

Zbyszko Chojnicki, Teresa Czyż

Analiza zmienności zróżnicowania przestrzeni społeczno-ekonomicznej Polski

1. Wstęp

Cel pracy jest podwójny: chodzi w niej, z jednej strony, o przeprowadzenie kwantytatywnej estymacji zmiennych, które są istotne dla opisu poziomu społeczno-gospodarczego Polski w ujęciu regionalnym i jego zmian, a z drugiej strony – dokonanie równoległej charakterystyki zróżnicowania przestrzeni społeczno-ekonomicznej Polski i jej zmian w latach 1960–1970.

Analiza zmienności zróżnicowania przestrzeni społeczno-ekonomicznej Polski została oparta na analizie głównych składowych przy zastosowaniu podejścia synchroniczno-porównawczego.

Podjęcie to wiąże się z operowaniem w analizie głównych składowych macierzami obserwacji typu regiony $\times$ cechy dla czterech okresów jednocześnie: 1950, 1960, 1965, 1970 r. Analiza głównych składowych przeprowadzona dla różnych lat ujawnia istotne właściwości ekonomicznej struktury regionalnej w tych momentach czasowych i pozwala na wyprowadzenie wniosków o sukcesywnych stanach w procesie rozwoju gospodarczego. Z kolei porównanie nieciągłej serii struktur przestrzennych (mających autonomiczny charakter), w postaci składowych pochodzących z różnych struktur czasowych, prowadzi do identyfikacji faz relatywnego rozwoju i stanowi podstawę analizy ewolucji systemu społeczno-ekonomicznego.

Należy jednak zwrócić uwagę, że istnieje pewne niebezpieczeństwo przy podejmowaniu tego rodzaju studiów porównawczo-czasowych, bowiem tożsamość składowych może zmieniać się w czasie, co utrudnia ich porównanie. Równocześnie proponowane ujęcie synchroniczno-porównawcze (mieszczące się w kategorii tak zwanych modeli statyki porównawczej) ma ograniczoną wartość poznawczą: nie pozwala na rekonstrukcję procesu zmian i wskazanie na jego mechanizm. Jednak ze względu na brak ciągłej serii czasowej danych statystycznych zastosowanie bardziej wartościowego podejścia diachronicznego jest niemożliwe.

2. Model analizy głównych składowych¹

Punktem wyjścia analizy głównych składowych jest założenie stwierdzające, że zmienne losowe $x_1, x_2 \dots x_n$ mają pewien wielowymiarowy rozkład z wektorem średnich μ i macierzą kowariancji Σ . Rząd macierzy Σ wynosi $r = p$.² Przyjmuje się też, że z populacji została pobrana próba N niezależnych wektorów obserwacji. Obserwacje te można zapisać w postaci macierzy danych o wymiarach $N \times p$

$$X = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1p} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{N1} & x_{N2} & \dots & x_{Np} \end{bmatrix}.$$

Estymatorem macierzy kowariancji Σ jest macierz kowariancji S dla próby

$$S = \frac{1}{N-1} A,$$

gdzie

$$A = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(x_i - \bar{x})' = \sum_{i=1}^N x_i x_i' - N \bar{x} \bar{x}'$$

jest macierzą sum kwadratów i iloczynów odchyleń od średniej.

Analiza głównych składowych jest ortogonalną transformacją układu zmiennych $x_1, \dots, x_p$ w zbiór nowych zmiennych $y_1, \dots, y_p$.

Główne składowe $y_1, \dots, y_p$ wyprowadzamy z macierzy kowariancji S : j -ta główna składowa układu zmiennych $x_1, \dots, x_p$ jest liniową kombinacją

$$y_j = a_{1j} x_1 + \dots + a_{pj} x_p = \mathbf{a}_j \mathbf{x},$$

której współczynniki $a_{1j}, \dots, a_{pj}$ są elementami wektora charakterystycznego macierzy kowariancji S , odpowiadającego j -temu największemu pierwiastkowi charakterystycznemu λ_j . Pierwiastki charakterystyczne $\lambda_j (j = 1, \dots, p)$ macierzy kowariancji S otrzymujemy rozwiązując równanie wyznacnikowe

$$|S - \lambda I| = 0,$$

gdzie I jest macierzą jednostkową o wymiarach $p \times p$.

Każdemu pierwiastkowi charakterystycznemu macierzy S odpowiada wektor charakterystyczny $\mathbf{a}_j$. Elementy tego wektora spełniają układ równań jednorodnych

$$(S - \lambda_j I) \mathbf{a}_j = \mathbf{0},$$

¹ Obszerne uzasadnienie teoretyczne analizy głównych składowych i omówienie technik obliczeniowych zawierają prace T. W. Andersona (1958, 1963), C. R. Rao (1965), F. W. Morrisona (1967), F. H. C. Marriott (1975).

² Półgruba mała litera oznacza, że przedstawia ona wektor, a półgruba duża litera – macierz.

który można zapisać w postaci

$$S \mathbf{a}_j = \lambda_j \mathbf{a}_j.$$

Wektory charakterystyczne posiadają następujące własności:

1) wektory $\mathbf{a}_1, \mathbf{a}_2 \dots \mathbf{a}_p$ mogą być dobrane tak, by były ortonormalne, niezależnie od tego czy $\lambda_1 \dots \lambda_p$ są różne, czy nie

$$\mathbf{a}_j' \mathbf{a}_j = 1; \quad \mathbf{a}_j' \mathbf{a}_i = 0 \quad \text{dla} \quad i \neq j;$$

2) jeżeli $\mathbf{a}_1, \mathbf{a}_2 \dots \mathbf{a}_p$ są wektorami ortonormalnymi spełniającymi równość $S \mathbf{a}_j = \lambda_j \mathbf{a}_j$, to zachodzi

$$\mathbf{a}_j' S \mathbf{a}_j = \lambda_j; \quad \mathbf{a}_j' S \mathbf{a}_i = 0 \quad \text{dla} \quad i \neq j,$$

a także

$$S = \lambda_1 \mathbf{a}_1 \mathbf{a}_1' + \lambda_2 \mathbf{a}_2 \mathbf{a}_2' + \dots + \lambda_p \mathbf{a}_p \mathbf{a}_p',$$

$$I = \mathbf{a}_1 \mathbf{a}_1' + \mathbf{a}_2 \mathbf{a}_2' + \dots + \mathbf{a}_p \mathbf{a}_p'.$$

Własności te są również prawdziwe dla głównych składowych i formułuje się je następująco:

1) suma kwadratów współczynników głównej składowej a_{ij} , $j = 1, \dots, p$ równa się jedności,

2) wariancja j -tej składowej głównej równa się pierwiastkowi charakterystycznemu λ_j ,

3) pierwsza główna składowa jest unormowaną liniową kombinacją z maksymalną wariancją odpowiadającą maksymalnemu pierwiastkowi charakterystycznemu λ_1 ,

4) główne składowe są wszystkie nieskorelowane,

5) suma wariancji składowych wyprowadzonych z macierzy kowariancji S (czyli suma pierwiastków charakterystycznych tej macierzy) jest równa całkowitej zmienności systemu (czyli śladowi macierzy kowariancji),

6) jako miarę względną zmienności przypadającej na i -tą główną składową można przyjąć

$$\frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p} \cdot 100\%.$$

Algebraiczny znak i wielkość a_{ij} wskazują kierunek i znaczenie udziału i -tej cechy w j -tej składowej. Wprowadza się również bardziej precyzyjną statystyczną interpretację współczynników składowej. Kowariancje cech z j -tą składową określa wektor kolumnowy $S \mathbf{a}_j$. Z równania

$$(S - \lambda_j I) \mathbf{a}_j = \mathbf{0}$$

otrzymujemy, że

$$S \mathbf{a}_j = \lambda_j \mathbf{a}_j,$$

a więc kowariancja i -tej cechy z y_j jest po prostu

$$\lambda_j a_{ij}.$$

Jeżeli podzielimy $\lambda_j a_{ij}$ przez odchylenia standardowe składowej i cechy, to otrzymamy

$$\frac{a_{ij} \sqrt{\lambda_j}}{s_i},$$

czyli współczynnik korelacji według momentu iloczynowego i -tej cechy z j -tą składową.

Tak zdefiniowane wektory charakterystyczne mogą służyć do przekształcenia macierzy obserwacji $\mathbf{X}$ w nową macierz obserwacji $\mathbf{Y}$:

$$\mathbf{Y} = [y_1, y_2, \dots, y_p] = \mathbf{X} [\mathbf{a}_1, \mathbf{a}_2, \dots, \mathbf{a}_p].$$

Wektory $y_1, y_2, \dots, y_p$ są wektorami obserwacji p nowych zmiennych $y_1, y_2, \dots, y_p$ zwanych głównymi składowymi. Jeśli m pierwszych składowych zawiera dużą część ogólnej zmienności, można oszacować dla każdej jednostki zbioru wartości tylko m składowych i stosować je w dalszych etapach badania zamiast wartości oryginalnych zmiennych. W tym przypadku wartości składowych tworzą macierz $\mathbf{Y}$ o wymiarach $N \times m$.

Jeśli i -ta i j -ta składowe odpowiadają różnym pierwiastkom charakterystycznym, to ich wartości będą nieskorelowane. Weryfikujemy to twierdzenie mnożąc równanie

$$\mathbf{S} \mathbf{a}_j = \lambda_j \mathbf{a}_j$$

przez i -ty wektor charakterystyczny

$$\mathbf{a}_i' \mathbf{S} \mathbf{a}_j = \lambda_j \mathbf{a}_i' \mathbf{a}_j.$$

Lewa strona tego równania jest po prostu kowariancją wartości składowych $y_{hi} = \mathbf{a}_i' x_h$, $y_{hj} = \mathbf{a}_j' x_h$ i jeśli $\lambda_i \neq \lambda_j$, to wynika z ortogonalności wektorów, że

$$\mathbf{a}_i' \mathbf{S} \mathbf{a}_j = 0.$$

Ważnym zastosowaniem analizy głównych składowych jest kondensacja większości zmiennych zawartej w wyjściowym systemie wielozmiennym w mniejszą liczbę zmiennych (składowych). Oczywiście, że jeśli do opisu systemu weźmiemy mniej niż p składowych, jakaś część wariancji pozostanie nie wyjaśniona. Powstaje pytanie, jak zdecydować o tym, że m pierwszych składowych, wyjaśniając $K - \%$ całkowitej wariancji, dostarcza „oszczędności”, ale jeszcze dość adekwatnego opisu systemu. W praktyce najczęściej wyodrębnia się pewną liczbę składowych, które wyjaśniają jakąś arbitralnie określoną dużą część wariancji (75% albo więcej). Według D. F. Morrisona (1967, s. 228) jeśli nawet pierwsze cztery lub pięć składowych nie wyjaśniają założonej *a priori* części wariancji rezygnuje się z wyodrębniania dalszych składowych, ponieważ ich interpretacja opisowa może być trudna albo nawet niemożliwa (ze względu na „chaos” w zakresie ładunków cech w tych składowych).

Najlepszym rozwiązaniem jest opis systemu w kategoriach pierwszych składowych z dużymi i wyraźnie różnymi wariancjami. W związku z tym należy zwrócić uwagę, że T. W. Anderson (1963) rozwinął testy hipotez i przedziały ufności dla określenia, czy pozostałe wariancje składowych są identyczne. Obszerna dyskusja tego podejścia zawarta jest w pracy D. F. Morrisona (1967, s. 247–256).

Należy jeszcze zaznaczyć, że analiza głównych składowych nie jest niezależna od skali danych. Jeśli pomnożymy jedną ze zmiennych (cech oryginalnych) przez stałą, to ulegnie zmianie macierz kowariancji, co w konsekwencji prowadzi do odmiennego układu głów-

nych składowych. W przypadku, gdy wszystkie cechy są tego samego rodzaju, np. wyrażone w procentach lub określone na skali 5-punktowej albo mierzone w tych samych jednostkach i tego samego rzędu wielkościach, to operowanie macierzą kowariancji jest właściwe. Cechy współmierne posiadają podobne (z pewnym przybliżeniem) wariancje. Traktowanie sumy wariancji jako miary ogólnej zmienności oraz próby wyjaśnienia jej w kategoriach liniowych kombinacji zmiennych oryginalnych staje się wtedy jak najbardziej uzasadnione. Jeżeli cechy różnią się znacznie rzędem wielkości, to można zastosować transformację logarytmiczną. W wyniku tej transformacji następuje „stabilizacja” wariancji, a wariancje różnych zmiennych stają się porównywalne. Nowy układ jest proporcjonalny w stosunku do oryginalnego w sensie wielkości wariancji poszczególnych cech, tzn. cechy, które wykazują względną silniejszą zmienność, będą miały wyższą wariancję, a więc większą wagę w dalszej analizie.

Gdy cechy są wyrażone w różnych jednostkach naturalnych (w osobach, kg, km itd.), zachodzi konieczność sprowadzenia oryginalnych wielkości do wielkości porównywalnych, niemianowanych, przez standaryzację.

Najczęściej stosowaną metodą jest standaryzacja określona wzorem:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j}.$$

W ten sposób wariancja poszczególnych zmiennych jest redukowana do jedności i w rezultacie operujemy macierzą korelacji zamiast macierzą kowariancji. Trzeba jednak zwrócić uwagę, że standaryzacja jest transformacją, która powoduje „ściągnięcie” wartości cech na skali i pociąga za sobą pewną stratę informacji. Stwierdza się także, że procedura analizy głównych składowych oparta na macierzy korelacji jest w pewnym sensie niewłaściwa, gdyż najpierw wariancje poszczególnych cech standaryzuje się do jedności, a następnie, realizując założenia modelu, wraca się do maksymalizacji wariancji liniowych kombinacji zmiennych (patrz T. W. Anderson 1963, s. 139). Również zdaniem T. W. Andersona rozkłady losowe składowych wyodrębnionych z macierzy korelacji są bardziej skomplikowane niż składowych wyprowadzonych z macierzy kowariancji, co ma ważne znaczenie w procedurze testowania istotności poszczególnych składowych przy wyjaśnianiu zmienności.

Należy jeszcze podkreślić, że składowe określone z macierzy kowariancji i macierzy korelacji są zwykle różne i niemożliwe jest przejście od jednego rozwiązania do drugiego za pomocą prostego skalowania współczynników.

3. Macierz informacji

Podstawą ujęcia przestrzennego informacji o strukturze przestrzeni społeczno-gospodarczej kraju jest powiatowy układ jednostek terytorialnych według podziału administracyjnego z 1970 r., składający się z 320 powiatów.

Grupowanie wyjściowych jednostek (powiatów) w jednostki wyższego rzędu, które traktujemy jako podstawowe regiony społeczno-ekonomiczne rozpatrujemy w katego-

riach kombinatoryki. Regiony takie stanowią więc struktury kombinatoryczne. W przyjętej przez nas procedurze regionalizacji, powiaty łączy się w k regionów. Liczba możliwych agregacji 320 jednostek w k regiony będzie zależała od warunków nałożonych na algorytm agregacji dotyczących sposobu tworzenia rozmieszczeń.

Algorytm agregacji, opracowany przez A. Mackiewicza i W. Ratajczaka, spełnia następujące założenia:

1) Łączy się powiaty sąsiadujące ze sobą.

2) Dąży się do min max $|P - R_j|$ ($j = 1, 2, \dots, 320$),

gdzie: P = powierzchnia jednostki wzorcowej, która jest trzykrotnym obszarem średniego powiatu Polski i ma 2931 km²; R_j = powierzchnia jednostki badanej. Warunek 2 ma zapewnić wybranie takich obszarów, których maksymalne odchylenie od obszaru średniego jest mniejsze lub co najwyżej równe wartościom, które wyznaczają granice tolerancji (± 200 , ± 250 km²).



Ryc. 1. Układ podstawowych jednostek przestrzennych
Fig. 1. Basic areal units

3) Powierzchnię jednostki R_j tworzy suma powierzchni dwóch, trzech lub czterech powiatów w zależności od warunku 2.

4) Po zakończeniu agregacji nie zostają tzw. układy samotne (powiaty niedołączone).

Dla tej metody opracowano program na maszynie cyfrową Odra 1204. Realizacja programu została oparta na następujących wejściach informacyjnych:

1) spis 320 powiatów;

2) powierzchnię powiatów, przy czym powierzchnię miasta na prawach powiatów włączono do powierzchni powiatów je otaczających, jako obszary odrębne potraktowano: Trójmiasto, Warszawę oraz zespół katowicki,

3) tablicę sąsiadów każdego z 320 powiatów; liczba sąsiadów kształtowała się między 2 a 10,

4) tablicę informacji określającą położenie każdego powiatu względem granicy państwa.

W rezultacie uzyskano 104 regiony (w sensie narzędzi badania) w skali ponadpowiatowej, pokrywające cały obszar kraju (patrz tab. 1 i ryc. 1).

Dla oceny poziomu rozwoju gospodarczego regionów w poszczególnych momentach czasowych przyjęto 13 cech społeczno-ekonomicznych, wyrażonych w postaci wskaźników (patrz tab. 2). W wyborze zmiennych kierowano się wstępnie przyjętymi założeniami o analizowanym zjawisku. Cechy wprowadzone do macierzy informacji reprezentują

TABELA 1

Podstawowe jednostki przestrzenne
Basic areal units

Nr jednostki	Nazwy powiatów wchodzących w skład regionu	Powierzchnia regionu
1	2	3
1	Sejny, Augustów, Dąbrowa Białostocka	3131
2	Białystok, Łapy	2901
3	Hajnówka, Bielsk Podlaski	3080
4	Olecko, Elk, Grajewo	3093
5	Suwałki, Gołdap	3050
6	Sokółka, Mońki	2667
7	Siemiatycze, Sokół Podlaski	2785
8	Kolno, Ostrołęka	2988
9	Łomża, Zambrów, Wysokie Mazowieckie	3131
10	Stargard Gdański, Chojnice	3080
11	Świecie, Tuchola, Grudziądz	3225
12	Bydgoszcz, Chełmno, Wyrzysk	3262
13	Szubin, Żnin, Mogilno	2632
14	Włocławek, Lipno	2633
15	Toruń, Inowrocław, Aleksandrów Kujawski	2870
16	Golub-Dobrzyń, Rypin, Brodnica, Wąbrzeźno	2828
17	Gdańsk, Puck, Lębork, Wejherowo	2913
18	Kartuzy, Kościerzyna, Pruszcz Gdański	3142
19	Malbork, Tczew, Nowy Dwór Gdański, Sztum, Kwidzyna	2921
20	Katowice, Wodzisław, Rybnik, Pszczyna, Tychy, Będzin	2854
21	Częstochowa, Zawiercie, Myszków, Kłobuck	3123
22	Lubliniec, Tarnowskie Góry, Gliwice, Strzelce Opolskie	3109
23	Radomsko, Włoszczowa	2961
24	Kazimierz Wielka, Pińczów, Busko Zdrój, Dąbrowa Tarnowska	3015
25	Staszów, Opatów	3283
26	Lipsko, Zwoleń, Starachowice, Szydłowiec	2986

cd. tabeli 1

1	2	3
27	Radom, Przysucha	2857
28	Opoczno, Końskie	2837
29	Kielce, Jędrzejów	3244
30	Koszalin, Kołobrzeg, Białogard	3048
31	Sławno, Miastko	2830
32	Słupsk, Bytów	3150
33	Człuchów, Złotów, Sępólno Krajeńskie	3077
34	Trzcianka, Wałcz	3126
35	Szczecinek, Drawsko Pomorskie	3567
36	Nowy Targ, Limanowa	2846
37	Nowy Sącz, Brzesko, Bochnia	3256
38	Cieszyn, Bielsko Biala, Żywiec, Wadowice	2952
39	Oświęcim, Chrzanów, Olkusz, Miechów	3125
40	Kraków, Proszowice, Myślenice, Sucha Beskidzka	2986
41	Biała Podlaska, Łosice	2974
42	Włodawa, Parczew	2656
43	Łuków, Radzyń Podlaski	3036
44	Zamość, Krasnostaw	3037
45	Hrubieszów, Tomaszów Lubelski	3319
46	Biłgoraj, Janów Lubelski, Leżajsk	3148
47	Lubartów, Puławy, Opole Lubelskie	3005
48	Kraśnik, Bełżyce, Bychawa	3075
49	Lublin, Chełm	3085
50	Piotrków Trybunalski, Bełchatów, Pajęczno	2988
51	Łódź, Brzeziny, Łask	3372
52	Sieradz, Poddębice, Wieluń	3502
53	Łowicz, Skierniewice, Rawa Mazowiecka	3428
54	Łęczyca, Kutno, Gostynin	3075
55	Braniewo, Bartoszyce	3366
56	Ilawa, Nowe Miasto Lubawskie, Działdowo	2889
57	Kętrzyn, Biskupiec, Giżycko	3017
58	Pasłęk, Morąg, Lidzbark Warmiński	3084
59	Pisz, Mrągowo	2892
60	Olsztyn, Ostróda	2746
61	Szczytno, Nidzica	3085
62	Racibórz, Głubczyce, Koźle, Prudnik, Krapkowiec	2854
63	Opole, Olesno, Kluczbork	2832
64	Nysa, Niemodlin, Grodków, Brzeg, Namysłów	3142
65	Oborniki, Wągrowiec, Chodzież	2829
66	Czarnków, Międzybóże, Szamotuły	2872
67	Poznań, Środa Wlkp., Śrem	2978
68	Nowy Tomyśl, Wolsztyn, Kościan	3150
69	Leszno, Rawicz, Gostyń, Krotoszyn	2815
70	Ostrów Wlkp., Ostrzeszów, Kępno, Wieruszów	3016
71	Konin, Koło, Radziejów	3243
72	Gniezno, Jarocin, Września, Słupca	3234
73	Pleszew, Kalisz, Turek	3214
74	Lubaczów, Jarosław, Przeworsk	3013
75	Przemysł, Ustrzyki Dolne, Lesko	3327
76	Sanok, Krosno, Brzozów	2856
77	Tarnobrzeg, Nisko, Kolbuszowa	2711
78	Jasło, Gorlice, Tarnów	3052
79	Rzeszów, Łańcut, Strzyżów, Ropczyce, Dębica	3036
80	Myślibórz, Pyrzyce, Strzelce Krajeńskie	3127
81	Szczecin, Gryfino, Dębno	3199
82	Kamień Pomorski, Goleniów, Nowogard	2934
83	Gryfice, Łobez, Świdwin	2987
84	Stargard Szczeciński, Choszczno	2592
85	Zuromin, Mława, Sierpc	2862
86	Ciechanów, Przasnysz	2630
87	Siedlce, Węgrów	2608
88	Ostrów Mazowiecka, Wyszków, Wołomin	3084

cd. tabeli 1

1	2	3
89	Maków Mazowiecki, Pułtusk, Nowy Dwór Mazowiecki	2974
90	Płock, Płońsk	2645
91	Piaseczno, Otwock, Grójec	3130
92	Warszawa, Pruszków, Grodzisk Mazowiecki, Sochaczew	2644
93	Mińsk Mazowiecki, Garwolin, Ryki	3001
94	Bystrzyca Kłodzka, Kłodzko, Nowa Ruda, Ząbkowice Śląskie, Dzierżonów	2961
95	Trzebnica, Milicz, Syców, Oleśnica	2972
96	Wrocław, Środa Śląska, Oława, Strzelin	3008
97	Zgorzelec, Lubań, Lwówek Śląski, Bolesławiec	3303
98	Jelenia Góra, Jawor, Kamienna Góra, Wałbrzych, Świdnica	2877
99	Złotoryja, Legnica, Lubin, Wołów	3257
100	Góra, Wschowa, Głogów, Nowa Sól	2891
101	Żary, Żagań, Szprotawa, Zielona Góra	2900
102	Lubsko, Krosno Odrzańskie, Słubice	3136
103	Sulechów, Świebodzin, Międzyrzecz	2732
104	Gorzów Wlkp., Sulęcín	2622

TABELA 2

Wskaźniki społeczno-ekonomiczne
Socio-economic indices

1	Gęstość zaludnienia na 1 km ²
2	Procent ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych
3	Liczba ludności miejskiej na 1000 mieszkańców
4	Liczba zatrudnionych w przemyśle na 1000 mieszkańców
5	Liczba zakładów przemysłowych na 100 km ²
6	Procent powierzchni zasiewanej
7	Udział pszenicy w powierzchni zasiewanej
8	Pogłowie bydła na 100 ha powierzchni ogólnej
9	Trzoda chlewna na 100 ha powierzchni ogólnej
10	Liczba łóżek w szpitalach na 10 000 mieszkańców
11	Liczba lekarzy medycyny na 10 000 mieszkańców
12	Gęstość sieci kolejowej na 1 km ²
13	Gęstość sieci drogowej na 1 km ²

TABELA 3

Współczynniki zmienności cech oryginalnych
Variation coefficients of the original variables

1950 r.			
Cechy	$\bar{x}$	s	$\frac{s}{\bar{x}} \cdot 100$
1	79,145	73,957	93,44
2	40,048	17,521	43,75
3	329,703	185,654	56,30
4	48,588	46,278	95,24
5	8,295	8,496	102,42
6	45,780	13,034	28,47
7	9,075	5,798	63,88
8	20,809	8,372	40,23
9	24,352	9,926	40,76
10	34,512	23,529	68,17
11	2,448	2,196	89,78
12	0,056	0,028	50,00
13	0,109	0,016	14,67

1960 r.			
Cechy	$\bar{x}$	s	$\frac{s}{\bar{x}} \cdot 100$
1	94,547	91,682	96,96
2	46,795	16,194	34,60
3	376,487	188,793	50,14
4	79,520	88,084	110,76
5	15,364	15,404	100,26
6	44,496	12,347	27,74
7	8,608	6,580	76,44
8	26,065	7,963	30,55
9	37,384	13,503	36,11
10	50,616	40,196	79,41
11	6,629	4,871	73,48
12	0,056	0,028	50,00
13	0,123	0,019	15,44

1965 r.			
Cechy	$\bar{x}$	s	$\frac{s}{\bar{x}} \cdot 100$
1	101,618	99,601	98,01
2	53,786	16,310	30,32
3	389,326	185,771	47,71
4	85,442	55,232	64,64
5	15,559	15,149	97,36
6	45,195	11,864	26,31
7	10,731	6,905	64,34
8	30,522	7,973	26,12
9	42,007	15,791	37,59
10	52,324	38,943	74,42
11	8,950	5,723	63,94
12	0,057	0,028	49,12
13	0,127	0,018	14,17

1970 r.			
Cechy	$\bar{x}$	s	$\frac{s}{\bar{x}} \cdot 100$
1	104,876	103,928	99,09
2	61,022	16,521	27,07
3	415,438	183,184	44,09
4	104,850	55,911	53,32
5	17,677	22,703	128,43
6	47,847	12,026	25,13
7	12,633	7,574	59,95
8	34,400	8,782	25,52
9	43,334	17,711	40,87
10	55,561	37,064	66,70
11	10,831	6,578	60,45
12	0,057	0,028	49,29
13	0,129	0,019	14,72

różne aspekty rozwoju społeczno-gospodarczego, dotyczą czynników produkcji (ludność, zatrudnienie), działalności przemysłu, transportu, rolnictwa, usług. Należy jednak zaznaczyć, że cechy te nie reprezentują wszystkich istotnych właściwości układów zjawisk w przestrzeni społeczno-ekonomicznej Polski, co wpływa na treść wyników.

Analizowany materiał obejmuje zbiory danych jedynie dla 4 momentów czasowych (1950, 1960, 1965 i 1970 r.).

Ograniczenie liczby rozpatrywanych cech i liczby czasokresów nastąpiło wskutek trudności, jakie powstały ze skompletowaniem materiału źródłowego, obejmującego cechy charakteryzujące poziom rozwoju w obu wymiarach: regionalnym i czasowym.

Analiza porównawcza rozkładów przestrzennych cech obserwowalnych prowadzi do stwierdzenia, że charakteryzują się one bardzo silnie zróżnicowaną względną zmiennością (określoną współczynnikiem zmienności; patrz tab. 3). Największą zmienność względną wykazują cechy 5 (liczba zakładów przemysłowych) i 1 (gęstość zaludnienia). Ta własność pozwala traktować je jako cechy o największej mocy dyskryminacyjnej w analizie przestrzeni społeczno-ekonomicznej Polski.

4. Wyniki analizy głównych składowych

Analiza głównych składowych objęła macierz obserwacji dla czterech momentów czasowych: 1950, 1960, 1965 i 1970 r.³ Oparto ją na macierzy kowariancji. W zastosowaniach analizy głównych składowych w geografii najczęściej stosuje się macierz korelacji. Ze względu na to, że kwestia, czy stosować macierz korelacji, czy też macierz kowariancji nie została w zasadzie przez statystyków rozstrzygnięta ostatecznie, w pracy podjęto próbę sprawdzenia efektywności metody opartej na macierzy kowariancji z punktu widzenia jej mocy interpretacyjnej.

Obliczono pierwiastki charakterystyczne i odpowiadające im wektory charakterystyczne. Trzy pierwsze wektory charakterystyczne, czyli współczynniki trzech pierwszych składowych głównych zawiera tabela 4.

TABELA 4

Wektory charakterystyczne Characteristic vectors			
1950 r.			
Cechy	a_1	a_2	a_3
1	-0,252	0,933	-0,178
2	-0,085	-0,027	0,078
3	-0,943	-0,268	-0,149
4	-0,183	0,143	0,963
5	-0,032	0,089	0,009
6	-0,009	0,065	-0,072
7	-0,006	-0,007	0,045
8	0,003	0,088	0,012
9	0,003	0,059	-0,058
10	-0,076	-0,109	0,023
11	-0,008	0,005	-0,024
12	-0,000	-0,000	0,000
13	-0,000	0,000	0,000
% wyjaśnienia zmienności całkowitej	88,69	7,91	1,94

³ Program i obliczenia na maszynie cyfrowej Odra 1204 wykonał E. Małec.

1960 r.			
Cechy	a_1	a_2	a_3
1	-0,332	0,640	-0,662
2	-0,073	0,021	0,028
3	-0,900	-0,404	0,031
4	-0,252	0,621	0,739
5	-0,059	0,123	-0,051
6	0,001	0,054	-0,038
7	-0,004	0,002	0,002
8	0,002	0,047	-0,020
9	0,008	0,040	0,048
10	-0,080	-0,139	0,080
11	-0,019	-0,001	-0,016
12	-0,000	-0,000	0,000
13	-0,000	-0,000	0,000
% wyjaśnienia zmienności całko- witej	77,01	11,32	8,68

1965 r.			
Cechy	a_1	a_2	a_3
1	-0,352	0,896	0,066
2	-0,074	-0,019	-0,065
3	-0,903	-0,377	0,190
4	-0,213	0,138	-0,603
5	-0,057	0,122	0,003
6	0,006	0,054	0,032
7	-0,006	0,002	-0,048
8	0,001	-0,038	-0,020
9	0,009	0,049	0,044
10	-0,080	-0,119	-0,765
11	-0,022	-0,004	0,008
12	-0,000	-0,000	-0,000
13	-0,000	-0,000	-0,000
% wyjaśnienia zmienności całko- witej	82,44	11,84	2,55

1970 r.			
Cechy	a_1	a_2	a_3
1	-0,378	-0,880	-0,097
2	-0,074	0,019	0,107
3	-0,890	0,404	-0,201
4	-0,220	-0,100	0,717
5	-0,076	-0,185	0,010
6	0,009	-0,056	-0,041
7	-0,008	0,012	0,046
8	0,004	-0,039	0,020
9	0,022	-0,066	0,110
10	-0,072	0,091	0,639
11	-0,025	-0,004	-0,025
12	-0,000	0,000	0,000
13	-0,000	0,000	0,000
% wyjaśnienia zmienności całko- witej	81,75	12,49	2,57

Analiza udziału głównych składowych w wyjaśnianiu zmienności przeprowadzona dla poszczególnych lat prowadzi do stwierdzenia, że występuje wyraźna dominacja pierwszej składowej, która obejmuje od 77 % do 89% całkowitej wariancji. Składowa ta pełni więc rolę podstawowego wymiaru strukturalnego przestrzeni społeczno-ekonomicznej w poszczególnych momentach czasowych.

Dalsza analiza obejmuje: 1) badanie stałości składowych dla czterech okresów czasu (1950, 1960, 1965, 1970) w celu ustalenia ich przydatności dla przeprowadzenia porównań w czasie, 2) badanie zmienności przestrzennej składowej spełniającej rolę podstawowego wymiaru czasoprzestrzennego.

A. Analiza stałości głównych składowych

Badanie stałości głównych składowych przeprowadza się na podstawie analizy związku składowych ze zmiennymi oryginalnymi. Chodzi o ustalenie stabilności tego związku w czasie, gdyż jedynie stabilność składowych pozwala na przeprowadzenie porównania w czasie. Określenie głównych składowych odrębnie dla każdego okresu czasu nadaje im wymiary, które opisują tylko pewne relacje ze zmiennymi oryginalnymi w każdym okresie czasu. Jedynie stałość tych relacji upoważnia do przeprowadzenia analizy porównawczej ze względu na tożsamość wymiarów. W przypadku niespełnienia tego warunku trudno byłoby stwierdzić czy występuje właściwa zmienność przestrzenna składowej, czy też zmienność ta obejmuje również zmianę jej składu.

W 1950 r. trzy główne składowe wyjaśniają 98% zmienności całkowitej zbioru zmiennych obserwowanych. Pierwsza składowa, wyjaśniająca zmienność w 89%, wykazuje ścisły związek przede wszystkim z 2 cechami obserwowanymi: „liczba ludności miejskiej na 1000 mieszkańców”, „odsetek ludności utrzymującej się ze źródeł pozarolniczych”, wyrażony w postaci wysokich istotnych korelacji ujemnych ($-0,996$; $-0,952$ odpowiednio)⁴. Również obserwuje się wysokie ujemne wartości współczynników korelacji pierwszej składowej w odniesieniu do cech: „liczba zatrudnionych w przemyśle”, „liczba zakładów przemysłowych”, „liczba lekarzy medycyny”, „gęstość zaludnienia”, „liczba łóżek w szpitalach”, „gęstość sieci kolejowej” (od $-0,775$ do $-0,573$). Na podstawie kształtowania się tych korelacji pierwszą składową interpretuje się jako udział gospodarki wiejsko-rolniczej. Druga składowa objaśnia tylko 8% wariancji zbioru zmiennych. Z tą składową jest silnie skorelowana dodatnio cecha: „gęstość zaludnienia” ($+0,739$), „liczba zakładów przemysłowych” ($+0,612$), „pogłowie bydła” ($+0,619$). Trzecia składowa realizuje jeszcze niższy procent zmienności (2%) i wykazuje ścisły związek jedynie z cechą „liczba zatrudnionych w przemyśle” ($+0,605$).

W 1960 r. pierwsza składowa ma identyczną strukturę, wyrażoną w kategoriach względnego udziału cech obserwowanych, jak w 1950 r., jednak wyjaśnia niższy procent zmienności całkowitej (77%). Wzrasta rola drugiej składowej (tłumaczy 11% zmienności) i równocześnie ujawnia się wyraźnie jej związek z cechami przemysłowymi. Wykazuje ona do-

⁴ Badanie relacji wyodrębnionych składowych ze zmiennymi oryginalnymi oparto na współczynnikach korelacji (tab. 5 i 6).

TABELA 5

Współczynniki korelacji cech z głównymi składowymi
Correlation coefficients between variables and components

1950 r.			
Cechy	y_1	y_2	y_3
1	-0,6689	0,7393	-0,0710
2	-0,9525	-0,0921	0,1303
3	-0,9961	-0,0846	-0,0234
4	-0,7751	0,1814	0,6046
5	-0,7387	0,6122	0,0297
6	0,1457	0,2914	-0,1611
7	-0,2219	-0,0763	0,2237
8	0,0729	0,6192	0,0416
9	0,0704	0,3485	-0,1714
10	-0,6342	-0,2721	0,0285
11	-0,7677	0,1476	-0,3191
12	-0,5731	-0,2212	0,2246
13	-0,4659	0,1391	0,3105

1960 r.			
Cechy	y_1	y_2	y_3
1	-0,7077	0,5225	-0,4730
2	-0,9382	-0,1026	0,1192
3	-0,9852	-0,1693	0,0114
4	-0,5910	0,5583	0,5822
5	-0,7391	0,5930	-0,2167
6	0,0250	0,3446	-0,2111
7	-0,1200	0,0240	0,0194
8	0,0585	0,4680	-0,1728
9	0,1308	0,2330	-0,2445
10	-0,4098	-0,2732	0,1385
11	-0,7958	-0,0181	-0,2277
12	-0,5590	-0,2003	0,1876
13	-0,4143	0,0163	0,0820

1965 r.			
Cechy	y_1	y_2	y_3
1	-0,7175	0,6923	0,0238
2	-0,9224	-0,0902	-0,1433
3	-0,9870	-0,1560	0,0365
4	-0,7821	0,1926	-0,3905
5	-0,7595	0,6201	0,0063
6	0,0996	0,3517	0,0960
7	-0,1863	0,0273	-0,2487
8	0,0388	0,3650	-0,0882
9	0,1169	0,2380	0,1001
10	-0,4153	-0,2346	-0,7024
11	-0,7859	-0,0573	0,0497
12	-0,5652	-0,2901	-0,2556
13	-0,5581	-0,0846	-0,1022

cd. tabeli 5

1970 r.			
Cechy	y_1	y_2	y_3
1	-0,7386	-0,6714	0,0335
2	-0,9076	0,0895	0,2321
3	-0,9838	0,1747	-0,0394
4	-0,7990	-0,1415	0,4606
5	-0,6810	-0,6454	0,0167
6	0,1496	-0,3700	-0,1240
7	-0,2278	0,1235	0,2197
8	0,1047	-0,3527	0,0835
9	0,2548	0,2940	-0,2233
10	-0,3963	0,1943	0,6193
11	-0,7811	-0,0464	-0,1347
12	-0,5834	0,2196	0,2579
13	-0,5501	0,0927	0,0784

TABELA 6

Krzyżujące się współczynniki korelacji składowych ze zmiennymi oryginalnymi
> |0,500|

Correlation cross-coefficients > |0.500|

1950 r.				1960 r.			
	y_1	y_2	y_3		y_1	y_2	y_3
y_1	8	2	1	y_1	7	3	1
y_2		3	0	y_2		3	1
y_3			1	y_3			1

1965 r.				1970 r.			
	y_1	y_2	y_3		y_1	y_2	y_3
y_1	8	2		y_1	8	2	
y_2		2		y_2		2	
y_3			1	y_3			1

datnią istotną zależność nie tylko ze zmienną „gęstość zaludnienia” (0,522) i „liczbą zakładów przemysłowych” (0,593), ale również ze zmienną „liczba zatrudnionych w przemyśle” (0,558). Zwiększa się również udział trzeciej składowej w wyjaśnianiu zmienności (9%). Interpretacja jej w kategoriach cech ulega niewielkiej zmianie. Utrzymuje się istotna dodatnia korelacja tej składowej z cechą „liczba zatrudnionych w przemyśle” (0,582), wzrasta natomiast ujemna korelacja składowej ze zmienną „gęstość zaludnienia” (z -0,071 do -0,473). Należy zaznaczyć, że podobnie jak w 1950 r. 3 składowe wyjaśniają łącznie znaczny odsetek zmienności całkowitej (97%).

W 1965 r. względne znaczenie pierwszej składowej i jej tożsamość, określona w kategoriach istotnych korelacji ze zmiennymi obserwowanymi, nie ulega zasadniczej zmianie. Wyjaśniając 82% zmienności całkowitej, pierwsza składowa reprezentuje udział gospo-

darki wiejsko-rolniczej. Na tym samym poziomie co w 1960 r. utrzymuje się udział drugiej składowej w wyjaśnianiu zmienności (12%). Jednak składowa ta jest sprzężona istotnie tylko z 2 zmiennymi: „gęstość zaludnienia” (0,692) i „liczba zakładów przemysłowych” (0,620). Trzecia składowa odgrywa niewielką rolę w wyjaśnianiu zmienności (2%) i zmienia swoją tożsamość w porównaniu z poprzednimi latami. Wykazuje istotną korelację tylko z cechą „liczba łóżek szpitalnych” (0,702). Zmienia się kierunek jej zależności z cechą „liczba zatrudnionych w przemyśle” w stosunku do 1950 i 1960 r. z dodatniego na ujemny.

W 1970 r. pierwsza składowa wykazuje duże podobieństwo w zakresie siły i kierunku relacji z cechami obserwowanymi w stosunku do poprzednich momentów czasowych. Natomiast zmienia się diametralnie druga składowa. Składowa ta jest ujemnie skorelowana z „gęstością zaludnienia” (−0,671) i „liczbą zakładów przemysłowych” (−0,645); z tymi samymi cechami była skorelowana dodatnio w poprzednich latach. Również trzecia składowa jest odmienna w porównaniu z 1965 r. Wykazuje ona korelację dodatnią z cechą „liczba łóżek szpitalnych” (0,619) i „liczba zatrudnionych w przemyśle” (0,461). Trzecia składowa posiada więc w 1970 r. wysokie korelacje z tymi samymi cechami co w 1965 r., jednak nastąpiła zmiana kierunku tych korelacji z dodatniego na ujemny. Pod względem udziału poszczególnych składowych w wyjaśnianiu całkowitej zmienności rola trzech składowych (w porównaniu z 1965 r.) nie uległa zmianie (82%, 12%, 2%).

Porównania serii struktur przestrzennych (dla lat 1950, 1960, 1965, 1970), mających autonomiczny charakter, na podstawie głównych składowych pochodzących z różnych okresów czasu można zatem dokonać tylko w przypadku, gdy tożsamość składowych jest niezmienna. W przeciwnym przypadku zmiany w czasoprzestrzennym rozkładzie wartości składowych mogą być również konsekwencją zmiany tożsamości składowych. W związku z tym, punktem wyjścia w procedurze pomiaru zmian czasoprzestrzennych na podstawie wyników analizy głównych składowych jest badanie niezmienności składowych (czyli trwałości ich struktury określonej w kategoriach relacji z obserwowanymi cechami) w czasie. Jako miarę podobieństwa składowych w poszczególnych momentach czasowych wprowadza się współczynniki korelacji między wektorami charakterystycznymi określonej składowej w przekroju czasowym (tab. 7). Pierwsza składowa jest podobna we wszystkich badanych momentach czasowych (współczynniki korelacji wektorów zawarte są w przedziale 0,986; 0,998). Natomiast druga i trzecia składowa w przekroju czasowym ulega zmianie. Zasadnicze przekształcenie drugiej składowej zachodzi w 1970 r., a trzeciej składowej — w 1965 r. Tak więc pierwsza składowa wyjaśniająca znaczny procent zmienności zjawisk, która w kategoriach konfiguracji zmiennych jest względnie inwariantna, może stanowić podstawę badania ewolucji układu przestrzennego Polski w latach 1950–1970.

Zmiana wartości pierwszej składowej dla tego samego regionu w przekroju czasowym jest traktowana jako miara jego zmienności w procesie rozwoju ekonomicznego. Na podstawie sekwencyjnego uporządkowania wartości tej składowej dokonamy więc analizy zmian w systemie społeczno-ekonomicznym Polski.

Zanim jednak przejdziemy do kolejnego etapu analizy należy poświęcić trochę więcej uwagi zagadnieniu interpretacji pierwszej składowej, ze względu na jej podstawową rolę w opisie zmian struktury przestrzennej Polski w badanym okresie. Interpretacja opisowa składowej polega na ustaleniu zakresu podzbioru zmiennych zależnych wyodrębnionych

jako składowa (tzn. o najwyższych udziałach w danej składowej albo o najwyższych współczynnikach korelacji z tą składową), w ten sposób aby uogólnić znaczenie tych zmiennych. Tak pojmowana składowa jest terminem klasyfikacyjnym i ma znaczenie opisowe.

TABELA 7

Współczynniki korelacji składowych w przekroju czasowym
Correlation coefficients of the components through time

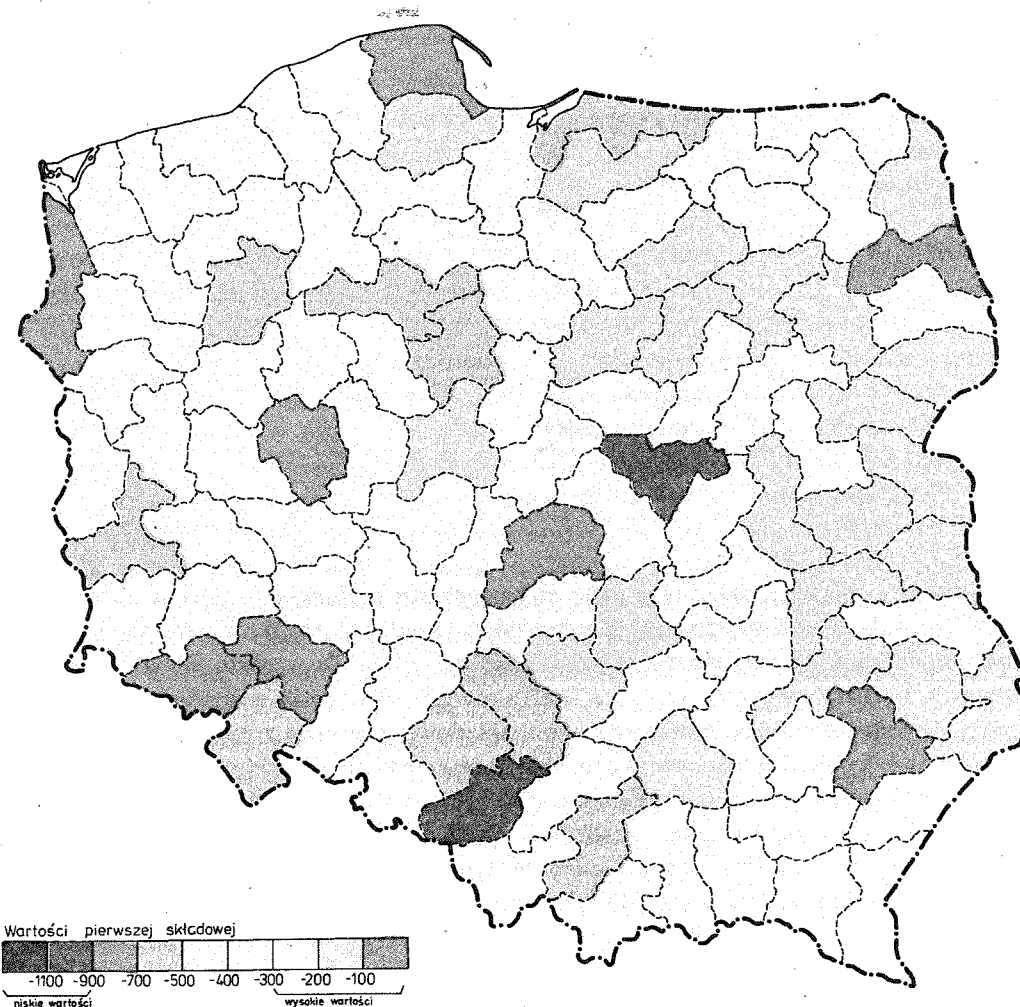
y_1				
	1950 r.	1960 r.	1965 r.	1970 r.
1950 r.	1,000	0,992	0,992	0,986
1960 r.		1,000	0,998	0,997
1965 r.			1,000	0,998
1970 r.				1,000
y_2				
	1950 r.	1960 r.	1965 r.	1970 r.
1950 r.	1,000	0,813	0,992	−0,982
1960 r.		1,000	0,840	−0,819
1965 r.			1,000	−0,995
1970 r.				1,000
y_3				
	1950 r.	1960 r.	1965 r.	1970 r.
1950 r.	1,000	0,837	−0,634	0,764
1960 r.		1,000	−0,567	0,659
1965 r.			1,000	−0,979
1970 r.				1,000

Struktura pierwszej składowej ujęta w kategoriach cech skorelowanych ujemnie z tą składową, składa się z następujących elementów: 1) ludność miejska i nierolnicza, 2) działalność przemysłowa i transport, 3) działalność usługowa. Ze względu jednak na ujemny kierunek korelacji składową pierwszą utożsamia się z kategorią gospodarki wiejsko-rolniczej. Wstępne porównanie mapy rozkładu składowej pierwszej z mapą rozkładu ludności miejskiej potwierdza takie określenie składowej: rozkład ludności miejskiej jest negatywnym rozmieszczenia wartości składowej (ryc. 2 i 6). Można więc przyjąć, że składowa reprezentuje zróżnicowanie zmienności, jaka zachodzi między typem gospodarki wiejsko-rolniczej a miejsko-przemysłowej. W tym kontekście badawczym pojęcie gospodarki miejsko-przemysłowej jest odniesione jednak do pewnego poziomu stopnia urbanizacji i uprzemysłowienia, jaki występuje w poszczególnych regionach w przeciwieństwie do gospodarki wiejsko-rolniczej, reprezentującej niski stopień urbanizacji i uprzemysłowienia. Jak wynika z powyższych rozróżnień, kategoria gospodarki wiejsko-rolniczej, wprowadzona w postaci pierwszej składowej, jest ściśle związana z procesem rozwoju społeczno-ekonomicznego.

Analiza rozkładu czasoprzestrzennego zmian obejmuje: a) określenie relatywnego położenia regionów na skali wartości pierwszej składowej w latach 1950, 1960, 1965 i 1970, b) analizę porównawczą tych rozkładów oraz c) określenie kierunku i tempa zmian położenia regionów w procesie przekształcania się typów gospodarki.

Analizy rozmieszczenia regionów na skali wartości pierwszej składowej dokonuje się na podstawie klasyfikacji według 9 klas (patrz tab. 8). Rozkład liczebności regionów według tych klas w poszczególnych latach przedstawia tabela 9.

W 1950 r. zróżnicowanie układu regionalnego Polski pod względem udziału gospodarki wiejsko-rolniczej przedstawia się następująco (ryc. 2). Względnie wysokie wartości tego udziału (klasy I-III) ma 50 regionów (tj. 48% jednostek układu). W klasie wartości prze-



Ryc. 2. Rozkład wartości pierwszej składowej w 1950 r.
Fig. 2. Pattern of first component values in 1950

Nr jednostki	1950 r.	1960 r.	1965 r.	1970 r.
1	2	3	3	5
1	-118,9	-174,5	-222,1	-242,0
2	-492,5	-609,5	-640,7	-680,0
3	-165,9	-203,4	-225,5	-248,1
4	-311,6	-342,0	-355,7	-389,2
5	-236,8	-284,1	-298,7	-340,2
6	-94,3	-123,4	-157,0	-187,5
7	-131,0	-148,0	-162,5	-179,3
8	-123,0	-164,4	-183,2	-214,6
9	-171,6	-226,6	-250,9	-278,7
10	-350,0	-405,5	-422,5	-428,4
11	-400,8	-444,6	-457,8	-473,1
12	-695,8	-741,7	-753,5	-763,9
13	-273,1	-306,5	-317,6	-325,6
14	-388,2	-413,6	-426,7	-447,2
15	-560,7	-605,7	-618,9	-638,2
16	-251,4	-272,2	-283,9	-287,0
17	-859,8	-894,7	-915,1	-934,9
18	-172,1	-200,8	-214,9	-240,7
19	-431,7	-468,9	-481,9	-490,8
20	-1011,9	-1091,8	-1147,6	-1147,6
21	-505,8	-731,6	-585,5	-605,6
22	-686,5	-732,5	-738,3	-746,9
23	-181,5	-212,9	-225,8	-248,4
24	-115,1	-144,1	-157,8	-180,6
25	-208,0	-281,2	-311,6	-334,9
26	-263,5	-343,0	-360,0	-383,8
27	-413,6	-494,6	-517,6	-558,8
28	-128,3	-164,5	-176,7	-200,7
29	-283,7	-346,7	-370,0	-421,6
30	-386,3	-582,6	-544,5	-578,2
31	-230,0	-324,7	-348,8	-377,6
32	-388,1	-462,5	-447,8	-512,5
33	-278,2	-328,8	-344,5	-345,0
34	-520,2	-570,5	-588,9	-616,8
35	-374,2	-453,8	-478,0	-493,7
36	-248,8	-285,8	-297,7	-311,4
37	-210,8	-257,2	-266,7	-284,9
38	-385,2	-444,4	-457,6	-494,5
39	-374,7	-484,6	-507,9	-525,0
40	-611,5	-705,2	-725,1	-759,7
41	-148,0	-186,8	-201,5	-230,9
42	-128,1	-133,7	-143,7	-162,3
43	-155,3	-186,1	-204,4	-233,4
44	-164,3	-195,0	-209,8	-233,1
45	-102,1	-125,8	-135,8	-157,4
46	-91,7	-127,7	-141,5	-176,4
47	-152,2	-188,3	-206,6	-277,9
48	-137,8	-188,2	-209,0	-231,3
49	-493,7	-582,0	-610,8	-652,0
50	-246,9	-289,8	-302,4	-325,4
51	-865,6	-890,1	-916,7	-928,6
52	-233,7	-275,9	-289,9	-357,1
53	-339,8	-378,9	-399,7	-424,3
54	-286,7	-313,7	-324,7	-348,4
55	-525,4	-584,5	-594,5	-624,0
56	-254,3	-302,7	-320,3	-343,7

1	2	3	4	5
57	-309,3	-369,7	-379,8	-412,9
58	-194,9	-249,5	-263,1	-286,8
59	-303,5	-320,2	-376,9	-416,5
60	-465,9	-534,4	-540,5	-595,1
61	-194,3	-229,4	-238,5	-284,5
62	-373,7	-454,5	-475,2	-504,8
63	-342,4	-402,4	-418,3	-449,7
64	-319,4	-385,0	-409,9	-442,2
65	-347,1	-383,1	-401,4	-424,1
66	-291,2	-328,5	-342,0	-370,4
67	-801,1	-824,9	-835,5	-844,4
68	-283,9	-317,3	-333,6	-352,2
69	-416,7	-446,2	-459,8	-469,6
70	-279,0	-324,0	-364,9	-345,8
71	-190,8	-223,5	-249,9	-298,1
72	-361,8	-394,9	-405,5	-421,8
73	-312,0	-359,6	-381,6	-407,7
74	-208,9	-233,1	-238,8	-256,2
75	-350,1	-350,5	-352,8	-367,1
76	-238,1	-275,9	-286,8	-315,1
77	-208,9	-295,5	-319,9	-371,1
78	-350,1	-819,6	-334,5	-365,6
79	-234,3	-308,7	-328,0	-357,3
80	-259,1	-301,2	-319,7	-358,3
81	-808,6	-822,7	-843,3	-853,2
82	-359,7	-458,4	-491,5	-527,1
83	-337,2	-408,7	-419,2	-442,7
84	-405,6	-460,9	-481,4	-512,3
85	-180,8	-201,0	-211,9	-238,0
86	-199,6	-222,0	-229,3	-255,8
87	-200,9	-234,7	-249,1	-293,7
88	-313,8	-370,8	-388,2	-411,7
89	-257,2	-292,7	-310,0	-324,1
90	-254,6	-288,9	-322,8	-374,6
91	-384,8	-423,2	-433,3	-450,5
92	-953,4	-1081,9	-1082,1	-1105,4
93	-192,3	-227,8	-240,2	-271,1
94	-566,7	-619,6	-636,8	-646,1
95	-263,8	-319,4	-332,2	-365,4
96	-748,4	-785,1	-803,0	-831,5
97	-430,0	-507,6	-539,7	-563,3
98	-746,1	-775,3	-788,9	-797,3
99	-416,7	-509,2	-539,9	-594,6
100	-331,1	-394,4	-418,4	-462,2
101	-565,9	-609,5	-629,6	-652,2
102	-316,9	-427,8	-450,7	-479,0
103	-312,5	-382,2	-388,5	-417,5
104	-474,1	-597,6	-617,6	-644,3
y_{12}	-345,4	-398,8	-414,1	-440,9

ciętej (IV klasa) znajduje się 26 jednostek, tj. 25% regionów. Stosunkowo niewielka jest liczba jednostek o niskich wartościach. Mapa rozkładu wartości pierwszej składowej w 1950 r. wykazuje, że wysokie wartości udziału gospodarki wiejsko-rolniczej obejmują obszar Polski wschodniej. Najwyższe wartości w tej strefie występują w jednostce 6 (Sokółka – Mońki) oraz 46 (Biłgoraj – Janów – Leżajsk), a najniższe obserwuje się w dwóch enklawach, utworzonych przez jednostki zawierające duże miasta (jednostka 2: Biały-

Przedziały wartości pierwszej składowej

A Class intervals of the first component values

y_1	1950 r.	1960 r.	1965 r.	1970 r.
I > -100	2	0	0	0
II (-100)-(-200)	22	14	8	6
III (-200)-(-300)	26	23	24	22
IV (-300)-(-400)	26	26	27	24
V (-400)-(-500)	11	17	19	22
VI (-500)-(-700)	9	12	15	19
VII (-700)-(-900)	6	10	7	7
VIII (-900)-(-1100)	2	2	4	2
IX < -1100	0	0	0	2
y_1	-345,4	-398,8	-414,1	-440,9

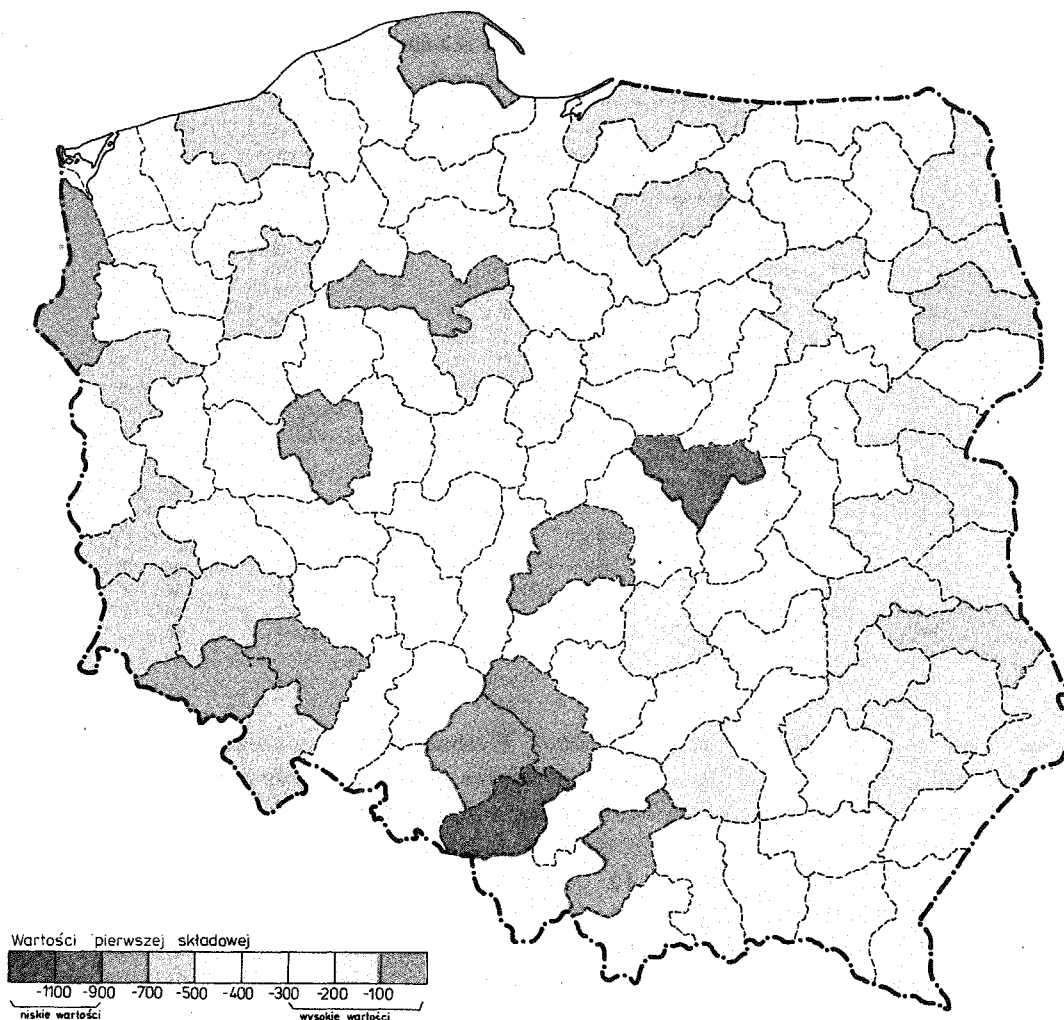
B

y_1	1950 r.	1960 r.	1965 r.	1970 r.
> (-300)	50	37	32	28
(-300)-(-500)	37	43	46	46
< -500	17	24	26	30

stok – Łapy, jednostka 49: Lublin – Chełm). Wschodnia strefa dużego udziału gospodarki wiejsko-rolniczej sięga dwoma klinami (przez południową część województwa olsztyńskiego i północną część województwa rzeszowskiego) do Polski środkowej. W Polsce środkowej jednostki przestrzenne o wysokim udziale tego typu gospodarki są przemieszane z jednostkami o niższej wartości. Ta mozaika jest dowodem nieciągłości przestrzennej gospodarki wiejsko-rolniczej na tym obszarze. Najniższe wartości udziału gospodarki wiejsko-rolniczej w Polsce środkowej obserwuje się w jednostkach typu semiurbanistycznego z dużymi miastami: Warszawa – Pruszków – Grodzisk Mazowiecki – Sochaczew (jednostka 92), Łódź – Brzeziny – Łask (jednostka 51), Poznań – Środa – Śrem (jednostka 67), Gdańsk – Puck – Lębork – Wejherowo (jednostka 17). Polskę środkową można traktować jako obszar przejściowy między gospodarką wiejsko-rolniczą wschodniej części Polski, a obszarem zachodniej i południowo-zachodniej Polski o zdecydowanie niskich wartościach tego typu gospodarki. Należy zwrócić uwagę, że zgrupowanie takich jednostek na zachodzie i południowym zachodzie Polski jest wyraźnie wykształcone i ma charakter przestrzennie ciągły. Minimalną wartość w tej strefie ma jednostka 20, obejmująca Katowice – Wodzisław – Rybnik – Pszczynę – Tychy – Będzin.

W 1960 r. w stosunku do 1950 r. następują zmiany w położeniu regionów na skali udziału gospodarki wiejsko-rolniczej; są one związane z ogólną tendencją do spadku tego udziału w całym układzie. Obserwuje się przesunięcia regionów, ale z reguły do sąsiednich klas, co świadczy o tym, że spadek ten ma charakter systematyczny, a nie gwałtowny. Zmniejszyła się liczba jednostek o względnie wysokim stopniu udziału gospodarki wiejsko-rolniczej z 50 do 37.

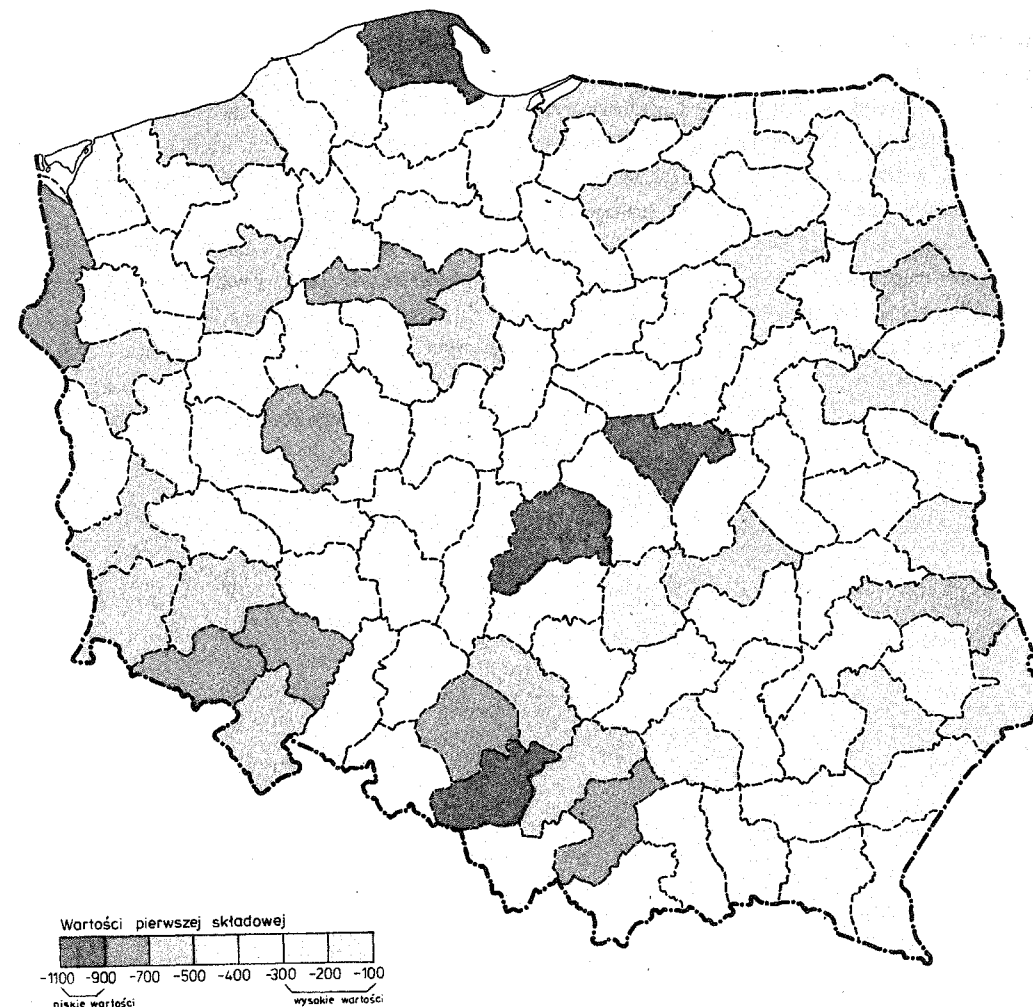
W rezultacie mapa przedstawiająca rozkład wartości udziału gospodarki wiejsko-rol-



Ryc. 3. Rozkład wartości pierwszej składowej w 1960 r.
Fig. 3. Pattern of first component values in 1960

niczej w 1960 r. bardzo znacznie różni się do odpowiedniej mapy dla 1950 r. (ryc. 2 i 3). Strefa względnie niskich wartości zwiększyła swój zasięg, obejmując Polskę zachodnią i środkową, i stała się bardziej zwarta. W ramach tej strefy znajdują się jedynie trzy wyraźnie wyodrębnione wyspy o wyższych wartościach w postaci następujących jednostek: 71 (Konin – Koło – Radziejów), 52 (Sieradz – Poddębice – Wieluń), 50 (Piotrków Trybunalski – Bełchatów – Pajęczno), 23 (Radomsko – Włoszczowa), 28 (Opoczno – Końskie) oraz 18 (Kartuzy – Kościerzyna – Pruszcz Gdański) i 58 (Pasłęk – Morąg – Lidzbark Warmiński). Utrzymuje się natomiast strefa wschodnia wysokich wartości.

W 1965 i 1970 r. dokonuje się dalszy spadek wartości udziału gospodarki wiejsko-rolniczej w skali całego kraju i następuje przesunięcie klasy wartości przeciętnej (z klasy IV w 1950 i 1960 r. do klasy V w 1965 i 1970 r.) Jednostki regionalne klasy IV, która obejmowa-



Ryc. 4. Rozkład wartości pierwszej składowej w 1965 r.
Fig. 4. Pattern of first component values in 1965

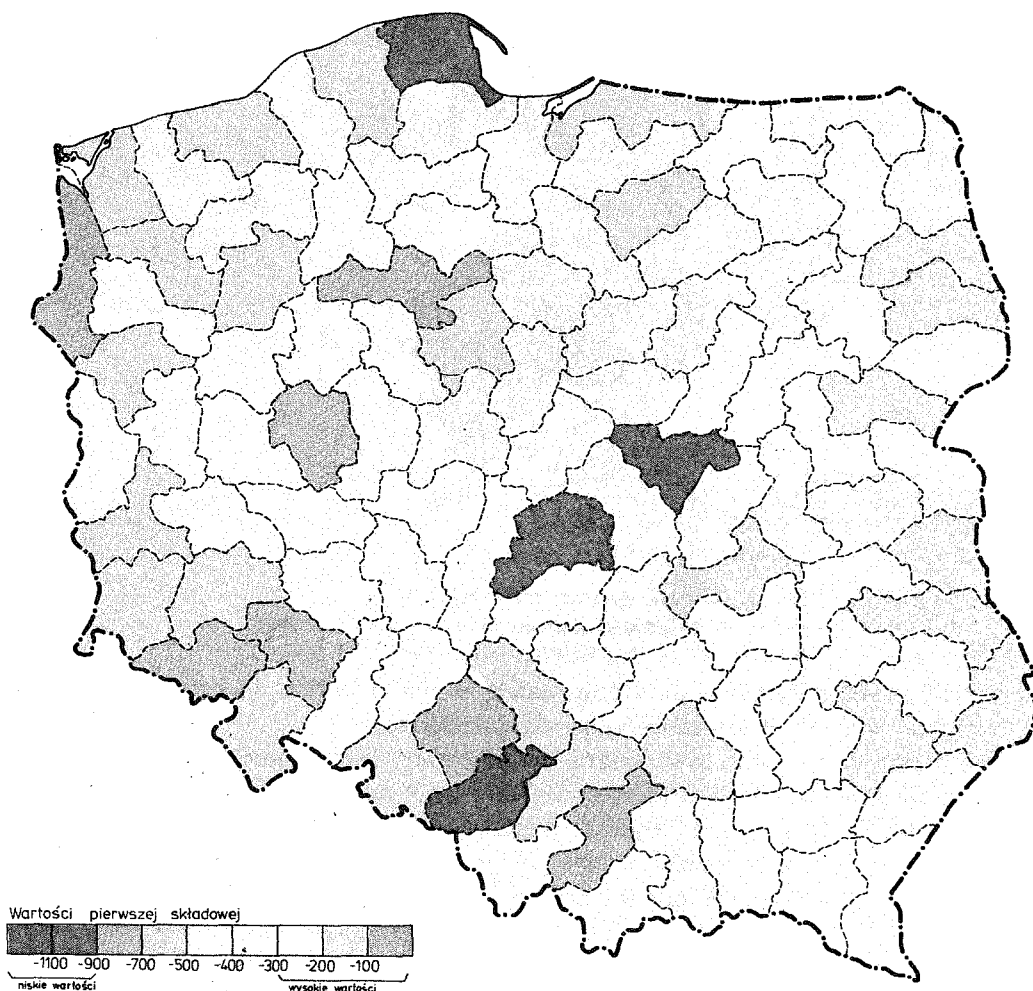
ła w 1950 i 1960 r. jednostki przeciętne, należą w 1965 i 1970 r. do kategorii jednostek o względnie wysokich wartościach (powyżej przeciętnej).

Dla celów porównawczych konieczne jest więc zwiększenie stopnia generalizacji przez przyjęcie szerszych przedziałów klasowych (patrz tab. 9B). W 1965 i 1970 r. wyraźny jest dalszy spadek liczby jednostek o wysokim udziale gospodarki wiejsko-rolniczej oraz wzrost liczby jednostek o niskim stopniu udziału, przy równocześnie stałej, dużej liczbie jednostek o wartości znajdującej się w pobliżu przeciętnej.

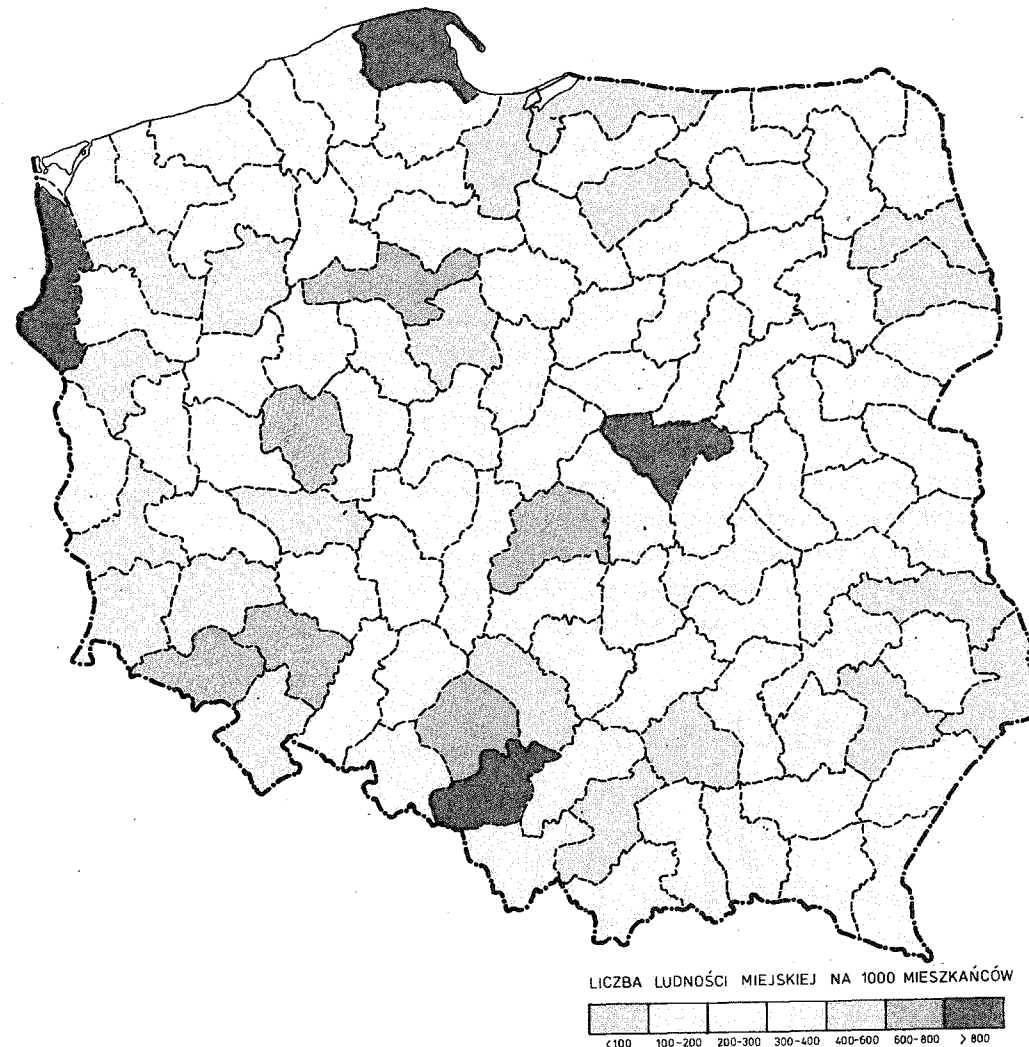
Na mapie dotyczącej stanu rozmieszczenia kategorii wiejsko-rolniczej w 1965 r. zaznacza się więc dalsza penetracja bloku przeciętnych i niskich wartości w kierunku wschodnim (ryc. 4). Jednostki o wysokich wartościach tworzą jeszcze wyraźny układ pasmowy na wschodzie Polski, jednak węższy i znacznie mniej rozczłonkowany niż w 1960 r. W 1970 r. układ przestrzenny przeciętnych i niskich wartości udziału gospodarki wiejsko-rolniczej

w Polsce zachodniej i środkowej staje się coraz bardziej zwarty (ryc. 5). Enklawami wyższych wartości pozostają jedynie jednostki: 18 (Kartuzy – Kościerzyna – Pruszcz Gdański), 58 (Pasłęk – Morąg – Lidzbark Warmiński), 71 (Konin – Koło – Radziejów), 23 (Radomsko – Włoszczowa), 28 (Opoczno – Końskie). Strefa wysokich wartości utrzymuje się w formie wąskiego pasa na wschodzie Polski z niewielkim klinem (obejmującym południową część województwa olsztyńskiego).

Możemy również dokonać analizy zmian położenia regionów przez porównanie stanu początkowego (1950 r.) i końcowego (1970 r.) na podstawie skali kwantylowej (oktanty) umożliwiającej bardziej poprawne porównanie. Zmiana oktantu przez region jest traktowana jako symptom zmiany (jako relatywna progresja lub regresja). Do jednostek charakteryzujących się relatywną progresją w zakresie spadku wiejskości należą jednostki: 1, 47, 23, 87, 25, 77, 31, 52, 79, 90 – jednostki o charakterze wiejsko-rolniczym, 29, 59, 57,



Ryc. 5. Rozkład wartości pierwszej składowej w 1970 r.
Fig. 5. Pattern of first component values in 1970



Ryc. 6. Rozkład przestrzenny wskaźnika ludności miejskiej na 1000 mieszkańców w 1950 r.
Fig. 6. Pattern of the index of urban population per 1000 inhabitants in 1950

102, 100, 63, 82, 30, 2 – jednostki o charakterze miejsko-przemysłowym. Relatywną regresję wykazują jednostki: 37, 89, 13, 33, 70, 75, 78, 72, 69, 19, 94; wśród nich przeważają jednostki o wysokim udziale gospodarki wiejsko-rolniczej.

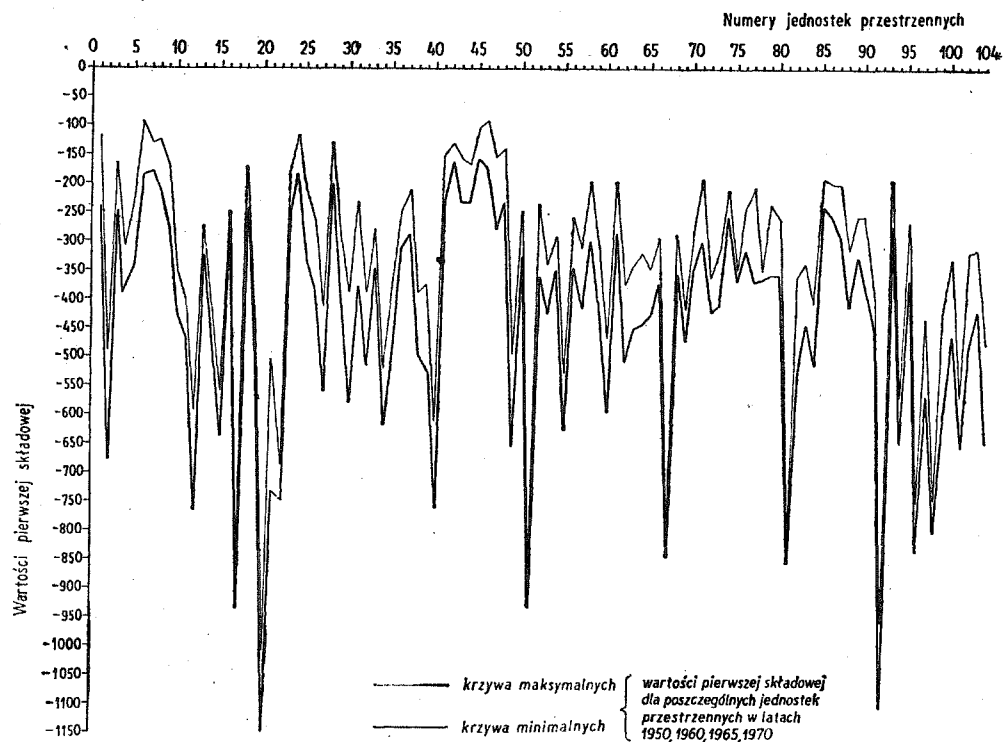
Zakres wielkości zmian stopnia udziału gospodarki wiejsko-rolniczej w Polsce przedstawia rycina 7. Każdemu regionowi odpowiadają dwie wartości: maksymalna i minimalna wartość składowej występująca w latach 1950, 1960, 1965, i 1970. W ten sposób wielkość powierzchni zawartej między krzywymi pozwala wnioskować o zróżnicowanej w układzie przestrzennym wielkości zmian.

Porównania stosunkowe wartości udziału gospodarki wiejsko-rolniczej w punktach

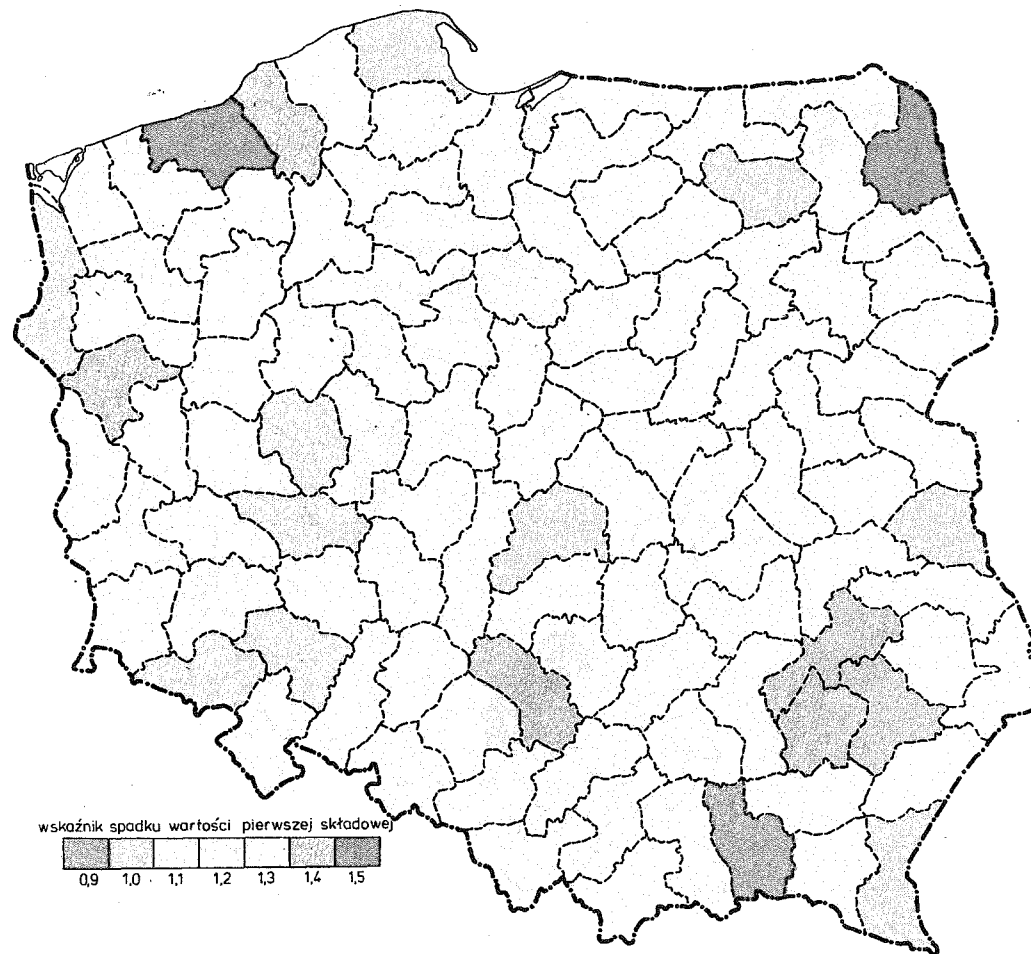
czasowych prowadzą do typologii regionów pod względem tempa zmienności czasowej i identyfikacji podukładów jednostek traktowanych jako nośniki zmian (ryc. 8 i 9).

Wskaźniki tempa spadku udziału gospodarki wiejsko-rolniczej w układzie regionalnym Polski zawarte są w przedziale 1,5–0,8. W kategoriach tempa tego spadku dwie dekady (1950–1960 r. i 1960–1970 r.) różnią się w sposób zasadniczy. W okresie 1950–1960 r. w Polsce dominuje wysokie tempo (wskaźniki 1,5–1,2) względnego spadku. Względne zmiany o charakterze dość intensywnym występują w Polsce zachodniej, południowo-zachodniej, południowo-wschodniej, wschodniej i północnej, a więc mają szeroki zasięg przestrzenny. Do najbardziej intensywnie rozwijających się jednostek regionalnych w stosunku do 1950 r. (wskaźniki spadku wiejskości 1,5 i 1,4) należą: 1 (Sejny – Augustów – Dąbrowa Białostocka), 30 (Koszalin – Kołobrzeg – Białogard), 21 (Zawiercie – Myszków – Częstochowa – Kłobuck), 31 (Sławno – Miastko), 46 (Biłgoraj – Janów Lubelski – Leżajsk), 48 (Kraśnik – Bielżyce – Bychawa), 77 (Tarnobrzeg – Nisko – Kolbuszowa). Należy zwrócić uwagę, że z wyjątkiem jednostek 30 i 21 regiony te należą do klasy o najwyższych wartościach udziału gospodarki wiejsko-rolniczej, a więc wykazują małe przyrosty absolutne wartości składowej.

Do jednostek odznaczających się względną silną stagnacją (wskaźnik równy 1), występujących jako enklawy rozproszone po całym kraju, należą: 42 (Włodawa – Parczew), 59 (Pisz – Mrągowo) o wysokim udziale gospodarki wiejsko-rolniczej oraz 17 (Gdańsk –



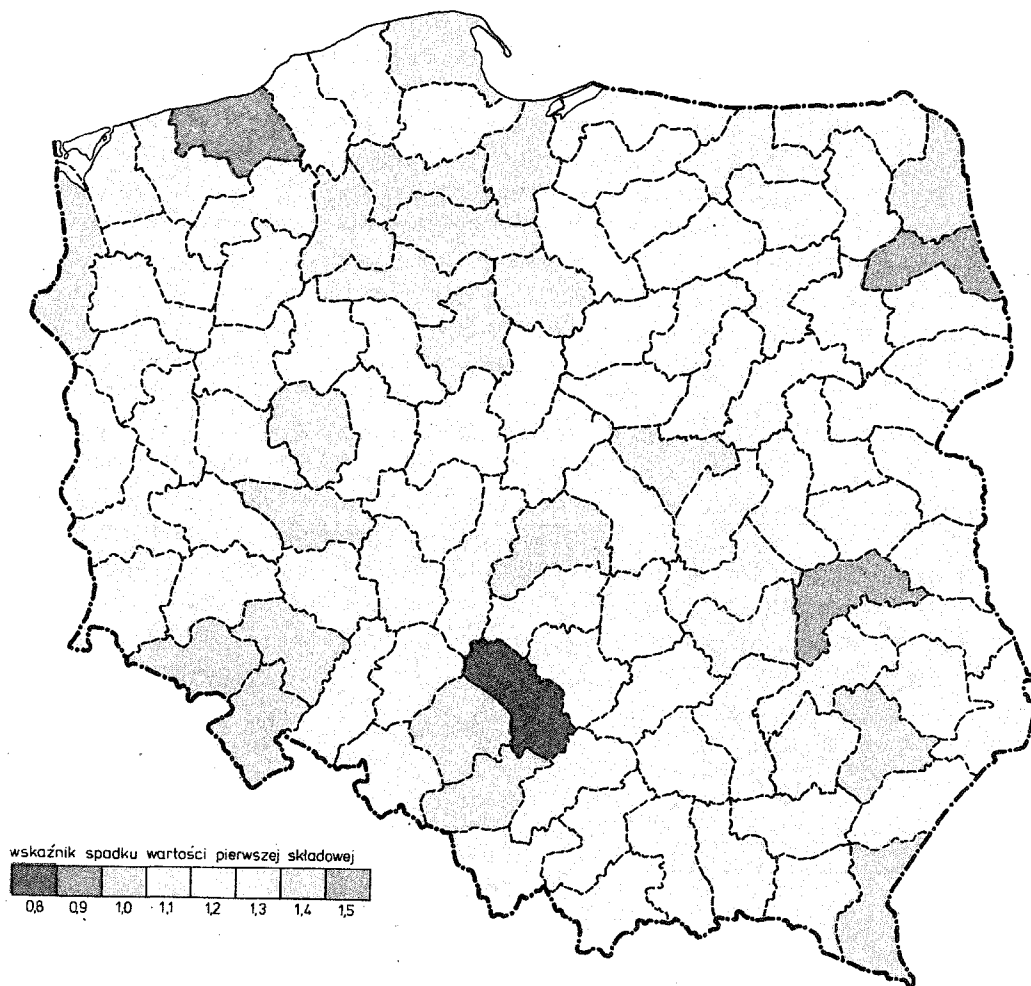
Ryc. 7. Pierwsza składowa
Fig. 7. The first component



Ryc. 8. Rozkład przestrzenny wskaźnika spadku wartości pierwszej składowej w latach 1950-1960
Fig. 8. Pattern of the decrease index in value of the first component between 1950 and 1960

Puck – Wejherowo), 51 (Łódź – Brzeziny – Łask), 67 (Poznań – Środa Wlkp. – Śrem), 69 (Leszno – Rawicz – Gostyń – Krotoszyn), 75 (Przemyśl – Ustrzyki Dolne – Lesko), 81 (Szczecin – Gryfino – Dębno), 96 (Wrocław – Środa Śląska – Oława – Strzelin), 98 (Jelenia Góra – Jawor – Kamienna Góra – Wałbrzych – Świdnica) o wysokim udziale gospodarki miejsko-przemysłowej. Poza tym w Polsce środkowej wykształcone jest przestrzennie ciągle zgrupowanie jednostek o słabym tempie spadku udziału gospodarki wiejsko-rolniczej.

W okresie 1960–1970 r. w porównaniu z okresem poprzednim obserwuje się osłabienie tempa względnego spadku udziału gospodarki wiejsko-rolniczej. Druga dekada odznacza się dominacją stagnacji. Liczba jednostek o wysokim tempie spadku zmniejsza się z 57 do 34. Prawie wszystkie jednostki znajdujące się w latach 1960–1970 w tej grupie, z wyjątkiem jednostek: 59 (Pisz – Mrągowo), 90 (Płock – Płońsk), 42 (Włodawa – Parczew), 85 (Żu-



Ryc. 9. Rozkład przestrzenny wskaźnika spadku wartości pierwszej składowej w latach 1960-1970
Fig. 9. Pattern of the decrease index in value of the first component between 1960 and 1970

romin – Mława – Sierpc), należały również w okresie 1950-1960 r. do klasy jednostek o wysokim tempie względnego rozwoju.

Należy zwrócić uwagę na relatywnie niską pozycję w zakresie tempa rozwoju jednostek: 30 (Koszalin – Kołobrzeg – Białogard), 21 (Zawiercie – Myszków – Częstochowa – Kłobuck), które w poprzedniej dekadzie charakteryzowały się silną tendencją rozwojową.

W latach 1960-1970 obserwuje się znaczne zmniejszenie zróżnicowania przestrzennego w zakresie tempa względnego rozwoju. Zwarty obszar intensywnych zmian względnych występuje w Polsce wschodniej (podobnie jak w latach 1950-1960), w pozostałej części kraju, gdzie zmiany są powolniejsze, regiony o wysokim tempie względnego rozwoju występują sporadycznie. W latach 1950-1970 stałymi nośnikami rozwoju relatywnego były jednostki typowo wiejsko-rolnicze Polski wschodniej i środkowej oraz jednostki 99

(Złotoryja – Legnica – Lubin – Wołów), 100 (Góra – Wschowa – Głogów – Nowa Sól) – dość silnie rozwinięte gospodarczo.

Reasumując, należy stwierdzić, że w wyniku badań wielozmiennych struktury przestrzeni społeczno-ekonomicznej kraju ustalono relacje między składowymi a zmiennymi oryginalnymi w czasie oraz zidentyfikowano, jako główną kategorię zmienności przestrzennoczasowej, udział gospodarki wiejsko-rolniczej, który stanowi pod względem analitycznym pierwszą główną składową wyjaśniającą 77 – 89% zmienności całkowitej. Składowa ta charakteryzuje podstawowy typ społeczno-gospodarczy, który pozwala w całym badanym okresie czasu określić zmienność przestrzeni społeczno-ekonomicznej kraju. W ten sposób główna składowa nabiera charakteru podstawowego wymiaru przestrzeni społeczno-ekonomicznej kraju, który jest względnie porównywalny w czasie, co umożliwia przeprowadzenie typologii jednostek regionalnych i określenie zmienności typu tych jednostek z punktu widzenia zmiany ich położenia na skali podstawowego wymiaru, tj. udziału gospodarki wiejsko-rolniczej. Zmiany przestrzeni społeczno-ekonomicznej uzyskane w wyniku takiego ujęcia wykazują tendencję do zanikania kontrastów regionalnych w układzie strefowym, tzn. między zachodnią i wschodnią częścią Polski, przy równoczesnym spadku udziału gospodarki wiejsko-rolniczej na obszarze całego kraju.

Bibliografia

- Anderson T. W. 1958. Introduction to multivariate statistical analysis. New York.
Anderson T. W. 1963. Asymptotic theory for principal component analysis. Annals of Mathematical Statistics, v. 34, 122-148.
Marriott F. H. C. 1974. The interpretation of multiple observations. London.
Morrison F. W. 1967. Multivariate statistical methods. New York.
Rao C. R. 1965. Linear statistical inference and its applications. New York.