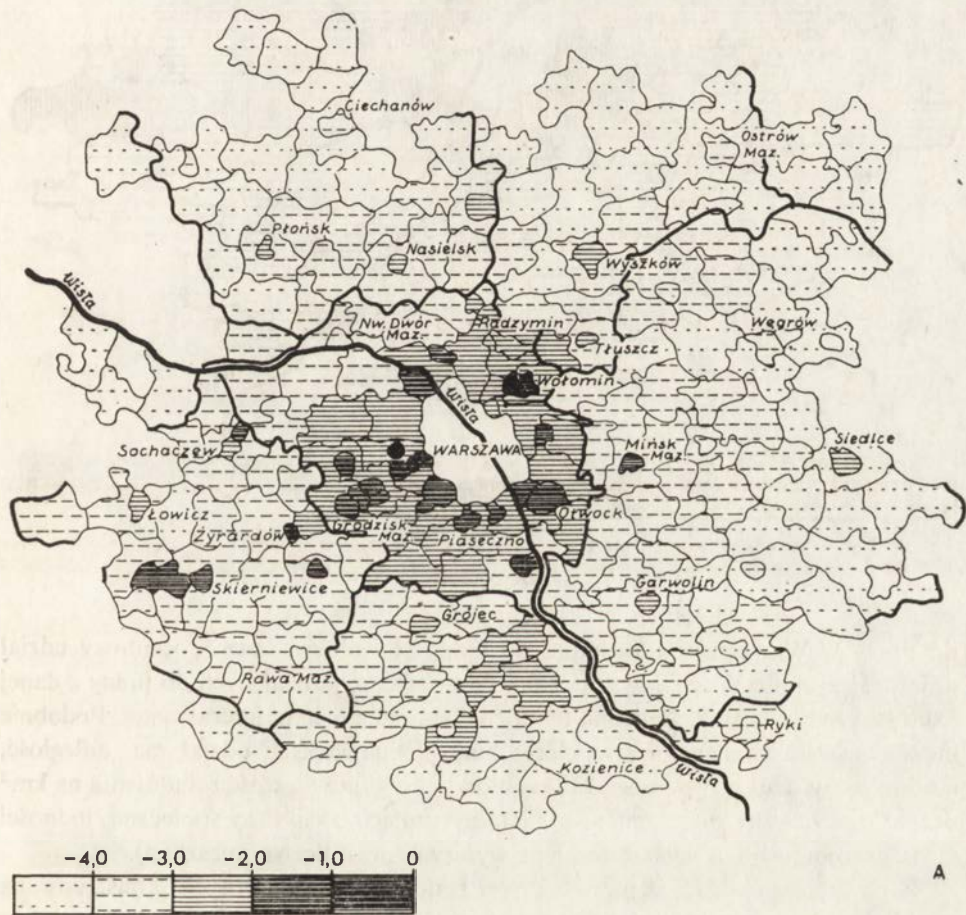
\hat{u}_7 zmienna kanoniczna charakteryzująca warunki mieszkaniowe
 x_{12} 17,1 — izby oddane do użytku w 1973 r. na 1000 mieszkańców

\hat{u}_8 zmienna kanoniczna charakteryzująca ludność rolniczą
 x_{10} 36,9 — % zatrudnionych w gospodarce społecznej z wykształceniem podstawowym
 x_8 12,0 — % zatrudnionych w rolnictwie

Na podstawie tych ustaleń oraz na podstawie współczynników korelacji kanonicznych interpretację należy ograniczyć do dwu pierwszych par zmiennych kanonicznych, które udało się zdecydowanie wyróżnić ze zbioru zmiennych (\hat{u}_1, \hat{v}_1) oraz (\hat{u}_2, \hat{v}_2). Słuszność tej decyzji potwierdzają wartości współczynników korelacji kanonicznych między tymi parami zmiennych, które są w tym przypadku najwyższe i zdecydowanie wyróżniają się na tle pozostałych. Współczynnik korelacji kanonicznej dla pary $\hat{u}_1 \hat{v}_1 = 0,904$, dla drugiej zaś pary zmiennych kanonicznych $\hat{u}_2 \hat{v}_2 = 0,8218$. Są to wysokie wartości.

Należy zwrócić uwagę, iż przedstawiona na rycinie 17 pierwsza para (\hat{u}_1, \hat{v}_1) wysoko skorelowanych zmiennych kanonicznych określonych na wektorach zmiennych pierwotnych świadczy o występowaniu w regionie ścisłych współzależności między ogólną ruchliwością mieszkańców regionu, wyrażoną przez udział i cechy dojeżdżających do pracy w Warszawie, a zmienną charakteryzującą procesy urbanizacyjne, odzwierciedlającą „wielkomiejskość struktury”.

Na konstrukcję zmiennej \hat{v}_1 wpływają: wskaźnik powiązań tak o charakterze demograficznym (% dojeżdżających mężczyzn do pracy w Warszawie), jak i społecznym (% dojeżdżających z wykształceniem wyższym i podstawowym), zmienne wskazujące na bezpośrednie powiązania z Warszawą (% udział dojeżdżających



Ryc. 17. Rozkład przestrzenny zmiennych kanonicznych \hat{u}_1, \hat{v}_1

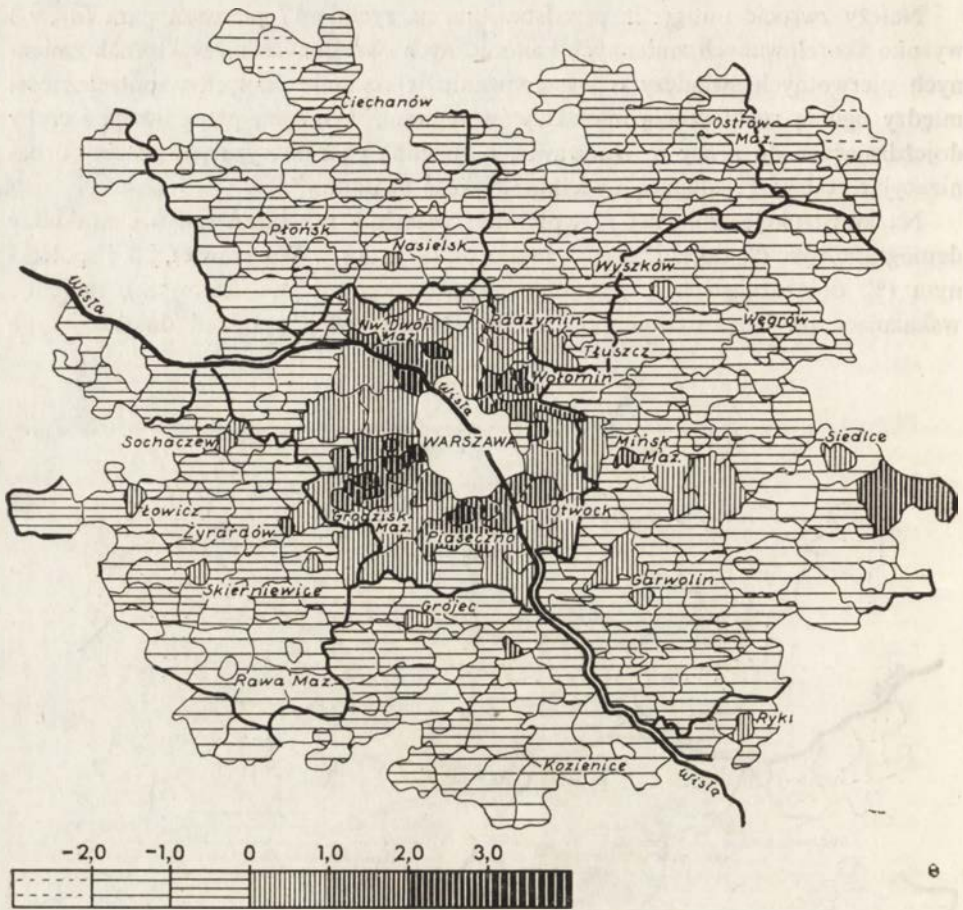
A: \hat{u}_1 – zmienna kanoniczna charakteryzująca wielkomiejskość struktury

B: \hat{v}_1 – zmienna kanoniczna charakteryzująca poziom kwalifikacji i struktur płci dojeżdżających

Distribution of canonical variates \hat{u}_1, \hat{v}_1

A: Canonical variate \hat{u}_1 representing the metropolitan structures

B: Canonical variate \hat{v}_1 representing the educational level and sex structure of commuters



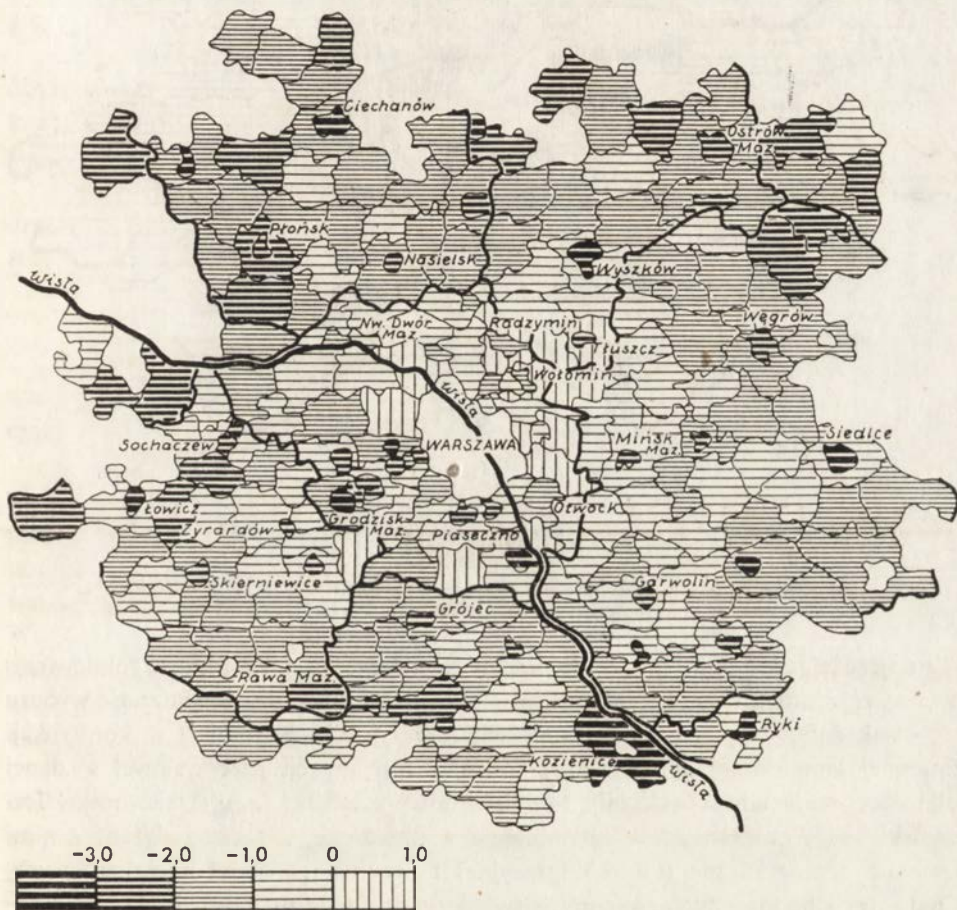
Ryc. 17B

do pracy w Warszawie w stosunku do ludności ogółem) oraz procentowy udział dojeżdżających do Warszawy w stosunku do ogółu wyjeżdżających do pracy z danej jednostki zamieszkania. Zmienną tę można nazwać zmienną interakcyjną. Podobnie można nazwać zmienną \hat{u}_1 , w której budowie największy udział ma odległość, a także cechy struktury demograficznej ludności regionu (gęstość zaludnienia na km^2 oraz % mężczyzn) oraz zmienne charakteryzujące strukturę społeczną ludności (tzn. procent osób z wykształceniem wyższym oraz liczba mieszkań).

Z powyższego widać, iż pierwsza para zmiennych kanonicznych skonstruowana ze składników, pochodzących z dwu odrębnych zbiorów zmiennych, zawiera podobne elementy struktury demograficznej i społecznej ludności oraz że siła współzależności zachodzących między tymi zmiennymi świadczy o charakterze i intensywności zachodzących w regionie procesów, tzn. ogólnych procesów urbanizacyjnych, o których występowaniu sugerowano w hipotezie ogólnej pracy mówiącej, że elementy tworzące te struktury wpływają na układ powiązań w regionie.

Jedną z wyjściowych hipotez, zgodnie z którą elementy struktury demograficzno-społecznej ludności wpływają na kształtowanie się powiązań między układami miejsc pracy i zamieszkania w postaci intensywnych dojazdów do pracy w Warszawie, można zatem uznać za potwierdzoną wynikami analizy kanonicznej.

Natomiast druga para zmiennych kanonicznych (\hat{u}_2, \hat{v}_2), również wysoko skorelowanych ($R_{x,y} = 0,8218$), przedstawia mniej skomplikowaną budowę, którą można dość jednoznacznie określić (ryc. 18). W strukturze drugiej zmiennej kanonicznej \hat{v}_2 występuje jedynie zmienna wyjściowa, która jako wskaźnik powiązań Y_1



Ryc. 18. Rozkład przestrzenny zmiennych kanonicznych $\hat{u}_2 \hat{v}_2$

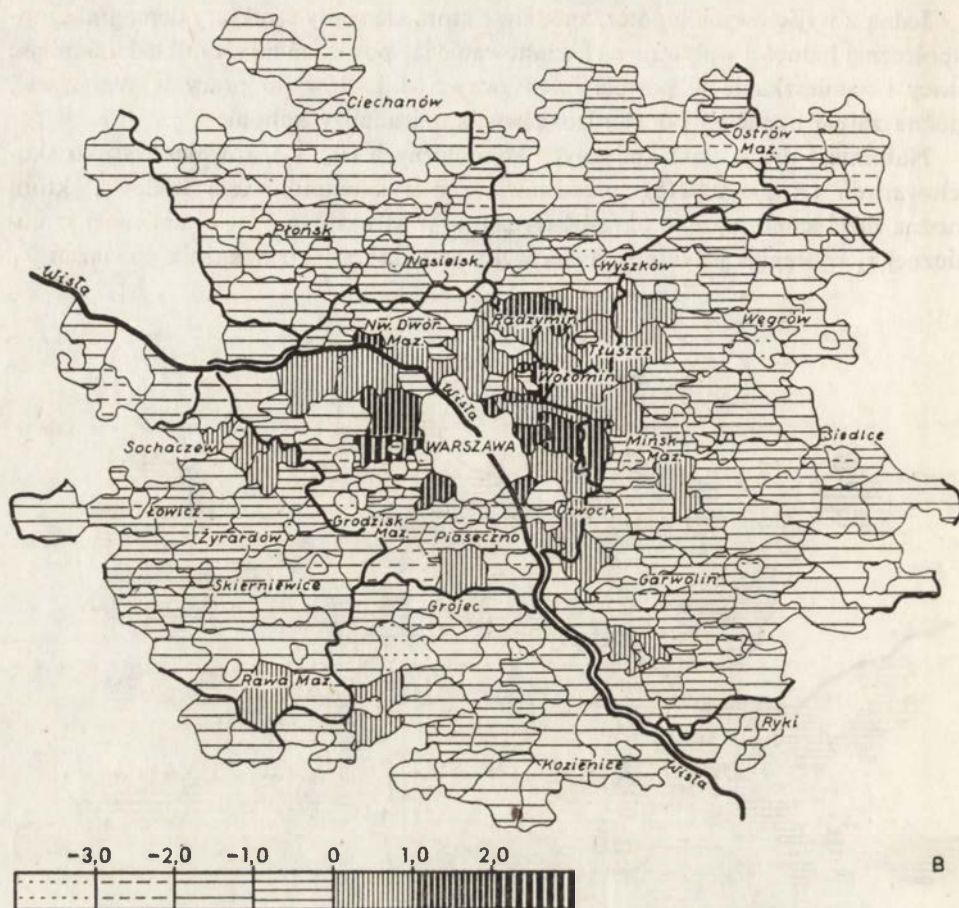
A: \hat{u}_2 – zmienna kanoniczna charakteryzująca specjalizację przemysłową w danej jednostce

B: \hat{v}_2 – zmienna kanoniczna charakteryzująca wyjazdy do pracy na tle struktury gospodarczej obszarów źródłowych dojazdów

Distribution of canonical variates $\hat{u}_2 \hat{v}_2$

A: \hat{u}_2 – Canonical variate representing the industrial specialization in given unit

B: \hat{v}_2 – Canonical variate representing commuting to work in relation to the economic structure of areas sending out the commuters



Ryc. 18B

(% dojeżdżających w stosunku do liczby zawodowo czynnych poza rolnictwem) była uwzględniona w analizie regresji wielokrotnej. Potwierdza to słuszność wyboru tego wskaźnika w poprzednich modelach regresyjnych. Natomiast w konstrukcji zmiennej kanonicznej \hat{u}_2 , nazwanej zmienną specjalizacji przemysłowej w danej jednostce, mają udział wskaźnik samodzielności jednostki (x_6), (Dziwoński, Jerczyński 1977) oraz wskaźnik zatrudnienia w przemyśle, a także związane z nimi zmienne demograficzne (saldo migracyjne) i przyrost zasobów mieszkaniowych. Charakter i budowa tych zmiennych świadczy, iż na tle ogólnych procesów urbanizacyjnych dokonują się procesy specjalizacji funkcjonalnej, które wpływają na intensywność powiązań wewnątrzregionalnych. Na szczególną uwagę zasługuje fakt silnego powiązania udziału osób dojeżdżających do pracy w przemyśle z dynamiką budownictwa mieszkaniowego w obszarze źródłowym dojazdów. Stwierdzenie to można poprzeć wnioskiem, który nasuwa się przy interpretacji dalszych dwu zmiennych kanonicznych określonych na wektorze zmiennych pierwotnych y oraz dalszych trzech zmiennych określanych na wektorze pierwotnych x . Zmienne \hat{v}_3 i \hat{v}_6

jednoznacznie odnoszą się do procentowego udziału dojeżdżających do pracy do Warszawy w dwu najważniejszych działach gospodarki narodowej, tj. do przemysłu i budownictwa. Ta pierwsza zmienna wzbogacona jest w swojej konstrukcji udziałem zmiennej demograficznej, którą stanowi odsetek ludzi młodych poniżej 29 lat, dojeżdżających do pracy do Warszawy (\hat{v}_3 — zmienna kanoniczna charakteryzująca młodych robotników warszawskich). W zmiennej \hat{u}_4 wyodrębniono natomiast jedną zmienną demograficzną, określającą przyrost naturalny, w zmiennych \hat{u}_7 i \hat{u}_8 zaś dominują cechy struktury społecznej i zawodowej. Potwierdza się hipoteza, że w regionie funkcjonalnym Warszawy cechy struktury demograficzno-społecznej są silnie skorelowane z powiązaniem typu miejsce zamieszkania — miejsce pracy w regionie.

O wysokim stopniu współzależności między cechami dojeżdżających a cechami obszarów źródłowych przepływów możemy mówić na podstawie wyników analizy korelacji kanonicznych. Stanowią one kolejne potwierdzenie hipotezy, którą przedstawiono na początku pracy, wskazując przy tym na dwukierunkowość zależności.

Zmienne objaśniane można prognozować (w sensie metody najmniejszych kwadratów) za pomocą zmiennych kanonicznych przestrzeni zmiennych objaśniających. Równanie prognozy określone jest wzorem

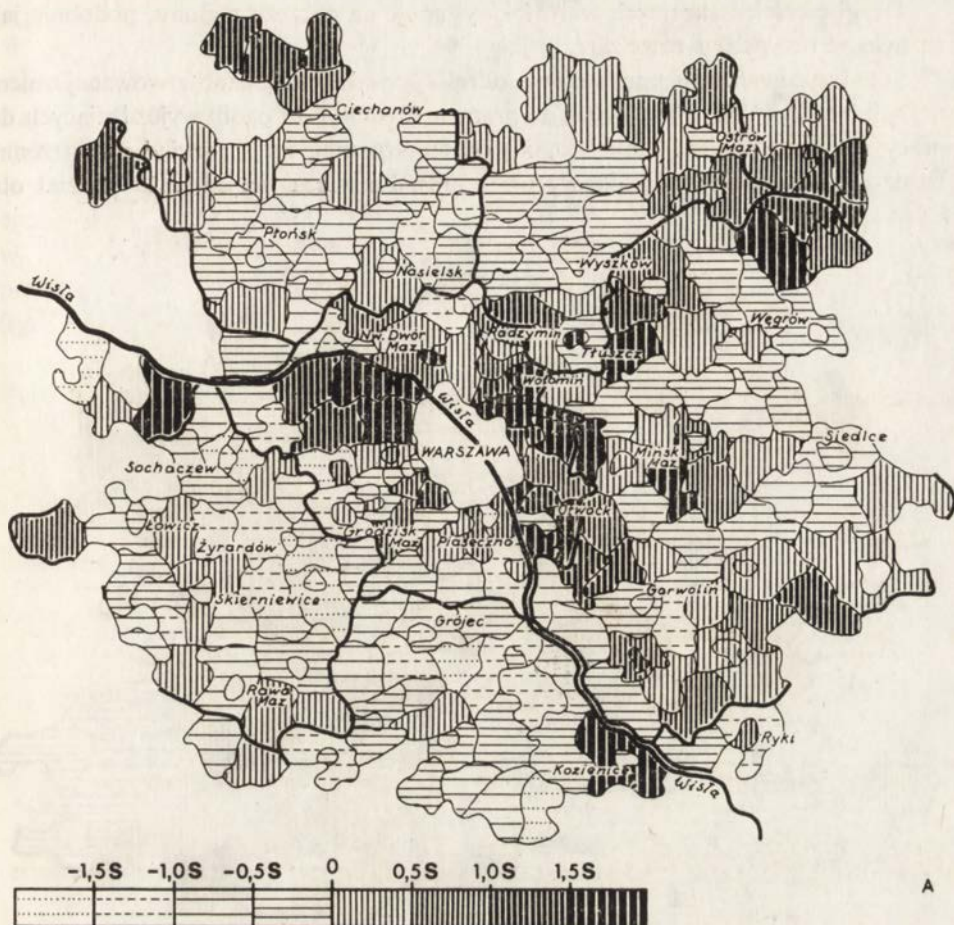
$$\hat{Y} = X\hat{L}_s R_s \hat{M}' S_{22}. \quad (10)$$

Prognoza pierwotnych y -ów została wykonana na podstawie zmiennych kanonicznych przestrzeni x -ów odpowiadających niezerowym pierwiastkom (korelacjom kanonicznym).

W prognozie zmiennych zależnych, Y_1, Y_2, \dots, Y_9 , uwzględniono wszystkie zmienne kanoniczne \hat{u} ($\hat{u}_1 \dots \hat{u}_9$) ze względu na ich stopień wyjaśniania zmienności pierwotnych zmiennych zależnych (Y) (por. tab. 10). Natomiast wartości odchyłeń pomiędzy zaobserwowanymi i oszacowanymi na podstawie powyższego modelu wartościami zmiennych zależnych charakteryzujących układ miejsc pracy w regionie Warszawy pozwoliły dokonać analizy normalności rozkładu reszt oraz dokonać testu graficznego na stałość wariancji błędów oszacowanych modelu. Wykresy zmiennych resztowych e_i w funkcji \hat{Y} , odpowiadające poszczególnym modelom kanonicznym, są homoscedastyczne.

Rozkład przestrzenny standaryzowanych odchyłeń poszczególnych zaobserwowanych zmiennych zależnych $Y_1 \dots Y_9$ od ich wartości $\hat{Y}_1 \dots \hat{Y}_9$, oszacowanych za pomocą wszystkich zmiennych kanonicznych $\hat{u}_1 \dots \hat{u}_9$, przedstawiono na mapach reszt (ryc. 19—21).

Standaryzowane skrajne wartości odchyłeń pierwszej zmiennej zależnej Y_1 (% dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do liczby zawodowo czynnych poza rolnictwem) od wartości \hat{Y}_1 oszacowanej układają się sektorowo wzdłuż głównych tras komunikacyjnych (ryc. 19). Wysokie dodatnie wartości odchyłeń (ponad 1S od wartości średniej) występują przede wszystkim w miastach i gminach w pasmie wołomińskim i otwockim oraz w kierunku Legionowa i Nasielska. Natomiast wysokie odchylenia ujemne (poniżej 1S od wartości średniej) cechują jednostki rozmieszczone w kierunku południowo-zachodnim wzdłuż linii skierniewickiej.



Ryc. 20A. Analiza kanoniczna, 1973 r. Standaryzowane wartości reszt

- A: \hat{Y}_2 – Procentowy udział dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do ludności ogółem, zamieszkałej w danej jednostce,
 B: \hat{Y}_3 – Procentowy udział dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do ogółu wyjeżdżających do pracy z danego miejsca zamieszkania,
 C: \hat{Y}_4 – Odsetek dojeżdżających do pracy w przemyśle w Warszawie spośród ogółu dojeżdżających,
 D: \hat{Y}_5 – Odsetek dojeżdżających do pracy w budownictwie w Warszawie spośród ogółu dojeżdżających

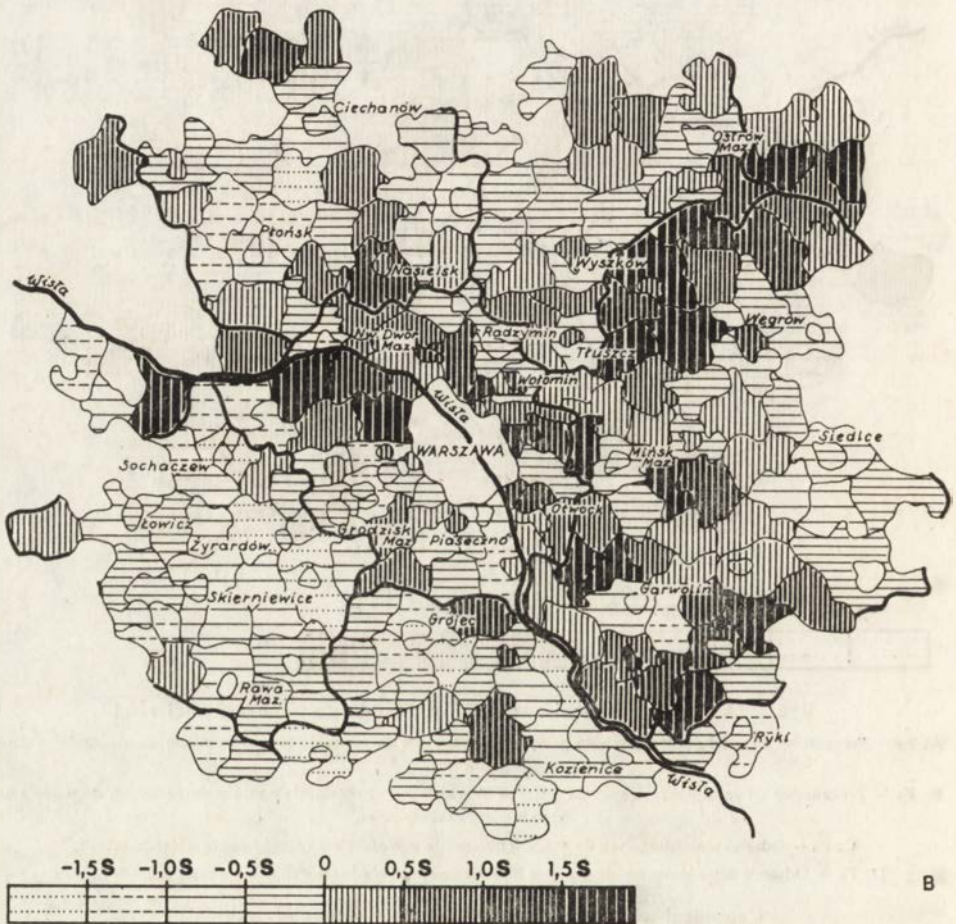
Canonical analysis, 1973. Standardized values of residuals

- A: \hat{Y}_2 – Percentage of commuters to work in Warsaw in relation to the total population of the given commune,
 B: \hat{Y}_3 – Percentage of commuters to work in Warsaw in relation to the total population commuting to work from given unit,
 C: \hat{Y}_4 – Percentage of industrial workers commuting to Warsaw in relation to the total number of commuters,
 D: \hat{Y}_5 – Percentage of commuters employed in building and construction commuting to work in Warsaw

okoła Warszawy. W strefie prawobrzeżnej skrajne wartości odchyłeń dodatnich cechują jednostki graniczące z Warszawą, a w lewobrzeżnej, dopiero za strefą jednostek o niskich odchyleniach, znajdują się jednostki, które cechują wysokie wartości ujemne odchyłeń.

Drugi pierścień skrajnych wartości występuje na obrzeżu regionu, podobnie jak to było w przypadku reszt z regresji.

Standaryzowane zmienne resztowe, określające odchylenie zaobserwowanej zmiennej zależnej Y_3 (% dojeżdżających do pracy w stosunku do ogółu wyjeżdżających do pracy z danego miejsca zamieszkania) od teoretycznej, mają rozkład przestrzenny bardzo zróżnicowany, mozaikowy (ryc. 20B). Zaznacza się jednakże podział ob-



Ryc. 20B

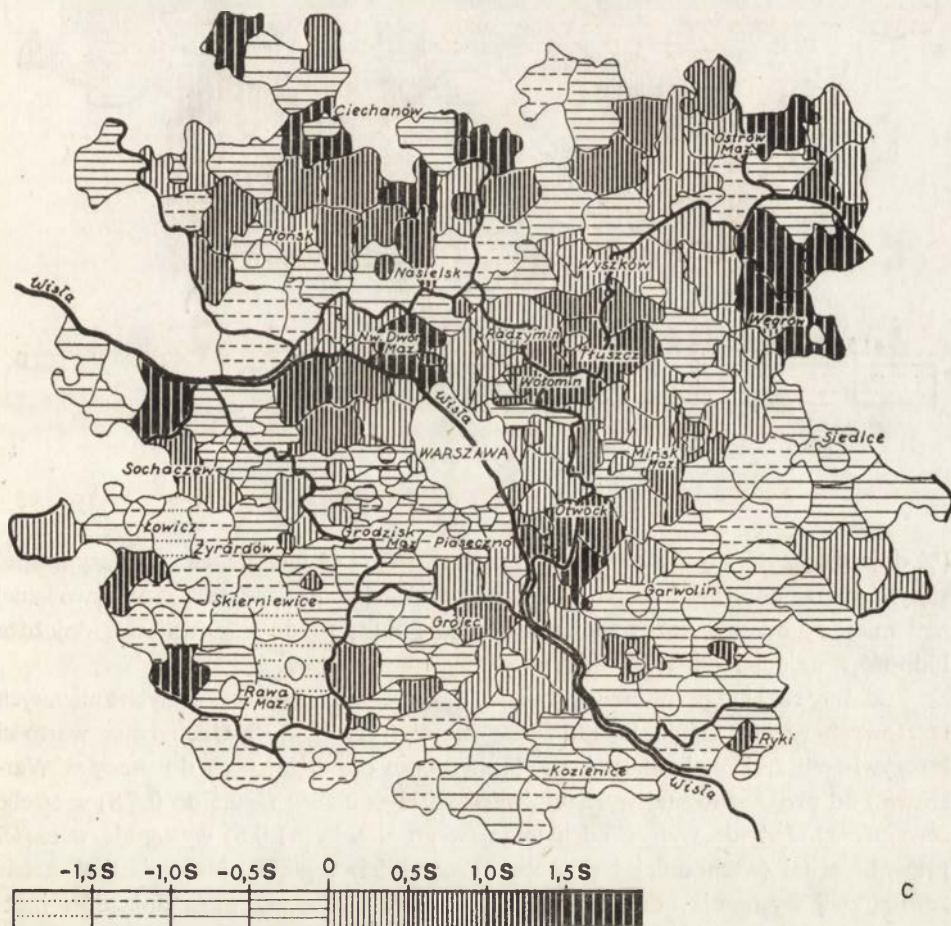
szaru na dwie części: we wschodniej przeważają odchylenia dodatnie, w zachodniej natomiast ujemne. Jednym z elementów, który może świadczyć o tym zróżnicowaniu, jest atrakcyjność Warszawy jako ośrodka pracy, większa dla nieuprzemysłowionych (niewyspecjalizowanych funkcjonalnie) miast i gmin położonych w części prawobrzeżnej regionu. Ujemne reszty w lewobrzeżnej części można tłumaczyć wpływem zlokalizowanych tam ośrodków zatrudnienia o zasięgu lokalnym, a także

oddziaływanie Łodzi, zwłaszcza na obszary znajdujące się na obrzeżu regionu. W części prawobrzeżnej nie ma takiego ośrodka, a dodatkowo odchylenia ciągną się aż do granic regionu. Odchyleni tych nie można jednak wyjaśnić za pomocą analizy kanonicznej. W tym przypadku możemy mówić o dalekich „nieracjonalnych” dojazdach do pracy w Warszawie (por. poprzedni rozdział oraz Cegielski 1974).

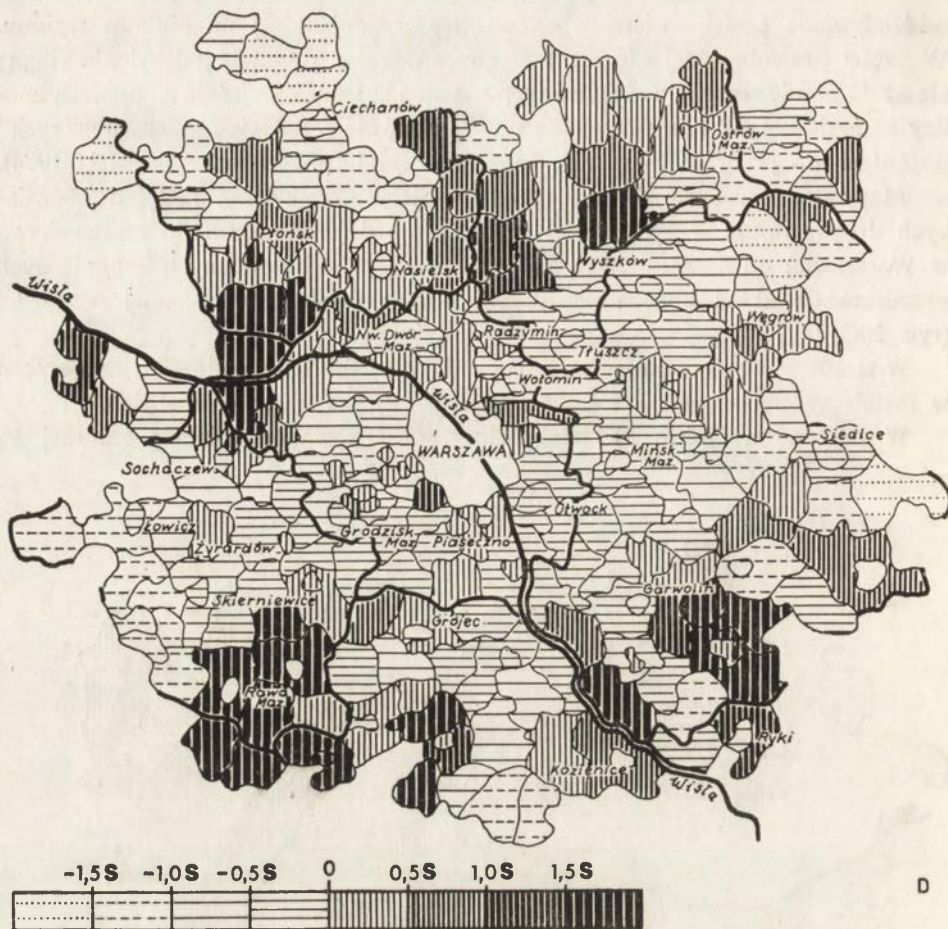
Mapy standaryzowanych reszt przedstawiających odchylenia Y_4 (% dojeżdżających do przemysłu w Warszawie) oraz Y_5 (% dojeżdżających do budownictwa w Warszawie) od oszacowanych za pomocą wszystkich zmiennych kanonicznych przedstawiają układ koncentryczny, związany z działaniem zmiennej odległości (ryc. 20C; D).

W strefie wewnętrznej regionu odchylenia są bliskie zeru, natomiast na obrzeżu w formie zewnętrznego pierścienia występują skrajne wartości odchyleni.

W przypadku ryciny 20C odchylenia zaobserwowanej zmiennej zależnej Y_4



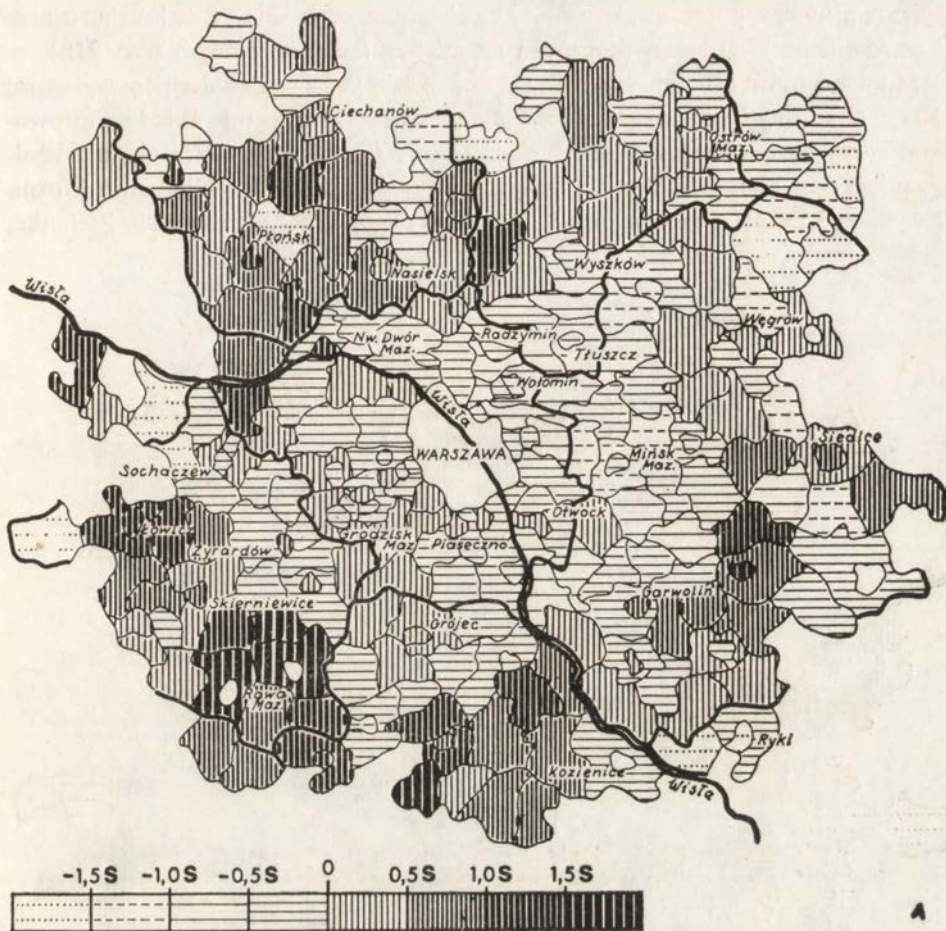
Ryc. 20C



Ryc. 20D

(% dojeżdżających do przemysłu) od prognozowanej są ujemne, co świadczy o dość silnym oporze odległości. Odrotnie natomiast odchylenia dodatnie zaobserwowanej zmiennej Y_5 od prognozowanej potwierdzają fakt, że do budownictwa dojeżdża ludność z najdalej od Warszawy położonych miejscowości.

Podobny rozkład przestrzenny, tzn. koncentryczny, standaryzowanych zmiennych resztowych przedstawiają kolejne dwie mapy (ryc. 21A; B). Odchylenia wartości rzeczywistych zmiennej zależnej Y_6 (% mężczyzn dojeżdżających do pracy w Warszawie) od prognozowanej wykazują wartości bliskie zeru ($-0,5$ do $0,5$ S) w strefie zewnętrznej. Jedynie wyższe odchylenia (w granicach $-1,0$ S) występują w części prawobrzeżnej (wschodniej i północno-wschodniej) regionu. Natomiast w strefie zewnętrznej występują odchylenia dodatnie związane z przewagą dojazdów mężczyzn z dalszych odległości. Zjawisko to było opisywane w literaturze i jest typowe



Ryc. 21. Analiza kanoniczna, 1973 r. Standaryzowane wartości reszt

A: \hat{Y}_6 – Odsetek dojeżdżających mężczyzn do Warszawy spośród ogółu dojeżdżających,

B: \hat{Y}_7 – Odsetek dojeżdżających poniżej 29 lat do pracy w Warszawie spośród ogółu dojeżdżających,

C: \hat{Y}_8 – Odsetek dojeżdżających do pracy w Warszawie z wykształceniem wyższym spośród ogółu dojeżdżających,

D: \hat{Y}_9 – Odsetek dojeżdżających do pracy w Warszawie z wykształceniem podstawowym spośród ogółu dojeżdżających

Canonical analysis, 1973. Standardized values of residuals

A: \hat{Y}_6 – Percentage of men commuting to work in Warsaw in relation to total number of commuters,

B: \hat{Y}_7 – Percentage of persons under 29 of age commuting to work in Warsaw in relation to total number of commuters,

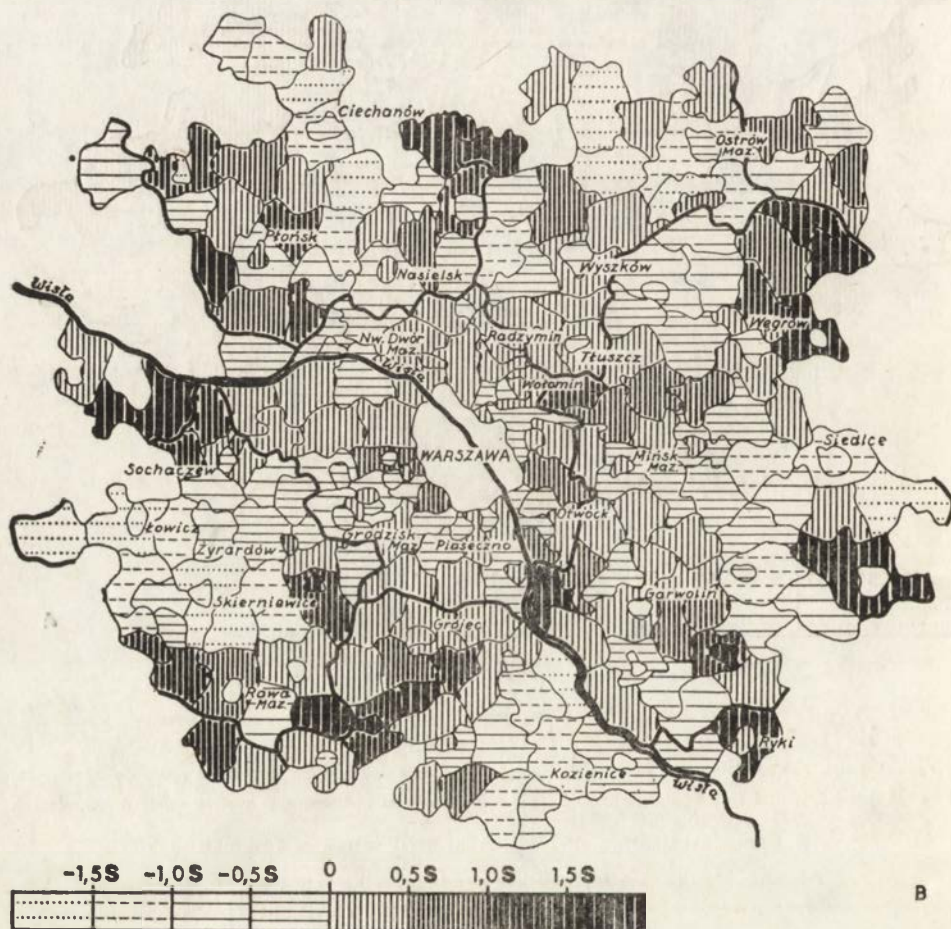
C: \hat{Y}_8 – Percentage of persons with higher education commuting to work in relation to total number of commuters,

D: \hat{Y}_9 – Percentage of persons with primary education only commuting to work in Warsaw in relation to total number of commuters

dla rozkładu przestrzennego cech dojeżdżających. Podobny jest rozkład standaryzowanych odchyłek rzeczywistych wartości zmiennej zależnej Y_7 (% udział ludności poniżej 29 roku życia dojeżdżających do pracy w Warszawie) od wartości zmiennej prognozowanej – wartości skrajne odchyłek występują na obrzeżu regionu. Od-

chylenia ujemne w pobliżu Skierniewic i Koziencic mogą świadczyć, że lokalne ośrodki zatrudnienia gwarantują tam pracę na miejscu ludziom młodym (ryc. 21B).

Mapy odchyień dla zmiennych Y_8 (% dojeżdżających z wykształceniem wyższym) i Y_9 (% dojeżdżających z wykształceniem podstawowym) wykazują układ sektorowo-koncentryczny związany z działaniem zmiennej odległości i przestrzennym zróżnicowaniem dostępności. W strefie wewnętrznej występują odchylenia dodatnie. Można tu wymienić miasta i gminy pasma żyrardowskiego, a ponadto miasta: Zielonka,

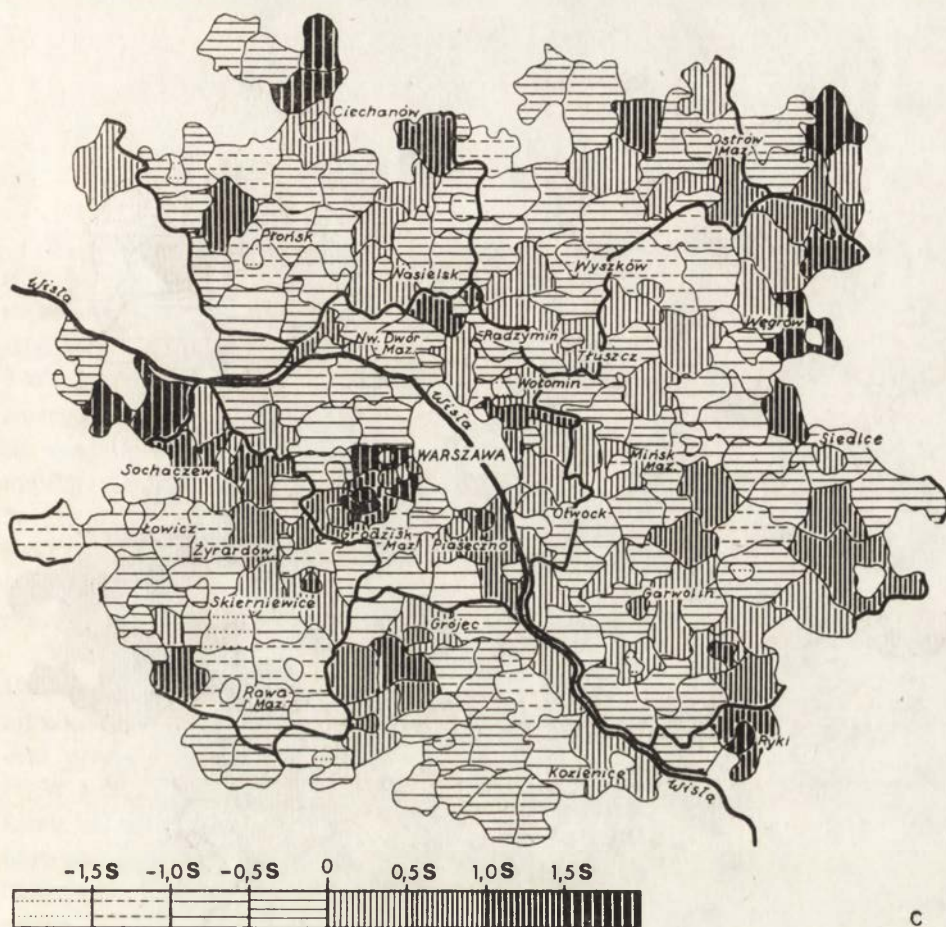


Ryc. 21B

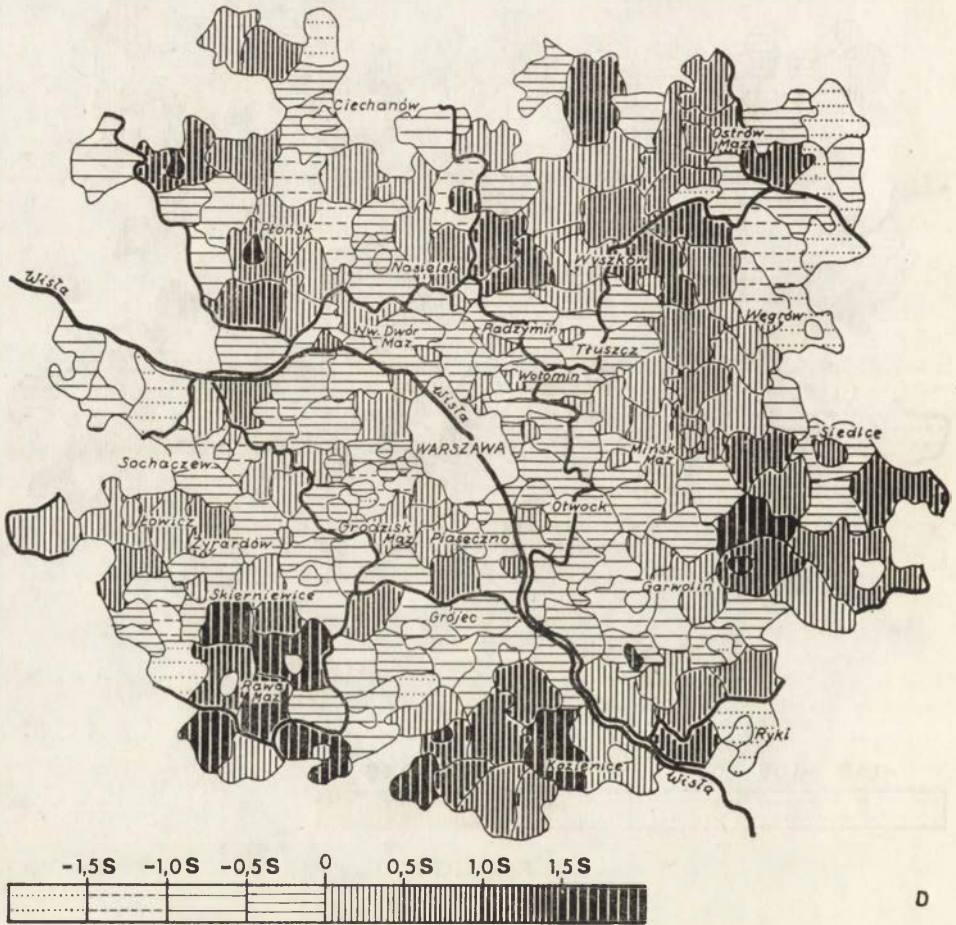
Wesoła, Konstancin-Jeziorna itd. Natomiast odchylenia ujemne cechują jednostki administracyjne położone głównie na obrzeżu regionu (ryc. 21C; D).

Podobnie przedstawia się układ odchyień zmiennej Y_9 , jedynie tam, gdzie w przypadku zmiennej Y_8 występowały odchylenia dodatnie, tj. w pasie żyrardowskim,

występują odchylenia ujemne, odchylenia zaś dodatnie cechują jednostki pierścienia zewnętrznego, co może świadczyć, że ludność o niskich kwalifikacjach dojeżdża do pracy do Warszawy ze znacznych odległości.



Ryc. 21C



Ryc. 21D

ZAKOŃCZENIE. OGÓLNE WYNIKI I WNIOSKI KOŃCOWE

W świetle koncepcji teoretycznych (por. Korcelli 1976) funkcjonalny region miejski Warszawy cechuje wysoki stopień domknięcia oraz „dojrzałość”. Maksymalny zasięg regionu w okresie 1959–1973 zmienił się tylko nieznacznie, tzn. zasięgi terytorialne wyznaczone na podstawie wartości wskaźnika powiązań (w latach 1959, 1968 i 1973) w znacznym stopniu pokrywały się wzajemnie. Dokładna analiza zasięgów regionu w okresie 1959–1973 wykazała, że zmiany w czasie dokonywały się wewnątrz regionu i dotyczyły głównie wzrostu intensywności wskaźnika powiązań między miejscami zamieszkania i pracy. W 1973 r., w stosunku do poprzednich lat, zwiększył się zasięg strefy centralnej i wewnętrznej, charakteryzujący się wysokimi wskaźnikami powiązań. W 1973 r. strefa wewnętrzna objęła swym zasięgiem obszar niemal całego województwa stołecznego, a natężenie dojazdów na tym obszarze osiągnęło ponad 50% na skali wartości wskaźnika powiązań.

Na podstawie analizy zasięgów dojazdów można stwierdzić, iż w latach 1950–1973 nastąpił proces wzrostu intensywności powiązań wewnątrzregionalnych, w wyniku którego przestrzenna struktura regionu została uporządkowana zgodnie z układem przestrzennej dostępności do jego centrum.

W analizie struktury przestrzennej przepływów w regionie wykorzystano zagadnienie hierarchii układu opierając się na zastosowanych metodach grafowych. Ustalono na tej podstawie, że region funkcjonalny Warszawy jest monocentryczny oraz cechuje się prostą strukturą hierarchiczną. Nadrzędnym węzłem I rzędu jest Warszawa, pozostałe zaś miasta i gminy (w tym były miasta powiatowe: Ciechanów, Płońsk, Pułtusk, Wyszaków, Siedlce, Ryki, Grójec, Skierniewice, Ostrów Maz., Mińsk Maz., Sochaczew) są ośrodkami II rzędu, bezpośrednio podporządkowanymi Warszawie. Wymienione były ośrodki powiatowe są również ośrodkami nadrzędnymi w stosunku do ośrodków gminnych oraz miast: Łowicz i Chodaków, stanowiących węzły III rzędu, które z kolei pozostają w zależności hierarchicznej w stosunku do centrum regionu — Warszawy.

W strukturze przestrzennej dojazdów do pracy występuje zróżnicowanie sektorowe, które najwyraźniej zaznacza się przy podziale regionu na część lewo- i prawobrzeżną. O wspomnianej asymetrii układu świadczą wartości wskaźnika kierunkowej nierównomierności dojazdów oraz długości wektora wypadkowego. W badanym okresie nierównomierność kierunkowa dojazdów wzrosła nieznacznie w części lewobrzeżnej (od wartości $N_k = 0,71$ w 1950 r. do 0,78 w 1973 r.). Zmieniła się nato-

miast wyraźnie proporcja w długości wektora wypadkowego dojazdów. W latach 1950–1951 w omawianym układzie przeważały sektory lewobrzeżne; od 1959 r. wystąpiła zmiana w proporcji długości wektora wypadkowego na korzyść części prawobrzeżnej regionu, która od tego okresu wykazuje wyraźną dominację w stosunku do części lewobrzeżnej.

Hipotezy niniejszej pracy, które odnosiły się do występowania współzależności między nasileniem dojazdów i cechami osób dojeżdżających a charakterystykami obszarów źródłowych badanych przepływów w regionie Warszawy, uzyskały potwierdzenie w wyniku przeprowadzonych analiz regresji wielokrotnej i analizy kanonicznej.

Modele regresji wielokrotnej wskazują na wzrost stopnia i siły omawianych współzależności w czasie. Modele porównawcze regresji wielokrotnej dla lat 1960, 1970 i 1973 wykazały wzrost stopnia współzależności w czasie między zmienną zależną wyrażoną wskaźnikiem % liczby dojeżdżających do pracy w Warszawie w stosunku do ogółu ludności a zmiennymi objaśniającymi, takimi jak odległość i liczba osób utrzymujących się ze źródeł pozarolniczych. W modelu dla 1973 r. jedyną istotną zmienną objaśniającą była odległość, stopień zaś wyjaśniania zmienności był wysoki. Świadczy to o zmniejszającej się w czasie roli pozostałych zmiennych niezależnych i o kształtowaniu się struktury powiązań zgodnie ze zróżnicowaniem przestrzennej dostępności do głównego ośrodka ciężenia regionu.

Najwyższy stopień współzależności uzyskano w modelu wzbogaconym o dodatkowe zmienne niezależne (% ludności z wykształceniem wyższym, średnim i podstawowym; % mieszkań wyposażonych w wodociąg; % gospodarstw domowych 1- i 2-osobowych oraz 3- i więcej osobowych).

Model zredukowany do zmiennych najbardziej istotnych także potwierdził hipotezę o występowaniu współzależności między cechami społeczno-demograficznymi oraz natężeniem dojazdów do pracy.

Wymienione wyniki zostały potwierdzone i rozszerzone przez rezultaty uzyskane na podstawie analizy kanonicznej. O wysokim stopniu współzależności między wielkością dojazdów i cechami osób dojeżdżających, charakteryzowanymi przez 9 zmiennych zależnych oraz cechami obszarów źródłowych dojazdów do pracy opisanymi przez 13 zmiennych niezależnych, świadczy wartość złożonego współczynnika determinacji $R_{xy}^2 = 0,498$, a także złożonego współczynnika korelacji $R_{xy} = 0,7$. Wartości te świadczą o wysokim stopniu omawianych współzależności.

Uzyskane za pomocą analizy kanonicznej wyniki zostały wzbogacone dzięki zastosowanej metodzie interpretacji (por. Krzyśko, Ratajczak 1978). Należy podkreślić, że przedstawiony przez tych autorów sposób interpretacji zmiennych kanonicznych znalazł zastosowanie empiryczne w niniejszej pracy. Stosowane bowiem dotychczas w badaniach geograficznych interpretacje zmiennych kanonicznych były oparte na innych zasadach (patrz poprzedni rozdział), a charakterystyka tych zmiennych była wyjątkowo utrudniona i niepełna. Wyodrębnione w analizie dwie pierwsze pary zmiennych kanonicznych wysoko ze sobą skorelowanych stanowiły podstawę interpretacji. Pierwsza para zmiennych kanonicznych (\hat{u}_1, \hat{v}_1) oraz siła współzależności zachodzących między tymi zmiennymi świadczą o charakterze i intensywności

ności zachodzących w regionie procesów urbanizacyjnych, których występowania dotyczyła ogólna hipoteza pracy mówiąca, że elementy tworzące te struktury wpływają na układ powiązań w regionie.

Jedną z wyjściowych hipotez, zgodnie z którą elementy struktury demograficzno-społecznej ludności wpływają na kształtowanie się powiązań między układami miejsc pracy i zamieszkania w postaci intensywnych dojazdów do pracy, należy także uznać za potwierdzoną.

Druga para zmiennych kanonicznych (\hat{u}_2, \hat{v}_2), również wysoko wzajemnie skorelowanych ($R_{xy} = 0,822$), przedstawia mniej skomplikowaną budowę, którą można dość jednoznacznie określić. Charakter i skład tych zmiennych świadczą o tym, że na tle ogólnych procesów urbanizacyjnych zachodzą procesy specjalizacji funkcjonalnej, które wpływają na zróżnicowanie cech osób dojeżdżających oraz intensywność powiązań wewnątrzregionalnych.

Na podstawie uzyskanych wyników analizy regresji wielokrotnej oraz analizy kanonicznej stwierdzono, iż wskaźnik powiązań wyrażony jako procentowy udział ludności dojeżdżającej do pracy w Warszawie w stosunku do ogółu ludności w miejscu zamieszkania jest najodpowiedniejszą miarą powiązań; wprowadzony do analizy kanonicznej, jako zmienna Y_2 , wyjaśnia najwyższy procent zmienności. Wyznaczony we wstępnym etapie analizy region funkcjonalny (na podstawie wartości granicznej 1% wskaźnika powiązań, wyrażonego jako procentowy udział ludności dojeżdżającej do pracy w Warszawie w stosunku do zawodowo czynnych poza rolnictwem w miejscu zamieszkania) uściślono, a granicę jego zmodyfikowano. Zasięg regionu jest w zasadzie zgodny z rozkładem granicznej wartości wskaźnika powiązań = 10%. Wyeliminowano te jednostki przestrzenne, które odznaczają się wysokimi skrajnymi odchyleniami wartości zaobserwowanych zmiennej zależnej od wartości oszacowanych \hat{Y} na podstawie uzyskanych modeli. Wśród jednostek wyeliminowanych znajdują się m. in. takie, jak Ciechanów, Ostrów Maz., Siedlce, które stanowią subregionalne ośrodki dojazdów. Wyznaczony region stanowi obszar zwarty, którego zasięg jest bardziej rozległy niż wymienionych wcześniej: Regionu Metropolitalnego Warszawy (Lier 1965), aglomeracji warszawskiej według koncepcji Leszczyckiego, Eberhardta, Heřmana (1971) czy regionu Warszawy (regionu węzłowego przejazdów osobowych II rzędu) przedstawionego w pracy Wróbla (1960)

LITERATURA

- Aglomeracje miejskie w Polsce. Pojęcie i terminologia*, 1973, Biuletyn KPZK PAN, 79, s. 217.
- Analiza regresji w geografii* (red. Z. Chojnicki), 1980, PAN, Oddział w Poznaniu, ser. Geografia, t. III.
- Berry B. J. L., 1968, *A synthesis of formal and functional regions using a general field theory of spatial behavior*, [W:] B. J. L. Berry and D. F. Marble (eds), *Spatial analysis: a reader in statistical geography*, Englewood Cliffs, N. J., s. 419–428.
- 1973, *Growth centres in American urban system*, I, II, Bellinger, Cambridge Mass.
- Berry B. J. L., Goheen P. G., Goldstein H., 1968, *Metropolitan area definition: a re-evaluation of concept and statistical practice*, Washington D. C., Bureau of the Census Working Paper, No. 28.
- Bogue D. J., 1950, *The structure of the metropolitan community. A study of dominance and subdominance*, Contributions of the Institute for Human Adjustment: Social Science Research Project, University of Michigan, Ann Arbor.
- Cegielski J., 1952, *Ludność i stosunki mieszkaniowe na obszarze Warszawskiego Zespołu Miejskiego*, IBM, Materiały i Dokumentacja, ser. E, z. 3.
- 1974, *Dalekie dojazdy pracownicze do Warszawy*, IGM, Materiały i Studia.
- 1977, *Problemy dojazdów do pracy*, IKŚ.
- Cegielski J., Kluszczyński S., 1952, *Dojazdy ludności do Warszawy w latach 1950–1951*, IBM, Materiały i Dokumentacja, ser. E, z. 4.
- Chodźajew D. G., Choriew B. S., 1971, *Koncepcja jednolitej sieci osiedlenia i planowe kierunki rozwoju miast w ZSSR*, [W:] *Problemy urbanizacji w ZSSR*, Izd. Moskowskiego Uniwersytetu, Moskwa.
- Chojnicki Z., 1966, *Zastosowanie modeli grawitacji i potencjału w badaniach przestrzenno-ekonomicznych*, Studia KPZK PAN, 14, s. 121.
- 1974, *Podstawowe założenia modelu systemu przestrzennego miast*, Miasto, 9, s. 1–5.
- Chojnicki Z., Czyż T., 1972, *Zmiany struktury regionalnej Polski w świetle przepływów towarowych w latach 1958–1966*, Studia KPZK PAN, 40, s. 152.
- 1978, *Struktura przestrzenna systemu wojewódzkiego w świetle powiązań migracyjnych*, Arch. Probl. Międzyres. I/28, nr 1183/1, IG i PZ PAN, s. 18 (m-pis).
- Ciechocińska M., 1975, *Problemy ludnościowe aglomeracji warszawskiej*, PWN, Warszawa, s. 241.
- Clark D., 1975, *Understanding canonical correlation analysis*, CATMOG 3, s. 36.
- Cooley W. W., Lohnes P. R., 1962, *Multivariate procedures for the behavioral sciences*, New York, John Wiley.
- Dobrowolska M., 1976, *The growth pole concept and the socio-economic development of regions undergoing industrialization*, Geogr. Polon. 33, s. 83–101.
- Dojazdy do pracy do niektórych miast według gromad*, 1970, Zeszyty: M. st. Warszawa i woj. warszawskie, woj.: białostockie, kieleckie, lubelskie, łódzkie, GUS.
- Domański R., 1970, *Syntetyczna charakterystyka obszaru na przykładzie okręgu przemysłowego Konin–Łęczyca–Inowrocław*, PWN, Warszawa.

- Draper N. R., Smith H., 1973, *Analiza regresji stosowana*, Warszawa.
- Duncan O. D., Scott W. R., Lieberman S., Duncan B., Winsborough M. M., 1960, *Metro-polis and region. Resources for the Future*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Dziewoński K., 1967; 1971, *Baza ekonomiczna i struktura funkcjonalna miast. Studium rozwoju pojęć, metod i ich zastosowań*. Pr. Geogr. IG PAN, 63 (I wyd.), 87 (II wyd.), Warszawa.
- 1971, *Hipoteza przekształceń sieci osadniczej w Polsce do roku 2000*, [W:] *Prognozy rozwoju sieci osadniczej*, Komitet Badań i Prognoz „Polska 2000” PAN, 2, s. 96–107.
- 1972, *Program badań systemu osadniczego Polski*, IG PAN.
- Dziewoński K., Jerczyński M., 1977, *Statystyczna charakterystyka miast, funkcje dominujące*, GUS, Warszawa, s. 116.
- Dziewoński K., Kosiński L., 1967, *Rozwój i rozmieszczenie ludności Polski w XX wieku*, Warszawa 1967.
- Friedmann J., Miller I., 1965, *The urban field*, Journal, Amer. Inst. of Plan., 31, s. 312–319.
- Gawryszewski A., 1974, *Związki przestrzenne między migracjami stałymi i dojazdami do pracy oraz czynnikami przemieszczeń ludności*, Pr. Geogr. IG PAN, 109, s. 142.
- Geddes P., 1915, *Cities in evolution*, London.
- Gillespie A., 1977, *Journey to work trends within British labour markets, 1961–1971*, Paper presented to the I. B. G., Urban Studies Group Conference on Evolving Urban Systems, London.
- Ginsbert-Gebert A., 1968, *Dojazdy do pracy do Warszawy*, PTE, Warszawa, s. 20.
- Ginsbert-Gebert A., Ziółkowski M., 1978, *Dojazdy do pracy do Warszawy w świetle badań ankietowych*, Kronika Warszawy, s. 45–57.
- Glahn H. R., 1969, *Some relationships derived from canonical correlation theory*, *Econometrica*, 37, s. 252–256.
- Gliszczyński F., 1963, *Ludność, mieszkania i budownictwo mieszkaniowe w regionie warszawskim* Biul. KPZK PAN, z. 5 (24).
- 1967, *Problematyka przestrzenna sytuacji mieszkaniowej i budownictwa mieszkaniowego Warszawy i jej strefy podmiejskiej*, *Studia KPZK PAN*, 21, s. 159.
- Goddard J. B., 1970, *Functional regions within the city centre: a study by factor analysis of taxi flows in Central London*, Inst. of British Geogr., Transactions, No. 49, s. 161–182.
- Goldberger A. S., 1975, *Teoria ekonometrii*, PWE.
- Gontarski Z., 1973, *Strefy wpływów dużych miast w świetle dojazdów do pracy*, *Statystyka Reg.* 35, GUS.
- 1980, *Obszary metropolitalne w Polsce. Delimitacja i charakterystyka struktury przestrzennej*, *Biuletyn KPZK PAN*, 109.
- Gorczykowska E., 1954, *Powstanie i rozwój strefy podmiejskiej Warszawy*, IG i PZ PAN (m-pis).
- Hall P., et al., 1973, *The containment of urban England*, I, II, London, George Allen and Unwin.
- 1975, *International urban systems: outline of a research project. Conference on National Settlement Systems and Strategies*, IIASA, Laxenburg.
- Hansen N., 1977, *Systems approaches to human settlements*, IIASA, Laxenburg (RM–76–3).
- Helvig M., 1964, *Chicago's external truck movements: spatial interactions between the Chicago Area and its hinterland*, Research paper, Dept. of Geogr., Univ. of Chicago, No. 90.
- Hellvig Z., 1963, *Regresja liniowa i jej zastosowanie w ekonomii*, Warszawa.
- Holmes J. H., Haggett P., 1977, *Graph theory interpretation of flow matrices: a note on maximization procedures for identifying significant links*, *Geogr. Analysis*, IX, s. 388–399.
- Hotelling H., 1936, *Relations between two sets of variates*, *Biometrika*, 28, s. 139–142.
- Iwanicka-Lyra E., 1969, *Delimitacja aglomeracji wielkomiejskich*, Pr. Geogr. IG PAN, 76, s. 117.
- Jagielski A., 1969, *Niektóre przestrzenne aspekty dojazdów do pracy*, *Przegl. Geogr.*, 41, 4, s. 651–672.
- Karbownik W., Marcysiak J., Topczewska T., 1973, *Ocena stanu wiedzy i bibliografia ważniejszych opracowań w zakresie zagadnień zagospodarowania i przebudowy obszarów podmiejskich*, IUA, s. 116.
- King L. J., 1969, *Statistical analysis in geography*, Prentice Hall, s. 281.

- Klimaszewska-Budzynowska O., 1977, *Modele rozkładu gęstości zaludnienia w WZM, w latach 1879–1970*, Przegł. Geogr., 3, s. 480–506.
- Kompleksowe badanie ruchu w Warszawie*, 1970, St. O. In. T. E. Warszawa.
- Korcelli P., 1969, *Rozwój struktury przestrzennej obszarów metropolitalnych Kalifornii*, Pr. Geogr. IG PAN, 78, Warszawa.
- 1974, *Rozwój struktury przestrzennej miast*, Studia KPZK PAN, 40, PWN, Warszawa.
- 1976a, *Aglomeracje miejskie w systemach osadniczych. Wybrane hipotezy i perspektywy badawcze*, Przegł. Geogr. 48, 4, s. 589–599.
- 1976b, *On interrelations between human settlement systems and regional socio-economic systems. Paper presented at the conference on Dynamics of human settlement systems*, IASA, Laxenburg.
- Korcelli P., 1977, *An approach to the analysis of functional urban regions: a case study of Poland*, IIASA, Laxenburg, s. 27.
- Korcelli P., Kostrubiec B., 1973, *Harmonic analysis of urban spatial growth*, Geogr. Polon. 25, s. 93–103.
- Korcelli P., Potrykowska A., 1979, *Rozwój funkcji usługowych a hierarchia administracyjna miast w Polsce*, Przegł. Geogr., 2.
- Krzyśko M., Ratajczak W., 1978, *Analiza kanoniczna*, *Listy Biometryczne*, 65–67, PTB.
- Lijewski T., 1967, *Dojazdy do pracy w Polsce*, Studia KPZK PAN, 15, s. 190.
- 1968, *Województwo warszawskie*, s. 166.
- Leszczycki S., Eberhardt P., Heřman S., 1971a, *Główne ogniwa przestrzenno-gospodarczego rozwoju kraju do roku 2000*, [W:] *Prognozy rozwoju sieci osadniczej*, Komitet Badań i Prognoz „Polska 2000”, PAN, 2.
- 1971b, *Aglomeracje miejsko-przemysłowe w Polsce w 1966–2000*, Biuletyn KPZK PAN, 67.
- Lier K., 1965, *Region metropolitalny Warszawy, próba delimitacji*, Biuletyn KPZK PAN, 35, s. 50–86.
- 1969, *Warszawa i Warszawski Zespół Miejski*, [W:] *Socjologiczne zagadnienia stolicy i aglomeracji* (red. S. Nowakowski).
- Łappo G. M., 1969, *Geografija gorodow s osnovami gradostroitelstwa*, Izdatielstwo Moskovskogo Uniwersiteta, Moskwa.
- McKenzie R. D., 1933, *The metropolitan community*, New York.
- Metody ilościowe i modele w geografii* (red. Z. Chojnicki), 1977, PWN, Warszawa.
- Nystuen J. D., Dacey M. F., 1961; 1968, *A graph theory interpretation of nodal regions*, The Reg. Sc. Assoc., Papers, vol. VII, s. 29–42; Geogr. Polon. 15, s. 136–151.
- Pióro Z., 1977, *Procesy rozwojowe aglomeracji. Z badań nad zachowaniami przestrzennymi mieszkańców aglomeracji warszawskiej*, KiW, s. 265.
- Potrykowska A., 1979, *Spatial structure of commuting to work and school in Warsaw*, Geogr. Slovenica, s. 17.
- Pruszyńska-Rucz H., Bajorek Z., Kutyl L., Motyliński M., 1959, *Codziennie dojazdy do Warszawy pracowników zamieszkałych w regionie i poza regionem warszawskim*, Materiały MKPG i MKPG w Warszawie.
- Racine J. S., Raymond H., 1978, *Analiza ilościowa w geografii*, PWN, s. 253.
- Rakowski W., 1975, *Procesy urbanizacji wsi na przykładzie woj. warszawskiego*, Studia KPZK PAN, 50, s. 130.
- Rao C. R., 1965, *Linear statistical inference and its applications*, New York.
- Ratajczak W., 1978, *Analiza i modele wpływu czynników społeczno-gospodarczych na kształtowanie się sieci transportowej*, IG i PZ PAN, Poznań (m-pis pr. dokt.).
- Ray D. M., Lohnes P. R., 1973, *Canonical correlation in geographical analysis*, Geogr. Polon., 25, s. 49–65.
- Rogers A., 1975, *Introduction to multiregional mathematical demography*, Wiley, New York.
- Spis kadrowy 1973, Zatrudnieni w gospodarce społecznej, kwalifikacje pracowników. Dojazdy do pracy*, GUS, Warszawa 1975. (Zeszyty wojewódzkie). Kierunki dojazdów do pracy, GUS, Warszawa 1977.

- Stasiak A., 1973, *Rozwój aglomeracji miejskich w Polsce*, Studia KPZK PAN, s. 174.
- Topczewska T., 1978, *Sieć ośrodków o funkcji handlowej w strefie zewnętrznej aglomeracji warszawskiej*, IG i PZ PAN, Warszawa (m-pis pr. dokt.).
- Wasążnik M., 1965, *Ludność i zaludnienie mieszkań w osiedlu Koło-Sowińskiego w Warszawie*, Biul. IBM, 1.
- Węclawowicz G., 1975, *Struktura przestrzeni społeczno-gospodarczej Warszawy w latach 1931 i 1970 w świetle analizy czynnikowej*, Pr. Geogr. IG PAN, 116, s. 112.
- Wilson A. G., 1971, *A family of spatial interaction models, and associated developments*, Env. and Plan., 3, s. 1–32.
- Wróbel A., 1960, *Województwo warszawskie. Studium ekonomicznej struktury regionalnej*, Pr. Geogr. IG PAN, 24, s. 127.
- 1965, *Pojęcie regionu ekonomicznego a teoria geografii*, Pr. Geogr. IG PAN, 48.
- Zamelska M., 1978, *Wpływ uprzemysłowienia na procesy urbanizacyjne w regionie bydgoskim*, IGiPZ PAN, Poznań (m-pis pr. dokt.).
- Zawadzki L., 1964, *Wpływ huty Warszawa na zagospodarowanie przestrzenne stolicy i jej regionu*, Biuletyn KPZK PAN, 30, s. 53–123.
- Ziółkowski M., 1978, *Dojazdy do pracy do Warszawy w świetle badań ankietowych*, SGPiS Warszawa, s. 300 (m-pis pr. dokt.).
- Żarski T., 1962, *Rozdział mieszkań wybudowanych w Warszawie w latach 1950–59*, Pr. IBM, 35.

INTERDEPENDENCES BETWEEN COMMUTING TO WORK AND THE SOCIAL AND DEMOGRAPHIC STRUCTURES OF THE WARSAW URBAN REGION, 1950–1973

Summary

The authors of geographic studies dealing with the development of agglomerations in Poland have paid little attention to the assessment of the internal patterns and differentiation of the agglomerations that is, to spatial, demographic or social structures. Research interest has tended to focus primarily on the definition and explanation of the essence and general conditions determining the development of agglomerations and on delimiting their boundaries. As regards the delimitation of agglomeration boundaries, recent years have witnessed a departure from composite criteria and structural features in favour of link measures. Accordingly, the boundaries of an agglomeration are viewed to be identical with the extent of an area that displays a high degree of closure of the zones of daily contacts between the inhabitants of the agglomeration, in particular the zones of daily commuting from places of residence to place of work and back. This line definition was, among others, followed by B. J. L. Berry and P. Hall in 1973, and by P. Korcelli in Poland, who connected those definitions with the concept of functional urban region or daily urban system.

The concept of functional urban region refers to zones of direct contacts between inhabitants and to the spatial relations between the patterns of residences, workplaces, schools, service centres, sites of social contact and recreation areas. The present study is mainly intended to introduce the concept of functional urban region. In accordance with it, the boundaries of the outer zone of the Warsaw agglomeration are regarded as identical with the extent of the area displaying spatial links with its inner zone such that follow from the distribution of residence places and work places. Practically it has been assumed that the daily extent of the investigated area is determined by commuting to work in Warsaw from suburban areas as in 1973, while the percentual relation of people commuting to work in Warsaw to the number of people employed in the nonagricultural sectors in the given administrative unit (community or town) is taken as the basic measure of link intensity. The marginal value of the indicator of links has been taken to be 0.01, less than the analogous marginal values used in the literature up to now.

The empirical analysis comprises two groups of problems. One refers to the study of changes in the spatial structure of commuting to work in the Warsaw region between 1950 and 1973 — the evolution in the extents, the changes in intensity of trip directions, and the hierarchy of the trip terminals.

Viewed from the angle of theoretical concepts, the functional urban region of Warsaw displays a high degree of closure and „maturity”. The maximum extent of the region changed but slightly over the 1950–1973 interval, that is, the territorial extents determined in virtue of the link indicators for 1959, 1968 and 1973 largely overlap. Accurate analyses of the extents of the region in 1959–1973 shows that time-dependent changes took place inside the region involving chiefly a rise in intensity of the indicator of links swelled up and increased to result in an ordering of the region's spatial structure in accordance with the pattern of spatial accessibility to its centre.

The methods employed in studying the morphology of commuting to work and of its dynamics

included mainly graph techniques (J. D. Nystuen's and M.F. Dacey's criterion of "maximum flow" and J. H. Holmes' and P. Haggett's criterion of significant flows were used to identify the hierarchical components of the spatial structure of commuting to work in the Warsaw region), vector techniques as well as functions approximating the frequency distributions of commuting by trip distances.

In analysing the spatial structure of flows in the region use was made of the system hierarchy on the basis of the graph methods employed. The functional region of Warsaw was found to be monocentric and to have a simple hierarchical structure. Warsaw-city is the superordinate I-order node; the remaining towns and communities, including the former *powiat* → i.e. county — towns: Ciechanów, Płońsk, Pułtusk, Wyszów, Siedlce, Ryki, Grójec, Skierniewice, Mińsk Maz., Ostrów Maz., Sochaczew are II-order centres directly subordinate to Warsaw. These former *powiat* towns are in turn superordinate to the III-order community centres and towns: Łowicz, Chodaków while themselves being hierarchically dependent on the region's centre, that is, to Warsaw.

The spatial structure of commuting to work is sectionally differentiated; this is conspicuous in the region's division into a left- and a right-bank parts (along the Vistula). That the pattern here is indeed asymmetric can be seen in the values of the indicator of directional nonuniformity of commuting and in the length of the resultant vector. Over the studied interval, the directional nonuniformity of commuting increased slightly in the left-bank part of the region from $N_k = 0.71$ in 1950 to 0.78 in 1973. But the length of the resultant vector of commuting changed significantly. In 1950–1951, the left-bank sectors of the regional pattern predominated; from 1959 onwards the proportional length of what vector began to change to the advantage of the less industrialized right-bank part of the region to lift it into a clearly dominant position over the left-bank part.

The second part of the empirical analysis deals with interdependences between patterns of workplaces as described by commuting to work, its intensity and structure, and the patterns of residence places characterized by social and demographic features of the population living in the departure ("source") areas. The main purpose of the present study is to analyse those interdependences.

The following were taken as research hypotheses:

A) The volume and spatial distribution of commuting to work is conditioned by the socio-economic and demographic structures of the population.

B) Daily commuting to work generates changes in the population's socio-demographic structure.

C) The sectoral spatial distribution of commuting to work corresponds to the differentiation of the population's socio-economic features.

D) The concentric spatial distribution of commuting to work corresponds to the differentiation of the population's demographic features.

Hypotheses C and D fall within the ecological concept in geographic studies of the urban spatial structure which implies that the spatial differentiation of an urban community is composed a sectoral and concentric elements, specifically that:

- the differentiation of socio-economic features takes a sectoral form, whereas,
- the differentiation of demographic features takes a concentric form.

For the purpose of the analysis, multivariate statistical techniques was used — correlation and regression analyses. Both published and unpublished census data supplied by the Central Statistical Office of Poland were employed. They relate to the years 1950, 1960, 1970 and include estimates for 1973 and represent population and housing features for the administrative units of that time. In addition, use was made of National Census data on the demographic and social structures of the population and on housing for 1950–1974 recalculated for the new administrative division into communities.

To determine the interdependences between the volume of commuting to work and the features of places of residence in 1950–1973 the multiple regression model

$$Y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k$$

was adopted; Y stands in it for the dependent variable describing the pattern of workplaces, while

the set of independent variables $\{x_k\}$ characterizes the social and demographic structures of the places of residence of commuters.

The model which is comparable for the picked study years — 1960, 1970 and 1973 — takes account of five features only that constitute the set of independent variables. Community and town constitute the respective reference units for the study years in the comparable model.

In the detailed analyses relating to individual years, that is, to 1950, 1960 and 1970, multiple regression analysis was applied for larger sets of features in which the basic reference units — communities, gromadas (village groups), settlements and towns — varied depending on the administrative divisions at the given time. In addition, on the basis of detailed statistics from the 1973 labour force census and in virtue of estimates taken from statistical charts for towns and communities, a canonical analysis was carried out for the year 1973.

In this case the analysis was intended to establish the interdependences between the volume and structure of commuting to work as described by the set of explained variables (in our case, nine) and the features of residence places (a set of 12 explanatory variables) in the Warsaw functional region.

The hypotheses adopted in the present study which concern the interdependences between commuting intensity and the features of commuters on the one hand, and the features of the source areas of the studied flows in the Warsaw region on the other, were confirmed in result of multiple regression and canonical analyses.

The multiple regression models indicate that the degree and power of those interdependences rise with time. The comparable multiple regression models for the years 1960, 1970 and 1973 disclosed a rising interdependence with time between the independent variable expressed by the percentage of commuters to work in Warsaw in the total population and the explanatory variables such as distance or number of people employed in the nonagricultural sectors. In the model for 1973, distance turned out to be the only significant explanatory variable while the degree of explanation of the variation was high. This evidences the declining significance with time of the other independent variables and of the gradual reinforcement of the structure of links in accordance with the differentiated spatial accessibility to the region's principal gravity centre.

The highest degree of interdependence was obtained from a model supplemented with additional independent variables (percentages of people with higher, secondary and elementary education; percentage of dwellings with water taps; percentages of 1-, 2- and 3-plus-person households).

Also when reduced to the most significant variables the model again confirmed the hypothesis concerning the occurrence of interdependences between socio-demographic features and commuting intensities.

The results obtained were confirmed and extended by those obtained on the basis of canonical analysis. The high degree of interdependence between the volume of commuting and the features of commuters characterized by nine dependent variables and features of source areas of daily commuting described by 13 independent variables is evidence by the value of the composite coefficient of determination $R_{xy}^2 = 0.498$ as well as the composite correlation coefficient $R_{xy} = 0.7$.

The results obtained by means of canonical analysis have been supplemented owing to the interpretation method employed. The two highly correlating first pairs of canonical variates were taken as the basis for interpretation. The first pair of canonical variates (u_1, v_1) and the power of interdependence between those variates evidence the character and intensity of the urbanization processes in the region; these latter were involved in the general hypothesis of the study implying that the elements constituting those structures affect the pattern of links in the region.

The preliminary hypothesis that the elements of the demographic and social structures of the population affect the behaviour of the links between workplaces and residence places in the form of intensive commuting should also be regarded as confirmed.

The second pair of canonical variates (u_2, v_2) , which again correlate strongly $R_{xy} = 0.822$ has a less complex structure and is thus easier to determine. The character and composition of those variates suggest that against the background of urbanization processes of functional specia-

lization are under way that are responsible for the differentiation of the features of commuters and the intensity of intraregional links.

On the ground of the results obtained by multiple regression and canonical analysis it can be said that the indicator of links expressed as a percentual proportion of people commuting to work in Warsaw in the total population of the given residence place constitutes the most adequate measure of links; when introduced as the variate Y_2 into canonical analysis it explains most of the variation.

Translated by Zygmunt Nierada

ВЗАИМОЗАВИСИМОСТИ МЕЖДУ ПОЕЗДКАМИ НА РАБОТУ И СОЦИАЛЬНОЙ И ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СТРУКТУРАМИ ГОРОДСКОГО РЕГИОНА ВАРШАВЫ В 1950—1973 ГГ.

Резюме

В географических исследованиях, посвященных развитию городских агломераций в Польше, мало внимания уделялось изучению их систем и внутренних различий — территориальных, демографических и социальных структур. Исследования концентрировались в первую очередь на разработке дефиниции и объяснении сущности и общей обусловленности процессов развития городских агломераций, их масштаба и объема, а также на определении границ агломерации. В определении границ в последние годы наблюдается отход от сложных критериев и элиминация структурных признаков в пользу мер связей. Согласно таким исходным положениям территория городской агломерации отождествляется с территорией, характеризующейся высоким уровнем замкнутости зон ежедневных контактов жителей агломерации, особенно радиуса поездок между местом жительства и местом работы. Такие дефиниции были введены Б. Дж. Берри и П. Холлом в 1973 г., а в Польше — П. Корцелли, связавшими их с понятием функционального городского региона либо дневной городской системы.

Понятие функционального городского региона относится к сферам непосредственных контактов жителей и территориальных соотношений систем мест жительства, работы, учебы, обслуживания, социальных контактов и отдыха. Введение понятия функциональный городской регион — основное положение настоящей работы. Согласно этому понятию, границы внешней зоны варшавской агломерации тождественны с границами территории, характеризующейся наличием территориальных связей с внешней зоной этого региона, вытекающих из размещения мест труда и жительства. Практически, принято, что территориальный охват изучаемой территории определен поездками на работу в Варшаву из пригородных мест в 1973 г.; основной мерой интенсивности связей является соотношение числа приезжающих в Варшаву и числа занятых вне сельского хозяйства, проживающих в данной административной единице — гмине либо городе. Как предельная величина показателя связей принято 0,01 — меньше чем принималось до сих пор в других работах на эту тему.

Эмпирический анализ состоит из двух частей. В первой исследуются изменения территориальной структуры поездок на работу в варшавском регионе в 1950—1973 гг.: изменения радиуса поездок, изменения интенсивности направлений, иерархия центров-мест назначения поездок.

С точки зрения теоретических концепций функциональный городской регион Варшавы характеризуется высоким уровнем замкнутости и „зрелости“. Максимальный охват региона в 1959—1973 гг. изменился лишь незначительно, его территория, определенная с помощью величины показателя связей в 1959, 1968, 1973 гг. в большой степени совпадали. Подробный анализ показал, что в 1959—1973 гг. изменения происходили внутри региона и касались главным образом роста интенсивности показателя связей между местом жительства и мес-

том работы. В 1973 г., по сравнению с предыдущими годами, увеличились центральная и внутренняя зоны, отличающиеся высокими показателями связей. В 1973 г. внутренняя зона охватывала почти полностью столичное воеводство, интенсивность поездок на этой территории достигла свыше 50% величины показателя связей.

На основании анализа радиуса поездок можно сказать, что в 1950—1973 гг. произошел процесс выполнения и роста интенсивности внутрирегиональных связей, в результате которого территориальная структура региона упорядочилась согласно территориальной доступности до его центра.

Для изучения морфологии распределения поездок и ее динамики были применены главным образом методы теории графов (анализ, опирающийся на критерий „самого большого потока” по Дж. Д. Ныстену и М. Ф. Даси, а также критерий значимых потоков по Дж. Г. Холмсу и П. Хагету послужили для идентификации иерархических компонентов территориальной структуры поездок на работу в варшавском регионе), векторные методы и функции, приближающие распределения частоты поездок по расстоянию.

В анализе территориальной структуры потоков в регионе использовалась иерархия системы, опирающаяся на методы теории графов. На этом основании было установлено, что функциональный регион Варшавы моноцентрический, характеризующийся простой иерархической структурой. Вышестоящим узлом 1-ого порядка является Варшава, а города и гмины (в том числе бывшие центры повятов: Теханув, Плоньск, Пултуск, Вышкуп, Седльце, Рыки, Груец, Скерневице, Лович, Сохачев, Миньск-Мазовецки, Остров-Мазовецки) являются центрами 2-ого порядка, непосредственно подчиненными Варшаве. Вышеназванные бывшие центры повятов являются также вышестоящими центрами по отношению к центрам гмин и городам Лович и Ходакув, являющимся узлами 3-его порядка, и сами иерархически подчинены центру региона — Варшаве.

В территориальной структуре поездок на работу наблюдаются секторные различия, они лучше всего видны при делении региона на часть, расположенную на левом и правом берегах Вислы. Об асимметрии распределения свидетельствуют величины показателя неравномерности поездок по направлениям и длины вектора. В рассматриваемый период неравномерность поездок по направлениям незначительно возросла в левобережной части (от $N_k = 0,71$ в 1950 г. до $0,78$ в 1973 г.), зато заметно изменилась пропорция длины вектора поездок. В 1950—1951 гг. преобладали левобережные секторы, с 1959 г. изменилась пропорция длины вектора в пользу менее промышленно развитой правобережной части региона, с того времени явно преобладающей.

Во второй части эмпирического анализа изучались зависимости распределения мест работы, описанных поездками на работу, их интенсивностью и структурой, и мест жительства, описанных социальными и демографическими признаками населения, проживающего в районах-источниках поездок на работу. Анализ этих взаимозависимостей — главная цель данной работы.

Были сформулированы следующие исследовательские гипотезы:

А — величина и территориальное распределение поездок на работу обусловлены социально-экономической и демографической структурой населения,

Б — ежедневные поездки на работу влияют на изменение социально-демографической структуры населения,

В — секторное территориальное распределение поездок на работу соответствует дифференциации социально-экономических признаков населения,

Г — концентрическое территориальное распределение поездок на работу соответствует дифференциации демографических признаков населения.

Гипотезы В и Г не выходят за рамки экологической концепции в географических исследованиях по территориальной структуре городов, согласно которой территориальное распределение городской общественности состоит из секторных и концентрических элементов, с тем что:

— дифференциация социально-экономических признаков принимает секторный вид,

— дифференциация демографических признаков принимает концентрический вид.

Для изучения этих взаимозависимостей использовались статистические многомерные методы: корреляционный анализ, регрессионный анализ, канонический анализ. Использовались опубликованные и неопубликованные данные Главного Статистического управления: данные всеобщих переписей 1950, 1960, 1970 гг., оценочные данные за 1973 г., касающиеся населения и жилого фонда, в актуальном тогда административном делении. Учитывались также материалы всеобщей переписи, касающиеся демографической и социальной структуры населения и жилого фонда за 1950—1973 гг., по новым гминам, согласно обывающему территориальному делению.

Для определения взаимозависимости между количеством поездок на работу и признаками места жительства в 1950—1973 гг. была использована регрессионная модель:

$$y = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k$$

где: y — зависимая величина, описывающая распределение мест работы, $\{X_k\}$ — множество независимых переменных, характеризующее социальную и демографическую структуру мест жительства лиц, совершающих поездки на работу.

В сравнимой модели для отдельных исследуемых лет, т. е. 1960, 1970, 1973 гг., учитывались лишь 5 признаков, составляющих множество независимых переменных. Единицей отнесения для названных временных разрезов были гмина и город.

В детальных анализах отдельно для 1950, 1960 и 1970 г. использовался регрессионный анализ (для более обширных множеств признаков), в котором основные единицы отнесения, т. е. гмины, громады, поселения и города, изменялись согласно обывающим в то время административным делениям. На основании подробных статистических данных переписи кадров 1973 г. и оценочных данных из статистических карт городов и гмин был проведен канонический анализ для 1973 г.

Целью исследования было в этом случае изучение взаимозависимости между числом и структурой поездок на работу, описанных множеством (в этом случае 9) объясняющих признаков, и признаками мест жительства (множество 13 объясняющих переменных) в масштабе функционального региона Варшавы.

Гипотезы данной работы относительно наличия взаимозависимости между интенсивностью поездок и признаками совершающих поездки на работу лиц, с одной стороны, и характеристиками районов-источников исследуемых потоков в регионе Варшавы подтвердились проведенными регрессионным и каноническим анализами.

Модели многократной регрессии доказывают роста степени и мощности рассматриваемых взаимозависимостей во времени. Сравнительные регрессионные модели для 1960, 1970, 1973 гг. доказали роста степени взаимозависимости во времени между зависимой величиной, выраженной удельным весом приезжающих на работу в Варшаву в общей численности населения, и объясняющими переменными, как расстояние и число занятых вне сельского хозяйства. В модели для 1973 г. единственной значимой объясняющей переменной было расстояние, уровень значимости был высоким. Это свидетельствует об уменьшающейся во времени роли остальных независимых переменных и о выполнении структуры связей согласно различиям территориальной доступности главного центра тяготения региона.

Самый высокий уровень взаимозависимости был получен в модели, обогащенной дополнительными переменными (удельный вес жителей, окончивших вуз, среднюю и начальную школу; процент квартир с водопроводом, процент домашних хозяйств с 1, 2, 3 и больше людьми).

Редуцированная модель с наиболее значимыми переменными тоже подтвердила гипотез о наличии взаимозависимости между социально-демографическими признаками и интенсивностью поездок на работу.

Полученные результаты были подтверждены и расширены результатами канонического анализа. О высоком уровне взаимозависимости между числом поездок и признаками лиц, совершающих поездки, определяемых 9 зависимыми величинами и 13 независимыми пере-

менными, свидетельствует величина сложного коэффициента смешанной корреляции $R_{xy}^2 = 0,498$, а также величина сложного коэффициента корреляции $R_{xy} = 0,7$.

Полученные с помощью канонического анализа результаты были обогащены благодаря методу интерпретации. Выделенные в анализе две первые пары канонических переменных, связанных сильной корреляцией были основой интерпретации. Первая пара канонических переменных (u_1, v_1), а также мощность взаимозависимости этих переменных свидетельствуют о характере и интенсивности происходящих в регионе урбанизационных процессов, которых существование касалась общая гипотеза работы, по которой элементы, образующие эти структуры, влияют на систему связей в регионе.

Одной из исходных гипотез, согласно которой элементы социально-демографической структуры населения влияют на формирование связей между системами мест работы и мест жительства в форме интенсивных поездок на работу, также можно считать доказанной.

Вторая пара канонических переменных (u_2, v_2), тоже связанных сильной корреляцией ($R_{xy} = 0,822$), менее сложна и ее можно довольно однозначно определить. Характер и состав этих переменных свидетельствуют о том, что на фоне общих урбанизационных процессов происходят процессы функциональной специализации, влияющие на дифференциацию признаков совершающих поездки лиц и на интенсивность внутрирегиональных связей.

На основании результатов регрессионного анализа и канонического анализа был сделан вывод, что показатель связей, выраженный удельным весом совершающего поездки на работу в Варшаву населения в общей численности населения места жительства — самая лучшая мера связей; введенный в канонический анализ как величина u_2 выясняет самый большой процент вариации.

Перевела Х. Деренговска

**WYDAWNICTWO IGiPZ PAN
VARIA**

B. OLSZEWICZ — Dorobek polskiej historii geografii i kartografii w latach 1945–1969, 1973, s. 172, zł 48,—

J. MISZAŁSKI — Współczesne procesy eoliczne na Pobrzeżu Słowińskim. Studium fotointerpretacyjne, 1973, s. 150 + nlb., zł 30,—

Z. CIĘTAK, S. PIETKIEWICZ — Słownik geograficzny angielsko-polski, 1974, s. 422, zł 120,—

CENTRALNY KATALOG ZBIORÓW KARTOGRAFICZNYCH W POLSCE

Zeszyt 1. Katalog atlasów i dzieł geograficznych 1482–1800, 1961, s. 247, zł 72,—

Zeszyt 2 (uzupełniający). Katalog atlasów i dzieł geograficznych 1482–1800, 1963, s. 112, zł 28,—

Zeszyt 3. Katalog atlasów 1801–1819, 1965, s. 342, zł 76,—

Zeszyt 4. Katalog atlasów i dzieł geograficznych 1528–1945, 1968, s. 160, zł 48,—

Zeszyt 5. Wieloarkuszowe mapy topograficzne Polski 1576–1870 (w druku).

Katalog dawnych map Rzeczypospolitej Polskiej w kolekcji Emeryka Hutten-Czapskiego i w innych zbiorach. Oprac. W. Kręt, 1978, s. 164, 37, map, zł 140,—

WYKAZ ZESZYTÓW DOKUMENTACJI GEOGRAFICZNEJ
za ostatnie lata

1980

- 1 S. CHMIELEWSKI — Zmiany środowiska geograficznego w strefie oddziaływania wielkiego miasta (na przykładzie północno-wschodniej części warszawskiego zespołu miejskiego), s. 84 + nlb., zł 24,—
- 2 D. GOSPODAROWICZ — Osadnictwo rolnicze a gospodarka wielkoobszarowa na terenie woj. koszalińskiego w latach 1950–1977, s. 74, zł 24,—
- 3 PRACA ZBIOROWA — Metody opracowań topoklimatycznych, s. 113, zł 24,—
- 4 M. KŁAPA — Procesy morfogenetyczne i ich związek z sezonowymi zmianami pogody w otoczeniu Hali Gąsienicowej w Tatrach, s. 54 + nlb., zł 24,—
- 5 M. ZAMELSKA — Wpływ uprzemysłowienia na procesy urbanizacyjne województwa bydgoskiego, s. 97, zł 24,—
- 6 PRACA ZBIOROWA — Streszczenia prac habilitacyjnych i doktorskich — 1978, s. 81, zł 24,—

1981

- 1 R. SOJA — Analiza odpływu z fliszowych zlewni Bystrzanki i Ropy (Beskid Niski), s. 91, zł 24,—
- 2 PRACA ZBIOROWA — Problemy bioklimatologii uzdrowskiej, Cz. IV, s. 117, zł 24,—
- 3 PRACA ZBIOROWA — Warunki naturalne zlewni Homerki i jej otoczenia, s. 91, zł 24,—
- 4 J. GRZYBOWSKI — Rozwój wydm w południowo-wschodniej części Kotliny Biebrzańskiej, s. 100, zł 24,—
- 5 PRACA ZBIOROWA — Problemy rozwoju zależnego w krajach Trzeciego Świata
- 6 PRACA ZBIOROWA — Streszczenia prac habilitacyjnych i doktorskich — 1979

1982

- 1-2 Z. BABIŃSKI — Procesy korytowe Wisły poniżej zapory wodnej we Włocławku, s. 92, zł 60,—
- 3-4 J. TAMULEWICZ — Taksonomiczne podstawy typologii reżimu opadów atmosferycznych na przykładzie Pojezierza Pomorskiego i Niziny Wielkopolskiej, s. 91, zł 60,—
- 5-6 B. GAŁCZYŃSKA, R. KULIKOWSKI — Struktura przestrzenna rolnictwa indywidualnego w województwie stołecznym warszawskim, s. 111, zł 60,—

1983

- 1 A. KOTARBA, M. KŁAPA, Z. RĄCZKOWSKA — Procesy morfogenetyczne kształtujące stoki Tatr Wysokich, s. 83, zł 60,—
- 2 A. POTRYKOWSKA — Współzależności między dojazdami do pracy a strukturą społeczną i demograficzną regionu miejskiego Warszawy w latach 1950–1973, s. 101, zł 60,—
- 3 K. BŁĄŻEJCZYK — Bioklimatyczna ocena i typologia uzdrowisk Polski, s. 85, zł 60,—
- 4 M. SWAŁDEK — Przekształcenia pokrywy glebowej i zbiorowisk roślinnych w Staropolskim Okręgu Przemysłowym (w druku)
- 5 J. GRUCZA — Wpływ migracji na stan i strukturę demograficzną ludności gmin województw koszalińskiego i słupskiego (w druku)