

KRYSTYNA MUZALEWSKA

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE RODZIN NIEPEŁNYCH W POLSCE W ŚWIETLE WYNIKÓW SPISU 1988 ROKU

1. Uwagi wstępne

Badanie zróżnicowania stanu i struktury rodzin niepełnych w ujęciu przestrzennym stanowi ważny aspekt problematyki społeczno-demograficznej kraju, mogący dostarczyć informacji dla potrzeb planowania i strategii działania państwa oraz samorządów lokalnych.

Dezintegracja rodziny poprzez rozwój lub śmierć jednego z małżonków tworzy rodzinę niepełną.¹ Rozbicie podstawowej struktury rodziny zakłóca realizację jej podstawowych funkcji.

W efekcie rodzina niepełna narażona zostaje na szczególnie niekorzystną, trudną sytuację materialną, społeczną i demograficzną. Zagadnienie to wymaga szczególnej uwagi i rozpoznania w skali ogólnokrajowej i regionalnej. Podkreślić należy, iż mimo usunięcia niektórych barier stwarzających lub pogłębiających społeczne nierówności, Polska jest krajem, w którym społeczne i kulturowe zróżnicowanie typu środowiskowego i rodzinnego istnieje i zapewne będzie istnieć w przyszłości.² Niektóre z tych zróżnicowań związane z materialną i społeczną pozycją jednostek i grup społecznych, a w szczególności rodzin niepełnych mogą się nawet pogłębić w świetle dokonujących się w naszym kraju zmian ustrojowych i powiększającej się recesji gospodarczej.

Podstawową właściwością dezintegracji życia rodzinnego w Polsce jest wzrost liczby rodzin niepełnych.³ Wzrost ten jest rezultatem zmian podłoża biologicznego wiążącego się z procesem wzrostu zgonów współmałżonków i urodzeń pozamałżeńskich oraz wynikiem dokonujących się procesów cywilizacyjnych i obyczajowych w Polsce w formie separacji i rozwodów.

Sygnalizowane zmiany w stanie i strukturze rodzin niepełnych w Polsce pozostają w ścisłym związku z procesem przejścia demograficznego naszego społeczeństwa. Przejście demograficzne jest zjawiskiem złożonym i obok zmian w stanie ludności obejmuje także zmiany w poziomie umieralności i rozrodności oraz zmiany typów i form rodziny.⁴ W obecnych warunkach politycznych i społeczno-gospodarczych naszego kraju obserwujemy nasilenie modernizacji społeczeństwa. Modernizacja w polskich warunkach stanowi specyficzną formę innowacji społecznej opartej na wzorach i doświadczeniach zachodnioeuropejskich.

Z uwagi na ścisłe powiązanie procesu reprodukcji ludności ze środowiskiem przyrodniczym i społecznym oraz występowanie tendencji do osiągnięcia równowagi ekologiczno-społeczno-demograficznej ważną rolę w procesie modernizacji społeczeństwa odgrywa stan rozwoju społeczno-gospodarczego kraju oraz jego stopień zróżnicowania. Wyniki licznych badań tej problematyki potwierdzają tezę silnego zróżnicowania regionalnego Polski.⁵

Jak podkreśla M. Okólski, mimo powszechności zjawisk modernizacji i przejścia demograficznego oraz występowania kanałów i mechanizmów dyfuzji między różnymi populacjami zachodzi wyraźne zróżnicowanie rodzaju sekwencji i nasilenia zmian reprodukcji ludności w trakcie transformacji demograficznej.⁶

Wyróżnione uwarunkowania demograficzne i społeczne zmian w stanie i strukturze rodzin niepełnych występują z różnym natężeniem w poszczególnych regionach kraju. Siła oddziaływania tych uwarunkowań oraz stanu i struktury rodzin niepełnych na sytuację ogólnokrajową jest uzależniona od demograficznego i społeczno-gospodarczego znaczenia każdego regionu. Obszar kraju jest bardzo zróżnicowany pod względem poziomu rozwoju gospodarczego i stopnia urbanizacji. Właściwość ta wiąże się ściśle ze zmiennością procesów demograficznych, co w konsekwencji nie może pozostać bez wpływu na powstanie różnic regionalnych między poszczególnymi dzielnicami kraju.⁷

Rozwody stanowią prawne usankcjonowanie wcześniej zapoczątkowanego procesu rozbicia rodziny. Aspekt społeczny rozwodu związany jest ze zmianami kulturowymi i społeczno-ekonomicznymi kraju. Zmiany kulturowe wyrażają się w liberalizacji postaw szczególnie młodego pokolenia wobec współżycia seksualnego i małżeńskiego oraz w odejściu od tradycyjnie pojmowanej instytucji małżeństwa.⁸ Trwałość, a nawet poszerzanie się zjawiska rozwodów oznacza, że będą one stanowiły stały i o znaczącym wpływie czynnik sprawczy niepełności rodziny.⁹ Jak podkreśla M. Cieślak, rozpad związku małżeńskiego w większości przypadków następował w tej fazie, która jest poświęcona budowie rodziny i wychowaniu potomstwa w początkowych 10 latach małżeństwa.¹⁰ Jest sprawą oczywistą, że liczba rozwodów obok wymienionych już czynników jest ściśle związana z gęsto-

ścią zaludnienia. Im większa jest gęstość zaludnienia, tym relatywnie jest większa liczba małżeństw. Jak podkreśla E. Rosset większej liczbie małżeństw odpowiada zawsze większa liczba rozwodów, przy czym im większe jest natężenie ludności, tym odpowiednio wzrasta dezintegracja pożycia małżeńskiego.¹¹

Wzrost liczby rozwodów obok innych czynników powoduje spadek prokreacji, a w konsekwencji obniża poziom rozrodczości społeczeństwa. Spadek ten, w sytuacji nieopanowanego wzrostu zgonów mężczyzn i to szczególnie w wieku produkcyjnym, może wydłużać czasokres fazy przejścia demograficznego, oddalając tym samym szanse uzyskania względnej równowagi demograficznej.

W procesie transformacji demograficznej rolę dominującą w kształtowaniu rozrodczości pełnią czynniki uwarunkowane świadomościowo. Do czynników tych zaliczamy także rozkład pożycia małżeńskiego znajdujący swoisty wyraz w rozwodach i separacji. Stąd szczególne znaczenie w tym procesie na wytworzenie się nowych postaw i odpowiednich zachowań wobec rodziny, jak również wobec własnego już narodzonego i przyszłego potomstwa.¹²

Zgon jednego ze współmałżonków jest wskaźnikiem dezintegracji życia rodzinnego oraz wskaźnikiem spadku stanu ludności. Ten podwójny charakter wskaźnika wiąże się istotnie z procesem reprodukcji naszego społeczeństwa. Wzrost umieralności w fazie przejścia demograficznego przyczynia się do obniżenia stanu ludności. Z drugiej strony zgody współmałżonków powodują spadek stopnia prokreacji rodzin, co w konsekwencji przyczynia się do obniżenia poziomu rozrodczości społeczeństwa.

Problem umieralności w Polsce wiąże się przede wszystkim z nadumieralnością mężczyzn. Nadwyżka zgonów mężczyzn występuje we wszystkich grupach wieku, przy czym największa względna przewaga umieralności mężczyzn dotyczy wieku produkcyjnego i grupy wiekowej 50-59 lat.¹³

Wyniki badań czynników umieralności w Polsce wykazują, że natężenie umieralności wiąże się ściśle ze stanem środowiska przyrodniczego i społecznego, z warunkami pracy i z poziomem ochrony zdrowia.¹⁴ Umieralność jest konsekwencją rozwoju procesów industrializacji i urbanizacji w poszczególnych regionach kraju. Procesy te, jak wykazują wyniki badań ekologicznych, prowadziły do znaczącego naruszenia równowagi rządzącej mechanizmami przyrody, co w konsekwencji spowodowało wysoki poziom umieralności oraz silne zróżnicowanie terytorialne tego zjawiska.¹⁵ Różne zatem przyczyny zgonów są odpowiedzialne za kształt wzorca umieralności w Polsce według płci, jego przestrzenne zróżnicowanie i zmiany w procesie przejścia demograficznego.¹⁶

A. Palloni przyjmuje, że w nowoczesnym społeczeństwie jedną z właściwości przemian umieralności jest zacieranie się różnic w ujęciu terytorialnym.¹⁷ Teza ta, jak podkreśla B. Pułaska-Turyńska nie znajduje potwierdzenia we współczesnych warunkach polskich.¹⁸

Na tle zarysowanej problematyki rodzin niepełnych oraz przesłanek wskazujących ich zróżnicowanie przestrzenne w niniejszym opracowaniu zamierzamy podjąć próbę klasyfikacji województw Polski w celu delimitacji regionów ukazujących natężenie stanu i struktury rodzin niepełnych. W dotychczasowej praktyce badawczej nie podejmowano prób tego rodzaju badań. Opracowanie niniejsze stanowić będzie przyczynek umożliwiający poszerzenie stanu wiedzy w aspektach poznawczym i metodycznym.

Przedmiotem badania w niniejszym opracowaniu jest rodzina niepełna. Z uwagi na ograniczoną dostępność materiałów źródłowych opis struktury rodzin niepełnych ograniczono do matek i ojców samotnie wychowujących dzieci.

Zakres przestrzenny badania obejmuje Polskę, przy czym podstawową jednostką regionalną jest województwo. Wybór województwa na jednostkę regionalną badań uwarunkowany był wyłącznie dostępnością materiałów źródłowych o stanie i strukturze rodzin niepełnych. Jednostki te cechuje zróżnicowanie w kształcie i wielkości. Dla zachowania warunku porównywalności tych jednostek niezbędną była relatywizacja cech diagnostycznych poprzez odniesienie ich wartości do wartości cechy pełniącej rolę symptomu kształtu i wielkości badanych jednostek.¹⁹ Dla wyróżnionych cech rolę symptomu pełniła liczba ludności.

Zakres czasowy badania ograniczono do danych powszechnego spisu ludności w 1988 roku. Ograniczenie to podyktowane jest dostępnością danych statystycznych i stanem ich jakości. W strukturze rodzin niepełnych wyróżniono dwie kategorie rodzin: matki z dziećmi i ojcowie z dziećmi. Pozyskany materiał statystyczny spełnia wymogi kompletności i zupełności badania.

Uwzględniając cel badania oraz przesłanki merytoryczne przedmiotu i zakresu badania sporządzono wstępną specyfikację cech diagnostycznych:

- liczba rodzin niepełnych na 10 tys. ludności (X_1);
- liczba matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności (X_2);
- liczba ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności (X_3).

Cechy te pełnią rolę zmiennych objaśnianych stanu i struktury rodzin niepełnych w Polsce.

Podjęcie próby klasyfikacji województw zawiera liczne problemy natury metodycznej i poznawczej. Problem metodyczny wymaga udzielenia odpowiedzi na pytanie: czy i w jakim stopniu oparcie klasyfikacji województw na zmiennej objaśnianej badanego zjawiska umożliwia pozyskanie jednorodnych wyników podziału? Z kolei w grupie problemów natury poznawczej zamierzamy udzielić odpowiedzi na pytania:

- jakie typy obszarów występują w wyniku klasyfikacji województw w Polsce w zakresie stanu i struktury rodzin niepełnych?
- jaka jest lokalizacja wyodrębnionych obszarów w zakresie rodzin niepełnych?

- jaka jest relacja wyników delimitacji regionów w strukturze rodzin niepełnych obejmujących matki i ojców samotnie wychowujących dzieci?
- czy słuszna jest teza o zróżnicowaniu przestrzennym w Polsce stanu i struktury rodzin niepełnych?

2. Metoda badania

Przyjęty w niniejszym opracowaniu cel badania posiada aspekt metodyczny i poznawczy. Aspekt poznawczy wymaga podjęcia próby oceny zróżnicowania stanu i struktury rodzin niepełnych w Polsce w ujęciu przestrzennym. Z kolei aspekt metodyczny badania wymaga podjęcia próby doboru odpowiedniej metody umożliwiającej klasyfikację zbioru jednostek przestrzennych podobnych do siebie z punktu widzenia wybranej cechy. Różnorodność metod i technik oraz kryteriów wydzielenia grup stanowi o złożoności procedur klasyfikacyjnych.

Spośród obszernej listy metod taksonomicznych w niniejszym badaniu podjęto próbę zastosowania metody hierarchicznej skupień.²⁰ Wybór tej metody uzasadniają przesłanki metodyczne i poznawcze. Metodę tę cechują walory praktyczne i poglądowy sposób przedstawiania wyników klasyfikacji, a ponadto jest ona stosunkowo prosta pod względem numerycznym. Cechą tej metody jest oparcie procedury klasyfikacyjnej na miarach podobieństwa klasyfikowanych jednostek. Ponadto metoda ta umożliwia określenie hierarchicznej struktury skupień w formie graficznej na dendrogramie. Uzyskiwana hierarchia zezwala na dokładne określenie, jak wzajemnie usytuowane są poszczególne skupienia oraz jednostki zawarte w wyodrębnionych skupieniach. Obok struktury skupień metoda ta umożliwia określenie struktury jednostek uporządkowanych hierarchicznie, zgodnie z malejącym podobieństwem lub rosnącą odległością. Podkreślić należy, że metoda ta w znacznie mniejszym stopniu zniekształca obraz rzeczywisty w porównaniu do efektów innych metod, a w procesie określania ostatecznej struktury skupień nie występuje żadna ingerencja zakłócająca naturalną konfigurację badanych jednostek.

W grupie metod hierarchicznych skupień wyróżnić należy podgrupę metod aglomeracyjnych. Metody te posiadają liczne warianty, które różnią się sposobem wyznaczania odległości między grupami obiektów. Na szczególną uwagę zasługuje metoda Warda.²¹

Metoda ta polega na łączeniu w skupienie tych grup, które po połączeniu w jedno skupienie zapewniają minimum sumy kwadratów odchyleń wszystkich elementów od środka ciężkości skupienia, które tworzą. Kryterium Warda określa się wzorem:

$$E.S.S = \sum_{i=1}^n d_{.xi}^2 - \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n d_{.vi} \right)^2$$

gdzie: d_{xi} – odchylenie i – tego obiektu (jednostki) od środka ciężkości x ,
 n – liczba obiektów (jednostek) próby ($i = 1, 2, 3... n$).

Stosowanie aglomeracyjnej metody skupień można opisać przy pomocy tzw. centralnej procedury aglomeracyjnej.²² Algorytm tej procedury obejmuje następujące etapy:

1. Wstępna analiza przedmiotu i celu badania. Analiza ta w oparciu o przyjęte cele badawcze umożliwia identyfikację zbioru badanych obiektów i wybór cechy diagnostycznej.
2. Sprawdzamy zdolność wybranej cechy diagnostycznej do przeprowadzenia dyskryminacji badanych obiektów, która wymaga ustalenia, czy wytypowana cecha diagnostyczna charakteryzuje się dostatecznie dużą zmiennością. Stopień zmienności badanej cechy określamy przy pomocy współczynnika zmienności:

$$V_x = \frac{S_x}{\bar{X}_x}$$

Z kolei określamy wartość krytyczną V^* , którą przyjmuje się arbitralnie $V^* = 0,1$. Jeśli $V_x \leq V^*$ to badana cecha jest quasi stała i nie może pełnić roli zmiennej diagnostycznej. Natomiast jeśli $V_x > V^*$ wówczas wybrana cecha diagnostyczna posiada wysoki współczynnik zmienności i stąd może stanowić podstawę podjętej analizy taksonomicznej.

3. Standaryzujemy cechę diagnostyczną x_i według wzoru:

$$z_i = \frac{x_i - x}{s}$$

gdzie: X_i – wartość cechy X obiektu O_i ($i = 1, 2, \dots, n$)
 Z_i – zestandaryzowane wartości cechy X_i obiektu O_i .

4. Wyznaczamy odległość między obiektami opisywanymi przez badaną cechę diagnostyczną. W tym celu posługujemy się metryką euklidesową:

$$d_{ij} = \left[\sum_{k=1}^k (z_{ik} - z_{jk})^2 \right]^{1/2}$$

gdzie: $ij = 1, 2, \dots, n$,
 $k = 1, 2, \dots$,
 k – liczba cech.

Wyznaczone odległości d_{ij} tworzą macierz (D).

Zaznaczyć należy, że każdy obiekt O_i ($i = 1, 2, \dots, n$) traktujemy jako grupę jednoelementową. W macierzy odległości (D) wyszukujemy wartość minimalną, czyli:

$$d_{pq} = \min_{ij} \{d_{ij}\}$$

5. Wybieramy wariant hierarchicznej metody aglomeracyjnej skupień – stosujemy metodę Warda.

Obiekty O_p i O_q traktujemy jako grupy jednoelementowe A_p i A_q i łączymy je w jedną grupę dwuelementową $A_r = A_p \cup A_q$.

6. Wyznacza się odległości euklidesowe d_{ir} nowo utworzonej grupy obiektów A_r od wszystkich pozostałych grup A_i .

Odległości d_{ir} wstawia się do macierzy (D) w miejsce p -tego wiersza i p -tej kolumny, eliminując jednocześnie wiersze i kolumny o numerze q .

7. Powtarzamy kroki 4-6 sekwencyjnie aż do momentu, gdy wszystkie obiekty utworzą jedną grupę.

Po każdej iteracji hierarchicznej procedury aglomeracyjnej uzyskuje się podział porównywanych obiektów na coraz mniejszą liczbę grup. Przekształcenie macierzy odległości podczas łączenia grup A_p i A_q w nową grupę A_r dla metody Warda dokonuje się według wzoru:

$$d_{ir} = \frac{N_i + N_p}{N_i + N_r} d_{ip} + \frac{N_i + N_q}{N_i + N_r} d_{iq} - \frac{N_i}{N_i + N_r} d_{pq}$$

Graficzne odwzorowanie procesu centralnej procedury aglomeracyjnej prowadzi do powstania dendrogramu, czyli grafu drzewa obrazującego występujące

w danym zbiorze obiektów relacje podobieństwa w układzie hierarchicznym. Analiza budowy dendrogramu umożliwia dalszą dezagregację wydzielonych grup, a ponadto umożliwia wyciągnięcie wniosków, które obiekty grupowane są na najniższym poziomie, a które na wyższym. Podkreślić jednak należy, że analiza skupień odzwierciedla przede wszystkim podobieństwo, bez względu na stopień rozwoju obiektów.

Uwzględniając przyjęte cele badawcze oraz uwarunkowania stosowania metody aglomeracyjnej Warda przyjmujemy następujące hipotetyczne koncepcje modeli cech diagnostycznych:

$$c_1 = [x_1, z]; \quad c_2 = [x_2, z]; \quad c_3 = [x_3, z]$$

gdzie: $z = \{z_1, z_2, \dots, z_{49}\}$ – obiekty (województwa Polski)

jako elementy struktury przestrzennej,

X_i – cechy diagnostyczne ($k = 1, 2 \dots K$ – nr cechy).

Podkreślić należy, że są to modele jednocechowe. Cechy tych modeli pełnią rolę wskaźników charakteryzujących stan i strukturę rodzin niepełnych.

3. Analiza wyników

Wyniki klasyfikacji województw dla modelu C_1 w zakresie stanu rodzin niepełnych w Polsce przedstawiono graficznie na dendrogramie (rysunek 1). Z kolei lokalizację wyodrębnionych skupień województw przedstawiono graficznie na kartogramie (rysunek 2).

Analiza budowy dendrogramu (rysunek 1) w pierwszym stopniu dezagregacji wykazuje występowanie dwóch podstawowych skupień województw. Skupienie 1 obejmuje 43 województwa, natomiast skupienie 2 pozostałą część 6 województw. Podkreślić należy, że niezależnie od właściwości merytorycznych stosowanej metody taksonomicznej podziału województw ich kolejne dezagregacje uzasadnia także analiza porównawcza współczynników zmienności dla kolejno wyodrębnionych skupień województw.

Analizując procedurę dezagregacji kolejnych skupień województw (rysunek 1) oraz towarzyszący tej procedurze spadek stopnia zmienności liczby rodzin niepełnych 10 tys. ludności (tabela 1) można przyjąć wniosek, że dezagregacja województw Polski w zakresie badanej zmiennej obejmująca 6 skupień jest wystarczająca. Wniosek ten uzasadniają bardzo silny spadek poziomu współczynnika skupień oraz spadek stopnia zmienności liczby rodzin niepełnych. W rezultacie klasyfikacja województw umożliwiła wyodrębnienie wystarczająco

jednorodnych skupień województw. Podkreślić także należy, że skupienia te w kolejności od 1.1 do 2.2 cechuje rosnący poziom natężenia liczby rodzin niepełnych na 10 tys. ludności.

Wyodrębnienie skupień województw stanowi podstawę lokalizacji przestrzennej pogrupowanych województw. Analiza wyników lokalizacji skupień w zakresie liczby rodzin niepełnych na 10 tys. ludności umożliwi określenie ich położenia na mapie Polski oraz wskazanie charakteru występujących obszarów (rysunek 2).

1. Skupienie 1.1 liczy 15 województw, przy czym zawiera trzy obszary zwarte i trzy obszary izolowane:

- obszar zwarty położony w północno-wschodniej części Polski, obejmujący województwa: suwalskie, ostrołęckie i siedleckie;
- obszar zwarty położony w południowo-środkowej części Polski obejmujący województwa: katowickie i bielsko-bialskie;
- obszar zwarty położony w południowo-wschodniej części Polski obejmujący województwa: chełmińskie, zamojskie, tarnobrzeskie, tarnowskie, rzeszowskie, przemyskie i krośnieńskie;
- obszary izolowane obejmujące województwa pilskie, konińskie i leszczyńskie.

Województwa tego skupienia cechuje najniższa liczba w kraju, czyli poniżej 370 rodzin niepełnych na 10 tys. ludności.

2. Skupienie 1.2.1 liczy 20 województw, przy czym zawiera dwa obszary zwarte i dwa obszary izolowane:

- obszar zwarty położony w centralnej Polsce, obejmujący województwa: olsztyńskie, bydgoskie, toruńskie, ostrołęckie, ciechanowskie, włocławskie, płockie, skierniewickie, radomskie, kieleckie, częstochowskie, opolskie, kaliskie i sieradzkie;
- obszar zwarty położony we wschodniej Polsce, obejmujący województwa: łomżyńskie, białostockie, białsko-podlaskie i lubelskie;
- obszary izolowane obejmujące województwa: gorzowskie i legnickie.

Województwa tego skupienia cechuje od 370-403 rodzin niepełnych na 10 tys. ludności.

3. Skupienie 1.2.2.1 liczy 6 województw, przy czym zawiera dwa obszary zwarte i dwa obszary izolowane:

- obszar środkowo-nadmorski, obejmujący województwa: słupskie i koszalińskie;
- obszar środkowo-zachodni, obejmujący województwa: poznańskie i zielonogórskie;

- obszary izolowane obejmujące województwa: elbląskie i nowosądeckie. Województwa tego skupienia cechuje od 404-440 rodzin niepełnych na 10 tys. ludności.
- 4. Skupienie 1.2.2.2 obejmuje dwa województwa jako obszary izolowane: gdańskie i szczecińskie. Województwa tego skupienia cechuje od 440-500 rodzin niepełnych na 10 tys. ludności.
- 5. Skupienie 2.1 liczy 4 województwa, przy czym zawiera obszar zwarty i obszar izolowany:
 - obszar zwarty Dolnego Śląska, obejmujący województwa: wrocławskie, wałbrzyskie i jeleniogórskie;
 - obszar izolowany województwa krakowskiego.
 Województwa tego skupienia cechuje od 501 do 570 rodzin niepełnych na 10 tys. ludności.
- 6. Skupienie 2.2 liczy 2 województwa, jako obszary izolowane: stołeczne warszawskie i łódzkie. Są to obszary niezbyt oddalone od siebie. Województwa tego skupienia cechuje najwyższy w kraju poziom rodzin niepełnych, to jest 571 i powyżej rodzin niepełnych na 10 tys. ludności.

Wyodrębnione skupienia województw w zakresie liczby rodzin niepełnych są jednorodne. Wniosek ten potwierdza istotny stopień zróżnicowania poziomu przeciętnego badanej zmiennej dla poszczególnych skupień, przy czym wariancje zmiennej tych skupień są stałe.²³

Wyniki klasyfikacji województw w zakresie rodzin niepełnych potwierdzają tezę o zróżnicowaniu przestrzennym województw Polski. Wniosek ten uzasadniają także wyniki analizy zróżnicowania przestrzennego zgonów i rozwodów w Polsce.²⁴ W regionach silnie zurbanizowanych i uprzemysłowionych występuje wysoki poziom zgonów i rozwodów, a te z kolei zjawiska powodują silny wzrost liczby rodzin niepełnych. Z kolei w regionach rolniczych, słabo rozwiniętych poziom rozwodów jest znacznie niższy, a w konsekwencji niższy jest poziom rodzin niepełnych.²⁵ Przyjąć zatem można, że zasygnalizowana współzależność rozwoju społeczno-gospodarczego regionów pozostaje w ścisłym związku z natężeniem zgonów i rozwodów w Polsce.

Badanie struktury rodzin niepełnych według kryterium demograficznego obejmuje matki i ojców samotnie wychowujących dzieci. Zmienne te stanowią podstawę budowy modeli C₂ i C₃.

Model C₂ dotyczy liczby matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności. Wyniki klasyfikacji województw dla tego modelu przedstawiono na dendrogramie (rysunek 3). Analiza budowy dendrogramu w pierwszym stopniu dezagregacji wyróżnia dwa skupienia województw. Skupienie 1 obejmuje 41 województw, natomiast skupienie 2 obejmuje pozostałe 8 województw (tabela 2).

Spadek poziomu współczynnika skupień (rysunek 3) oraz spadek stopnia zmienności liczby matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności (tabela 2) uzasadniają kolejne dezagregacje badanego zbioru województw. Analiza tych parametrów pozwala przyjąć wniosek, że dezagregacja województw tworząca 6 skupień umożliwia osiągnięcie wystarczającej jednorodności województw zakwalifikowanych do poszczególnych skupień. Ponadto wskazać należy, że wyodrębnione skupienia w kolejności od 1.1 do 2.2 cechuje rosnący poziom natężenia liczby matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.

Analiza przestrzenna wyodrębnionych skupień umożliwia wskazanie lokalizacji pogrupowanych województw oraz określenie charakteru powstałych obszarów. Skupienia województw od 1.1 do 2.2 przedstawiono graficznie na kartogramie (rysunek 4). Wyniki badania rozmieszczenia województw zakwalifikowanych do poszczególnych skupień umożliwiają wskazanie następujących obszarów:

1. Skupienie 1.1 zawiera jeden obszar zwarty i cztery obszary izolowane:

- obszar zwarty położony we wschodniej części Polski, obejmujący województwa: suwalskie, białostockie, łomżyńskie, ostrołęckie, siedleckie, białsko-podlaskie, chełmskie, tarnobrzeskie, zamojskie, rzeszowskie, przemyskie i krośnieńskie;
- obszary izolowane to województwa: pilskie, konińskie, leszczyńskie i katowickie.

Województwa tego skupienia cechuje poniżej 320 matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności, a więc liczba najniższa w kraju.

2. Skupienie 1.2.1 zawiera dwa zwarte obszary województw i dwa obszary izolowane:

- obszar zwarty położony w środkowo-północnej Polsce obejmujący województwa: bydgoskie, toruńskie, olsztyńskie i ciechanowskie;
- obszar zwarty położony w środkowo-południowej części Polski obejmujący województwa: kaliskie, sieradzkie, piotrkowskie, radomskie, kieleckie, tarnowskie, częstochowskie i opolskie;
- obszary izolowane stanowią województwa: bielsko-bialskie i gorzowskie.

Województwa zakwalifikowane do tego skupienia cechuje od 320 do 350 matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.

3. Skupienie 1.2.2 zawiera trzy zwarte obszary i trzy obszary izolowane:

- obszar zwarty położony w północno-zachodniej Polsce, obejmujący województwa: koszalińskie i słupskie;
- obszar zwarty położony w środkowej części Polski, obejmujący województwa: wrocławskie, płockie i skierniewickie;
- obszar zwarty położony w zachodniej Polsce, obejmujący województwa: zielonogórskie, legnickie i poznańskie;

- obszary izolowane to województwa: elbląskie, lubelskie i nowosądeckie. Województwa zaliczane do tego skupienia cechuje od 350 do 400 matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.
- 4. Skupienie 2.1.1 zawiera dwa obszary izolowane województw gdańskiego i szczecińskiego. Województwa tego skupienia cechuje od 400 do 415 matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.
- 5. Skupienie 2.1.1 zawiera jeden obszar zwarty i jeden obszar izolowany:
 - obszar zwarty położony na Dolnym Śląsku obejmujący województwa: jeleniogórskie, wałbrzyskie i wrocławskie;
 - obszar izolowany obejmuje województwo krakowskie.
 Województwa zakwalifikowane do tego skupienia cechuje od 415 do 500 matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.
- 6. Skupienie 2.2 zawiera dwa obszary izolowane obejmujące województwa: stołeczne warszawskie i łódzkie.

Województwa zaliczane do tego skupienia cechuje najwyższa liczba w kraju, to jest 500 i powyżej matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.

Wyodrębnione skupienia województw w zakresie liczby matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w Polsce są jednorodne. Wniosek ten potwierdza istotny stopień zróżnicowania poziomu przeciętnego badanej zmiennej dla poszczególnych skupień, przy czym wariancje zmiennej tych skupień są stałe.²⁶

Model C₃ dotyczy liczby ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności. Wyniki delimitacji regionów dla tego modelu przedstawiono na dendrogramie (rysunek 5). Analiza budowy dendrogramu w pierwszym stopniu dezagregacji wyróżnia dwa skupienia województw. Skupienie 1 obejmuje 35 województw, a skupienie 2 wyróżnia 15 województw.

Dalszą dezagregację skupień województw uzasadniają spadek poziomu współczynnika skupień oraz spadek stopnia zmienności liczby ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w wyodrębnionych skupieniach (rysunek 5, tabela 3). Analiza tych wielkości pozwala przyjąć wniosek, że dezagregacja województw tworząca 6 skupień umożliwia osiągnięcie wystarczającej jednorodności podgrupowanych województw. Wskazać także należy, że wyodrębnione skupienia od 1.1 do 2.2 cechuje rosnący poziom natężenia liczby ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.

Analiza przestrzenna wyodrębnionych skupień dla ojców samotnie wychowujących dzieci umożliwia wskazanie lokalizacji pogrupowanych województw oraz określenie charakteru powstałych obszarów. Skupienia województw przedstawiono graficznie na kartogramie (rysunek 6). Wyniki badania rozmieszczenia województw zakwalifikowanych do poszczególnych skupień umożliwiają wskaza-

nie następujących obszarów:

1. Skupienie 1.1 zawiera dwa obszary zwarte województw i dwa obszary izolowane:
 - obszar zwarty położony w północno-wschodniej Polsce obejmujący województwa: olsztyńskie, suwalskie, ostrołęckie, ciechanowskie i toruńskie;
 - obszar położony na terenach środkowo-wschodniej Polski, obejmujący województwa chełmskie i zamojskie;
 - obszary izolowane stanowiące województwa krośnieńskie i leszczyńskie.

Województwa tego skupienia cechuje najniższa w kraju liczba, to jest 40 i poniżej ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.
 2. Skupienie 1.2.1 zawiera dwa obszary zwarte województw i jeden obszar izolowany:
 - obszar zwarty położony w północno-zachodniej i w środkowej części Polski obejmujący województwa: koszalińskie, słupskie, gorzowskie, pilskie, bydgoskie, elbląskie, konińskie, wrocławskie i płockie;
 - obszar zwarty położony w południowo-wschodniej Polsce obejmujący województwa: radomskie, kieleckie, rzeszowskie i przemyskie;
 - obszar izolowany obejmujący województwo bialsko-podlaskie.

Województwa tego skupienia cechuje od 40 do 43 ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.
 3. Skupienie 1.2.2 zawiera dwa obszary zwarte województw i 1 obszar izolowany:
 - obszar zwarty położony w środkowej Polsce, obejmujący województwa: kaliskie, sieradzkie i piotrkowskie;
 - obszar zwarty położony w zachodniej Polsce, obejmujący województwa zielonogórskie i legnickie;
 - obszar izolowany obejmujący województwo bielsko-bialskie.

Województwa tego skupienia cechują się od 43 do 45 ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.
 4. Skupienie 2.1.1 zawiera jeden obszar zwarty województw położony w południowej Polsce obejmujący województwa: opolskie, częstochowskie i katowickie oraz trzy obszary izolowane województw: szczecińskiego, poznańskiego i skierniewickiego.
- Województwa te cechuje liczba ojców samotnie wychowujących dzieci od 45 do 50 na 10 tys. ludności.
5. Skupienie 2.1.2 zawiera jeden obszar zwarty województw i trzy obszary izolowane:
 - obszar zwarty położony na Dolnym Śląsku, obejmujący województwa: jeleniogórskie, wałbrzyskie i wrocławskie;
 - obszary izolowane to województwa: nowosądeckie, łódzkie i gdańskie.

Województwa w tym skupieniu cechuje od 50 do 60 ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności.

6. Skupienie 2.2 zawiera dwa obszary izolowane województw krakowskiego i stołecznego warszawskiego.

W tym skupieniu województw liczba ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności wynosi 60 i powyżej.

Wyodrębnione skupienia województw w zakresie liczby ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w Polsce cechuje jednorodność. Wniosek ten potwierdza istotny stopień zróżnicowania poziomu przeciętnego badanej zmiennej dla poszczególnych skupień województw, przy czym wariacje zmiennej tych skupień są stałe.²⁷

Analiza porównawcza wyników klasyfikacji województw w zakresie struktury rodzin niepełnych obejmującej matki i ojców samotnie wychowujących dzieci umożliwia wskazanie różnic i podobieństw w zakresie wyodrębnionych skupień województw. Cel ten realizujemy poprzez porównywanie numerów pozycji zajmowanych przez skupienia województw dla matek i ojców. Zaznaczyć należy, że rosnącej numeracji skupień województw odpowiada rosnący poziom liczby matek i liczby ojców samotnie wychowujących dzieci, przy czym dla każdej zmiennej wyodrębniono po 6 jednorodnych skupień województw.

Województwa położone we wschodniej Polsce (rysunki 4 i 6) cechują generalnie niskie poziomy liczby matek i liczby ojców samotnie wychowujących dzieci. W analizie porównawczej skupień województw matek i ojców wyróżnić należy relacje pozycji skupień:

1. Zbieżne pozycje skupień matek i ojców o bardzo niskich poziomach zmiennych, obejmujące województwa: suwalskie, ostrołęckie, chełmskie, zamojskie i krośnieńskie;
2. Zbieżne pozycje matek i ojców o średnim poziomie zmiennych obejmujące województwo lubelskie;
3. Rozbieżne pozycje jednostopniowe skupień, w których pozycje skupień matek są niższe od pozycji ojców obejmujące województwa: bielsko-podlaskie, rzeszowskie i przemyskie;
4. Rozbieżne pozycje dwustopniowe, w których pozycje matek są niższe od pozycji skupień ojców obejmujące województwa: białostockie, łomżyńskie i sieradzkie.

Podkreślić należy, że w tej części Polski pozycje skupień województw oscylują w przedziale od 1 do 3, przy czym różnice pozycji skupień oscylują w przedziale od 1 do 2 stopni.

Reasumując można przyjąć wniosek, że we wschodniej Polsce struktura rodzin niepełnych obejmująca matki i ojców samotnie wychowujących dzieci kształtuje się na niskim poziomie, a w większości województw stopień zróżnicowania

wania struktury rodzin niepełnych jest niewielki.

Województwa położone w północnej części Polski cechuje wysoki poziom liczby matek i średni poziom liczby ojców samotnie wychowujących dzieci. W analizie porównawczej skupień województw matek i ojców w tej części kraju należy wyróżnić relacje pozycji skupień:

- 1) zbieżne pozycje skupień matek i ojców:
 - o niskich poziomach zmiennych obejmujące województwo bydgoskie,
 - o wysokich poziomach zmiennych obejmujące województwo szczecińskie;
- 2) rozbieżne jednostopniowe pozycje skupień matek i ojców, w których pozycje skupień matek są wyższe od pozycji skupień ojców na poziomie:
 - niskim, obejmujące województwa: koszalińskie, słupskie, elbląskie, olsztyńskie i toruńskie,
 - na poziomie wysokim, obejmujące województwo gdańskie.

Podkreślić należy, że w tej części Polski pozycje skupień województw oscylują w przedziale od 1 do 5, przy czym występujące różnice pozycji skupień w poszczególnych województwach są tylko jednostopniowe.

Reasumując można przyjąć wniosek, że w północnej części Polski struktura rodzin niepełnych jest silnie zróżnicowana w zakresie poziomu, natomiast stosunkowo w niewielkim stopniu zróżnicowana jest w zakresie zmienności liczby matek i ojców samotnie wychowujących dzieci.

Województwa położone w zachodniej części Polski cechują się silnym zróżnicowaniem poziomu liczby matek i liczby ojców samotnie wychowujących dzieci. W analizie porównawczej skupień województw matek i ojców w tej części kraju wyróżnić należy relacje pozycji skupień:

- 1) zbieżne:
 - o poziomach niższych od średnich badanych zmiennych, obejmujące województwa: legnickie, gorzowskie i zielonogórskie,
 - o poziomach wyższych od średnich badanych zmiennych, obejmujące województwa: jeleniogórskie, wałbrzyskie i wrocławskie;
- 2) rozbieżne jednostopniowe pozycje skupień matek i ojców, w których pozycje skupień matek są niższe od pozycji skupień ojców na poziomie niskim, obejmujące województwo pilskie.

Podkreślić należy, że w tej części kraju pozycje skupień województw oscylują w przedziale od 1 do 5, przy czym dominują województwa o zbieżnych pozycjach skupień ojców i matek. Nieliczne rozbieżne pozycje skupień województw występują w województwach, w których pozycje skupień matek są niższe od pozycji skupień ojców samotnie wychowujących dzieci. Przyjąć zatem można wniosek, że zachodnią część Polski cechuje silne zróżnicowanie struktury poziomu rodzin niepełnych, przy czym natężenie to w środkowo-zachodniej części jest niskie i

cechuje wzrost w kierunku Dolnego Śląska.

Województwa położone w południowej części Polski cechuje bardzo silne zróżnicowanie poziomów liczby matek i liczby ojców samotnie wychowujących dzieci. W analizie porównawczej skupień województw dla liczby matek i ojców samotnie wychowujących dzieci w tej części kraju wyróżnić należy relacje pozycji skupień:

- 1) rozbieżne, w których występuje różnica jednostopniowa:
 - na niskim poziomie badanych zmiennych, obejmująca województwa biel-sko-bialskie i tarnowskie,
 - na wysokim poziomie badanych zmiennych, obejmująca województwo krakowskie;
- 2) rozbieżne, w których występują różnice dwu- i trzystopniowe, obejmujące województwa: opolskie, częstochowskie, katowickie i nowosądeckie.

Podkreślić należy, że w tej części kraju dominują województwa, w których pozycje skupień województw dla ojców samotnie wychowujących dzieci są wyższe od pozycji skupień województw dla matek samotnie wychowujących dzieci.

Przyjąć zatem można wniosek, że południową część Polski cechuje bardzo silne zróżnicowanie struktury poziomu rodzin niepełnych oraz silne zróżnicowanie zmienności liczby matek i liczby ojców samotnie wychowujących dzieci.

Województwa położone w środkowej Polsce cechuje silnie zróżnicowany poziom liczby matek i liczby ojców samotnie wychowujących dzieci. Zaznaczyć należy, że wniosek ten wynika z faktu, iż w obszarze tym znajduje się subobszar obejmujący województwa: stołeczne warszawskie, łódzkie i skierniewickie.

Województwa tego obszaru cechuje najwyższy w kraju poziom badanych zmiennych. Z kolei pozostałą część województw cechuje niski poziom badanych zmiennych. W analizie porównawczej skupień w tej części kraju wyróżnić można relacje o pozycji skupień:

- 1) zbieżne:
 - o niskim poziomie badanych zmiennych, obejmujące województwa: leszczyńskie, radomskie i kieleckie,
 - o bardzo wysokim poziomie badanych zmiennych, obejmujące województwo stołeczne warszawskie;
- 2) rozbieżne, w których występuje różnica jednostopniowa, przy czym pozycje skupień matek przeważają nad pozycjami skupień ojców:
 - o niskim poziomie badanych zmiennych, obejmujące województwa: włocławskie, płockie, konińskie, kaliskie, sieradzkie i piotrkowskie,
 - o wysokim poziomie badanych zmiennych, obejmujące województwa łódzkie i skierniewickie.

Dla tej części Polski przyjąć można wniosek, że z uwagi na niejednorodność tego obszaru województwa Polski są silnie zróżnicowane w zakresie poziomu liczby matek i liczby ojców samotnie wychowujących dzieci. Wskazać także należy, że rozbieżność pozycji skupień województw dla samotnych matek i ojców cechuje niewielka jednostopniowa skala różnic, przy czym występuje relatywnie większe natężenie liczby matek względem liczby ojców samotnie wychowujących dzieci.

Reasumując wyniki analizy klasyfikacji województw aglomeracyjną metodą skupień Warda dla stanu i struktury rodzin niepełnych można sformułować następujące wnioski:

- klasyfikacja województw oparta na zmiennej objaśnianej umożliwia wyodrębnienie jednorodnych skupień;
- próg dezagregacji skupień wyznacza najniższy poziom współczynnika skupień oraz jednakowy poziom zmienności wewnątrzgrupowej, przy istotnym poziomie zmienności międzygrupowej;
- natężenie badanej zmiennej dla wyodrębnionych skupień można uporządkować, tworząc odpowiednią hierarchię typologiczną klas województw;
- klasyfikacja województw dla stanu i struktury rodzin niepełnych w Polsce potwierdziła tezę o zróżnicowaniu przestrzennym województw;
- lokalizacja przestrzenna wyodrębnionych skupień województw umożliwiła delimitację regionów w zakresie stanu i struktury dezintegracji życia rodzinnego.

PRZYPISY

- ¹ M. Jarosz: *Dezintegracja w rodzinie i społeczeństwie*. Warszawa PWE, 1987, s. 75.
- ² M. Jarosz: *Wstęp w pracy: Rodzina polska lat 70-tych*. Warszawa PWN, 1982, s. 8.
- ³ K. Muzalewska: *Demograficzne uwarunkowania liczby i struktury rodzin niepełnych w Polsce w okresie powojennym. Raport częściowy. Problem 09.1.4.06. c, Poznań 1988, maszynopis s. 35.*
- ⁴ *Teoria przejścia demograficznego* pod red. M. Okólskiego, Warszawa PWE, 1990, s. 79.
- ⁵ B. Nowakowska, W. Obraniak: *Proces urbanizacji a natężenie rozwodów w Polsce. Studia Demograficzne (99)*, 1990, s. 94-104; Z. Chojnicki, T. Czyż: *Analiza zmienności zróżnicowania przestrzeni społeczno-ekonomicznej w Polsce. W: Badania przestrzennej struktury społeczno-ekonomicznej Polski metodami czynnikowymi*. Warszawa, Poznań PWN, 1978, s. 7-21.
- ⁶ *Teoria przejścia demograficznego* pod red. M. Okólskiego, Warszawa PWE, 1990, s. 89, 90.
- ⁷ F. Stokowski: *Podstawy demografii*. Warszawa PWE, 1979, s. 76.

- ⁸ M. Wieczorek: Demograficzne społeczne i ekonomiczne uwarunkowania rozwodów w Polsce. Warszawa SGPiS, 1990, s. 13.
- ⁹ D. Graniewska, K. Krupa, B. Balcerzak-Paradowska: Samotne matki, samotni ojcowie. Warszawa JWZZ, 1986, s. 51.
- ¹⁰ M. Cieślak: Demografia. Metody analizy i prognozowania. Warszawa PWN, 1984, s. 108.
- ¹¹ E. Rosset: Rozwody. Warszawa PWE, 1980, s. 208-209.
- ¹² Teoria przejścia demograficznego pod red. M. Okólskiego, Warszawa PWE, 1990, s. 83.
- ¹³ Ibidem, s. 162.
- ¹⁴ Ibidem, s. 164.
- ¹⁵ A. Ginsbert-Gebert: Rozwój społeczno-gospodarczy a ochrona środowiska. W: Ekonomiczne i socjologiczne problemy ochrony środowiska, cz. II Ossolineum, 1988.
- ¹⁶ Teoria przejścia demograficznego pod red. M. Okólskiego, Warszawa PWE, 1990, s. 83-85.
- ¹⁷ A. Palloni: Mortality in Latin America Emerging Patterns, Population and Development Preview nr 1/1981.
- ¹⁸ B. Pułaska-Turyna: Terytorialne zróżnicowanie umieralności ogólnej w Polsce. Wiadomości Statystyczne nr 5, 1991.
- ¹⁹ K. Kukuła: Przestrzenne badania różnic w strukturze zjawisk społeczno-ekonomicznych. W: Metody statystyczne w badaniach społeczno-ekonomicznych. Studia z zastosowań statystyki, PAN Oddział w Krakowie, Prace Komisji Socjologicznej nr 38, s. 147.
- ²⁰ E. Nowak: Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno gospodarczych. Warszawa PWE, 1990, s. 7-8.
- ²¹ Ibidem, s. 80-83.
- ²² J. Kucharczyk: Algorytmy analizy skupień w języku ALGOL GO. Warszawa PWN, 1982, s. 30 i 35.
- ²³ Testem Bartletta zweryfikowano hipotezę, że $H_0: \delta_1^2 = \delta_2^2 = \delta_k^2$, wobec $H_1: \delta_i^2 = \delta_j^2$ (dla pewnych par $i = j$). Dla $\alpha = 0,05$ i $K-1 = 5$, $\chi^2 = 8,50 < \chi_{\alpha}^2 = 11,07$, co oznacza brak podstaw do odrzucenia H_0 . Z kolei testem analizy wariancji zweryfikowano hipotezę, że $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_K$, wobec $H_1: \mu_i = \mu_j$ (dla pewnych par $i = j$). Dla $\alpha = 0,05$ oraz $K-1=5$ i $n-k=44$ $F = 305,23 > F_{\alpha} = 2,43$, co oznacza, że H_0 odrzucamy.
- ²⁴ B. Nowakowska, W. Obraniak: Proces urbanizacji a natężenie rozwodów w Polsce. W: Studia Demograficzne 1 (99) 1990, s. 96-102; B. Pułaska-Turyna: Terytorialne zróżnicowanie umieralności ogólnej w Polsce. W: Wiadomości Statystyczne, Warszawa GUS, 5 1991, s. 24-27.

- ²⁵ F. Stokowski: Podstawy demografii. Warszawa PWE, 1979, s. 76-82; F. Stokowski: Regionalizacja demograficzna Polski. Warszawa PWN, 1977, s. 118-124.
- ²⁶ Testem Bartletta zweryfikowano hipotezę, że $H_0: \delta_1^2 = \delta_2^2 = \dots = \delta_k^2$ wobec $H_1: \delta_i^2 = \sigma_j^2$ (dla pewnych par $i = j$). Dla $\alpha = 0,05$ i $k-1 = 5$, $\chi^2 = 6,37 < \chi_{\alpha}^2 = 11,07$, co oznacza brak podstaw do odrzucenia H_0 . Z kolei testem analizy wariancji zweryfikowano hipotezę, że $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$, wobec $H_1: \mu_i = \mu_j$ (dla pewnych par i i j). Dla $\alpha = 0,05$ oraz $K-1 = 5$ i $n-k = 44$ $F = 283,37 > F_{\alpha} = 2,43$, co oznacza, że H_0 odrzucamy.
- ²⁷ Testem Bartletta zweryfikowano hipotezę, że $H_0: \delta_1^2 = \delta_2^2 = \dots = \delta_k^2$, wobec $H_1: \delta_1^2 = \delta_j^2$ (dla pewnych par $i = j$). Dla $\alpha = 0,05$ i $k - 1 = 5$, $\chi^2 = 2,35 < \chi_{\alpha}^2 = 11,07$, co oznacza brak podstaw do odrzucenia H_0 . Z kolei testem analizy wariancji zweryfikowano hipotezę, że $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$, wobec $H_1: \mu_i = \mu_j$ (dla pewnych par $i = j$). Dla $\alpha = 0,05$ oraz $k - 1 = 5$ i $n-k = 44$ $F = 11,49 > F_{\alpha} = 2,43$, co oznacza, że H_0 odrzucamy.

Tabela 1. Parametry opisowe liczby rodzin niepełnych w Polsce na 10 tys. ludności w kolejnych skupieniach województw dendrogramu (rys. 1)

Numery kolejnych skupień	Liczba województw	średnie \bar{x}	Współczynniki zmienności / w % /
Ogółem	49	398,16	16,81
1	43	377,12	9,03
1.1	15	339,13	4,22
1.2	28	397,46	5,54
1.2.1	20	389,35	2,18
1.2.2	8	425,25	4,94
1.2.2.1	6	413,70	1,71
1.2.2.2	2	460,00	0,40
2	6	549,60	8,61
2.1	4	518,23	3,04
2.2	2	611,00	2,13

Źródło: obliczenia własne

Tabela 2. Parametry opisowe liczby matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w kolejnych skupieniach dendrogramu (rys. 3)

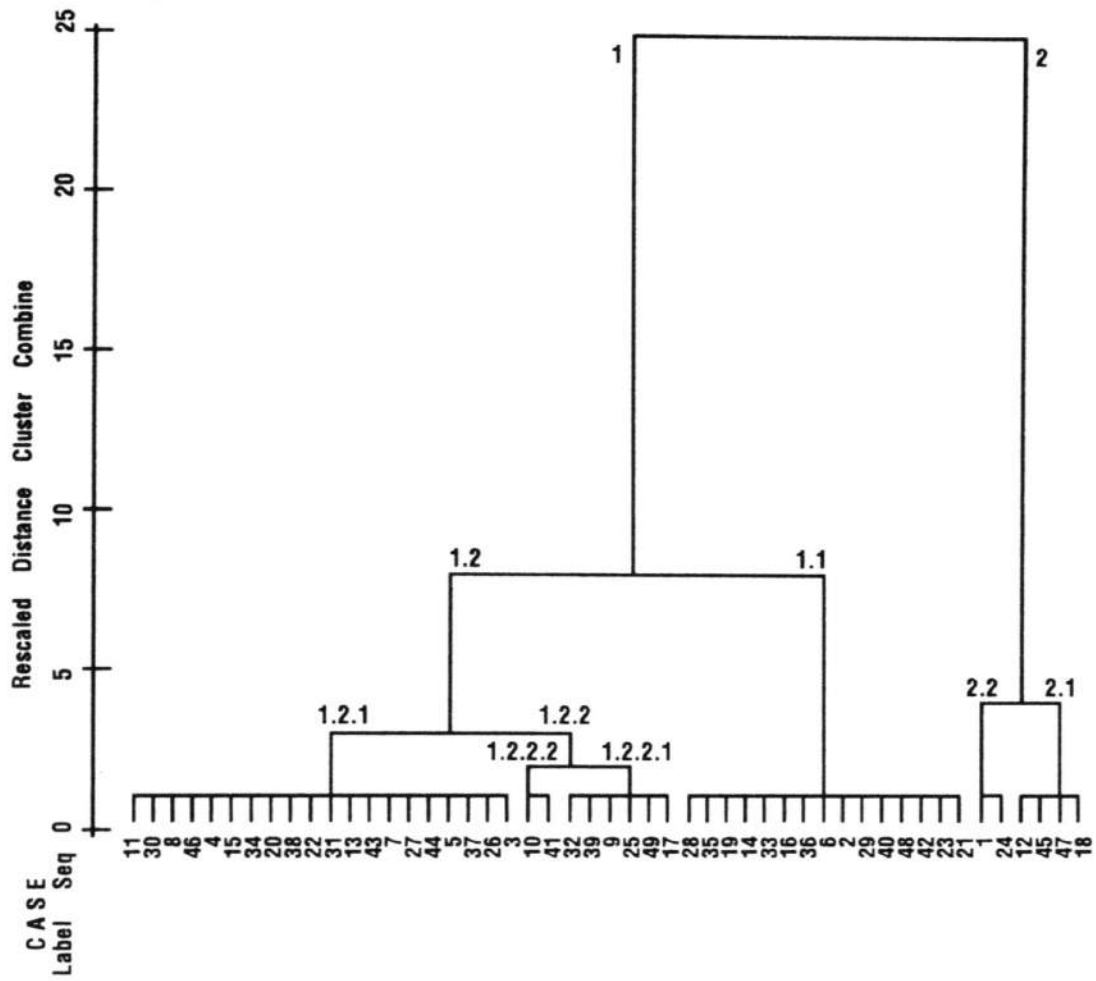
Numery kolejnych skupień	Liczba województw	Średnie	Współczynniki zmienności /w %/
Ogółem	49	353,63	17,45
1	41	330,87	8,61
1.1	15	297,98	4,60
1.2	26	349,55	4,03
1.2.1	15	339,25	1,69
1.2.2	11	363,05	2,91
2	8	471,25	10,88
2.1	6	444,67	5,76
2.1.1	2	411,02	0,85
2.1.2	4	461,50	2,46
2.2	2	551,00	1,58

Źródło: obliczenia własne

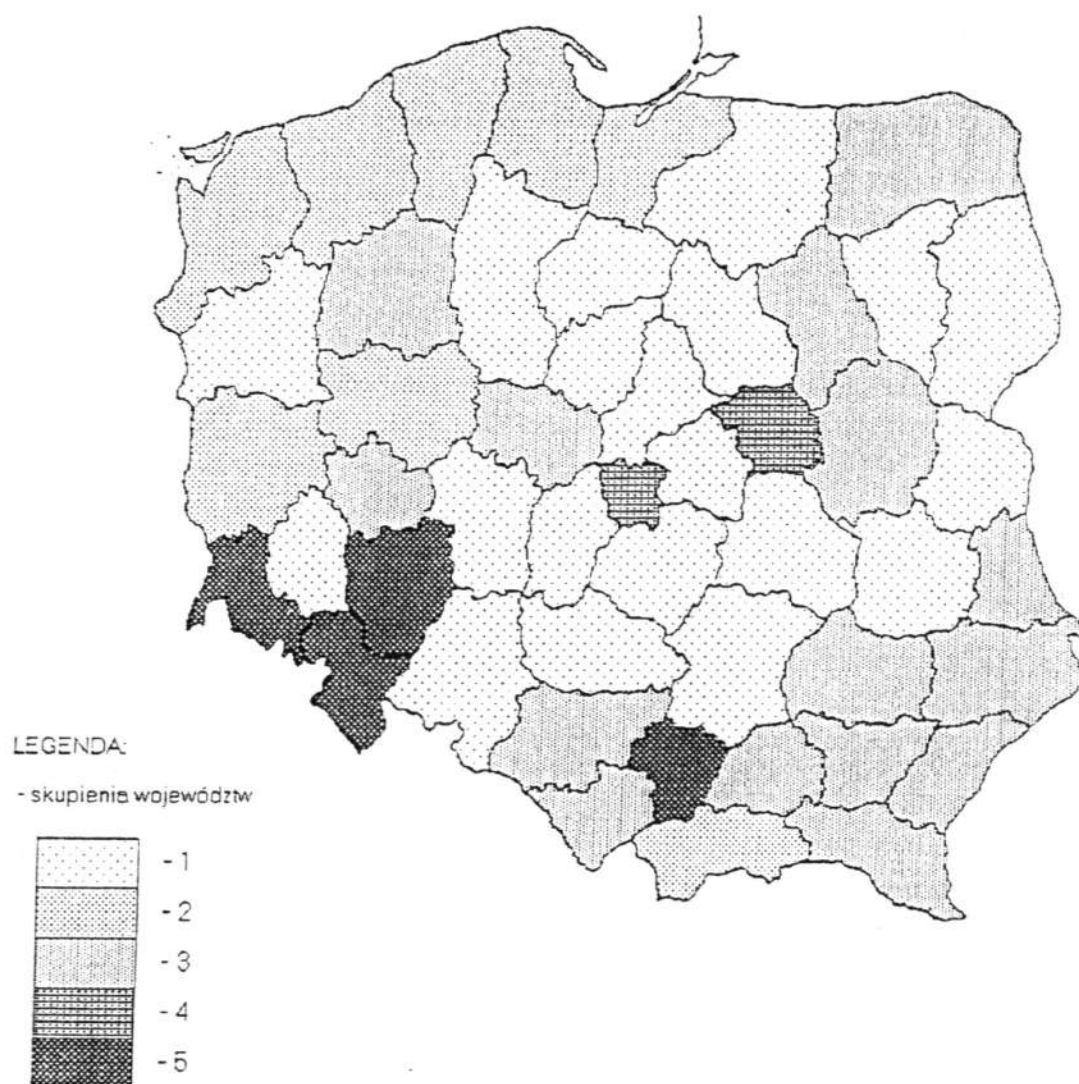
Tabela 3. Parametry opisowe liczby ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w kolejnych skupieniach dendrogramu (rys. 5)

Numery kolejnych skupień	Liczba województw	Średnie	Współczynniki zmienności /w %/
Ogółem	49	44,92	13,22
1	35	41,92	5,23
1.1	9	39,00	1,99
1.2	26	42,96	3,37
1.2.1	14	41,80	2,05
1.2.2	12	44,32	1,21
2	14	52,41	10,94
2.1	12	50,44	6,59
2.1.1	6	47,63	2,00
2.1.2	6	53,25	4,36
2.2	2	64,27	0,24

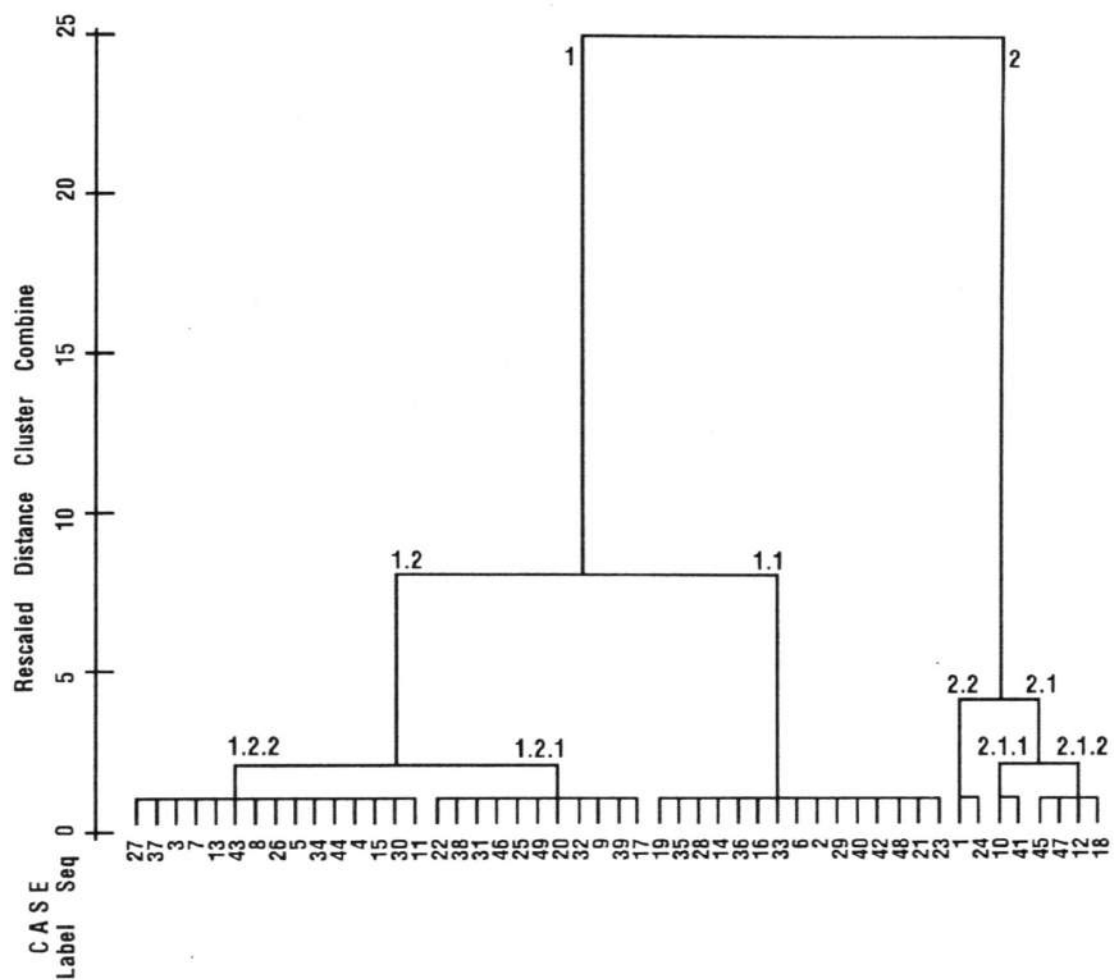
Źródło: obliczenia własne



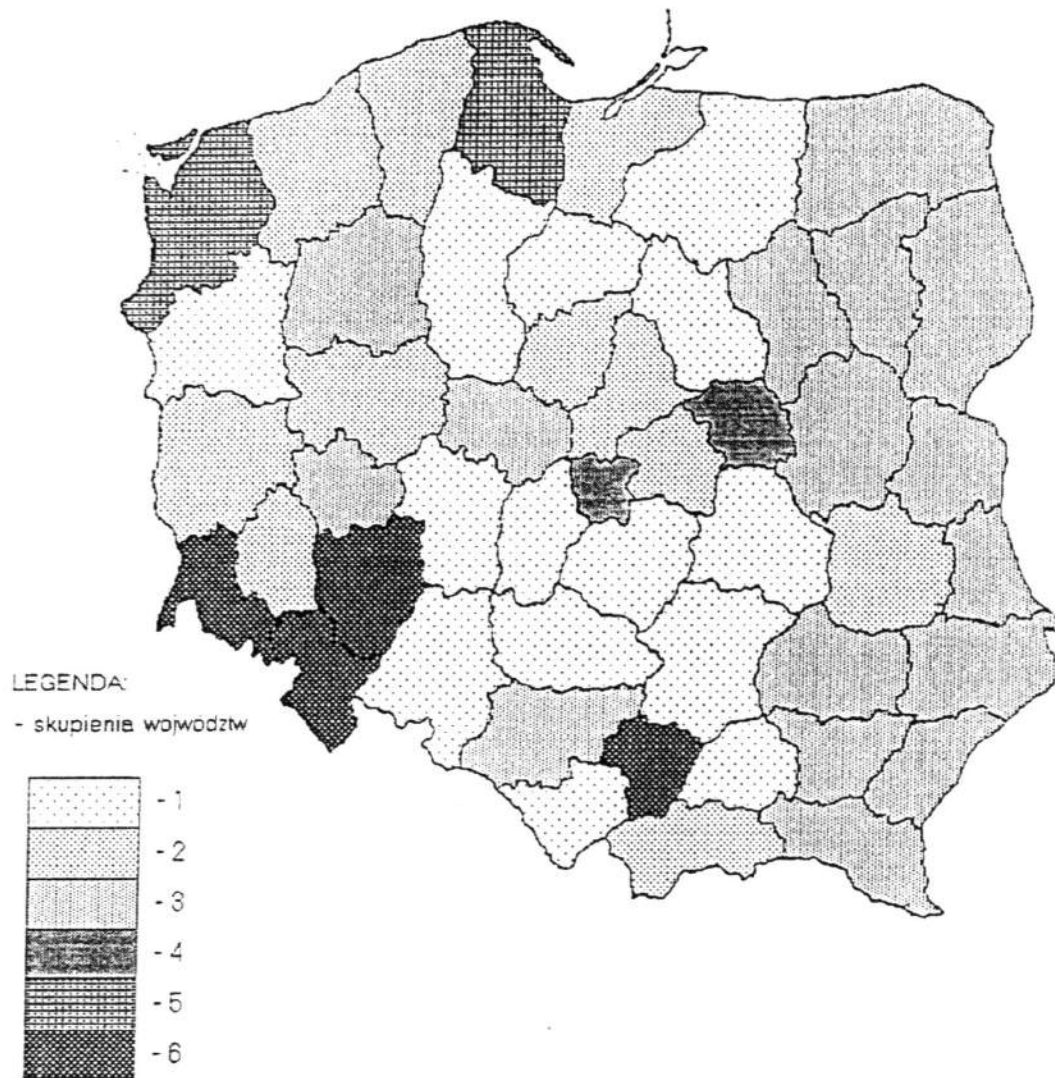
Rys 1. Dendrogram skupień województw dla rodzin niepełnych na 10 tys. ludności w Polsce (stan na 7.12.1988 r.)



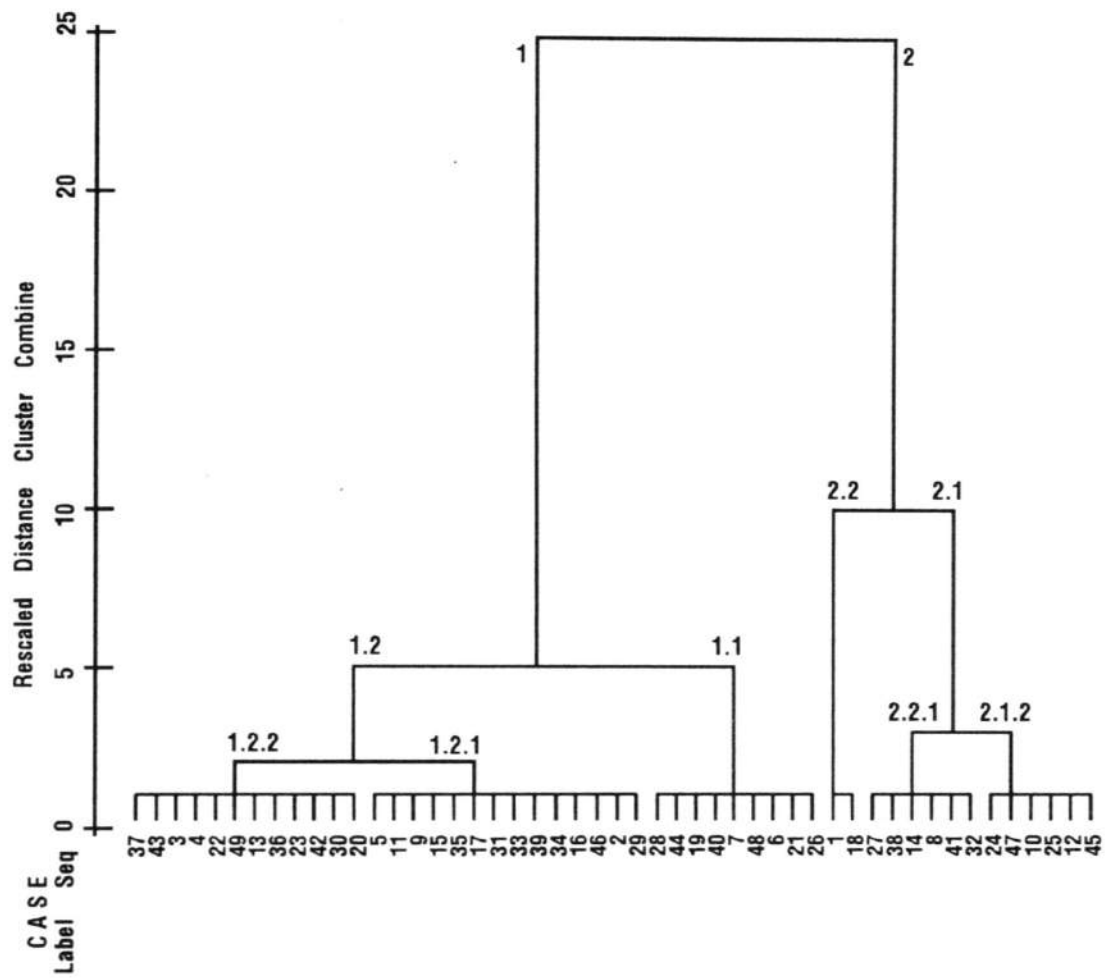
Rys. 2. Klasyfikacja województw w zakresie liczby rodzin niepełnych na 10 tys. ludności w Polsce (stan na 7. 12. 1988 r.)



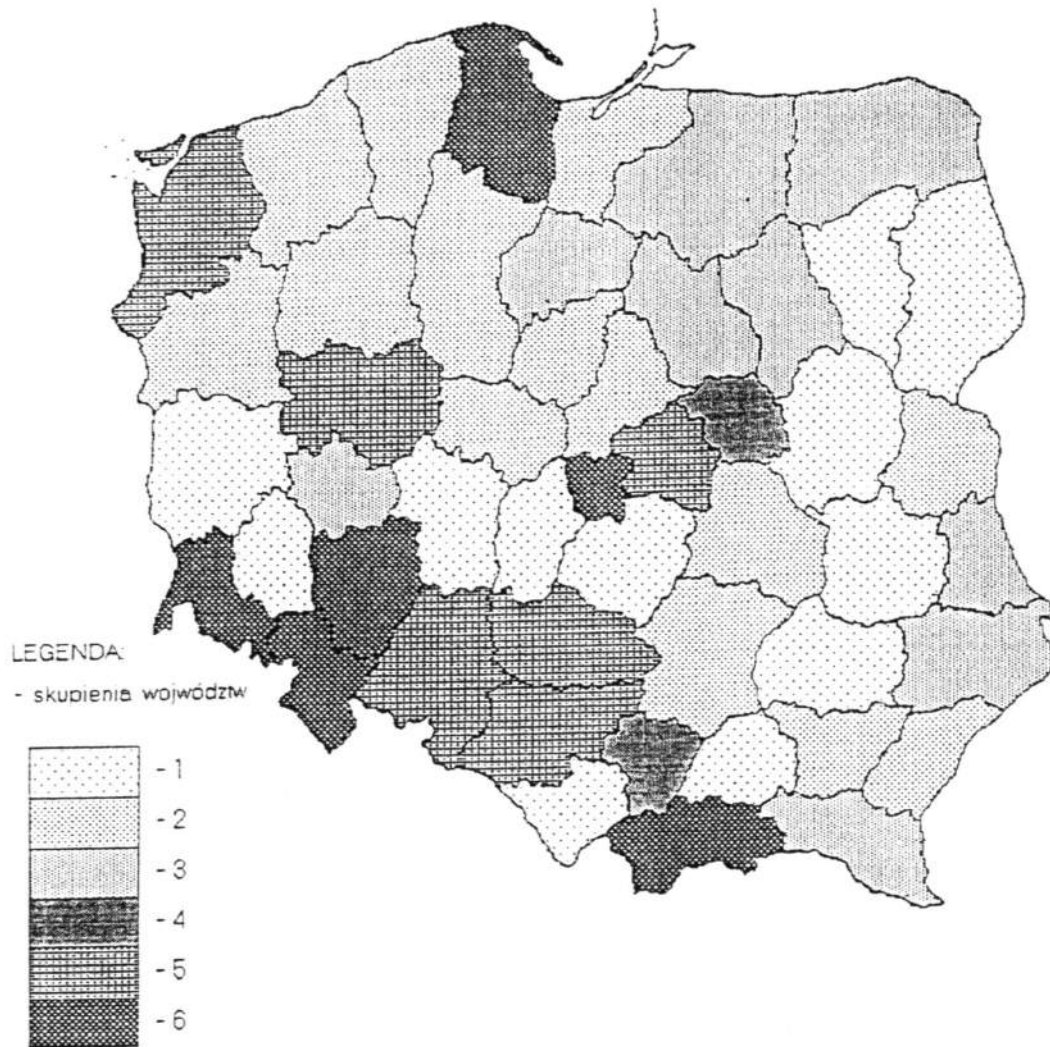
Rys 3. Dendrogram skupień województw dla liczby matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w Polsce (stan na 7.12.1988 r.)



Rys. 4. Klasyfikacja województw w zakresie liczby matek samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w Polsce (stan na 7. 12. 1988 r.)



Rys 5. Dendrogram skupień województw dla liczby ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w Polsce (stan na 7.12.1988 r.)



Rys. 6. Klasyfikacja województw w zakresie liczby ojców samotnie wychowujących dzieci na 10 tys. ludności w Polsce (stan na 7. 12. 1988 r.)