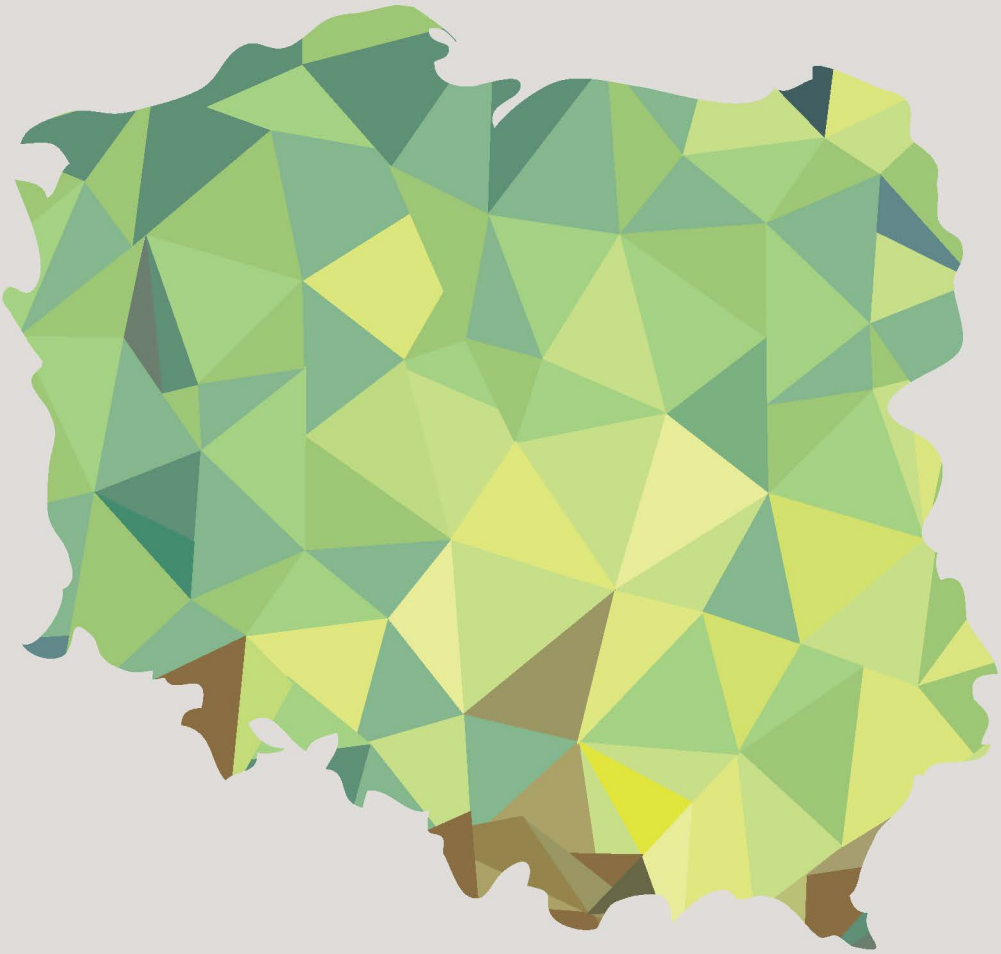
Regionalizacja demograficzna

Wybrane metody i ich aplikacje

Anna Majdzińska



WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

Regionalizacja demograficzna

WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

Regionalizacja demograficzna

Wybrane metody i ich aplikacje

Anna Majdzińska

WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

ŁÓDŹ 2016

Anna Majdzińska – Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Zakład Demografii i Gerontologii Społecznej, 90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43

RECENZENT
Grażyna Trzpiot

REDAKTOR INICJUJĄCY
Iwona Gos

OPRACOWANIE REDAKCYJNE
Ewa Siwińska

SKŁAD I ŁAMANIE
AGENT PR

PROJEKT OKŁADKI
Stämpfli Polska Sp. z o.o.
Zdjęcie wykorzystane na okładce: © Shutterstock.com

© Copyright by Anna Majdzińska, Łódź 2016
© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2016

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
Wydanie I. W.07143.15.0.M

Ark. wyd. 15,0; ark. druk. 14,0

ISBN 978-83-8088-357-4
e-ISBN 978-83-8088-358-1

https://doi.org/10.18778/8088-357-4

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
90-131 Łódź, ul. Lindleya 8
www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63

Spis treści

Wstęp **7**

Rozdział I
Metody klasyfikacji i regionalizacji **11**
1.1 Wprowadzenie. Podstawowe pojęcia 11
1.2 Podstawy metodologiczne 19
1.2.1 Dobór zmiennych diagnostycznych 22
1.2.2 Metody transformacji zmiennych diagnostycznych 23
1.2.3 Miary odległości obiektów 25
1.3 Procedury klasyfikacji obiektów 28
1.3.1 Metody porządkowania liniowego obiektów oraz ich grupowania 29
1.3.2 Metody nieliniowego porządkowania i grupowania obiektów 34
1.3.3 Klasyfikacja obiektów z punktu widzenia natężenia zmian (dynamiki) zjawiska w czasie 39
1.3.4 Autokorelacja przestrzenna 41
1.3.5 Graficzne metody klasyfikacji i grupowania obiektów 44
1.4 Metody delimitacji regionów demograficznych 46
1.4.1 Geneza badań regionalizacyjnych w demografii 46
1.4.2 Charakterystyka dotychczas prowadzonych badań 51
1.4.3 Dotychczas stosowane procedury regionalizacji 59
1.4.4 Adaptacja wybranych metod wielocechowej analizy porównawczej oraz własne propozycje procedur przydatnych dla celów regionalizacji demograficznej 64
1.4.5 Ocena rezultatów klasyfikacji i regionalizacji 68

Rozdział II
Charakterystyka demograficzna obszarów Europy, ze szczególnym uwzględnieniem Polski **75**
2.1. Charakterystyka krajów europejskich z punktu widzenia struktur demograficznych 76
2.1.1. Struktura ludności według płci 76
2.1.2. Struktura ludności według wieku 77
2.2. Wybrane charakterystyki demograficzne obszarów Polski 83
2.2.1. Ocena sytuacji z punktu widzenia struktur demograficznych 83
2.2.2. Ocena sytuacji z punktu widzenia procesów ludnościowych 92
2.3. Obraz sytuacji pod względem struktur i procesów ludnościowych w krajach europejskich i w Polsce w 2014 r. 100

Rozdział III
Zastosowanie wybranych metod w delimitacji regionów demograficznych w Europie, ze szczególnym uwzględnieniem Polski 105
3.1. Przykłady typologii i regionalizacji obszarów Europy z punktu widzenia struktury wieku ludności 106
3.2. Przykłady typologii i regionalizacji obszarów Polski 123
3.2.1. Klasyfikacje obszarów Polski z punktu widzenia struktury wieku ludności 123
3.2.2. Dynamika struktur wieku populacji w latach 2002–2012 142
3.2.3. Klasyfikacje przestrzenne Polski z punktu widzenia ekonomicznych następstw zmian w strukturze wieku populacji 147
3.2.4. Wewnątrzregionalne zróżnicowanie sytuacji w zakresie struktury wieku populacji 153
3.2.5. Zróżnicowanie struktury wieku ludności w powiatach i gminach województwa łódzkiego 156
3.2.6. Klasyfikacje przestrzenne Polski z punktu widzenia potencjału ludnościowego 163

Podsumowanie 177
Bibliografia 181
Spis rysunków 193
Spis tabel 197
Aneks 200

Wstęp

Region jest różnorodnie definiowany. Terminem tym określane są zarówno kontynenty lub ich części, jak i obszary wydzielane w obrębie danego kraju z punktu widzenia określonego kryterium. Najogólniej mówiąc, regionem nazywany jest obszar relatywnie jednorodny pod względem pewnych cech wyróżniających go od terenów przyległych. Natomiast obszar jednorodny z punktu widzenia charakterystyk ludnościowych nazywany jest regionem demograficznym. Procedury wyodrębnienia regionów określane są mianem regionalizacji bądź delimitacji.

Regionalizacja z punktu widzenia cech demograficznych jest zagadnieniem dającym istotną wiedzę poznawczą, możliwą do wykorzystania i zastosowania również w praktyce. Ze względu na wyraźne powiązania pomiędzy sytuacją demograficzną a szeroko rozumianymi procesami społeczno-ekonomicznymi wyodrębnianie obszarów jednorodnych z punktu widzenia określonych cech demograficznych może być przydatne i wykorzystywane w wielu dziedzinach gospodarki i nauki, np. w polityce społecznej, ekonomicznej, ale również i w samej demografii, np. przy budowie prognoz ludnościowych, zwłaszcza w ujęciu regionalnym.

Na zasadność prowadzenia regionalnych analiz wskazuje także pierwsze prawo geografii (prawo empirycznych analiz przestrzennych) sformułowane w 1970 r. przez W.R. Toblera, brzmiące następująco: „wszystko jest powiązane ze sobą, ale bliższe obiekty są bardziej zależne od siebie niż odległe" [Suchecki i in. 2010: 16; Tobler 1970: 236].

W pracy przedstawione zostały wybrane procedury wielowymiarowej analizy porównawczej, ze szczególnym uwzględnieniem metod wykorzystywanych dla celów regionalizacji demograficznej (głównie metod taksonomicznych) dla jednostek terytorialnych o różnej skali wielkości. W zbiorze zmiennych diagnostycznych uwzględnione zostały informacje z zakresu demograficznych struktur ludności, ruchu naturalnego oraz migracyjnego. Punkt odniesienia dla analiz w skali kraju stanowiły próby delimitacji regionów demograficznych na obszarze Europy. Prezentowane wyniki stanowią znaczną część przygotowanej wcześniej pracy doktorskiej, opracowanej przez autorkę niniejszej monografii, pt. *Regionalizacja demograficzna (wybrane metody i próby ich aplikacji)*[1].

---

1 Dysertacja została napisana pod kierunkiem dr. hab. Jerzego T. Kowaleskiego, prof. UŁ, i obroniona w listopadzie 2014 r. na Wydziale Ekonomiczno-Socjologicznym Uniwersytetu Łódzkiego.

Ogólnym celem prezentowanego opracowania, podobnie jak i dysertacji, było przedstawienie własnych efektów regionalizacji demograficznej obszarów Polski i Europy oraz wskazanie przestrzennych i czasowych różnic w kontekście przynależności poszczególnych rozpatrywanych jednostek terytorialnych do wyodrębnionych regionów na początku pierwszej i drugiej dekady XXI w. Realizacja tak wyznaczonego celu ogólnego wymagała osiągnięcia następujących celów pośrednich bądź szczegółowych:

1) dokonanie przeglądu stosowanych dotychczas metod klasyfikacji obiektów i delimitacji regionów z punktu widzenia charakterystyk demograficznych. Propozycja własnych modyfikacji w tym względzie, polegająca m.in. na adaptacji na potrzeby regionalizacji demograficznej wybranych metod;
2) ocena przestrzennego zróżnicowania sytuacji w zakresie struktur i procesów ludnościowych w Polsce i w krajach europejskich (analiza jednowymiarowa, stanowiąca wstęp do dalszych pogłębionych badań);
3) próby typologii i regionalizacji procesów i struktur demograficznych w Polsce oraz na obszarach Europy. Rezultatem realizacji tego zadania było wyodrębnienie regionów złożonych z jednostek terytorialnych możliwie najbardziej podobnych z punktu widzenia analizowanych zbiorów cech demograficznych.

Niniejsza monografia składa się z trzech rozdziałów. Pierwszy z nich zawiera przegląd wybranych metod wielocechowej (wielowymiarowej)[2] analizy porównawczej obiektów, ze szczególnym uwzględnieniem metod przydatnych do celów regionalizacji demograficznej. Przedstawiono w nim także opisy dotychczas stosowanych metod regionalizacji oraz własne propozycje aplikacji procedur dotychczas wykorzystywanych wyłącznie do porządkowania lub grupowania badanych obiektów, przy ewentualnej ich modyfikacji do celów regionalizacji. Uzupełniającym wątkiem w tej części opracowania były m.in. uwagi dotyczące doboru zmiennych diagnostycznych, procedur ich transformacji, a także mierników oceny uzyskanych rezultatów.

W rozdziale drugim przedstawione zostały oceny przestrzennego zróżnicowania natężenia wybranych mierników charakteryzujących struktury i procesy ludnościowe w Polsce i w krajach europejskich na początku pierwszej i drugiej dekady XXI w. Analizy te (mające charakter jednowymiarowy) stanowiły wstęp do rozważań prowadzonych w kolejnym rozdziale.

Natomiast w rozdziale trzecim zaprezentowano wyniki aplikacji metod wybranych do typologii oraz regionalizacji procesów demograficznych, odpowiednio na obszarach Europy i Polski. Procedury te dobierane były w zależności od celu analizy, rodzaju i charakteru zmiennych, a także wielkości rozpatrywanej zbiorowości.

---

2 W opracowaniu termin „wielowymiarowość" używany jest zamiennie z terminami „wielozmiennowość" i „wielocechowość", czyli prezentowane analizy porównawcze prowadzone były dla wielu obiektów z punktu widzenia co najmniej dwóch zmiennych diagnostycznych.

Uzyskane rezultaty poddane zostały ocenie pod względem poprawności. W rozdziale tym najpierw przedstawiono wyniki klasyfikacji przestrzennych krajów europejskich, prowadzonych z punktu widzenia struktury wieku ludności, następnie zaś zaprezentowane zostały rezultaty klasyfikacji obszarów Polski (na poziomie województw i powiatów) z punktu widzenia struktury wieku populacji oraz oceny potencjału ludnościowego. Uszczegółowienie badań w zakresie struktury wieku ludności stanowiły analizy wewnątrzregionalne przeprowadzone w województwie łódzkim na poziomie powiatów i gmin[3].

Źródłem danych wykorzystanych w analizach prowadzonych dla obszaru Europy były informacje zamieszczane na stronie internetowej Eurostatu dotyczące struktur oraz zdarzeń z zakresu ruchu naturalnego ludności w krajach europejskich w latach 2002 i 2011. Natomiast analizy na obszarze Polski zostały przeprowadzone na podstawie informacji zamieszczanych na stronie internetowej Głównego Urzędu Statystycznego dotyczących struktur oraz zdarzeń z zakresu ruchu naturalnego i migracyjnego ludności w Polsce oraz w jednostkach terytorialnych (NTS2, NTS4 i NTS5) w latach 2002–2012.

Niezbędne obliczenia zostały wykonane przy wykorzystaniu programów komputerowych dobranych w zależności od rodzaju stosowanej metody. W tym celu wykorzystano MS Excel 2010, pakiet *Statistica10*, a także program *Taksonomia numeryczna*[4]. Uzyskiwane rezultaty, oprócz opisu słownego, zostały przedstawiane graficznie w postaci wykresów i kartogramów[5].

---

3 W dysertacji, stanowiącej podstawę niniejszego opracowania, podjęte zostało także zagadnienie przydatności wyników stosowania procedur regionalizacyjnych do założeń przyjmowanych przy sporządzaniu prognoz ludnościowych w skali lokalnej, a także opisane zostały możliwości wykorzystania uzyskanych rezultatów dla celów i działań polityki społecznej (ze szczególnym uwzględnieniem polityki ludnościowej).

4 Autorem programu *Taksonomia numeryczna* jest K. Kolenda [zob. Kolenda 2006].

5 Kartogramy wykonano w programie Quantum Gis (ver. 1.6.0 oraz 2.8.6) przy wykorzystaniu danych (warstw) dostępnych na stronie internetowej Eurostatu (GISCO – *EuroGeographics* dla granic administracyjnych (*EuroGeographics for the administrative boundaries*).

Rozdział I

Metody klasyfikacji i regionalizacji

1.1. Wprowadzenie. Podstawowe pojęcia

Region jest pojęciem ogólnym i niejednoznacznym, z tego względu istnieje wiele jego definicji. Wyróżnia się m.in. regiony geograficzne, administracyjne, statystyczne, gospodarcze (przy czym w tej kategorii, z punktu widzenia dominującej działalności, wyodrębnić można m.in. regiony rolnicze, przemysłowe, turystyczne). Natomiast biorąc pod uwagę kryterium przestrzeni, rozróżnia się regiony w skali mega, makro, mezo i mikro – terminem tym określane są zarówno kontynenty[1] lub ich części, jak i obszary wydzielane w obrębie danego terytorium, np. kraju.

W Polsce regionami w znaczeniu geograficznym nazywane są np. Mazury, w sensie administracyjnym – województwa[2], a według klasyfikacji NUTS[3] – jednostki

1 Szczegółowy podział na regiony świata przeprowadzony przez ONZ dostępny jest na stronie internetowej tej Instytucji [UN 2012].

2 Najczęściej regionami nazywane są „jednostki przestrzeni o jeden stopień niższe od szczebla krajowego" [Stawasz 2004: 57].

3 Klasyfikacja Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (NUTS) przyjęta przez Eurostat „jest standardem geograficznym służącym do statystycznego podziału państw członkowskich Unii Europejskiej (ich terytoriów gospodarczych) na trzy poziomy regionalne o określonych klasach liczby ludności. Została ona ustanowiona w celu zbierania, opracowania i rozpowszechniania na obszarze Unii Europejskiej porównywalnych danych dla określonych statystyk regionalnych" [GUS 2015a]. Z kolei Nomenklatura Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (NTS) to wprowadzony w Polsce uporządkowany wykaz nazw jednostek terytorialnych i przypisanych im numerycznych symboli (kodów) występujących na poszczególnych poziomach podziału terytorialnego kraju oraz na dwóch dodatkowych poziomach statystycznych (grupujących mniejsze jednostki poziomu terytorialnego)" [GUS 2015c]. Klasyfikacja NUTS dzieli terytorium gospodarcze krajów członkowskich UE na trzy poziomy podstawowe: NTS1–NTS3, wydzielone w oparciu o kryteria administracyjne oraz ludnościowe, w obrębie których wyróżnia się jeszcze poziomy lokalne. W Polsce, oprócz jednostek NTS1, wyróżnia się: NTS 2 (województwa), NTS 3 (podregiony – grupy powiatów), NTS 4 (powiaty) i NTS 5 (gminy). Klasyfikacja NUTS jest hierarchiczna [zob. GUS 2015b i 2015d].

NTS1 złożone z grup województw, mające charakter regionów statystycznych[4]. W Polsce istnieje również 15 euroregionów[5] skupiających obszary przygraniczne, powstałych w celu współpracy regionalnej z sąsiadującymi państwami.

Termin „region" najogólniej można zdefiniować jako obszar jednorodny pod względem pewnych cech wyróżniających go od terenów pozostałych [Parysek 1982: 140; Strahl red. 1998: 18–19; Wróbel 1956: 7 i 1967: 73], przy czym, poszczególne części regionu powinny „posiadać możliwie wiele cech wspólnych" i wykazywać „możliwie wiele różnic" względem obszarów sąsiednich [Ernst 1932: 144]. Istnieje wiele definicji regionu, konstruowanych w zależności od przedmiotu i celu badania. Przykładowo, regionem nazywana jest „część obszaru powierzchni Ziemi, który stanowi sam w sobie jakąś całość o określonej wielkości i zwartości" [Greta 2003: 28], a także „umownie wydzielony, względnie jednorodny obszar różniący się od pozostałych cechami naturalnymi (przyrodniczo-geograficznymi) lub nabytymi (antropogenicznymi – będącymi wynikiem działalności człowieka)". Natomiast A. Runge i J. Runge [2008: 269] definiują go jako „obszar cechujący się jednorodnością cech środowiska przyrodniczego, zjawisk społeczno-gospodarczych, unikalną historią i tradycjami kulturowymi". Z kolei W. Deszczka [1930: 263] podaje, że region „ma stanowić obszar posiadający wyraźną indywidualność geograficzną", która to odrębność powinna zostać uwzględniona w podziale administracyjnym kraju.

Powyżej przytoczone definicje mają charakter dosyć ogólny, ale w literaturze przedmiotu różnych dziedzin nauki istnieje wiele terminów podających objaśnienie znaczeniowe, m.in. region socjologiczny, ekologiczny, demograficzny, gospodarczy.

W geograficznym, jak i społeczno-ekonomicznym piśmiennictwie wiele uwagi zostało poświęcone idei regionu ekonomicznego (gospodarczego), określanego jako „obszar, który od pozostałych różni się specyfiką produkcji i usług" [Stawasz 2004: 57] lub jako obszar „różniący się od terenów przyległych pod

---

4 Region statystyczny definiowany jest jako „obszar, dla którego gromadzi się i opracowuje różnorodne dane statystyczne" [Lijewski 1963: 655]. Według NUTS w Polsce regionami nazywane są grupy województw, odpowiednio: Region Centralny (łódzkie, mazowieckie), Południowy (małopolskie, śląskie), Wschodni (lubelskie, podkarpackie, świętokrzyskie, podlaskie), Północno-Zachodni (wielkopolskie, zachodniopomorskie, lubuskie), Południowo-Zachodni (dolnośląskie, opolskie) i Północny (kujawsko-pomorskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie), stanowiące pierwszy poziom tej klasyfikacji. Przed reformą administracyjną z 1999 r. regionami nazywane były poszczególne województwa, natomiast grupy województw określane były mianem makroregionów.

5 Euroregion to „dobrowolna, zinstytucjonalizowana forma współpracy przygranicznej dwóch lub więcej państw, funkcjonująca zgodnie z prawem obowiązującym w kraju macierzystym, na zasadzie wspólnoty interesów". Euroregion jest „szczególną formą regionu transgranicznego, wyróżniającą się najwyższym stopniem instytucjonalizacji struktur współpracy", przy czym region transgraniczny definiowany jest jako obszar „zlokalizowany po obu stronach granicy" [Grabiński 2003: 24–25].

względem pewnych cech społeczno-ekonomicznych" [Strahl red. 1998: 20] bądź jako „obszar zwarty przestrzennie, będący częścią większego – powiązanego z nim – terytorium, spójny wewnętrznie i stanowiący kompleksy o określonym profilu gospodarczym" [Przygodzki 2012: 41 za Meyer]. Do koncepcji regionu ekonomicznego w pewnym stopniu nawiązuje pojęcie regionu demograficznego, definiowanego jako „obszar możliwie najbardziej jednorodny z punktu widzenia zespołu zmiennych demograficznych i różniący się istotnie od terenów sąsiednich" [Stokowski 1977: 18].

Zdaniem K. Dziewońskiego [1967: 34] termin „region" może być stosowany „w trzech różnych, lecz wzajemnie powiązanych znaczeniach". Można mówić o „regionie – narzędziu badania" (gdy „podział przestrzeni na określone obszary służy za narzędzie dla zamierzonego badania, więc dla celów poznawczych, np. regiony statystyczne), „regionie – narzędziu działania" (gdy „podział przestrzeni na określone obszary służy za narzędzie dla celów organizacji określonego działania w przestrzeni", np. regiony administracyjne lub planistyczne) oraz „regionie – przedmiocie poznania" (gdy „sam podział przestrzeni jest przedmiotem badania"). W niniejszej pracy, w kontekście przytoczonej wypowiedzi, region demograficzny traktowany będzie jako przedmiot poznania.

W społeczno-ekonomicznej literaturze wyróżnia się dwa podstawowe typy regionów [Parysek 1982: 147–148]: jednorodne (jednolite, strefowe, rozmieszczeń) oraz węzłowe (nodalne, powiązań, funkcjonalne), natomiast S. Berezowski [1986: 85–89] dodatkowo wskazuje na typ trzeci – „terytorialnie wykształcony kompleks gospodarczy", posiadający cechy obu tych typów.

Regiony jednorodne powstają z połączenia obszarów charakteryzujących się względnie dużym podobieństwem, tj. „posiadających możliwie wiele cech wspólnych" z punktu widzenia kryterium delimitacji i wykazujących możliwie dużą odmienność względem terenów sąsiednich. Natomiast regiony węzłowe cechuje występowanie pewnego „ogniska i połączonego z nim poprzez wzajemne oddziaływanie obszaru powiązań".

Regiony[6] wydzielane są na podstawie różnych kryteriów, przydatnych i właściwych z punktu widzenia celu badania. Procedury wyodrębnienia tychże jednorodnych obszarów określane są mianem regionalizacji bądź delimitacji[7]. Terminem tym nazywany jest również rezultat wyodrębniania regionów. Innymi słowy, regionalizacja „to takie grupowanie jednostek przestrzennych, w którym

6 W literaturze przedmiotu różnych dziedzin nauki funkcjonują również pojęcia „rejon" oraz „okręg", odnoszące się do obszarów cząstkowych względem wyodrębnionych regionów [Dziewoński 1957: 737; Stokowski 1977: 13 i 18]. Mianem okręgu nazywane jest również kilka rejonów tworzących pewną całość [Podolec i Zając 1978: 15–16]. Rejonizacja, w przeciwieństwie do regionalizacji, nie wymaga zwartości przestrzennej.

7 Delimitacja definiowana jest jako „procedura wytyczania granic obszaru jednorodnego pod względem określonej cechy lub zestawu cech, w oparciu o przyjęte na wstępie założenia i metody analizy" [Runge i Runge 2008: 64–65].

jednostki należące do tej samej klasy sąsiadują ze sobą" [Runge 2007: 163]. Procedura ta traktowana jest jako specyficzna forma klasyfikacji przestrzennej obiektów terytorialnych z narzuconym warunkiem ich sąsiedztwa [Guo 2008: 801 za Haining].

Regionalizacja[8], podobnie jak region, jest pojęciem szerokim i niejednoznacznym, ale jak wskazuje J. Parysek [1982: 140–141], powinna być „odnoszona do tych wszystkich procedur podziału powierzchni ziemi na części, w wyniku których wydzielone będą obszary jednorodne w zakresie własności stanowiących kryterium tego podziału, a różniące się od innych obszarów".

Ogólnym problemem regionalizacji jest pogrupowanie badanych jednostek w mniejszą liczbę obszarów (regionów), możliwie maksymalnie wewnętrznie jednorodnych z punktu widzenia badanego zespołu cech [Berry 1961: 263], a także „syntetyczna przestrzenna klasyfikacja faktów i zjawisk; stworzenie podstaw do pogłębionej syntezy naukowej; cele praktyczno-organizacyjne" [Stokowski 1977: 15]. Wyodrębnione regiony mogą być znacznie bardziej użyteczne dla określania przestrzennych wzorców różnych zjawisk niż dane oryginalne [Assunção i in. 2006: 798].

Uzyskane w wyniku regionalizacji obszary (regiony) powinny charakteryzować się następującymi cechami [Duque i in. 2006: 3]:

- odznaczać się spójnością przestrzenną tworzących je jednostek,
- liczba wyodrębnionych regionów powinna być mniejsza niż liczba badanych jednostek geograficznych,
- każda badania jednostka powinna być przypisana wyłącznie do jednego regionu,
- każdy region powinien być złożony z co najmniej jednej jednostki przestrzennej.

A. Runge i J. Runge [2008: 273] wyróżniają dwa podstawowe rodzaje regionalizacji: fizyczno-geograficzną i społeczno-ekonomiczną. Natomiast K. Secomski [1987: 39] wskazuje podział na regionalizację fizycznogeograficzną, ekonomiczno-przestrzenną i administracyjną, których efektem są odpowiednio regiony: fizycznogeograficzne, gospodarcze i gospodarczo-administracyjne.

W związku z powyższym, regionalizację można przeprowadzić w oparciu wyłącznie o charakterystykę i właściwości danego obszaru, niezależnie od jego podziału terytorialnego, bądź też dokonać delimitacji regionów, opierając się na wartościach cech interesujących z punktu celu badania w istniejących już jednostkach administracyjno-terytorialnych. To drugie podejście najczęściej jest stosowane

8 Regionalizacja postrzegana bywa również jako antonim pojęcia „globalizacja", najogólniej rozumianego jako „proces pogłębiania się światowych powiązań we wszystkich aspektach współczesnego życia politycznego, społecznego, ekonomicznego i kulturowego" [Rynio 2013: 17 za Liberska]. Szeroki przegląd definicji „globalizacji" został przedstawiony w opracowaniu D. Rynio [2013: 17–19].

w regionalizacji gospodarczej i społeczno-ekonomicznej [Dziewoński 1957: 724–725], gdzie jako „podstawową jednostkę przestrzenną" najczęściej wykorzystuje się „najmniejsze jednostki podziału administracyjnego, dla których posiada się dane statystyczne" [Jędrzejczyk 2001: 145]. Podobne podejście stosowane jest w regionalizacji demograficznej.

Z pojęciem regionalizacji często ściśle związane są terminy: „klasyfikacja" i „typologia". Pierwsze z nich stosowane może być w dwóch znaczeniach: jako czynność wyodrębniania niepustych i rozłącznych podzbiorów w obrębie danego zbioru oraz jako rezultat tego działania[9]. Przykładowo, A. Jagielski [1978: 55] termin „klasyfikacja" definiuje jako „porządkowanie zbiorów jakichkolwiek elementów […] poprzez ich grupowanie albo podział", a także jako „zbiór hierarchicznie wyodrębnionych podzbiorów". Najczęściej dokonuje się klasyfikacji obiektów, jednakże można klasyfikować również cechy, okresy, a także „obiekto-okresy" [Gatnar 1998: 14–15].

Podobnie definiowane jest pojęcie typologii. Termin ten oznacza zarówno „procedurę jak i efekt grupowania zbioru obiektów do wcześniej ustalonych typów", przy czym pojęcie typu[10] oznacza „określoną własność lub zespół własności, jakimi powinny charakteryzować się obiekty, by można było je uznać za odmienne w stosunku do innych". W typologii nie ma warunku zwartości przestrzennej obiektów zakwalifikowanych do danego typu.

Klasyfikacja obiektów, podobnie jak typologia oraz regionalizacja, może być przeprowadzona z punktu widzenia wyłącznie jednej cechy opisującej badane zjawisko (istotnej z punktu widzenia analizowanej sytuacji)[11], jak i w ujęciu

---

9 Omówienie definicji oraz metod klasyfikacji i grupowania obiektów w sensie statystycznym przedstawione zostało w punkcie 1.3.

10 Termin „typ" definiowany bywa również jako „obiekt reprezentatywny lub odzwierciedlający pewne charakterystyczne cechy" [Parysek 1982: 16]. Wyróżnia się typy jednowymiarowe (określane mianem *quasi*-typów) i wielowymiarowe – wyodrębnione na podstawie odpowiednio jednej oraz wielu cech. Analogiczny podział stosowany jest w przypadku regionów. W geograficznej literaturze istnieje podział na regiony proste – „wyróżnione w oparciu o rozmieszczenie jednej tylko cechy" oraz regiony złożone – „wyznaczone na podstawie kombinacji lub zgrupowań wybranych cech" [Pernarowski 1960: 68 za Whittlesey].

11 W literaturze przedmiotu wyróżnia się również tzw. klasyfikację pseudojednocechową, uwzględniającą „jedną cechę o charakterze syntetycznym i na podstawie jej wartości dokonuje się rozdziału obiektów na poszczególne klasy, tak jakby to była pojedyncza cecha". Sytuacja taka dotyczy rezultatów klasyfikacji przeprowadzonych za pomocą metod porządkowania liniowego, m.in. wskaźników syntetycznych [Parysek 1982: 71–72]. Natomiast, „z klasyfikacją wielocechową mamy do czynienia zawsze wtedy, gdy dzielony na podzbiory zbiór obiektów charakteryzowany jest przez dwie i większą liczbę cech. Istota klasyfikacji wielocechowej polega więc na jednoczesnym uwzględnieniu większej liczby cech badanych obiektów i na przyjęciu takiego kryterium klasyfikacji, które doprowadzi do względnie jednoznacznego określenia podobieństwa obiektów wchodzących w skład wydzielonych klas" [Parysek 1982: 77]. W geograficznej literaturze istnieje również podział na regiony proste – „wyróżnione w oparciu o rozmieszczenie jednej tylko cechy", regiony złożone

wielocechowym. Ten pierwszy rodzaj analizy porównawczej jest podejściem uproszczonym, jednak często spotykanym w literaturze przedmiotu.

Wyodrębnienie klas (grup, typów, regionów), czyli finalny rezultat odpowiednio klasyfikacji, typologii i regionalizacji, może być uzyskany na drodze podziału całego zbioru elementów na podzbiory lub na drodze grupowania, czyli łączenia pojedynczych obiektów [Runge 2007: 166].

Klasy zawierające obiekty o charakterystycznych i ważnych z punktu widzenia badania cechach określa się mianem „klas typologicznych", a obiekty z poszczególnych klas nazywa się „reprezentantami określonego typu". Natomiast termin „klasyfikacja typologiczna", tożsamy z pojęciem typologii w znaczeniu rezultatu przeprowadzonej procedury, oznacza „najlepszy i w danym postępowaniu przyjęty za ostateczny" wariant klasyfikacji [Parysek 1982: 14–16].

W geografii rozróżnia się klasyfikację nieprzestrzenną i przestrzenną [Parysek 1982: 17, 141]. Pierwsza z nich, w odróżnieniu od klasyfikacji przestrzennej, pomija topograficzne własności obiektów, takie jak „wielkość, kształt i położenie", tzn. procedura ta prowadzona jest na zbiorze „obiektów – nazw" (jej rezultaty mogą zostać zobrazowane np. w tabeli lub w postaci dendrogramu), ale „w dalszym etapie prowadzonych badań otrzymaną klasyfikację przedstawić można na mapie i uzyskać przestrzenny jej obraz". Natomiast klasyfikacja przestrzenna „polega na prowadzeniu całej procedury klasyfikacyjnej w nawiązaniu do wielkości, kształtu i położenia klasyfikowanych elementów", czyli *de facto* jest to „każdy podział powierzchni ziemi na części – klasy przestrzenne, realizowany przy uwzględnieniu określonego kryterium podziału". Natomiast J. Runge [2007: 163] wyróżnia terminy: „klasyfikacja" – w odniesieniu do obiektów nieprzestrzennych i „klasyfikacja przestrzenna" – w odniesieniu do jednostek terytorialnych.

Jak podaje J. Parysek [1982: 163–184], podział przestrzeni na części, tzw. klasy przestrzenne[12], może być rezultatem dwóch różnych podejść – typologii przestrzennej lub przestrzennej klasyfikacji właściwej. Typologia przestrzenna jest podejściem dwuetapowym i ma charakter niehierarchiczny. W pierwszym kroku przeprowadza się klasyfikację typologiczną (tj. „przestrzenne odwzorowanie klasyfikacji nieprzestrzennej"), w drugim zaś uzyskane wyniki przenosi się na mapę klasyfikowanego obszaru, a następnie wyznacza klasy przestrzenne[13]. Liczba klas przestrzennych znana jest dopiero w stadium finalnym całej procedury,

– „wyznaczone na podstawie kombinacji lub zgrupowań wybranych cech" oraz regiony całkowite – „oparte o cechy wzajemnych powiązań elementów przyrodniczych i gospodarczo-społecznych" [Pernarowski 1960: 68 za Whittlesey].

12 „Klasę przestrzenną stanowi każdy element klasyfikowanej przestrzeni sąsiadujący z elementami o innych właściwościach lub dwa, względnie większa liczba bezpośrednio sąsiadujących ze sobą elementów o takich samych własnościach" [Parysek 1982: 164].

13 W zależności od ilości i charakteru analizowanych cech (skalarne, wektorowe) wyróżnia się siedem rodzajów klas przestrzennych [zob. Parysek 1982: 149–162; Runge 2007: 171–173].

gdyż zależy zarówno od ilości wyodrębnionych klas, jak i liczby klasyfikowanych obiektów i ich rozmieszczenia w przestrzeni. Rezultatem typologii przestrzennej jest wyodrębnienie typów regionalnych (tzw. regionów ogólnych).

Przestrzenna klasyfikacja właściwa jest procedurą przeprowadzaną jednoetapowo, od początku uwzględniającą „spójność przestrzenną tworzonych klas". Klasy te wyodrębniane są w oparciu o metody hierarchicznego grupowania i dotyczą „najbardziej podobnych do siebie sąsiadów", czyli „bezpośrednio sąsiadujących elementów przestrzeni o tych samych własnościach". Liczba klas może zostać określona „z góry", jak i na podstawie oceny wartości przyjętego kryterium. W wyniku klasyfikacji przestrzennej właściwej otrzymuje się „regiony jednorodne".

J. Parysek [1982: 141], podobnie jak J. Runge [2007: 163], określa regionalizację jako „szczególny przypadek klasyfikacji przestrzennej, w którym kryterium podziału stanowią wielowymiarowe własności klasyfikowanych elementów tworzących spójną przestrzennie całość". Wyodrębnione w ten sposób klasy przestrzenne autor nazywa regionami. Podobnie procedurę tę postrzega D. Jędrzejczyk [2001: 146], określając ją jako „specyficzną typologię przestrzenną" z narzuconym warunkiem „przymusu ciągłości przestrzennej klas (typów)". Warunek ten podkreśla również R. Domański [1998: 61], podając, że „regiony winny być obszarami przestrzennie zwartymi". Autor ten wskazuje regionalizację jako procedurę dwuetapową, obejmującą w pierwszej kolejności typologię przestrzenną, a następnie „analizę geograficznego rozmieszczenia typów".

Rezultatem regionalizacji może być podział całej badanej przestrzeni na obszary względnie jednorodne lub wyodrębnienie kilku „pojedynczych wysp", czyli regionów wyróżniających się na tle pozostałych jednostek pod względem poziomu badanego zjawiska [Jagielski 1978: 326–328].

Jak wspominano, przestrzenna klasyfikacja właściwa (czyli procedura od początku uwzględniająca terytorialną przyległość jednostek przestrzennych) przeprowadzana może być przy wykorzystaniu macierzy sąsiedztwa, czyli kwadratowej, symetrycznej macierzy binarnej $\boldsymbol{C}$ o wymiarach $n \times n$, gdzie n to liczba klasyfikowanych obiektów. Jeżeli $c_{ik} = 1$, to pomiędzy obiektami i oraz k istnieje sąsiedztwo, natomiast $c_{ik} = 0$ świadczy o sytuacji odwrotnej. Tak zdefiniowana macierz charakteryzuje sąsiedztwo I rzędu (tj. odnosi się tylko do jednostek bezpośrednio przylegających do siebie wzdłuż granicy administracyjnej). Rozpatrywać można także sąsiedztwo dalszego rzędu – im dwie jednostki są bardziej oddalone od siebie, „tym wyższy jest rząd kontyngencji" [Suchecki i in. 2010: 27]. W takim przypadku we wspomnianej macierzy nadaje się kolejne numery liczb naturalnych odpowiadające danemu rzędowi sąsiedztwa.

Macierz sąsiedztwa może mieć postać niestandaryzowaną (jak opisana powyżej) lub standaryzowaną wierszami – wówczas każdy z elementów danego wiersza dzielony jest przez sumę elementów w tym wierszu. Przykładowo, poniżej zaprezentowane zostały macierze sąsiedztwa I rzędu o postaci niestandaryzowanej

i standaryzowanej wierszami, dla regionów statystycznych (NTS1) w Polsce (zob. rys. 1.1 oraz tab. 1.1 i 1.2).

Rys. 1.1. Regiony statystyczne NTS1 w Polsce*

* Numery regionów odpowiadają numerom jednostek NTS1 [zob. GUS 2015b; GUS (BDL)].
Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS 2015b.

Tab. 1.1. Niestandaryzowana macierz sąsiedztwa I rzędu pomiędzy regionami NTS1

NTS1	1	2	3	4	5	6
1		1	1	1	1	1
2	1		1		1	
3	1	1				1
4	1				1	1
5	1	1		1		
6	1		1	1		

Źródło: GUS 2015b; opracowanie własne.

Tab. 1.2. Standaryzowana wierszami macierz sąsiedztwa I rzędu pomiędzy regionami NTS1 w Polsce

NTS1	1	2	3	4	5	6	Σ
1		0,20	0,20	0,20	0,20	0,20	1,0
2	0,33		0,33		0,33		1,0
3	0,33	0,33				0,33	1,0
4	0,33				0,33	0,33	1,0
5	0,33	0,33		0,33			1,0
6	0,33		0,33	0,33			1,0

Źródło: GUS 2015b; opracowanie własne.

Wśród metod regionalizacyjnych wyróżnia się metody opisowe i ilościowe [Gorzelak 1975: 26; Stokowski 1977: 19], przy czym te drugie w dotychczasowych badaniach demograficznych znalazły częstsze zastosowanie. Podstawę ilościowych metod delimitacji regionów z punktu widzenia wielu zmiennych najczęściej stanowiły metody taksonomiczne.

1.2. Podstawy metodologiczne

Wielowymiarowa analiza porównawcza[14] to ogół metod służących do porównywania obiektów o charakterze wielocechowym (wielozmiennowym). Metody te znajdują zastosowanie w analizie zjawisk złożonych, tj. „zjawisk niepodlegających bezpośredniemu pomiarowi", czyli opisywanych za pomocą więcej niż jednej zmiennej [Jajuga 1993: 15; Pawełek 2008: 9]. Zjawiska opisywane tylko przez jedną cechę noszą nazwę zjawisk prostych, a do ich opisu stosowane są metody statystyki jednowymiarowej [Kukuła 2000: 13]. Podstawą badań prowadzonych przy wykorzystaniu metod WAP jest „wykrycie i wykorzystanie pewnych prawidłowości tkwiących w masie danych wejściowych", zapisanych w postaci macierzy o wymiarach $n \times m$, gdzie n i m to odpowiednio liczba obiektów i liczba cech przyjętych do analizy [Hellwig i Walter 1979: 15].

Wśród metod analizy porównawczej wyróżnia się m.in. metody taksonomiczne[15], metodę analizy czynnikowej, analizę głównych składowych, analizę kanoniczną, analizę korespondencji i analizę dyskryminacyjną, przy czym w dotychczasowych badaniach regionalizacyjnych największe zastosowanie znalazły pierwsze z wymienionych procedur[16].

Do terminów podstawowych, związanych z badaniami porównawczymi, zaliczane są następujące pojęcia: „obiekty", czyli „jednostki badania podlegające klasyfikacji", „cechy"[17] – „właściwości jednostek badanego zbioru rozpatrywane

---

14 W polskiej literaturze przedmiotu metody wielowymiarowej analizy porównawczej określane są również mianem statystycznej analizy porównawczej lub statystycznej analizy wielowymiarowej [Malina 2004: 28; por. też Jajuga 1993; Gatnar i Walesiak red. 2004], natomiast w angielskim piśmiennictwie naukowym funkcjonuje termin *„multivariate analysis"* [Balicki 2009: 20].

15 Termin „taksonomia", powstały przez połączenie greckich słów: *taksis* (układ, porządek) oraz *nomos* (zasada, prawo), definiowany jest jako „dyscyplina naukowa zajmująca się zasadami i procedurami klasyfikacji (porządkowania, grupowania, dyskryminacji, delimitacji, podziału)" [Grabiński 1989: 9; Pociecha i in. 1988: 12]. Taksonomia wykorzystująca metody ilościowe w polskiej literaturze przedmiotu nazywana jest taksonomią numeryczną lub taksonometrią. Natomiast w angielskim piśmiennictwie spotykane są nazwy *taxonomy* lub *numerical taxonomy*, w amerykańskim zaś *cluster analysis* [Pociecha 2008: 2]. Ten ostatni termin na język polski tłumaczony jest jako 'analiza skupień'.

16 Klasycznym zadaniem taksonomii jest grupowanie obiektów wielocechowych w jednej jednostce czasu. Inne stosowane podejścia to: grupowanie lub porządkowanie obiektów jedno- i wielocechowych w wielu jednostkach czasu (podejście dynamiczne), grupowanie lub porządkowanie cech, periodyzacja (w której przedmiotem badania są jednostki czasu, a także zagadnienia kompleksowe, obejmujące wszystkie trzy podejścia naraz, tj. porządkowanie obiektów, cech i jednostek czasu [Sokołowski i Zając 1987: 30–35]. Opis metodologiczny oraz przykład zastosowania periodyzacji w badaniach demograficznych, przy wykorzystaniu metod taksonomicznych, zawiera opracowanie T. Grabińskiego i K. Zająca [1976].

17 W niniejszej pracy pojęcia „cecha" i „zmienna" stosowane będą zamiennie, choć terminy te nie pozostają w jednoznacznej odpowiedniości. Na znaczeniową różnicę tych pojęć zwraca

z punktu widzenia zjawiska będącego kryterium klasyfikacji obiektów", a także „podobieństwo", czyli „wspólność (zbieżność) pewnych właściwości dwu lub więcej obiektów", „jednorodność" – „właściwość zbioru obiektów składającego się z jednostek podobnych" oraz „klasa" (grupa, skupienie) – „podzbiór zawierający obiekty podobne" [Nowak 1990: 13–14].

W dalszych częściach niniejszej pracy zbiór obiektów podlegających badaniu oznaczany będzie symbolem Ω, natomiast elementy tego zbioru symbolem O_i, tj. $\Omega = \{O_1, O_2, ..., O_n\}$; zbiór cech (zmiennych) opisujących badane zjawisko oznaczany będzie symbolem X, zaś elementy tego zbioru symbolem X_j, tj. $X = \{X_1, X_2, ..., X_m\}$, natomiast zbiór grup będący wynikiem klasyfikacji oznaczany będzie symbolem G, a elementy tego zbioru, czyli poszczególne grupy, symbolem G_p, tj. $G = \{G_1, G_2, ..., G_r\}$.

Pojęciu „klasyfikacja" przypisywane jest kilka znaczeń. W dotychczas przedstawianym kontekście termin ten oznaczał zarówno czynność „podziału danego zbioru przedmiotów (jednostek, obiektów) na rozłączne i wyczerpujące podzbiory (skupiska, klasy, grupy) z punktu widzenia określonego kryterium", jak i „wytwór procesu klasyfikacji". Terminem tym określane są również: „dział metodologii ogólnej, który obok gromadzenia informacji i modelowania zjawisk jest jednym z podstawowych narzędzi badania rzeczywistości", a także zespół zasad, na podstawie których dokonuje się podziału, np. klasyfikacja działalności gospodarczej [Grabiński 1989: 9].

W procedurach wielowymiarowej analizy porównawczej, zwłaszcza w metodach taksonomicznych, stosowana jest definicja oparta na teorii mnogości, według której klasyfikacja to „niepusta rodzina podzbiorów G określona na zbiorze obiektów Ω, spełniająca warunki rozłączności i zupełności", tj. odpowiednio [Grabiński 1989: 9–10; Pociecha i in. 1988: 9]:

$$G_p \cap G_q = \emptyset \quad (p \neq q; \quad p, q = 1, \ldots, r) \quad \text{oraz} \quad \bigcup_{p=1}^{r} G_p = \Omega \tag{1.1}$$

Analizę porównawczą obiektów należy przeprowadzać w oparciu o jasno sformułowane kryteria. Może istnieć wiele klasyfikacji analizowanego zjawiska, gdyż rezultaty tej procedury są zależne od pola obserwacji. Istotne jest to, aby obiekty wewnątrz danej grupy (skupienia) charakteryzowały się możliwie jak największym podobieństwem z punktu widzenia tego zjawiska, natomiast obiekty z różnych grup – jak najmniejszym.

Zasadność przeprowadzania klasyfikacji obiektów wynika m.in. z możliwości wyodrębnienia homogenicznych podzbiorów jednostek pod względem badanych

uwagę W. Ostasiewicz [2011: 52], pisząc, że „cecha należy do świata materialnego, zmienna zaś do świata symboli"; „każda jednostka ma wiele cech, lecz żadna jednostka nie ma żadnej zmiennej".

cech, hierarchizacji obiektów, redukcji dużej liczby informacji do kilku kategorii, analizy relacji pomiędzy poszczególnymi obiektami oraz pomiędzy utworzonymi podzbiorami, a także zmniejszenia nakładów czasu i kosztów badań [Grabiński 1989: 10; Nowak 1990: 14; Malina 2004: 29–30].

Procedura badania porównawczego obiektów składa się z kilku etapów, wśród których wyróżnia się [Grabiński 1992: 25–26; 1989: 12–13; Nowak 1990: 15; Pawełek 2008: 34]:

1) sformułowanie celu badania i wstępnych hipotez oraz określenie:
   - problematyki badania,
   - obiektów (jednostek) podlegających badaniu,
   - akresu terytorialnego i czasowego badania,
   - wyjściowej listy zmiennych charakteryzujących badane zjawisko;
2) zebranie danych statystycznych dla rozważanych obiektów z punktu widzenia wszystkich wytypowanych wcześniej zmiennych wraz z charakterystyką ich skal pomiaru[18];
3) analiza statystyczna danych wejściowych:
   - wyznaczenie podstawowych charakterystyk zmiennych,
   - zbadanie współzależności między zmiennymi,
   - wyeliminowanie zmiennych o niskiej wartości poznawczej i niskiej pojemności informacyjnej[19],
   - określenie finalnego zespołu zmiennych diagnostycznych oraz skali ich pomiaru;
4) transformacja zmiennych w celu doprowadzenia ich do wzajemnej porównywalności;
5) porządkowanie i grupowanie obiektów według wybranych metod;
6) analiza i interpretacja wyników, wnioski końcowe.

Poszczególne kroki badania pozostają ze sobą w ścisłym związku. Z tego względu wszystkie etapy badania mają wpływ na wyniki końcowe analizy.

---

18 Najczęściej cechy porządkowane są na czterech skalach: nominalnej, porządkowej, przedziałowej (interwałowej) i ilorazowej (stosunkowej), [zob. Panek 2009: 15–16; Ostasiewicz 2011: 55; Steczkowski i Zeliaś 1997: 18; Walesiak 2002: 15]. Dwie pierwsze z wymienionych skal dotyczą cech jakościowych (niemierzalnych), a ze względu na zakres dopuszczalnych przekształceń są skalami „słabymi", natomiast dwie ostatnie dotyczą cech ilościowych (mierzalnych) i określane są mianem „mocnych". Jeżeli zmienne mierzone są na różnych skalach, to należy sprowadzić je do skali jednego typu, ale w takim przypadku ich transformacja możliwa jest jedynie w kierunku od skali mocniejszej do słabszej [Kukuła 2000: 40].

19 Wartość poznawcza (informacyjna) zmiennych to inaczej ich zdolność dyskryminacyjna, czyli „zmienność względem badanych obiektów", natomiast pojemność informacyjna zmiennych to „stopień ich skorelowania z innymi zmiennymi" – im niższy, tym wyższa pojemność informacyjna [Panek 2009: 19–20].

1.2.1. Dobór zmiennych diagnostycznych

Jest to bardzo istotna część badania, gdyż niewłaściwy dobór zmiennych może skutkować odmiennymi, a także błędnymi wynikami (nieprawdziwym obrazem analizowanego zjawiska), z tego względu wskazanie odpowiedniego zespołu cech diagnostycznych nie jest łatwym zadaniem. Dobór zmiennych można przeprowadzić na dwa sposoby: na drodze oceny merytorycznej (pozastatystycznej) oraz stosując kryterium formalne. Pierwszy z nich może być przeprowadzony w oparciu o metody heurystyczne (np. opinie ekspertów, burzę mózgów" czy „metodę delficką")[20], drugi zaś za pomocą metod statystycznych, przy czym zalecane jest stosowanie podejścia dwuetapowego, wykorzystującego oba wspomniane kryteria [Kukuła 2000: 52; Nowak 1990: 23–27].

Zespół zmiennych diagnostycznych powinien być tak dobrany, aby w możliwie najlepszy sposób charakteryzował właściwości badanej zbiorowości z punktu widzenia analizowanego zjawiska. W tym celu najpierw ustala się zbiór potencjalnych (pierwotnych, wstępnych) cech opisujących badane zjawisko, a następnie wybiera się te zmienne, które są dostępne i kompletne dla wszystkich obiektów oraz cechuje je wysoka wartość poznawcza i wysoka pojemność informacyjna (czyli odpowiednio wysoka zmienność (zróżnicowanie) po obiektach[21] oraz niska korelacja z innymi zmiennymi). Wskazane jest, aby zmienne były wyrażone w postaci liczb względnych [Kaczmarek i Parysek 1979: 65–66; Młodak 2006: 27; Panek 2009: 18–19].

Wartość informacyjna zmiennych (zdolność dyskryminacyjna) najczęściej oceniana jest za pomocą klasycznego współczynnika zmienności[22]. Powszechnie przyjmuje się, że zmienne dla których wartość współczynnika zmienności nie jest większa od pewnej arbitralnie przyjętej przez badacza wartości progowej v^* (np. $v^*=0{,}1$) mają niewielką wartość analityczną, tj. nie wnoszą do analizy istotnych informacji i traktuje się je jako *quasi*-stałe [Nowak 1990: 26; Panek 2009: 20].

Pojemność informacyjna zmiennej jest tym wyższa, im niższa jest jej korelacja z pozostałymi cechami ze zbioru zmiennych diagnostycznych [Panek 2009: 20–21; Młodak 2006: 29–31]. W związku z tym ze zbioru potencjalnych zmiennych

---

20 „Burza mózgów" („metoda grupowego myślenia") jest metodą polegającą na swobodnej wymianie poglądów i pomysłów na dany temat w trakcie trwającej dyskusji, natomiast „metoda delficka" polega na wymianie poglądów drogą korespondencyjną [Nowak 1990: 24].

21 J. Steczkowski i A. Zeliaś [1997: 32–33] warunek znacznego zróżnicowania zmiennych określają mianem „mocnej diagnostyczności", umożliwiającej „dobre i ostre rozgraniczenie typów". A. Zeliaś [2000a: 37–38] zwraca również uwagę na uniwersalność zmiennych (tzn. ich „uznaną powszechnie wagę i znaczenie"), mierzalność bezpośrednią lub pośrednią, a także dostępność dla wszystkich badanych obiektów, jakość i dokładność danych, koszt zebrania informacji, interpretowalność zmiennych oraz sposób ich oddziaływania.

22 Klasyczny współczynnik zmienności V_{sx} wyznaczany jest jako iloraz odchylenia standardowego (s_x) i średniej arytmetycznej ($\bar{x}$) obliczonych z wartości cechy X.

powinno eliminować się cechy wysoce skorelowane[23] z innymi zmiennymi. Stopień korelacji zmiennych najczęściej ocenia się za pomocą współczynników korelacji liniowej Pearsona (dla zmiennych ilościowych) lub współczynników korelacji rang Spearmana (dla zmiennych jakościowych), zestawionych w macierzy korelacji ***R***.

W wyborze zmiennych diagnostycznych można wspomóc się metodą analizy czynnikowej[24] lub metodami analizy skupień – procedurami aglomeracyjnymi (np. Warda) lub metodą *k*-średnich[25]. W tym przypadku grupowanie przeprowadza się „po zmiennych", co oznacza, że w skupienia łączone są cechy będące nośnikiem tej samej (podobnej) informacji, w związku z tym do dalszej analizy wybiera się po jednym reprezentancie z każdej grupy [zob. Gazińska 2003: 194–196].

1.2.2. Metody transformacji zmiennych diagnostycznych

Metody klasyfikacji prowadzone z punktu widzenia wielu zmiennych wymagają poddania zbioru cech diagnostycznych odpowiednim przekształceniom, umożliwiającym dokonanie poprawnego porównania badanych obiektów. Transformacja zmiennych ma na celu ujednolicenie ich charakteru, doprowadzenie do wzajemnej porównywalności, a także wyeliminowanie z obliczeń wartości niedodatnich oraz zastąpienie zróżnicowanych zakresów zmienności poszczególnych cech zakresem stałym[26]. Z powyższych najistotniejsza jest wzajemna porównywalność zmiennych, czyli spełnienie tzw. postulatu addytywności [Grabiński 1989: 21–22 i 27–29; Panek 2009: 35–41; Malina 2004: 32–34].

---

23 Najczęściej przyjmuje się, że dwie zmienne są ze sobą wysoce skorelowane, jeżeli obliczony dla nich współczynnik korelacji ma wartość ≥0,5.

24 Metoda analizy czynnikowej znajduje zastosowanie w analizie wewnętrznych zależności w zbiorze zmiennych diagnostycznych. W metodzie tej zakłada się, że „każda z obserwowanych (wejściowych) zmiennych opisujących obiekty wielowymiarowe jest kombinacją liniową czynników oraz jednej zmiennej specyficznej, przy czym czynniki generują kowariancje między zmiennymi obserwowalnymi, a zmienna specyficzna partycypuje tylko w wariancji danej zmiennej" [Rusnak 1999: 286]. Innymi słowy, analiza czynnikowa jest „metodą badania zmienności (współzależności) rozmaitych zmiennych, prowadzącą do wykrycia podstawowych czynników leżących u podłoża stwierdzonej korelacji" [Borowski 1977c: 14]. Procedura ta znajduje szerokie zastosowanie w analizach statystycznych, a także w badaniach zjawisk przestrzennych, w tym w procedurach regionalizacyjnych. Może także stanowić pierwszy etap do dalszych badań, np. analizy dyskryminacyjnej [zob. Horton i McConnell 1969].

25 W celu dokonania selekcji zmiennych można zastosować również metodę parametryczną autorstwa Z. Hellwiga [Młodak 2006: 30–31, Panek 2009: 21–22].

26 Nie każda metoda analizy porównawczej obiektów wymaga przeprowadzenia transformacji zmiennych. Przekształcenia te nie są konieczne m.in. w analizie czynnikowej, metodzie drzew klasyfikacyjnych, analizie dyskryminacyjnej [Walesiak 2002: 16], a także w taksonomicznej metodzie różnic przeciętnych.

Ujednolicenie charakteru zmiennych polega na doprowadzeniu ich do jednakowego oddziaływania na badane zjawisko. Pod tym względem wyróżnia się:

- stymulanty – zmienne, których wyższa wartość świadczy o korzystniejszej sytuacji obiektu z punktu widzenia badanego zjawiska;
- destymulanty – zmienne, których niższa wartość wskazuje na sytuację korzystniejszą;
- nominanty – zmienne, dla których wartość optymalną wskazuje się za pomocą przedziału liczbowego.

Charakter zmiennych najczęściej określa się na drodze oceny merytorycznej[27], ale można także wesprzeć się analizą współzależności. Wartość współczynnika korelacji obliczona pomiędzy dwiema stymulantami, podobnie jak pomiędzy dwiema destymulantami, powinna być dodatnia, a pomiędzy stymulantą i destymulantą – ujemna. Natomiast pomiędzy nominantą i stymulantą oraz nominantą i destymulantą nie powinno być istotnej zależności korelacyjnej [Grabiński 1989: 22].

Najczęściej, w celu ujednolicenia charakteru zmiennych dokonuje się zamiany destymulant i nominant w stymulanty [zob. Grabiński 1989: 28; Kolenda 2006: 22–26 i 37; Panek 2009: 36–37; Walesiak 2002: 17–18]. Poniżej przedstawione zostały opisy transformacji destymulanty w stymulantę, przeprowadzone za pomocą przekształcenia ilorazowego (odwrotnościowego):

$$x_{ij}^{S} = \frac{1}{x_{ij}^{D}} \qquad i = 1, 2, ..., n; j = 1, 2, ..., m \tag{1.2}$$

oraz przekształcenia różnicowego:

$$x_{ij}^{S} = a - bx_{ij}^{D} \qquad i = 1, 2, ..., n; j = 1, 2, ..., m; b > 0 \tag{1.3}$$

gdzie: x_{ij}^{D} – wartość j-tej destymulanty w i-tym obiekcie,

x_{ij}^{S} – wartość j-tej zmiennej po przekształceniu w stymulantę w i-tym obiekcie,

a, b – stałe przyjmowane arbitralnie (najczęściej $a = 0$ lub $a = \max_i\{x_{ij}^{D}\}$, $b = 1$)

Przekształcenia ilorazowe stosowane są w przypadku destymulant mierzonych na skali ilorazowej, natomiast różnicowe w odniesieniu do zmiennych mierzonych zarówno na skali ilorazowej, jak i przedziałowej. W pierwszym przypadku uzyskana stymulanta mierzona jest na skali ilorazowej, w drugim zaś na skali

27 Charakter zmiennych często determinowany jest celem badania, np. współczynnik rozwodów (obliczony jako liczba rozwodów na 1000 ludności lub liczba rozwodów na 1000 nowo zawartych małżeństw w danym okresie t), w przypadku oceny sytuacji demograficznej z punktu widzenia zrównoważonego rozwoju postrzegany jest jako destymulanta, natomiast w kontekście koncepcji zaawansowania drugiego przejścia demograficznego – jako stymulanta.

przedziałowej. Istotne jest to, aby ten sam rodzaj transformacji został zastosowany w odniesieniu do wszystkich destymulant, a także, aby otrzymane w wyniku tych przekształceń stymulanty posiadały interpretację ekonomiczną.

Procedura normalizacji ma na celu doprowadzenie zmiennych o różnych mianach do wzajemnej porównywalności. Ogólny zapis przekształcenia normalizacyjnego ma postać [Grabiński 1989: 28; 1992: 35–38; Panek 2009: 38]:

$$z_{ij} = \left(\frac{x_{ij} - a}{b}\right)^p \qquad i = 1, 2, ..., n; j = 1, 2, ..., m; b \neq 0 \tag{1.4}$$

gdzie: z_{ij} – znormalizowana wartość j-tej zmiennej w i-tym obiekcie,
a, b, p – parametry normalizacyjne.

Na podstawie powyższego wzoru, przy odpowiednich wartościach parametrów, można przeprowadzić wiele procedur normalizacyjnych (m.in. standaryzację, unitaryzację, przekształcenie ilorazowe)[28]. Wśród tych przekształceń najczęściej stosuje się standaryzację, w przypadku której parametry we wzorze (1.4) są następujące: a = $\bar{x}_j$, $b = s_{x_j}$, $p = 1$, formuła zaś ma postać:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_{x_j}} \qquad i = 1, 2, ..., n; j = 1, 2, ..., m \tag{1.5}$$

Otrzymane w wyniku standaryzacji zmienne znormalizowane mogą przyjmować zarówno wartości dodatnie, jak i ujemne, przy czym obliczone na ich podstawie średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe wynoszą odpowiednio 0 i 1.

Innym rodzajem transformacji zmiennych jest wyeliminowanie z obliczeń wartości niedodatnich [zob. Grabiński 1989: 28–29].

W wielocechowej analizie porównawczej obiektów istotną kwestią jest ustalenie, czy każda cecha powinna mieć takie samo znaczenie. Najczęściej wszystkim zmiennym przypisywana jest jednakowa waga, ale istnieje również możliwość jej zróżnicowania. Wagi można skonstruować w oparciu o kryterium merytoryczne (np. kierując się opinią ekspertów) lub statystyczne [Panek 2009: 32; Kukuła 2000: 64; Malina 2004: 35-36], przy czym należy pamiętać, że ustalone wagi muszą spełniać warunki: $0 \leq \alpha_j \leq 1$ oraz $\sum_{j=1}^{m} \alpha_j = 1$(gdzie α_j to waga j-tej zmiennej).

1.2.3. Miary odległości obiektów

Miary odległości stosowane są w celu określenia stopnia podobieństwa (lub jego braku) pomiędzy badanymi obiektami, tym samym umożliwiając przeprowadzenie analizy porównawczej. Warunkiem ich stosowania jest uzyskanie wzajemnej porównywalności obiektów [Ostasiewicz 1999: 23–24; Panek 2009: 42].

---

28 Więcej przekształceń normalizacyjnych można znaleźć m.in. w opracowaniach K. Kukuły [2000: 77–80], B. Pawełek [2000: 58–59 i 2008: 66–67], A. Młodaka [2006: 39–40], M. Walesiaka [2002: 19–21].

Miarą odległości pomiędzy dwoma obiektami O_1 i O_2 nazywana jest funkcja d spełniająca warunki [Panek 2009: 42; Kolenda 2006: 50–51; Zeliaś 2000b: 85]:

1) dodatniości (odległość między obiektami jest zawsze dodatnia), tj. $d(O_1, O_2) > 0$;
2) symetryczności (odległość obiektu O_1 od O_2 jest taka sama jak odległość O_2 od O_1), tj. $d(O_1, O_2) = d(O_2, O_1)$;
3) zwrotności (odległość obiektu od siebie samego jest równa zeru), tj. $d(O_1, O_1) = 0$.

Jeżeli oprócz warunków 1–3, miara odległości dodatkowo spełnia „nierówność trójkąta", mówiącą, że „suma dowolnych dwóch odległości jest równa bądź większa od trzeciej odległości", $d(O_1, O_3) \leq d(O_1, O_2) + d(O_2, O_3)$, to miara odległości nosi nazwę metryki. W przypadku, gdy ostatni warunek nie jest spełniony, odległość nazywana jest semimetryką [Kolenda 2006: 51].

Wyznaczone pomiędzy wszystkimi obiektami odległości zestawia się w macierzy odległości $\boldsymbol{D}$ o wymiarach $n \times n$, tj.:

$$\boldsymbol{D} = \begin{bmatrix} 0 & d_{12} & \dots & d_{1n} \\ d_{21} & 0 & \dots & d_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ d_{n1} & d_{n2} & \dots & 0 \end{bmatrix} \tag{1.6}$$

Istnieje wiele miar odległości pomiędzy obiektami, stosowanych w zależności od rodzaju skali pomiaru zmiennych diagnostycznych [zob. Grabiński 1989: 29–30; Kolenda 2006: 53–55, Młodak 2006: 48–51; Nowak 1990: 39–42; Panek 2009: 42–45, Zeliaś 2000b: 82–85]. Szczególnie dużo propozycji istnieje dla obiektów opisywanych przez zmienne mierzone na skali co najmniej przedziałowej, przy czym najczęściej wykorzystuje się formuły oparte na metryce Minkowskiego, mającej postać:

$$d_{ik} = \sqrt[p]{\sum_{j=1}^{m} |z_{ij} - z_{kj}|^p} \qquad i, k = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m \tag{1.7}$$

gdzie: d_{ik} to odległość pomiędzy i-tym i k-tym obiektem,
z_{ij} to znormalizowana wartość j-tej zmiennej w i-tym obiekcie.

W zależności od wartości parametru p, rozróżnia się:

a) odległość miejską (taksówkową, Manhattan, Hamminga), dla $p = 1$

$$d_{ik} = \sum_{j=1}^{m} |z_{ij} - z_{kj}| \tag{1.8}$$

b) odległość Euklidesa, dla $p = 2$

$$d_{ik} = \sqrt{\sum_{j=1}^{m} (z_{ij} - z_{kj})^2} \tag{1.9}$$

c) odległość Czebyszewa, dla $p \to \infty$

$$d_{ik} = \max_{j} |z_{ij} - z_{kj}| \tag{1.10}$$

Przykłady miar odległości obiektów opisywanych przez zmienne mierzone na skali nominalnej i porządkowej można znaleźć m.in. w pracach E. Nowaka [1990: 43–44], T. Panka [2009: 46–47] oraz J. Paryska [1982: 60–64].

Należy pamiętać, że „podobieństwo obiektów jest uwzględnione tylko w takim stopniu, w jakim własności obiektów znajdują swoje odbicie w branych pod uwagę cechach. Nigdy bowiem nie ma takich możliwości, aby uwzględnione zostały wszystkie własności obiektów i określone zostało ich całkowite (rzeczywiste) podobieństwo. Otrzymane wyniki wskazują zatem tylko na to, co zostało zrealizowane przy posłużeniu się określonym zestawem cech, zawierają więc pewne uproszczenia w stosunku do badanej rzeczywistości. Struktura podobieństwa obiektów zależna jest od „przyjętej drogi postępowania", czyli zbioru informacji liczbowych, miary podobieństwa i metody klasyfikacji [Parysek 1982: 52].

W przypadku badania obiektów pod względem zróżnicowania struktury danego zjawiska[29] często stosowane bywają nieco inne niż dotychczas omówione miary odległości. Warunkiem ich stosowania jest unormowanie wskaźników charakteryzujących analizowaną strukturę na przedział $w_{ij} \in [0; 1]$ lub, w przypadku wyrażenia procentowego, $w_{ij} \in [0; 100\%]$, a także sumowalność wskaźników dla danego obiektu do jedności lub 100% (tj. $\sum_{j=1}^{m} w_{ij} = 1$ lub $\sum_{j=1}^{m} w_{ij} = 100\%$).

W literaturze przedmiotu istnieje wiele miar odległości struktur[30]. Wśród nich najczęściej wykorzystywane są metryka Czekanowskiego (będąca uśrednioną odległością miejską) i odległość przeciętna (będąca uśrednioną odległością Euklidesa). Wymienione dwie ostatnie miary oparte są na formule różnicowej, tj. $x_{ij} - x_{kj}$. Istnieją także miary oparte na formule ilorazowej[31], tj. x_{ij} / x_{kj} (np. współczynnik Kazińca, współczynnik dywergencji Clarka, metryka „Canberra").

---

29 Najogólniej mówiąc struktura to „układ i wzajemne relacje elementów stanowiących całość" bądź „całość zbudowana w pewien sposób z poszczególnych elementów" [*Słownik*…]. Natomiast w ujęciu statystycznym, strukturę danego zjawiska zdefiniować można jako „wektor, którego składowe przedstawiają udział liczebności poszczególnych klas (stanów), utworzonych w wyniku podziału zbiorowości według określonego kryterium, w ogólnej liczebności populacji. Suma składowych tego wektora równa się jeden" [Stawicki 2004: 5].

30 W statystyce opisowej podobieństwo struktur najczęściej oceniane bywa przy wykorzystaniu wskaźnika podobieństwa struktur, mającego postać [zob. Domański Cz. 2001: 36]:

$$W_p = \sum_{j=1}^{m} \min(w_{1j}, w_{2j})$$

gdzie, w tym przypadku w_1, w_2 to wskaźniki struktury, przy czym: $W_p \in [0, 1]$ lub $W_p \in [0, 100\%]$.

31 Formuła ilorazowa może zostać zastosowana wyłącznie wtedy, gdy wszystkie elementy macierzy zmiennych wejściowych są dodatnie.

Formuły wybranych spośród wyżej wymienionych miar są następujące[32]:

1) metryka Czekanowskiego

$$d_{ik}^{C} = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left|x_{ij} - x_{kj}\right| \tag{1.11}$$

2) odległość przeciętna

$$d_{ik}^{p} = \sqrt{\frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}(x_{ij} - x_{kj})^2} \tag{1.12}$$

Powyższe dwie miary nie są unormowane w przedziale [0,1] ale można dokonać ich normalizacji stosując m.in. przekształcenie ilorazowe, tj. dzieląc wartości każdej odległości przez odległość maksymalną.

3) współczynnik dywergencji Clarka

$$d_{ik}^{Cl} = \sqrt{\frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left(\frac{x_{ij} - x_{kj}}{x_{ij} + x_{kj}}\right)^2} \tag{1.13}$$

Miara ta jest unormowana w przedziale [0,1]. Im jej wartość jest bliższa zeru, tym wyższe podobieństwo badanych jednostek. Współczynnik ten można stosować, gdy: $x_{ij} + x_{kj} \neq 0$.

W tym miejscu należy podkreślić, że miary odległości jedynie zwyczajowo nazywane są miarami podobieństwa, *de facto* są one miarami niepodobieństwa – im ich wartość jest niższa (bliższa zeru), tym porównywane obiekty są bardziej podobne i na odwrót – im jest ona większa, tym stopień podobieństwa obiektów jest niższy[33]. Przykładem miary podobieństwa jest współczynnik korelacji, w analizach porównawczych najczęściej stosowany na etapie eliminacji zmiennych. W niniejszym opracowaniu zastosowane zostanie podejście uproszczone, tzn. miary odległości nazywane będą miarami podobieństwa.

1.3. Procedury klasyfikacji obiektów

Ze względu na to, że prezentowana w opracowaniu delimitacja regionów demograficznych została przeprowadzona przy wykorzystaniu metod porównawczych dla obiektów wielocechowych, w tej części rozdziału przedstawiony został opis wybranych metod klasyfikacji, mogących znaleźć zastosowanie w regionalizacji. Wśród metod tych

32 Obszerne zestawienie i szczegółowa charakterystyka metod pomiaru odległości struktur zostały przedstawione m.in. w pracach A. Maliny [2004: 42–48] i A. Młodaka [2006: 52–57]. Miary odległości oparte na metryce Minkowskiego, uwzględniające wagi poszczególnych cech zostały przedstawione w pracy J. Kolonki [1980: 46].

33 W celu precyzyjnego i bardziej poprawnego statystycznie posługiwania się terminem „podobieństwo" można zastosować przekształcenie miary odległości w miarę bliskości [Gatnar 1998: 27–28].

wyróżnia się procedury porządkowania obiektów, które następnie grupuje się w skupienia relatywnie jednorodne z punktu widzenia ustalonego kryterium, a także metody od początku grupujące obiekty w odpowiednie klasy. Uzyskane na drodze tych procedur rezultaty stanowić mogą kanwę dla metod delimitacji regionów.

Grupowanie ma na celu wyodrębnienie skupień obiektów charakteryzujących się wewnątrz grupy jak największym podobieństwem z punktu widzenia badanego kryterium oraz podobieństwem możliwie najmniejszym w obrębie różnych grup.

W związku z powyższym zbiór obiektów $\Omega = \{O_1, O_2, ...O_n\}$ powinien zostać podzielony na takie grupy G_p (p=1, ..., r), które będą spełniały warunki [Panek 2009: 105]:

– zupełności, tj.

$$\bigcup_{p=1}^{r} G_p = \Omega$$

– rozłączności, tj.

$$G_p \cap G_q = \emptyset$$

– niepustości, tj.

$$G_p \neq \emptyset$$

Wśród metod grupowania obiektów wyróżnia się m.in.: metody grupowania obiektów uporządkowanych liniowo, metody aglomeracyjne, metody deglomeracyjne, metody optymalizacyjne i metody taksonomii struktur.

Poniżej przedstawiona została charakterystyka metod wykorzystanych w opracowaniu do celów regionalizacji demograficznej[34]. Więcej na temat procedur klasyfikacji wielocechowej obiektów można przeczytać m.in. w opracowaniach autorów: Grabiński i in. 1989, Młodak 2006, Nowak 1990, Panek 2009, a także Pociecha i in. 1988 oraz Runge 2007.

1.3.1. Metody porządkowania liniowego obiektów oraz ich grupowania

Metody porządkowania liniowego pozwalają dokonać uporządkowania obiektów z punktu widzenia badanego kryterium, czyli umożliwiają ustalenie ich hierarchii. Porządkowane przy wykorzystaniu tych procedur obiekty powinny charakteryzować się wzajemną porównywalnością (przy czym metody te można stosować w przypadku zmiennych mierzonych na skali co najmniej porządkowej).

34 W prezentowanym opracowaniu pominięto analizę czynnikową. Jej opis wraz z przykładem aplikacji dla celów regionalizacji przedstawiony został w niepublikowanej części dysertacji, stanowiącej podstawę niniejszej pracy. Ponadto, szczegółową charakterystykę tej metody można znaleźć m.in. w opracowaniach: Chojnicki i Czyż [1975: 467–469], Czyż [1967: 137–141: 1968: 119–128], Rusnak [1999: 286–299], Panek [2009:198–209], Runge [2007: 279–290].

Obiekty uporządkowane liniowo cechują się następującymi właściwościami [Grabiński 1989: 53]:

- każdy obiekt sąsiaduje z co najmniej jednym i co najwyżej dwoma innymi obiektami,
- jeżeli *i*-ty obiekt sąsiaduje z *k*-tym obiektem, to *k*-ty obiekt jest sąsiadem *i*-tego obiektu,
- tylko dwa obiekty mają tego samego sąsiada.

Wśród metod porządkowania liniowego wyróżnia się m.in. metody diagramowe[35] i mierniki syntetyczne [Panek 2009: 58]. Poniżej przedstawiony został opis jedynie drugich z wymienionych procedur.

Mierniki syntetyczne

Konstruowane[36] są w celu dokonania uporządkowania liniowego obiektów z punktu widzenia zespołu cech diagnostycznych za pomocą jednego agregatowego wskaźnika. Wśród nich wyróżnia się metody wzorcowe i bezwzorcowe.

W metodach wzorcowych, w przeciwieństwie do bezwzorcowych, porządkowanie obiektów przeprowadzane jest na podstawie pomiaru odległości poszczególnych obiektów od obiektu wzorcowego. Do pierwszej z wymienionych grup procedur zalicza się m.in. miernik rozwoju Z. Hellwiga, metodę Walesiaka, metodę dystansową oraz metodę wzorca rozwoju Sokołowskiego i Zająca, natomiast do metod bezwzorcowych zaliczane są m.in.: wskaźnik Perkala, wskaźnik względnego poziomu rozwoju, metoda sum i metoda rang[37]. Poniżej przedstawione zostały krótkie charakterystyki miernika rozwoju Z. Hellwiga, metody wzorca rozwoju Sokołowskiego i Zająca oraz metody rang.

Miernik rozwoju Z. Hellwiga

Autorem omawianej metody, będącym jednocześnie prekursorem w Polsce stosowania mierników syntetycznych do celów klasyfikacji obiektów wielocechowych, jest Z. Hellwig [Hellwig 1968: 324; Nowak 1990: 87]. Początkowo miara ta stosowana była wyłącznie do porządkowania obiektów z punktu widzenia ich

---

35 Przykładem metody diagramowej, będącej jednocześnie najstarszą numeryczną procedurą taksonomiczną, jest metoda Czekanowskiego, zaproponowana w 1913 r. przez polskiego antropologa Jana Czekanowskiego. Metoda ta pozwala na jednoczesne przeprowadzenie liniowego uporządkowania oraz grupowania badanych obiektów [Grabiński 1989: 51–53; Panek 2009: 58–60]. Opis tej metody wraz z przykładem jej aplikacji zaprezentowany został w opracowaniu T. Grabińskiego [1992: 77–86].

36 Idea konstrukcji mierników syntetycznych została przedstawiona w pracach: T. Grabiński [1989: 90–93] oraz J. Bazarnik i in. [1992: 129–132].

37 Charakterystyki tych metod można znaleźć m.in. w następujących opracowaniach: Hellwig [1968], Kuropka i Radzikowska [1989: 54], Malina i Wanat [1995: 21–22], Nowak [1990: 87], Panek [2009: 64–74], Perkal [1953], Runge [2007: 214], Walesiak [2002: 47], Sokołowski i Zając [1987: 42]. Przykłady innych wskaźników rozwoju przedstawione zostały m.in. w opracowaniach: Bajorski i Tokarski [2011], Dykas i in. [2013], Mikulec [2010], Młodak [2002], Pociecha i in. [1988], Roszkowska [2013].

społeczno-gospodarczego rozwoju, obecnie znajduje również zastosowanie w analizie porównawczej obiektów z punktu widzenia oceny rozwoju innych zjawisk, np. warunków i jakości życia ludności czy rozwoju demograficznego[38].

Jak wspomniano, miernik rozwoju Z. Hellwiga należy do wzorcowych metod porządkowania obiektów. Warunkiem jego zastosowania jest ujednolicenie charakteru zmiennych (najlepiej do postaci stymulant) oraz ich normalizacja. Podstawą omawianego miernika jest tzw. wzorzec rozwoju z_{0j}, tj. wektor m wartości reprezentujący obiekt o współrzędnych zestandaryzowanych, wyznaczanych jako [zob. Hellwig 1968: 324; Nowak, 1990: 88–89]:

$$z_{0j} = \begin{cases} \max\limits_i \{z_{ij}\} \text{ jeśli cecha } X_j \text{ jest stymulantą} \\ \min\limits_i \{z_{ij}\} \text{ jeśli cecha } X_j \text{ jest destymulantą} \end{cases}, \text{ gdzie } j = 1, ..., m. \tag{1.14}$$

Wzorzec rozwoju z_{0j} najczęściej jest obiektem abstrakcyjnym, którego współrzędne uzależnione są od wartości cech w analizowanych jednostkach. Jednakże, w analizie porównawczej można także przyjąć stały punkt odniesienia, będący obiektem realnie istniejącym.

Następnie oblicza się odległości[39] każdego obiektu badania od wyznaczonego wzorca rozwoju (z_{0j}), w oparciu o które konstruowana jest ostateczna postać miernika rozwoju Hellwiga z_i:

$$z_i = 1 - \frac{d_i}{d_0} \qquad \text{dla } i = 1, 2, ..., n \tag{1.15}$$

gdzie: $$d_i = \sqrt{\sum_{j=1}^{m} (z_{ij} - z_{0j})^2} \tag{1.16}$$

d_0 – podstawa normalizacji, przy czym $d_0 = \bar{d} + 2s_d$ (1.17)

$\bar{d}$ – średnia odległość od wzorca obliczona z wartości d_i dla wszystkich obiektów

s_d – odchylenie standardowe liczone z wartości d_i od średniej odległości od wzorca.

Wyższa wartość miernika z_i świadczy o wyższym podobieństwie danego obiektu do wzorca z punktu widzenia analizowanego zjawiska. Miernik Hellwiga osiąga wartości z przedziału [0, 1], jednakże, w przypadku obiektów znacznie odbiegających *in minus* od wzorca może przyjąć on wartość ujemną. Wówczas, we wzorze (1.17) zamiast dwóch odchyleń standardowych $2s_d$ stosuje się większą ich ilość (najczęściej $3s_d$). Zabieg ten pozwala wyeliminować wartości ujemne, nie zmieniając przy tym rezultatu klasyfikacji.

---

38 Istnieje wiele definicji rozwoju demograficznego [zob. Cieślak i in. 1990: 13–15]. Najogólniej termin ten można objaśnić jako „obserwowane w czasie zmiany populacji określonego terytorium, zachodzące w jej liczebności i strukturze, związane z oddziaływaniem różnorodnych czynników" [Kurkiewicz i in. 1991: 19].

39 Najczęściej w tym celu stosowana jest odległość euklidesowa [Nowak 1990: 88; Panek 2009: 69].

Metoda wzorca rozwoju Sokołowskiego i Zająca

Nieco inną konstrukcję miernika rozwoju, umożliwiająca otrzymanie wartości unormowanych w przedziale [0, 1], zaproponowali A. Sokołowski i K. Zając [1987: 42]. W tym przypadku schemat postępowania jest następujący: kolejno dokonuje się ujednolicenia charakteru zmiennych do postaci stymulant, ich normalizacji i przekształcenia wartości ujemnych w nieujemne. Następnie dla każdego obiektu oblicza się sumę wartości przekształconych zmiennych, a uzyskany wynik dzieli się przez sumę maksimów z tych zmiennych (tj. sumę współrzędnych wzorca). Wartość tego wskaźnika równa jeden przypisywana jest obiektowi będącemu wzorcem rozwoju, natomiast równa zero – będącemu antywzorcem. Formuła tego wskaźnika jest następująca:

$$w_i = \frac{\sum_{j=1}^{m} z_{ij}}{\sum_{j=1}^{m} \max_j \{z_{ij}\}} \tag{1.18}$$

Metoda rang

Jest to metoda bezwzorcowa, stosowana w przypadku zmiennych mierzonych na skali co najmniej porządkowej [Malina i Wanat 1995: 22; Panek 2009: 65]. Polega ona na uporządkowaniu badanych obiektów poprzez nadanie im rang[40] ze względu na wartości poszczególnych zmiennych, a następnie wyznaczeniu dla każdego obiektu średniej arytmetycznej z tych rang, na podstawie której ostatecznie dokonuje się uporządkowania obiektów według niemalejących (bądź nierosnących) jej wartości.

Procedury grupowania obiektów uporządkowanych liniowo

W celu wyodrębnienia jednorodnych skupień złożonych z obiektów o zbliżonych wartościach miernika syntetycznego należy zastosować jedną z metod grupowania agregującą obiekty do odpowiednich klas podobieństwa. Istnieje wiele procedur przydatnych do tego celu, ale najczęściej stosuje się metodę odchyleń standardowych, metodę trzech średnich oraz metodę podziału pozycyjnego. Poniżej przedstawiona została charakterystyka tych procedur.

Metoda oparta na odchyleniach standardowych

W metodzie tej grupowanie obiektów przeprowadzane jest w oparciu o średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe obliczone z wartości zmiennej syntetycznej, w wyniku którego otrzymuje się następujące grupy typologiczne (klasy) obiektów [Nowak 1990: 93; Panek 2009: 114]:

---

40 W przypadku stymulant rangi nadawane są w porządku od 1 do *n*, w przypadku destymulant – od *n* do 1 [Malina i Wanat 1995: 22]. W sytuacji, gdy co najmniej dwa obiekty mają taką samą wartość z punktu widzenia danej zmiennej, należy im przyporządkować rangi wiązane, obliczane jako średnia arytmetyczna z przysługujących im rang [Panek 2009: 65].

grupa I $z_i \geq \bar{z} + s_z$ grupa III $\bar{z} > z_i \geq \bar{z} - s_z$ (1.19–1.22)

grupa II $\bar{z} + s_z > z_i \geq \bar{z}$ grupa IV $z_i < \bar{z} - s_z$

gdzie: z_i – wartości miernika syntetycznego dla i-tego obiektu,
$\bar{z}$ – średnia arytmetyczna obliczona z wartości miernika syntetycznego,
s_z – odchylenie standardowe obliczone z wartości miernika syntetycznego.

Przeprowadzenie tej procedury w oparciu o 0,5 odchylenia standardowego pozwoli uzyskać podział na osiem grup typologicznych. W przypadku istnienia obserwacji nietypowych, tzn. mocno „odstających" od przeciętnego poziomu wskaźników, można zastosować miary pozycyjne – medianę oraz odchylenie ćwiartkowe.

Metoda trzech średnich

W pierwszym kroku tej metody oblicza się średnią arytmetyczną $\bar{z}$ z wartości miernika syntetycznego z_i, w oparciu o którą następnie dokonuje się podziału badanych obiektów na dwie grupy [Nowak 1990: 93]. Do pierwszej z nich, liczącej n_1 obiektów, klasyfikowane są jednostki (z_i') o wartościach miernika z_i mniejszych bądź równych średniej arytmetycznej $\bar{z}$, do drugiej zaś, liczącej n_2 obiektów, jednostki pozostałe (z_i'').

Następnie w obrębie wyznaczonych grup oblicza się średnią arytmetyczną mierników według wzorów:

$$\bar{z}_1 = \frac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1} z'_i \tag{1.23}$$

$$\bar{z}_2 = \frac{1}{n_2}\sum_{i=1}^{n_2} z''_i \tag{1.24}$$

przy czym $n_1 + n_2 = n$ (1.25)

Ostatecznie uzyskuje się podział obiektów na następujące grupy typologiczne:

– grupa I: $z_i > \bar{z}_2$ (1.26–1.29)

– grupa II: $\bar{z} < z_i < \bar{z}_2$

– grupa III: $\bar{z}_1 < z_i < \bar{z}$

– grupa IV: $z_i \leq \bar{z}_1$

Metoda podziału pozycyjnego

Metoda polega na wyznaczeniu kwartyli (Q_1, Q_2 i Q_3) z uporządkowanego niemalejąco ciągu wartości miernika z_i, w oparciu o które dokonuje się podziału jednostek w następujący sposób [Stokowski 1977: 29]:

– grupa I: $z_i \geq Q_3$ (1.30–1.33)

– grupa II: $Q_2 \leq z_i < Q_3$

– grupa III: $Q_1 \leq z_i < Q_2$

– grupa IV: $z_i < Q_1$

Aby otrzymać większą liczbę grup typologicznych, można zastosować podział bardziej szczegółowy (kwintylowy bądź decylowy).

Metoda podziału równomiernego

W sytuacji, gdy mamy do czynienia z miernikiem unormowanym w danym przedziale, np. [0, 1], można dokonać równomiernego podziału wartości tego wskaźnika na całym odcinku tego przedziału. Zaletą takiego grupowania obiektów jest odgórne wskazanie progów podobieństwa badanych jednostek (poprzez podział na określoną liczbę przedziałów równej rozpiętości), niezależne od miar tendencji centralnej oraz stopnia zróżnicowania badanej cechy.

1.3.2. Metody nieliniowego porządkowania i grupowania obiektów

Metody dendrytowe

Metody dendrytowe należą do „grupy hierarchicznych procedur taksonomicznych, opartych na pojęciach z zakresu teorii grafu". Dendryt to „graf spójny i otwarty", przy czym graf stanowi zbiór wierzchołków Ω wraz z ich odwzorowaniem w tym samym zbiorze, przedstawiającym „relację przyporządkowującą każdemu obiektowi [...] obiekt najbliżej położony" [Grabiński 1989: 67–68]. Innymi słowy, dendrytem nazywa się „graficzne uporządkowanie badanych obiektów w ten sposób, że przedstawione są one jako punkty połączone ze sobą więzadłami (odcinkami) dendrytu. Boki przedstawiają odległości pomiędzy tymi obiektami, które są sobie wzajemnie najbliższe, czyli najbardziej do siebie podobne" [Groszek i Zagórski 1972: 26].

Wyróżnia się graf niezorientowany („graf którego wierzchołki są połączone liniami bez kierunku"), graf spójny („jeżeli każde dwa jego różne wierzchołki są połączone nieprzerwanym ciągiem krawędzi") oraz graf otwarty („graf bez pętli i cykli", przy czym „cykl to skończony ciąg połączonych ze sobą krawędzi, w którym początkowy wierzchołek pierwszej krawędzi jest równocześnie końcowym wierzchołkiem ostatniej krawędzi", natomiast „pętla to cykl zawierający tylko jedną krawędź") [Grabiński 1989: 68].

Przykładami metod dendrytowych są taksonomia wrocławska oraz metoda Prima[41], ale poniżej opisana została jedynie pierwsza z wymienionych procedur.

Taksonomia wrocławska została opracowana na początku lat 50. XX w. przez grupę wrocławskich uczonych. W pierwszym kroku tej procedury wyznacza się macierz odległości ***D*** pomiędzy obiektami (na podstawie znormalizowanych wartości zmiennych diagnostycznych), a następnie [Florek i in. 1951; Grabiński 1989: 68–69; Panek 2009: 83–84]: w każdym wierszu (kolumnie) macierzy odległości ***D*** wskazuje się element najmniejszy, tj. $d_{ik} = \min\{d_{ik}\}$, odpowiadający parze obiektów najbardziej podobnych. Wytypowane pary obiektów przedstawia się w postaci grafu niezorientowanego (przy czym eliminuje się połączenia występujące dwukrotnie). W kolejnym kroku dokonuje się łączenia obiektów w obrębie grafu niezorientowanego, tworząc w ten sposób skupienia I rzędu. Jeżeli w wyniku tej procedury nie powstanie graf spójny, to należy utworzyć skupienia II rzędu, czyli w macierzy odległości ***D*** wskazuje się najmniejszą odległość każdego obiektu należącego do jednego skupienia od obiektów z pozostałych skupień.

Grupowanie obiektów uporządkowanych nieliniowo

W celu przeprowadzenia grupowania obiektów uporządkowanych za pomocą metod dendrytowych należy dokonać podziału dendrytu, polegającego na usunięciu najdłuższych krawędzi powstałego drzewka połączeń. Liczba skupień obiektów może być ustalona arbitralnie lub przy wykorzystaniu metod statystycznych. Ten drugi wariant wyodrębniania grup obiektów można przeprowadzić na kilka sposobów. Jednym z nich jest podział dendrytu za pomocą kryterium zaproponowanego przez Z. Hellwiga [Hellwig 1968: 318; Parysek 1982: 106–107], tj.:

$$d_h^* = \overline{d}_h + s_d \tag{1.34}$$

gdzie: d_h^* – odległość krytyczna,

$\overline{d}_h$ – średnia odległość w dendrycie,

s_d – odchylenie standardowe odległości w dendrycie (przy czym, w przypadku znacznego zróżnicowania podobieństwa obiektów można zastosować dwa odchylenia standardowe).

Podziału dendrytu dokonuje się w miejscach, w których odległości pomiędzy obiektami są większe niż wyznaczona odległość krytyczna, czyli $d_h > d_h^*$.

W dotychczasowych badaniach często stosowane były także propozycje autorów taksonomii numerycznej, w efekcie których, w zależności od metody, uzyskuje się „naturalny" oraz „mocny" podział dendrytu [Florek i in. 1951: 204; Panek 2009: 115].

---

41 Opis metody przedstawiony został m.in. w opracowaniach: T. Grabińskiego [1989: 70–71], T. Panka [2009: 87–88] oraz B. Podolec i K. Zająca [1978: 40–41].

Metody aglomeracyjne, deglomeracyjne i optymalizacyjne

Podstawą **metod aglomeracyjnych** jest założenie, że każdy obiekt stanowi odrębną, jednoelementową grupę [Panek 2009: 92]. Nowe skupienia powstają poprzez połączenie „dotychczas istniejących skupień niższego poziomu", czego rezultatem jest „hierarchiczny system skupień, rozłączny na każdym z jego poziomów. Oznacza to, że poszczególne skupienia nie zachodzą na siebie, lecz hierarchicznie zawierają się w sobie" [Grabiński 1989: 61].

W zależności od techniki grupowania rozróżnia się procedury kombinatoryczne i niekombinatoryczne. Do pierwszej z wymienionych grup zalicza się m.in.: metodę najbliższego sąsiedztwa (pojedynczego wiązania), metodę najdalszego sąsiedztwa (pełnego wiązania), metodę mediany, metodę skupienia parami, metodę środka ciężkości, metodę średniej grupowej (średnich połączeń) oraz metodę Warda. Natomiast do drugiej z grup należą m.in.: metoda średniej odległości między skupieniami i metoda średniej odległości wewnątrz skupień.

Poniżej przedstawiony został ogólny algorytm postepowania w przypadku grupowania obiektów za pomocą metod aglomeracyjnych [zob. Grabiński 1989: 61–64; Kolenda 2006: 85; Panek 2009: 92].

W kolejnych krokach procedury, w oparciu o macierz odległości między grupami obiektów, dokonuje się łączenia grup obiektów najbardziej do siebie podobnych. Macierz wejściową $\boldsymbol{D}$ stanowią odległości pomiędzy obiektami (czyli jednoelementowymi grupami obiektów), spośród których wybiera się element najmniejszy, tj.:

$$d_{pq} = \min_{ik}\{d_{ik}\}, \quad i=1,2,\ldots,n_p \quad k=1,2,\ldots,n_q \quad p,q = 1,2,\ldots,r; \quad p \neq q \tag{1.35}$$

gdzie: d_{pq} – odległość pomiędzy grupami p oraz q.

Dwie jednoelementowe grupy obiektów p i q (czyli *de facto* obiekty i oraz k cechujące się najmniejszą wzajemną odległością) łączone są w jedną grupę. Nowe skupienie nazywane jest p, natomiast skupienie q jest usuwane (czyli ogólna liczba skupień zmniejszana jest o jeden). Następnie, wyznacza się odległości powstałej grupy p od pozostałych skupień według wzoru opracowanego przez G.N. Lance'a i W.T. Williamsa [1967a i b]:

$$d_{pq^*} = a_1 d_{pq^*} + a_2 d_{qq^*} + b d_{pq} + c\left|d_{pq^*} - d_{qq^*}\right| \tag{1.36}$$

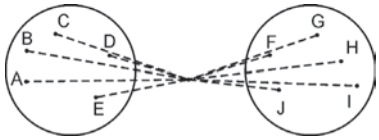
gdzie: d_{pq} – wartość wyznaczona ze wzoru 1.35,
q^* – element pozostałych skupień,
a_1, a_2, b, c – parametry określane w zależności od rodzaju metody [zob. też Grabiński 1989: 62–63; Panek 2009: 93–95].

Przedstawioną procedurę powtarza się po każdym etapie grupowania, tj. n-1 razy, aż wszystkie obiekty utworzą jedno skupienie.

W analizie skupień najczęściej stosowaną procedurą aglomeracji jest metoda Warda. Polega ona na łączeniu na każdym etapie aglomeracji takich dwóch skupień, dla których przyrost funkcji kryterium (definiowanej jako „suma kwadratów odległości poszczególnych punktów od środków ciężkości grup do których należą") będzie najmniejszy [Sokołowski i Zając 1987: 37], czyli „na każdym etapie łączenia grup obiektów ze wszystkich możliwych do łączenia grup obiektów łączy się w jedną grupę te grupy, które w rezultacie tworzą grupę obiektów o najmniejszym zróżnicowaniu ze względu na opisujące je zmienne" [Panek 2009: 95].

Rezultaty grupowania obiektów metodą Warda prezentowane są za pomocą dendrogramu[42]. Metoda ta uważana jest za efektywną, mimo że dąży do tworzenia skupień złożonych z niezbyt dużej liczby obiektów [Chudy i Wierzbińska 2001: 81; Johann 2005: 103]. Zdaniem A. Młodaka [2006: 74], metoda Warda wykazuje tendencję do tworzenia skupień o podobnej liczebności i jest wrażliwa na występowanie obserwacji nietypowych. Ponadto, procedura ta nie jest polecana w przypadku dużej liczby badanych obiektów [por. Kolonko 1980: 115–116; Stec i Janas 2009: 27].

Wzory określające parametry równania (1.36) oraz graficzna interpretacja definicji odległości między grupami obiektów w metodzie Warda jest następująca [Grabiński 1989: 62–63; Panek 2009: 93–95]:



Parametry równania (1.36)

a_1	a_2	b	c
$\frac{n_p + n_{q^*}}{n_p + n_q + n_{q^*}}$	$\frac{n_q + n_{q^*}}{n_p + n_q + n_{q^*}}$	$\frac{-n_{q^*}}{n_p + n_q + n_{q^*}}$	0

W procedurach aglomeracyjnych problematyczną kwestią jest kryterium stopu, wskazujące na wybór najbardziej odpowiedniej liczby utworzonych skupień. Procedurę łączenia obiektów w skupienia najczęściej przerywa się w momencie, kiedy następuje największy skok wartości funkcji kryterium, a jako rezultat końcowy przyjmuje się podział poprzedzający ten skok [Sokołowski i Zając 1987: 37]. Jednakże zdarza się, że uzyskana w ten sposób liczba skupień nie jest zadowalająca z punktu widzenia prowadzonego badania. Wówczas dokonuje się podziałów na kilka różnych skupień, a następnie za pomocą mierników oceny poprawności klasyfikacji (zob. pkt 1.4.5) wybiera się podział optymalny.

42 Dendrogram „jest diagramem (grafem drzewnym), którego »końcówki« przedstawiają badane obiekty, natomiast »rozgałęzienia« – poszczególne kroki grupowania". Dendrogram „każdą strukturę podobieństwa badanych obiektów odwzorowuje jako strukturę hierarchiczną" [Parysek 1982: 67]. Ponadto, „uzyskana hierarchia pozwala na określenie wzajemnego położenia skupień i obiektów w nich zawartych [Siedlecka 1999: 89].

W wyborze odpowiedniego podziału obiektów na skupienia przydatna jest także wzrokowa analizy dendrytu oraz analiza przebiegu aglomeracji. Cięcia gałęzi drzewka dokonuje się w miejscu największej różnicy odległości pomiędzy połączeniami. W tym celu poszukuje się „krytycznej wartości odległości", tj. wartości która jest większa od minimalnej oraz mniejsza od maksymalnej odległości połączeń obiektów [Panek 2009: 120; Stanisz 2007: 141–143]. Odległość tę można również obliczyć stosując formułę różnicową:

$$d^*_{h-1} > \max_h\{d_h - d_{h-1}\} \quad h = 2, 3, \ldots, n-1 \tag{1.37}$$

lub formułę ilorazową [Panek 2009: 121 za Grabiński]:

$$d^*_{h-1} > \max_h\{\frac{d_h}{d_{h-1}}\} \quad h = 2, 3, \ldots, n-1 \tag{1.38}$$

gdzie: d_h – długość h-tej gałęzi drzewka,
d^*_{h-1} – wartość krytyczna odległości na wysokości h-1 długości dendrogramu.

Innym przykładem procedury aglomeracyjnej jest metoda „średnich par ważonych" zaproponowana przez R.R. Sokala i C.D. Michenera w 1958 r. [Parysek 1982: 83; Sokal i Michener 1958]. W metodzie tej grupowanie obiektów przebiega „krok po kroku"[43] i oparte jest na funkcji podobieństwa obiektów p_{ik}, powstałej w wyniku przekształcenia miary odległości d_{ik} według formuły:

$$d_{ik} = \sqrt{2(1 - p_{ik})} \tag{1.39}$$

Następnie, dokonuje się łączenia najbardziej podobnych do siebie obiektów, zastępując „wektor funkcji podobieństwa każdego z tych obiektów" ich „wspólnym wektorem funkcji podobieństwa" w macierzy podobieństwa obiektów i wyznaczając miary podobieństwa pomiędzy nowo powstałym wektorem (złożonym ze wspomnianych dwóch obiektów), a pozostałymi obiektami. Procedurę tę powtarza się na każdym kroku grupowania obiektów.

Metody deglomeracyjne (podziałowe) również należą do metod hierarchicznych. Przyjmuje się w nich, że zbiór badanych obiektów początkowo stanowi jedną grupę, którą następnie stopniowo dzieli się na mniejsze skupienia, aż do uzyskania grup jednoelementowych. W zależności od sposobu przyporządkowywania elementów ze zbioru o wyższym szczeblu agregacji do zbiorów na niższym szczeblu wyróżnia się trzy warianty tej procedury: metodę najbliższej grupy, metodę najbliższego obiektu i metodę najdalszego z najbliższych obiektów [zob. Grabiński 1989: 66; 1992: 106–107; Panek 2009: 123].

---

43 Istnieje również metoda „krok po kroku" („*step wise*") zaproponowana przez B. Kinga w 1967 r., podobna w swoich założeniach do metody „średnich par ważonych". Stosowana jest jednak ona w przypadku klasyfikacji cech, bowiem oparta jest na badaniu wzajemnej korelacji pomiędzy zmiennymi [Parysek 1982: 80–82].

Celem **metod optymalizacyjnych** jest poprawa dokonanego na wstępie grupowania obiektów na podstawie kryterium dobroci grupowania właściwe dla danej metody. Najczęściej stosowaną metodą optymalizacyjną jest metoda *k*-średnich, której krótka charakterystyka została przedstawiona poniżej [Grabiński 1989: 78–80].

Istnieje wiele wariantów **metody *k*-średnich**[44], ale najczęściej stosowana jest propozycja J.A. Hartigana. Schemat postępowania w tym przypadku jest następujący [Grabiński 1989: 79–80]. Najpierw określa się maksymalną liczbę iteracji oraz liczbę skupień obiektów, a także ustala się wyjściową macierz środków ciężkości grup. Następnie poszczególne obiekty przyporządkowuje się do grup, dla których odległość tych obiektów od środka ciężkości danej grupy jest najmniejsza. W dalszej kolejności wyznacza się wartości wyjściowego błędu grupowania obiektów (będącego sumą kwadratów odległości euklidesowych pomiędzy *i*-tym obiektem a najbliższym *p*-tym środkiem ciężkości grupy). Następnie rozpoczyna się procedura iteracyjna. Pierwszy obiekt przyporządkowuje się kolejno do poszczególnych grup (innych niż skupienie, w którym się obiekt ten znajdował), wyznaczając jednocześnie błędy kolejnych grupowań. Jeżeli błędy grupowania przyjmują wartość ujemną, to obiekt przypisywany jest do grupy, dla której wartość ta jest najmniejsza, w przeciwnym przypadku nie dokonuje się żadnych zmian. Procedura ta powtarzana jest dla wszystkich kolejnych obiektów, co kończy iterację pierwszą. W kolejnym etapie oblicza się środki ciężkości grup obiektów oraz błędy grupowania, uwzględniając przemieszczenie pierwszego obiektu do innej grupy. Następnie rozpoczyna się drugą iterację, powtarzając wcześniejsze kroki. Postępowanie iteracyjne kończy się wtedy, gdy nie obserwuje się żadnych przesunięć obiektów.

Rezultatem metody *k*-średnich jest podział zbioru obiektów na skupienia „w możliwie największym stopniu różniące się od siebie". Wymóg wstępnego określenia liczby skupień może być postrzegany jako wada tej procedury, zwłaszcza w sytuacji, gdy struktura zbioru obiektów nie jest znana i nie można sformułować hipotezy co do spodziewanej liczby grup [Stec i Janas 2009: 27–28]. Metoda ta jest jedną z częściej stosowanych procedur grupowania, szczególnie w przypadku dużego zbioru obiektów.

1.3.3. Klasyfikacja obiektów z punktu widzenia natężenia zmian (dynamiki) zjawiska w czasie

Przedstawione w punktach 1.3.1 i 1.3.2 procedury znajdują zastosowanie w przypadku porządkowania i grupowania obiektów wielocechowych (wielozmiennowych) analizowanych w przekroju terytorialnym w ujęciu statycznym, tj. w danym

44 Nazwa metody wywodzi się od liczby *k* skupień, na którą jej autor, T. Dalenius, podzielił badany zbiór obiektów [Grabiński 1989: 78]. W niniejszej pracy, w celu zachowania analogii względem wcześniej przyjętych oznaczeń, liczba grup, czyli rezultat podziału zbioru obiektów, oznaczana będzie jako *r*.

momencie (okresie). W celu dokonania klasyfikacji przestrzennej obiektów z punktu widzenia dynamiki zjawiska w czasie (opisywanego przez zespół zmiennych diagnostycznych) należy zastosować inne niż wyżej opisane metody. Przykłady takich procedur zostały zaprezentowane m.in. w opracowaniach M. Cieślak [1976], E. Nowaka [1990] i M. Saramy [2010]. Poniżej przedstawiona została metoda opisana w drugiej z wymienionych prac.

Punktem wyjścia w klasyfikacji w ujęciu dynamicznym proponowanej przez E. Nowaka [1990: 152–154] jest zbudowanie macierzy blokowej obserwacji $\boldsymbol{X}$ dla $\boldsymbol{T}$ jednostek czasu:

$$\boldsymbol{X} = [X^1 \quad X^2 \quad \ldots \quad X^T] \tag{1.40}$$

gdzie: $\boldsymbol{X}^t$ ($t = 1, 2, \ldots, T$) jest macierzą obserwacji w roku t, tj.:

$$\boldsymbol{X} = \begin{bmatrix} x_{11}^t & x_{12}^t & \ldots & x_{1m}^t \\ x_{21}^t & x_{22}^t & \ldots & x_{2m}^t \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ x_{n1}^t & x_{n2}^t & \ldots & x_{nm}^t \end{bmatrix}$$

przy czym x_{ij}^t (j=1, 2,…,m; i=1,2,…,n; t=1,2,…,T) to wartość zmiennej diagnostycznej X_j w obiekcie O_i w roku t.

Następnie należy przeprowadzić standaryzację według formuły:

$$z_{ij}^t = \frac{x_{ij}^t - \bar{x}_j}{s_j} \tag{1.41}$$

gdzie: $\bar{x}_j$ i s_j to odpowiednio średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe obliczone z wartości cechy X_j we wszystkich obiektach dla całego okresu badania przy wykorzystaniu formuł:

$$\bar{x}_j = \frac{1}{nT}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T} x_{ij}^t \tag{1.42}$$

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{nT}\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}(x_{ij}^t - \bar{x}_j)^2} \tag{1.43}$$

W kolejnym kroku oblicza się odległości pomiędzy poszczególnymi obiektami w roku t według formuły:

$$d_{ik}^t = \frac{1}{m}\sqrt{\sum_{j=1}^{m}(z_{ij}^t - z_{kj}^t)^2} \tag{1.44}$$

w wyniku czego powstaje $\boldsymbol{T}$ macierzy odległości $\boldsymbol{D}^t$, pokazujących podobieństwo obiektów w jednym momencie (okresie) badania. W celu określenia wielkości

zmian w odległościach (podobieństwie) *i*-tego oraz *k*-tego obiektu w całym badanym okresie stosuje się miernik postaci:

$$v_{ik} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^{T} \frac{|d_{ik}^{t} - d_{ik}^{t-1}|}{d_{ik}^{t-1}} \tag{1.45}$$

Im niższe wartości tego wskaźnika, tym mniejsze przeciętne wahania w poziomie odległości pomiędzy badanymi obiektami w analizowanym okresie, czyli większa stabilność struktury w czasie.

1.3.4. Autokorelacja przestrzenna

Autokorelacja przestrzenna to „grupowanie się podobnych wartości i współzależności lub interakcji zmiennych w zależności od położenia geograficznego obiektów". Innymi słowy, pojęcie to oznacza „stopień skorelowania obserwowanej wartości zmiennej w danej lokalizacji z wartością tej samej zmiennej w innej lokalizacji", czyli „wartości badanej zmiennej determinują i jednocześnie są determinowane przez jej realizacje w innych lokalizacjach. Konsekwencją zależności przestrzennych jest więc przestrzenne grupowanie się podobnych wartości" [Suchecki i Olejnik 2010: 102–105].

Wyróżnia się autokorelację dodatnią (rozumianą jako „przestrzenne gromadzenie się wysokich lub niskich wartości obserwowanych zmiennych") oraz autokorelację ujemną (w tym przypadku „wysokie wartości sąsiadują z niskimi, a niskie z wysokimi"). Następstwem istnienia autokorelacji dodatniej jest „przestrzenne grupowanie się w skupienia", ujemnej zaś „rozproszenie wartości".

Autokorelacja przestrzenna badana jest w oparciu o macierz wag, czyli macierz sąsiedztwa obiektów geograficznych. Najczęściej rozważa się sąsiedztwo I rzędu w konfiguracji królowej (czyli jednostek bezpośrednio przyległych terytorialnie we wszystkich kierunkach) oraz sąsiedztwo II rzędu.

Wyróżnia się globalną i lokalną autokorelację przestrzenną [Suchecki i Olejnik 2010: 107–109, 112–113]. Pierwsza z nich oznacza „zależność przestrzenną dla danej zmiennej w obrębie całego badanego obszaru", druga zaś wskazuje na „zależności przestrzenne danej zmiennej w konkretnej lokalizacji z otoczeniem, czyli z wartościami tej zmiennej w lokalizacjach sąsiednich".

Istnieje wiele mierników wykorzystywanych do oceny globalnej autokorelacji przestrzennej. Jednym z najczęściej stosowanych jest statystyka[45] Morana *I*, której konstrukcja oparta jest na „koncepcji współczynnika korelacji liniowej Pearsona" oraz macierzy wag, zawierającej informacje o rozmieszczeniu jednostek

45 Alternatywną miarą globalnej autokorelacji przestrzennej jest statystyka Geary'ego *C*, oparta na kwadratach różnic pomiędzy realizacjami zmiennej w poszczególnych lokalizacjach [zob. Suchecki i Olejnik 2010: 114].

w przestrzeni. Statystykę tę (podobnie jak i pozostałe mierniki) wykorzystuje się do testowania hipotezy zerowej o losowym rozmieszczeniu wartości danej zmiennej w poszczególnych lokalizacjach. W hipotezie zerowej wskazuje się na „brak statystycznie istotnej autokorelacji przestrzennej", w alternatywnej zaś – występowanie autokorelacji przestrzennej.

Statystyka Morana I, w przypadku niestandaryzowanej macierzy wag $\boldsymbol{W}$ ma postać:

$$I = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} w_{ik}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} w_{ik}(x_i - \bar{x})(x_k - \bar{x})}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z^T W z}{z^T z} \tag{1.46}$$

gdzie: z – wektor elementów $z_i = x_i - \bar{x}$,
n – liczba badanych jednostek przestrzennych,
S_0 – suma elementów macierzy wag $S_0 = \sum_i \sum_k w_{ik}$.

W przypadku zastosowania standaryzowanej wierszami macierzy wag statystykę Morana I wyznacza się ze wzoru:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} w_{ik}^{*}(x_i - \bar{x})(x_k - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} = \frac{z^T W z}{z^T z} \tag{1.47}$$

Wówczas suma elementów macierzy wag jest taka sama jak liczba wierszy (czyli liczba badanych jednostek przestrzennych), tj.: $S_0 = \sum_i \sum_k w_{ik}^{*} = n$.

Statystyka ta, przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, ma rozkład asymptotycznie normalny. Miernik ten interpretowany jest jak współczynnik korelacji liniowej Pearsona, czyli wartość mniejsza od zera świadczy o istnieniu autokorelacji ujemnej, większa zaś o autokorelacji dodatniej.

Statystyki lokalne (LISA) pozwalają wskazać „statystycznie istotne skupienia podobnych wartości w sąsiadujących lokalizacjach" [Suchecki i Olejnik 2010: 120–125]. Spośród nich najbardziej popularnym miernikiem jest lokalna statystyka Morana I_i, mająca postać:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})\sum_{k=1}^{n} w_{ik}(x_k - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} = \frac{z_i \sum_{k=1}^{n} w_{ik} z_k}{\sum_{i=1}^{n} z_i^2} \tag{1.48}$$

Należy zaznaczyć, że w przypadku stosowania macierzy wag standaryzowanej wierszami suma wartości statystyki I_i dla wszystkich badanych jednostek przestrzennych jest równa wartości statystyki globalnej I. W przypadku zastosowania macierzy niestandaryzowanej zachodzi równość:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n} I_i}{S_0 m_2} \tag{1.49}$$

gdzie: $m_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} z_i^2$ (1.50)

Istotne jest to, że „choć zjawisko lokalnej autokorelacji jest zawsze obserwowane w warunkach istnienia autokorelacji globalnej, to może zachodzić sytuacja pojawienia się istotnej autokorelacji lokalnej przy braku autokorelacji globalnej" [Suchecki i Olejnik 2010: 123].

Badanie autokorelacji przestrzennej stanowić może uszczegółowienie analiz prowadzonych przy wykorzystaniu metod wielowymiarowej analizy porównawczej, gdyż wskazuje na obszary o istotnej statystycznie interakcji międzyregionalnej z punktu widzenia rozważanych zmiennych diagnostycznych. Analiza ta przeprowadzona może być przy wykorzystaniu programu komputerowego (np. *GeoDa*, opartego na teście permutacyjnym, dzięki czemu badane są wszystkie możliwe przypadki tych interakcji), ale w tym celu można wykorzystać także pakiet MS Excel. To drugie rozwiązanie pozwala na modyfikacje statystyk testujących autokorelację (zarówno globalną, jak i lokalną) poprzez przyjęcie wybranej miary odległości, a także wybór dowolnego poziomu istotności.

Przestrzenny miernik rozwoju

Miernik ten, proponowany przez E. Antczak [2013], stanowi połączenie miernika rozwoju Hellwiga ze statystyką Morana *I*, dzięki czemu pozwala zbadać wpływ interakcji międzyregionalnych na kształtowanie się poziomu danego zjawiska w poszczególnych lokalizacjach względem obiektu wzorcowego.

W tym przypadku procedura doboru zmiennych diagnostycznych jest poszerzona o dodatkowy warunek względem standardowych wymagań. Do zbioru zmiennych diagnostycznych kwalifikowane są cechy, które legitymują się możliwie wysoką wartością poznawczą, wysoką pojemnością informacyjną, a także charakteryzują się występowaniem istotnej statystycznie globalnej autokorelacji przestrzennej[46]. Następnie, wyznaczona w ten sposób macierz zmiennych diagnostycznych przemnażana jest przez macierz wag przestrzennych $\boldsymbol{W}$ (tj. macierz sąsiedztwa), tj.:

$$x_{ij}^{*} = Wx_{ij} \tag{1.51}$$

Dalsze postępowanie jest analogiczne jak w konstrukcji miernika rozwoju Hellwiga (por. pkt 1.3.1).

Jak wskazuje E. Antczak, proponowany miernik stanowi uzupełnienie analizy klasycznej. Pozwala zbadać wpływ sąsiedztwa terytorialnego na kształtowanie się poziomu badanego zjawiska w danej jednostce przestrzennej w porównaniu z obiektem wzorcowym. Uwzględnienie w omówionej procedurze aspektu przestrzeni skutkuje nieco innymi rezultatami niż w przypadku klasycznego miernika rozwoju.

---

46 E. Antczak [2013] do zbioru zmiennych diagnostycznych włącza także cechy nie legitymujące się występowaniem istotnej statystycznie globalnej autokorelacji przestrzennej, przy czym w takim przypadku stosuje klasyczną wersję miernika rozwoju Hellwiga.

1.3.5. Graficzne metody klasyfikacji i grupowania obiektów

W geografii dla celów typologii i regionalizacji stosowane bywają także graficzne metody klasyfikacji obiektów, jednakże nie zawsze możliwe jest ich wykorzystanie[47]. Ograniczenia w ich aplikacji najczęściej wynikają ze zbyt licznego zbioru zmiennych diagnostycznych lub zbyt dużej ilości badanych obiektów. Poniżej przedstawione zostały charakterystyki wybranych spośród najczęściej stosowanych metod, mogących stanowić punkt wyjścia do delimitacji regionów.

Metoda Webba

Metodą graficzną proponowaną w sytuacji, gdy dwie analizowane cechy przyjmują zarówno wartości dodatnie, jak i ujemne jest procedura J. Webba, dotychczas stosowana głównie w klasyfikacji jednostek przestrzennych z punktu widzenia wartości salda przyrostu naturalnego i salda migracji ludności [Runge 2007: 182–184]. Metoda ta oparta jest na prostokątnym układzie współrzędnych, w którym na osi odciętych (x) odkłada się wartości salda migracji, a na osi rzędnych (y) wartości przyrostu naturalnego (najczęściej współczynniki). W ten sposób uzyskuje się podział badanych obiektów na 16 grup typologicznych – 8 klas głównych i 8 klas pośrednich.

Typy główne oznaczone są pojedynczymi literami z zakresu A–H, natomiast typy pośrednie obejmują sytuacje brzegowe, w których wartości cech są sobie równe lub kiedy jedna z nich wynosi zero (zob. rys. 1.2). Jednostki zakwalifikowane do typów głównych oznaczonych symbolami A–D charakteryzują się przyrostem, natomiast do typów E–H – ubytkiem rzeczywistym ludności.

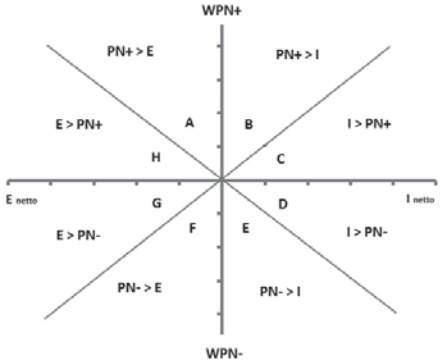
Przykładowo, do typu A kwalifikowane są obiekty charakteryzujące się przewagą przyrostu naturalnego ($PN+$) nad ujemnym saldem przyrostu wędrówkowego (E), do typu B – jednostki o przewadze przyrostu naturalnego ($PN+$) nad przyrostem migracyjnym (I), do typu C zaś obiekty cechujące się przewagą przyrostu migracyjnego (I) nad przyrostem naturalnym ($PN+$). Natomiast w typie pośrednim o symbolu AB znajdują się obiekty charakteryzujące się przyrostem naturalnym przy zerowej wartości salda migracji, a w klasie BC jednostki, w których przyrost naturalny i saldo migracji są sobie równe.

Trójkąt Ossana

W przypadku klasyfikacji obiektów z punktu widzenia struktury złożonej z trzech elementów (których suma dla każdej jednostki wynosi 100%) można zastosować trójkąt Ossana [Jelonek 1971: 23–24; Runge 2007: 196–199]. Podstawę tej metody stanowi trójkąt równoboczny, którego ramiona reprezentują poszczególne składowe struktury. Badane obiekty umieszczane są w polu trójkąta w postaci punktów (zob. rys. 1.3). Podział jednostek na grupy typologiczne dokonywany jest na podstawie oceny wzrokowej rozmieszczenia punktów (dzieląc trójkąt w miejscach

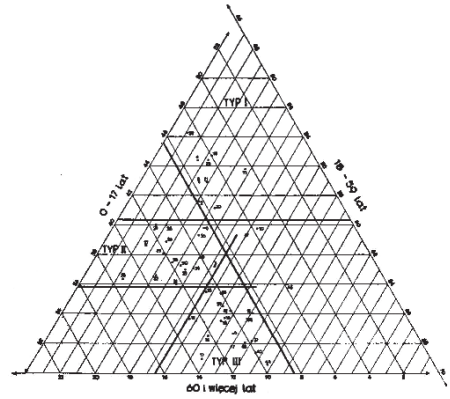
47 Metody graficzne pomocne bywają w określeniu typów, szczególnie z punktu widzenia kilku cech [Domański R. 1964: 631, 650–651].

„największych odległości między skrajnymi wartościami poszczególnych skupisk"), z tego względu metoda ta sprawdza się w przypadku niezbyt dużej liczby obiektów.



Rys. 1.2. Klasyfikacja obiektów metodą J. Webba

Źródło: Jagielski 1978: 313.



Rys. 1.3. Trójkąt Ossana

Źródło: Jelonek 1971: 23.

Tabela znaków

Procedura ta może zostać zastosowana w celu klasyfikacji dowolnej liczby obiektów, ale z punktu widzenia niewielkiej liczby cech (np. dwóch–czterech). Polega na porównywaniu wartości poszczególnych zmiennych w obiektach do ich średniej[48], a następnie postawieniu znaku plus (+), gdy wartość danej cechy w danym obiekcie jest większa od średniej, a w sytuacji przeciwnej znaku minus (–) [Jelonek 1971: 24–25; Runge 2007: 199–202 za Parysek i Wojtasiewicz]. Następnie, dokonuje się podziału obiektów do grup typologicznych, uwzględniających możliwe kombinacje cech zestawionych w tabeli znaków. Liczba wyodrębnionych typów zależna jest od liczby analizowanych zmiennych, np. gdy rozważane są tylko dwie cechy możliwe jest wyodrębnienie czterech klas, natomiast analiza z punktu widzenia trzech zmiennych pozwala wyodrębnić osiem możliwych grup typologicznych. Tak uzyskane wyniki następnie przedstawia się na kartogramie.

Metoda zasięgów

Jest to metoda kartograficzna[49], w której w pierwszym kroku sporządza się kartogramy prezentujące obrazy sytuacji w badanych obiektach z punktu widzenia

48 W zależności od rodzaju prowadzonej analizy, jako wartość progową zastosować można także inne mierniki, np. kwartyle, kwintyle lub decyle.

49 Wśród metod kartograficznych wyróżnia się metody jakościowe i ilościowe. Pierwsze z nich umożliwiają jedynie „przedstawienie miejsc lub obszarów rozmieszczenia zjawisk i procesów społeczno-ekonomicznych", drugie zaś dodatkowo dają możliwość „zaznaczenia na mapie relacji ilościowej między zmiennością przestrzenną, a zmiennością natężenia badanego zjawiska". Do metod jakościowych zalicza się m.in. metodę sygnaturową, metodę

poszczególnych zjawisk (na każdej mapie jedno zjawisko) w podziale na jednakową liczbę klas typologicznych. Następnie, w miejscach, gdzie następuje „przeskok o dwie klasy", wyznacza się „granice zasięgów" – „nieciągłe rubieże gwałtownych zmian" [Jelonek 1971: 31], które kolejno nanosi się na jedną mapę, uzyskując syntetyczny obraz analizowanych zjawisk. Na obszarach, na których wystąpiła niewielka liczba lub brak rubieży, przeprowadza się dodatkową analizę, umożliwiającą ich włączenie do odpowiednich regionów.

Nakładanie klasyfikacji przestrzennych

Do metody zasięgów zbliżona jest procedura nakładania na siebie klasyfikacji przestrzennych [Parysek 1982: 198–200], pozwalająca dokonać uogólnienia własności badanych obiektów z punktu widzenia kilku kryteriów lub wyników dwóch lub więcej klasyfikacji przestrzennych. Podejście to szczególnie polecane jest w przypadku kryteriów komplementarnych. Utworzone w ten sposób nowe klasy przestrzenne mają charakter sumy własności klas pierwotnych. W przypadku przedstawienia syntezy dwóch klasyfikacji przestrzennych pomocne może być sporządzenie diagramu prezentującego rozkład przynależności poszczególnych obiektów do skupień w tych dwóch podziałach. Na przekątnej tego diagramu znajdują się obiekty posiadające cechy wspólne p-tej (lub p-tej i q-tej) klasy przestrzennej (przy czym $p, q = 1, 2, \ldots, r$).

1.4. Metody delimitacji regionów demograficznych

1.4.1. Geneza badań regionalizacyjnych w demografii

Jak już wspomniano, regionem demograficznym nazywany jest „obszar możliwie najbardziej jednorodny z punktu widzenia zespołu zmiennych demograficznych i różniący się istotnie od terenów sąsiednich" [Stokowski 1977: 18]. Wyodrębnianie tychże obszarów jest celem i przedmiotem regionalizacji demograficznej.

Regionalizacja demograficzna metodologicznie wywodzi się z regionalizacji gospodarczej (ekonomicznej), ta z kolei ma swoje źródło w ogólnej koncepcji regionalizmu. Jak podaje J. Grzela [2011: 19], regionalizm[50] „oznacza zainteresowanie pewną odrębnością i dążenie do jej zachowania, implikuje spójność wewnętrzną. Podłożem dla kształtowania regionalizmu z jednej strony jest czynnik geograficz-

zasięgów oraz metodę chorochromatyczną, natomiast do metod ilościowych m.in. kartodiagramy, metodę kropkową, metodę izolinii [Szromnik 1992: 69].

50 Z kolei G. Gorzelak [1993: 45] regionalizm definiuje jako „zjawisko poszukiwania przez zbiorowość terytorialną, wewnątrz większego systemu państwowego, własnej tożsamości".

ny, z drugiej zaś takie czynniki integrujące, jak: tożsamość lub zbieżność założeń i celów politycznych czy ideologicznych, tradycji historycznych, więzi gospodarczych, społecznych, kulturowych, językowych, religijnych, z dostrzegalną w praktyce międzynarodowej pewną przewagą czynnika politycznego".

Zdaniem W. Deszczki [1930: 261], idea regionalizmu[51] „istnieje tak dawno, jak dawno powstały organizacje społeczno-polityczne, obejmujące znaczne obszary o różnym obliczu fizjograficznym", a zapoczątkowana została w „organizacjach o ustroju demokratycznym". Autor ten podaje, że początek regionalizmu europejskiego miał miejsce w XIX w. we Francji, gdzie przejawiał się m.in. w tworzeniu regionalnych ośrodków gospodarczych i naukowych, natomiast w Polsce rozpoczął się po odzyskaniu niepodległości. We Francji korzenie swoje ma również koncepcja regionalizmu geograficznego, powstała we Francuskiej Szkole Geograficznej, pod przewodnictwem P. Vidal de la Blache'a [Pernarowski 1960: 65][52].

W Polsce pierwsze prace podejmujące problematykę regionu powstały na początku XX w. i prowadzone były głównie w ujęciu fizyczno-geograficznym. Pionierem w tej dziedzinie był geograf W. Nałkowski [Strahl red. 1998: 16]. Początki prac z zakresu regionalizacji gospodarczej miały miejsce w dwudziestoleciu międzywojennym[53], zainicjowali je J. Piekałkiewicz i S. Rutkowski, publikując w 1927 r. pracę pt. *Okręgi gospodarcze Polski*. Autorzy ci, przyjmując powiat jako podstawową jednostkę badania, w pierwszej kolejności wyodrębnili obszary jednolite z punktu widzenia każdej z analizowanych zmiennych (dotyczących m.in. ludności, rolnictwa, przemysłu), a następnie, uogólniając uzyskane wnioski, wskazali obszary jednorodne z punktu widzenia badanych cech, tworząc tym samym okręgi gospodarcze. W 1928 r. kolejnej próby podziału Polski na okręgi gospodarcze dokonał W. Wakar, wyodrębniając regiony węzłowe [Szczepkowski 1977: 43].

---

51 Regionalizm jest pojęciem niejednoznacznym. Wyróżnia się różne jego postaci, m.in. regionalizm polityczny, administracyjny, geograficzny oraz różne formy jego przejawiania się, m.in. „ruch na rzecz kulturowej, administracyjnej i politycznej promocji własnego regionu, zmierzający do budowy wspólnot regionalnych i subregionalnych", „narzędzie badania zjawisk społecznych względem ich rozmieszczenia w regionie", ale także wszelkie formy budowania niezależności regionu (decentralizacja), czy wzmacnianie poczucia własnej tożsamości mieszkańców danego terytorium [Rochmińska 2000: 13 i 19]. Istnieje związek między regionalizacją i regionalizmem. „Silny […] regionalizm może wpływać na sposób przeprowadzenia regionalizacji. [...] Fakt istnienia regionów [...] może prowadzić do powstania regionalnego poczucia tożsamości, w ten sposób wzmacniając regionalizm" [Gorzelak 1993: 46].

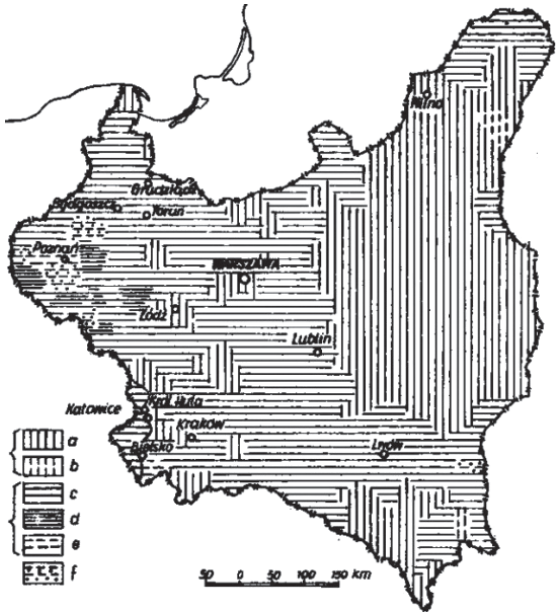
52 Natomiast S. Leszczycki [1964: 26] podaje, że pierwsze badania z zakresu regionalizacji geograficznej zostały przeprowadzone w drugiej połowie XVIII w. przez francuskiego geologa J.E. Guettarda.

53 J. Szczepkowski [1977: 42] podaje, że pierwsza próba podziału Polski na regiony gospodarcze została podjęta w 1925 r. przez F. Bujaka. Jednakże, przeprowadzona delimitacja miała charakter „eklektyczny", gdyż opierała się na przesłankach historycznych, fizycznogeograficznych i polityczno-administracyjnych.

W ujęciu globalnym badania nad regionalnym ujęciem zjawisk gospodarczych rozpoczęły się dużo wcześniej niż w Polsce. Pierwsze prace z tego zakresu powstały w Stanach Zjednoczonych oraz w Rosji [Wróbel 1956: 3–4] – ich autorami byli odpowiednio J. Morse (1793) oraz K. Arseniew[54] (1848).

Pierwsze koncepcje podejścia ilościowego w badaniach przestrzennych powstały w XIX w. – ich autorem był J.H. von Thünen, który zaprezentował model „struktury przestrzennej użytkowania ziemi" [Mazurkiewicz 1992: 248–249].

Początki badań nad problematyką regionalizacji demograficznej w Polsce[55] sięgają okresu międzywojennego, a zainicjował je W. Ormicki[56], publikując w 1932 r. artykuł pt. *Regionalizm demograficzny Polski*. Autor ten, na podstawie ruchu naturalnego i migracyjnego oraz gęstości zaludnienia, wyodrębnił trzy typy obszarów (imigracji, emigracji oraz zastoju demograficznego), w ramach których wyróżnił podtypy, charakteryzujące się różną relacją przyrostu rzeczywistego do naturalnego (zob. rys. 1.4 i tab. 1.3).



Rys. 1.4. Mapa demograficzna Polski w latach 1921–1931 według W. Ormickiego
Źródło: Jelonek 1971: 13; Ormicki 1932: 59.

54 B. Rychłowski [1961: 205] wskazał badania K. Arseniewa z 1818 r. i K. Germana z 1819 r. jako pionierskie pod względem „podziałów regionalnych" Rosji prowadzonych z punktu widzenia cech fizycznogeograficznych i ekonomicznych.

55 W Europie problematyka regionalizacji demograficznej podejmowana była głównie przez polskich, czeskich i francuskich naukowców – największe zainteresowanie tym tematem miało miejsce w latach 70. XX w. [Vojković 2007: 20].

56 W. Ormicki uważany jest za „twórcę polskiej geografii ludności" [Gawryszewski 2008: 182], przy czym początki badań z zakresu tej tematyki prowadzone były jeszcze przed odzyskaniem przez Polskę niepodległości.

Tab. 1.3. Typy demograficznych obszarów Polski w latach 1921–1931 według W. Ormickiego

Obszar imigracji wewnętrznej	a	Obszar „chłonięcia ludności" (przyrost rzeczywisty większy od naturalnego)
	b	Obszar o tendencji do „chłonięcia ludności" (przyrost rzeczywisty nieznacznie większy od naturalnego, co najmniej o 0,1%)
Obszar emigracji	c	Obszar emigracji ludności (przyrost rzeczywisty mniejszy od naturalnego)
	d	Obszar o efektywnym spadku zaludnienia
	e	Obszar o tendencji do emigracji (przyrost rzeczywisty mniejszy od naturalnego, co najmniej o 0,1%)
Obszar zastoju demograficznego	f	Obszar emigracji, na którym w ciągu dziesięciolecia gęstość zaludnienia utrzymywała się prawie bez zmian

Źródło: Jelonek 1971: 13; Ormicki 1932: 59.

W tym miejscu warto wspomnieć, że w polskiej przedwojennej literaturze z zakresu zagadnień ludnościowych, geograficznej jak i demograficznej przeważały opracowania dotyczące rozmieszczenia ludności na danym obszarze, ale publikowane były również teksty prezentujące opis lub proste, jednowymiarowe charakterystyki procesów ruchu naturalnego i migracyjnego. Wymienione zagadnienia zostały przedstawione m.in. w pracach L. Sawickiego [1910], M. Mrazkówny [1921], S. Pawłowskiego [1927] i J. Wąsowicza [1929][57].

W okresie wczesnopowojennym w polskiej literaturze częściej prezentowane były badania nad strukturą ludności według wieku, oparte na spisach ludności z lat 1946 i 1950 (problematykę tę podejmowali m.in. W. Migacz, B. Wełpa, A. Jelonek)[58]. Badania nad ruchem naturalnym w Polsce rozpoczęły się ponad dekadę po zakończeniu wojny, czego powodem było „późne zorganizowanie wiarygodnej rejestracji ruchu naturalnego – urodzeń od końca lat 40-tych XX wieku, a nowo zawartych małżeństw od 1958 r.", rejestrowanych w urzędzie stanu cywilnego. Pierwsza powojenna praca z zakresu terytorialnego zróżnicowania ruchu naturalnego w Polsce ukazała się w 1957 r., a jej autorem był A. Jelonek, który dokonał „rekonstrukcji powojennych współczynników ruchu naturalnego według województw" [Gawryszewski 2008: 188–189].

Jak już wspomniano, początkowo prace nad regionalnym ujęciem zjawisk demograficznych w Polsce, podobnie jak w innych dziedzinach nauki, najczęściej prowadzone były w ujęciu jednowymiarowym i stanowiły „systematyzację

57 Przed drugą wojną światową problematyką rozmieszczenia ludności oraz zagadnieniami demograficznymi zajmowały się głównie dwa ośrodki naukowe: Instytut Geograficzny im. Jana Kazimierza we Lwowie oraz Instytut Geograficzny Uniwersytetu Jagiellońskiego w Krakowie [Górka i Jelonek 1993; Leonhard-Migaczowa 1993].

58 Przeprowadzony w 1946 r. spis ludności, ze względu na koszty, został ograniczony do zebrania danych na temat sumarycznej liczby ludności ogółem i według płci oraz w podziale na trzy grupy wieku: 0–17 lat, 18–59 lat oraz 60 lat i więcej [Jelonek 1958: 442].

przestrzenną" analizowanego zjawiska, natomiast badania uwzględniające kilka cech zazwyczaj polegały na nakładaniu na siebie rezultatów analiz jednowymiarowych. Rozwój badań nad regionalizacją zjawisk w ujęciu wielocechowym, prowadzonych za pomocą metod statystyczno-matematycznych, nastąpił na przełomie lat 60. i 70. XX w. W dziedzinie demografii jako pierwsi wykorzystali je A. Jelonek [1971] oraz F. Stokowski [1971]. Zaprezentowane przez nich podejścia, ze względu na kompleksowe ujęcie problemu oraz zastosowane narzędzia, miały charakter prekursorski [Gorzelak 1975: 26; Stokowski 1977: 17 i 1995: 92].

Stosowane metody, prowadzące do typologii przestrzennej lub regionalizacji, można podzielić na opisowe (jakościowe) oraz formalne (ilościowe), przy czym wyraźne i jednoznaczne rozgraniczenie tych dwóch grup metod nie jest proste [Gorzelak 1975: 26].

Podstawę metod opisowych stanowią dane liczbowe dotyczące analizowanego zjawiska, ale na ich podstawie nie jest budowane kryterium regionalizacji (czyli „sposób w jaki od zestawu zmiennych przechodzi się do regionów" [Gorzelak 1975: 27]), w związku z tym delimitacja regionów w znacznym stopniu zależy od decyzji badacza. Natomiast w przypadku metod ilościowych regionalizacja prowadzona jest w oparciu o dane liczbowe, ale przy wykorzystaniu odpowiednich procedur matematyczno-statystycznych, przy czym niektóre działania (np. wybór procedury czy wskazanie pierwotnego zbioru zmiennych diagnostycznych) charakteryzują się pewnym stopniem arbitralności.

W ocenie niektórych badaczy, np. F. Stokowskiego [1977: 31–32], optymalnym rozwiązaniem dla celów regionalizacji obiektów wielocechowych jest połączenie obu grup metod, gdyż zarówno pełne sformalizowanie, czyli „mechaniczne" stosowanie metod ilościowych, jak i wyłącznie jakościowa analiza badanego zjawiska nie prowadzą do poprawnych wyników.

Regionalizacja demograficzna nie jest zagadnieniem często podejmowanym i w związku z tym literatura przedmiotu w tym względzie nie jest bogata. Najwięcej publikacji z tego obszaru powstało w latach 70. i 80. ubiegłego stulecia. Obecnie, podobnie jak i w minionym stuleciu, znacznie częściej spotykane jest zagadnienie terytorialnego zróżnicowania procesów demograficznych oraz typologii przestrzennych.

W prezentowanych dotychczas badaniach nad delimitacją regionów demograficznych dominowały procedury ilościowe, bazujące na metodach wielowymiarowej (wielocechowej) analizy porównawczej. Metody te zastosowali w swoich opracowaniach m.in. następujący autorzy: S. Borowski [1977a, 1977b, 1977c], M. Kędelski [1976], A. Jelonek [1971, 1976, 1977a, 1977b], T. Mantorska [1974], A. Majdzińska [2010], A. Muszyńska [1975], F. Stokowski [1971, 1977, 1995], A. Tritt [1977] oraz A. Malarska, H. Mikulska, H. Mikulski [1985], J. Cegłowska, J. Niekrasz i F. Stokowski [1988], K. Guraj-Kaczmarek, K. Nowak-Sapota, B. Nowakowska i W. Obraniak [1988].

Wymienieni autorzy w swoich badaniach wykorzystywali m.in.: metodę różnic przeciętnych, analizę czynnikową, metody dendrytowe (głównie taksonomię wrocławską i jej modyfikacje). Podejście opisowe zastosowano m.in. w opracowaniach: A. Jelonka [1958] i P. Eberhardta [1989].

Badania nad terytorialnym zróżnicowaniem procesów lub struktur demograficznych w Polsce (w tym typologie przestrzenne) prowadzone były za pomocą różnych metod zarówno opisowych, jak i ilościowych (jedno- i wielowymiarowych). Temat ten podejmowany był m.in. przez demografów, geografów, statystyków i ekonomistów, w związku z tym literatura w tym względzie jest dosyć obszerna. Wspomniana problematyka została zaprezentowana m.in. w pracach: E. Gołaty [1990], D. Kołodziejczyk [2011], L. Kosińskiego [1964 i 1968], S. Kurka [2008], S. Kurka i M. Lange [2013], H. Leonhard-Migaczowej [1970], A. Majdzińskiej [2011 i 2012], A. Mikulca [2007], J. Paryska [1989], M. Przygalińskiej [2008], R. Rauzińskiego [1975], W. Wróblewskiej [1995], a także w opracowaniach: A. Malarska i in. [1983], B. Nowakowska i in. [1991] oraz T. Pakulska i W. Rakowski [1995]. W kontekście międzynarodowym wspomniana problematyka podjęta została m.in. w monografii autorstwa J. Kurkiewicz, J. Pociechy i K. Zająca [1991] oraz w opracowaniach J. Pociechy [1990, 1992], w których za pomocą metod wielowymiarowej analizy porównawczej dokonano klasyfikacji krajów europejskich z punktu widzenia rozwoju demograficznego[59].

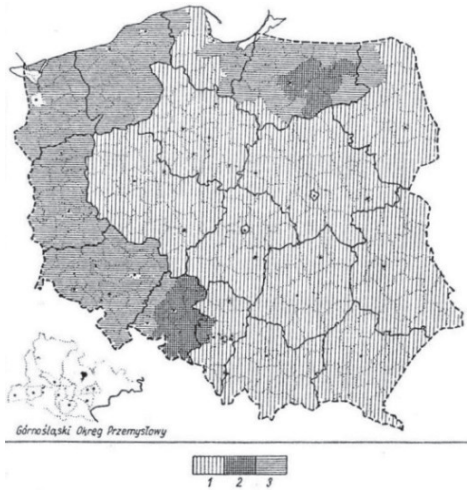
1.4.2. Charakterystyka dotychczas prowadzonych badań

W tym punkcie scharakteryzowane zostały rezultaty delimitacji regionów demograficznych w Polsce, wybranych spośród zaprezentowanych powyżej opracowań. W pierwszej kolejności omówiono procedury oparte na metodach opisowych, następnie zaś bazujące na metodach analizy porównawczej obiektów opisywanych przez kilka cech.

Metoda opisowa, oparta na procedurze „pozornie wielowymiarowej", została zastosowana w pracy A. Jelonka, pt. *Zmiany w strukturze płci i wieku ludności w Polsce w latach 1946–1950*, opublikowanej w 1958 r. Jako podstawową jednostkę badania Autor przyjął powiat i miasta wydzielone (tzn. miasta-powiaty miejskie). Najpierw, opierając się na strukturach według płci i wieku ludności w latach 1950 i 1946, przeprowadził analizy z punktu widzenia pojedynczych cech. Ich podstawę stanowiły różnice w procentowym udziale grup wieku ludności (tj. 0–17 lat, 18–59 lat oraz 60 lat i więcej) w analizowanych latach oraz różnice w odsetku mężczyzn w populacji w tym okresie. Następnie na podstawie uzyskanych wyników i struktury ludności według wieku w 1950 r. (w podziale na grupy 0–2 lata, 3–6 lat,

59 Do prac podejmujących zagadnienie typologii procesów demograficznych na obszarze Europy na początku XXI w. należy również m.in. raport *DEMIFER*, zrealizowany w ramach programu „The ESPON 2013 Programme" [zob. Bauer i Fassmann 2010].

7–13 lat, 14–17 lat, 18–59 lat i 60+ lat) wyodrębnił cztery zespoły regionów populacyjnych, tj. zespół regionów ziem dawnych, regiony Opolszczyzny i Mazur oraz regiony pozostałych ziem odzyskanych (zob. rys. 1.5).



Rys. 1.5. Regiony populacyjne w Polsce w 1950 r. według A. Jelonka

Źródło: Jelonek 1958: 452 i 1977a: 133.

Rys. 1.6. Regiony wyludniające się w Polsce w latach 1946–1978 według P. Eberhardta

Źródło: Eberhardt 1989: załącznik.

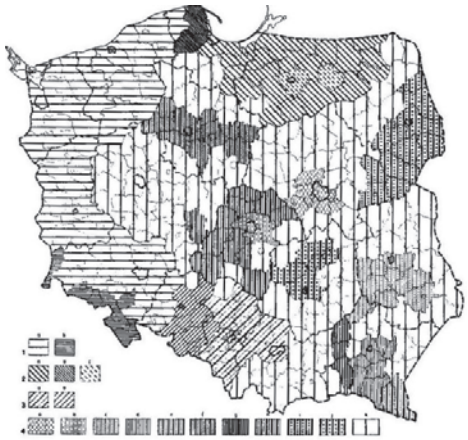
Opisowa metoda regionalizacji demograficznej została również zastosowana w pracy P. Eberhardta z 1989, pt. *Regiony wyludniające się w Polsce*, w której autor rozważania przeprowadził na podstawie danych dotyczących liczby ludności w latach 1946–1978, przyjmując miasta i gminy jako podstawowe jednostki badania. Wyróżnił on cztery kryteria delimitacyjne, każde oparte na procentowym spadku liczby ludności w czterech różnych okresach. Następnie, dla każdej pary analizowanych okresów, czyli dla każdych zestawionych dwóch kryteriów, sporządził kartogramy (łącznie sześć), na których zaznaczone zostały obszary złożone z co najmniej ośmiu jednostek sąsiadujących ze sobą i spełniających minimum dwa kryteria. Uzyskane w ten sposób rezultaty z każdego kartogramu zostały przeniesione na jedną mapę, co stanowiło podstawę wyodrębnienia większych obszarów depopulacyjnych. Granice ostatecznych regionów zostały określone również na podstawie wyżej wymienionych kryteriów delimitacyjnych, ale już w mniej restrykcyjnym stopniu, tzn. do danego regionu włączane były jednostki spełniające tylko jedno kryterium[60]. Ostatecznie, autor wyodrębnił cztery regiony, tj. północno-wschodni,

60 Kryteria delimitacyjne – I: spadek zaludnienia o ponad 30% w latach 1946–1978; II: spadek o ponad 20% w latach 1950–1978; III: spadek o ponad 15% w latach 1960–1978; IV spadek o ponad 5% w latach 1970–1978. Autor zastrzega, że procedura delimitacji regionów nie przebiegała schematycznie. Zdarzało się, że do danego regionu włączane były jednostki

sudecki, zachodniopomorski i centralnej Polski, charakteryzujące się znacznym, długotrwałym natężeniem procesów depopulacyjnych (zob. rys. 1.6).

Jak już wspomniano, prekursorami stosowania metod statystyczno-matematycznych do celów wielocechowej regionalizacji demograficznej w Polsce byli A. Jelonek oraz F. Stokowski. Wymienieni autorzy w prowadzonych niezależnie od siebie badaniach uzyskali nieco odmienne rezultaty, co wynikało m.in. z przyjęcia przez nich do analizy innych zmiennych oraz zastosowania różnych procedur delimitacji.

Badanie A. Jelonka, zaprezentowane w opracowaniu z 1971 r. pt. *Regiony demograficzne Polski*, zostało przeprowadzone przy wykorzystaniu dwóch procedur. Podstawę delimitacji regionów stanowiła analiza wzajemnych relacji pomiędzy udziałami ludności w trzech ekonomicznych grupach wieku z 1960 r. Uzyskane wyniki zostały zweryfikowane metodą „częstotliwości rubieży" („metodą zasięgów"). W przypadku, gdy niemożliwe było jednoznaczne określenie granic regionów (czyli przy odmiennych rezultatach obu procedur), autor przeprowadzał szczegółową analizę struktury według płci i wieku ludności oraz ruchu naturalnego dla lat 1948–1960. Rezultatem opisanego podejścia był podział Polski na cztery regiony demograficzne: zachodni, północny, śląsko-krakowski oraz centralny i wschodni, w obrębie których autor wyszczególnił podregiony (zob. rys. 1.7).



Rys. 1.7. Regiony demograficzne Polski w 1960 r. według A. Jelonka

Źródło: Jelonek 1971: 77 i 1977a: 134.

Rys. 1.8. Regiony demograficzne Polski w 1970 r. według T. Mantorskiej

Źródło: Mantorska 1974: 264.

F. Stokowski w opracowaniu pt. *Metody taksonometryczne w analizie przestrzennego zróżnicowania procesów demograficznych* opublikowanym w 1971 r. zastosował procedury taksonomiczne. Na podstawie wartości współczynników

niespełniające żadnego z postawionych kryteriów, a jedynie położone wokół obszarów o dużym natężeniu procesów depopulacyjnych [Eberhardt 1989: 50–53].

urodzeń, zgonów i małżeństw w powiatach w 1966 r., przy wykorzystaniu metody różnic przeciętnych, dokonał delimitacji podregionów demograficznych w województwie warszawskim. W wyniku zastosowania „analizy merytorycznej badanego zjawiska w konfrontacji z układem powiązań dendrytowych i diagraficznych" F. Stokowski wyodrębnił sześć następujących podregionów, złożonych z obszarów relatywnie jednorodnych z punktu widzenia ruchu naturalnego ludności: podstołeczny, płocki, południowo-wschodni, ciechanowski, podlaski i północny.

T. Mantorska, w opracowaniu z 1974 r. pt. *Metody badań demograficznych w ujęciu regionalnym*, zaprezentowała wyniki delimitacji regionów demograficznych przy zastosowaniu dwóch metod: analizy czynnikowej oraz taksonomii wrocławskiej. Podstawę badania stanowił zbiór zmiennych diagnostycznych, złożony z cech opisujących struktury ludności według płci i wieku, a także ruchu naturalnego i migracyjnego dla 1970 r. Jako podstawową jednostkę badania autorka przyjęła powiat. Pierwsza z wymienionych metod posłużyła do wyodrębnienia czynników, które w największym stopniu objaśniały zmienność wspólną, natomiast taksonomia wrocławska została zastosowana do porządkowania i grupowania jednostek najbardziej podobnych. W rezultacie przeprowadzonych procedur uzyskano podział Polski na trzy regiony demograficzne (zob. rys. 1.8).

W 1975 r. ukazało się opracowanie A. Muszyńskiej, pt. *Delimitacja regionów społeczno-demograficznych*, w którym autorka, opierając się na danych statystycznych z zakresu stanu, struktury według płci i wieku ludności, struktury społeczno-zawodowej, a także ruchu naturalnego i migracyjnego, wyodrębniła mikro- i makroregiony demograficzne. Jako procedurę regionalizacji wykorzystała „taksonomię najbliższych sąsiadów", stanowiącą modyfikację taksonomii wrocławskiej. Autorka, łącząc najbardziej podobne, ale sąsiadujące ze sobą powiaty, wyodrębniła 64 mikroregiony, które następnie zagregowała w 13 makroregionów.

A. Jelonek, w opracowaniu pt. *An application of factor analysis to demographic regionalization*, opublikowanym w 1976 r., dla celów regionalizacji demograficznej zastosował metodę analizy czynnikowej. Podstawę tego badania stanowił zespół zmiennych diagnostycznych złożony z 26 cech (dotyczących struktury ludności według płci i wieku, ruchu naturalnego i migracyjnego, a także kilku cech społeczno-ekonomicznych w 1970 r.). Rezultatem tych rozważań był podział Polski na trzy regiony: północno-zachodni, śląsko-krakowski oraz centralno-wschodni, w obrębie których wyróżnił kilka podregionów.

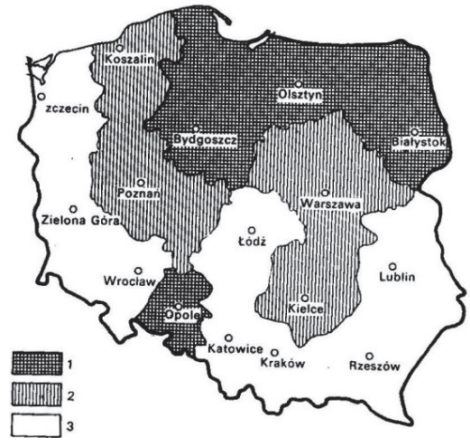
M. Kędelski, w opracowaniu z 1976 r., pt. *Próba wyodrębnienia układu makroregionów demograficznych i zatrudnienia*, wyodrębnił obszary jednorodne z punktu widzenia struktury demograficznej oraz rozmieszczenia i ruchu migracyjnego ludności, a także struktury zatrudnienia i sytuacji na rynku pracy w 1970 r. Podstawę delimitacji regionów stanowiły wartości różnic względnych pomiędzy sąsiadującymi województwami, obliczone dla każdej cechy z osobna, a następnie znormalizowane i zsumowane do postaci wskaźnika. Stosując procedurę „najbliższego sąsiada" proponowaną przez T. Czyż, autor wyodrębnił cztery regiony złożone

z grup województw podobnych z punktu widzenia badanego zespołu cech, tj. centralny, południowo-wschodni, północno-wschodni i zachodni oraz cztery pojedyncze jednostki (stanowiące regiony odrębne), które ze względu na swoją odmienność nie zostały zakwalifikowane do żadnego z wyodrębnionych obszarów.

Regiony według stopnia podobieństwa jednostek pod względem wyodrębnionych czynników: 1 – bardzo wysokie, 2 – wysokie, 3 – jednostki niepodobne

Rys. 1.9. Regiony dzietności rodzin w Polsce w latach 1970–1972 (miasto, matki w wieku 25–34 lata) według S. Borowskiego

Źródło: Borowski 1977c: 31.



Regiony według stopnia podobieństwa jednostek pod względem wyodrębnionych czynników: 1 – bardzo wysokie, 2 – wysokie, 3 – jednostki niepodobne

Rys. 1.10. Regiony dzietności rodzin w Polsce w latach 1970–1972 (wieś, matki w wieku 25–34 lata) według S. Borowskiego

Źródło: Borowski 1977c: 32.

S. Borowski podjął problematykę delimitacji regionów reprodukcji ludności[61] w Polsce, przedstawiając wyniki badań w serii opracowań opublikowanych w 1977 r. w „Studiach Demograficznych". Autor swoje analizy przeprowadził w oparciu o charakterystyki społeczno-demograficzne kobiet zamężnych urodzonych w latach 1911–1940, uzyskane na podstawie badań z lat 1970 i 1972 dla województw (w podziale na miasto i wieś), przy wykorzystaniu analizy czynnikowej i metody różnic przeciętnych. Pierwsza z wymienionych procedur posłużyła wyodrębnieniu czynników reprodukcji (m.in. wykształcenia, wieku, dzietności rodzin z których pochodzą małżonkowie), na podstawie których autor następnie

61 Reprodukcja rozumiana jest jako proces „ciągłego odnawiania się populacji w rezultacie zachodzących w niej zjawisk" [Paradysz 2010: 232]. Kształtują ją ruch „naturalny, przestrzenny i społeczny", przy czym podstawowe znaczenie ma pierwszy z wymienionych czynników (w szczególności urodzenia i zgony). Pozostałe czynniki (małżeństwa, migracje) kształtują struktury i procesy demograficzne, oddziałując w rezultacie na poziom płodności. Istotną rolę w tym względzie odgrywają również zachowania i postawy małżeńsko-prokreacyjne, a przemiany, jakie w nich zachodzą, powodują zmiany m.in. we wzorcu płodności.

dokonał porządkowania województw za pomocą diagramu Czekanowskiego oraz wyodrębnił regiony (rys. 1.9 i 1.10). Następnie, S. Borowski ponowił delimitację regionów, opierając się na pierwotnym zbiorze cech diagnostycznych, ale przy wykorzystaniu metody różnic przeciętnych.

Analogiczne podejście metodologiczne, jak w opracowaniach S. Borowskiego, zostało zastosowane w pracy A. Tritt z 1977 r., pt. *Zastosowanie analizy czynnikowej i metod taksonometrycznych do rejonizacji dzietności*, w którym autorka przeprowadziła delimitację obszarów jednorodnych z punktu widzenia dzietności rodzin w województwie zielonogórskim.

W 1977 r. ukazała się również publikacja F. Stokowskiego pt. *Regionalizacja demograficzna Polski*, w której autor opisał badanie przeprowadzone w oparciu o zespół zmiennych diagnostycznych złożony z cech dotyczących struktury ludności według płci i wieku oraz ruchu naturalnego dla lat 1960–1962 i 1970–1972, przy wykorzystaniu dendrytowej odmiany metody różnic przeciętnych. Za podstawową jednostkę badania autor przyjął kolejno powiat i województwo. W obrębie każdego województwa F. Stokowski dokonał delimitacji mikroregionów demograficznych złożonych z grup powiatów, a następnie wyodrębnił makroregiony, przy czym procedurę tę przeprowadzał dwuwariantowo. W pierwszym wariancie makroregiony powstały poprzez agregację województw, a procedurę delimitacji autor przeprowadził trzykrotnie – dla danych statystycznych dotyczących lat 1950, 1960 i 1970, uzyskując w rezultacie podział odpowiednio na 5, 6 i 7 makrojednostek (zob. rys. 1.11 i 1.12). W wariancie drugim makroregiony zostały wyodrębnione poprzez agregację regionów podstawowych, powstałych w wyniku połączenia najbardziej podobnych, sąsiadujących ze sobą mikroregionów demograficznych. W wyniku tej procedury uzyskano podział kraju na 9 makrojednostek. Następnie autor przeprowadził ponowną delimitację makroregionów demograficznych, tym razem opartą na agregacji województw według podziału administracyjnego kraju z 1975 r. (podstawę tego badania stanowiły dane statystyczne dotyczące 1974 r.), w rezultacie czego uzyskał podział Polski na 10 makroregionów (zob. rys. 1.13).

Delimitacja regionów demograficznych w oparciu o dendrytową odmianę metody różnic przeciętnych została przeprowadzona również przez A. Malarską, H. Mikulską oraz H. Mikulskiego. Charakterystyka tego badania została przedstawiona w opracowaniu z 1985 r. pt. *Propozycja demograficznej regionalizacji Polski*. Podstawę rozważań autorów stanowiły dane statystyczne dotyczące podstawowych charakterystyk demograficznych, ruchu naturalnego i migracyjnego oraz struktury społeczno-zawodowej ludności z 1978 r. Badanie przeprowadzono również w wariancie „dendrytowej odmiany sum ilorazów". Uzyskane tymi dwoma metodami wyniki zostały poddane weryfikacji za pomocą diagramu Czekanowskiego. Rezultatem prowadzonych prac był podział Polski na 11 regionów demograficznych.

Rys. 1.11. Makroregiony demograficzne w Polsce w 1950 r.
Źródło: Stokowski 1977: 104.

Rys. 1.12. Makroregiony demograficzne w Polsce w 1970 r.
Źródło: Stokowski 1977: 104.

Rys. 1.13. Makroregiony demograficzne w Polsce w 1974 r.
Źródło: Stokowski 1977: 157.

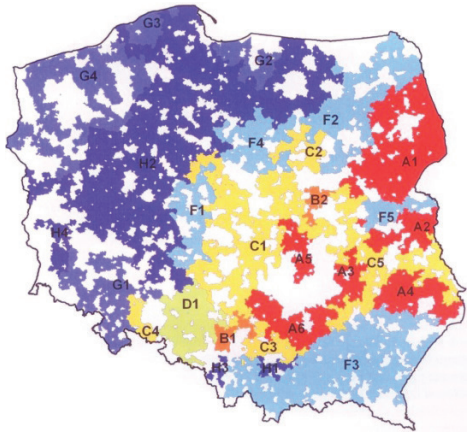
Koncepcja podziałów regionalizacyjnych za pomocą dendrytowej odmiany metody różnic przeciętnych była również podstawą badania zrealizowanego przez J. Cegłowską, J. Niekrasz i F. Stokowskiego, opisanego w publikacji z 1988 r. pt. *Ewolucja regionalnych podziałów demograficznych w Polsce*, a także analiz przeprowadzonych przez K. Guraj-Kaczmarek, K. Nowak-Sapotę, B. Nowakowską i W. Obraniaka, zaprezentowanych w monografii z 1988 r. pt. *Terytorialne zróżnicowanie liczby i struktury gospodarstw domowych a potrzeby mieszkaniowe*.

Pierwsze z wymienionych opracowań [Cegłowska i in. 1988] stanowiło nawiązanie do publikacji F. Stokowskiego z 1977 r. (zastosowano w nim podobne rozwiązania metodologiczne). W pracy tej podstawę badania stanowił zespół zmiennych diagnostycznych złożony z dziewięciu cech społeczno-demograficznych dotyczących lat 1970–1972 i 1978. Autorzy, poprzez łączenie w dendryt najbardziej podobnych i sąsiadujących ze sobą w obrębie danego województwa powiatów, dokonali delimitacji mikroregionów, a następnie, przyjmując województwo za podstawową jednostkę badania, w analogiczny sposób wyodrębnili obszary makro.

W drugim ze wspomnianych opracowań [Guraj-Kaczmarek i in. 1988] autorzy, na podstawie danych NSP z 1978 r. dla województw, dokonali regionalizacji Polski z punktu widzenia częstości tworzenia gospodarstw domowych oraz ich struktury według liczby tworzących je osób.

F. Stokowski w opublikowanym w 1995 r. opracowaniu pt. *Aktualne koncepcje regionalizacji demograficznej Polski i możliwości ich praktycznego wykorzystania* przedstawił rezultaty prac stanowiących kontynuację wcześniejszych badań, wykorzystujących te same rozwiązania metodologiczne, ale bazujących na danych pochodzących z NSP z 1988 r. Autor wyodrębnił 11 makroregionów demograficznych, złożonych z grup województw. Wynik ten w niewielkim stopniu różnił się od podziału dokonanego na podstawie danych z 1978 r. [zob. Cegłowska i in. 1988].

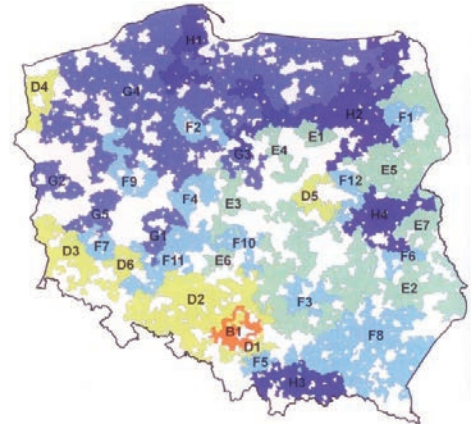
Delimitacja regionów poprzedzona typologią starzenia się populacji została przedstawiona w pracy S. Kurka z 2008 pt. *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*. W opracowaniu tym autor w oparciu o 5-letnie grupy wieku ludności w gminach, przy wykorzystaniu metody *k*-średnich, wyodrębnił 27 typów regionalnych (regionów) starzenia się populacji, przypisanych odpowiednio do 8 klas typologicznych. Wyróżnione w ten sposób klasy były zróżnicowane pod względem poziomu zaawansowania starości demograficznej w latach 1988 i 2002, a także pod względem postępu tego procesu w analizowanym okresie. Analogiczne badanie zostało przeprowadzone dla lat 2002–2030, w wyniku którego autor uzyskał podział na 35 typów regionalnych w obrębie sześciu klas typologicznych (zob. rys. 1.14 i 1.15).



Regiony według stopnia zaawansowania starości demograficznej: A – bardzo wysoki, H – względnie najniższy

Rys. 1.14. Typologia przestrzenna starzenia się ludności w Polsce za lata 1988–2002 według S. Kurka

Źródło: Kurek 2008: 140.



Regiony według stopnia zaawansowania starości demograficznej: B – bardzo wysoki, H – względnie najniższy

Rys. 1.15. Typologia przestrzenna starzenia się ludności w Polsce za lata 2002–2030 według S. Kurka

Źródło: Kurek 2008: 140.

A. Majdzińska w badaniu opublikowanym w 2010 r., pt. *Zróżnicowanie sytuacji demograficznej w Polsce*, dokonała delimitacji regionów demograficznych w Polsce oraz mikroregionów w obrębie Regionu Centralnego. W pierwszym przypadku autorka swoje rozważania prowadziła przy zastosowaniu dwóch procedur: różnic przeciętnych oraz taksonomicznego miernika rozwoju Z. Hellwiga, przyjmując województwo jako podstawową jednostkę badania, w drugim zaś, opierając się na danych dla powiatów, zastosowała tylko drugą ze wspomnianych metod. Podstawę wszystkich analiz stanowił zbiór zmiennych diagnostycznych złożony z charakterystyk dotyczących struktury wieku oraz ruchu naturalnego i migracyjnego ludności w 2008 r.

Delimitacja regionów metodą różnic przeciętnych przebiegała dwuetapowo. Najpierw autorka uporządkowała wartości różnic przeciętnych obliczone dla każdej pary województw (stosując czterostopniowe kryterium podobieństwa określone metodą podziału kwartylowego), następnie zaś dokonała łączenia jednostek sąsiednich w obrębie I, a następnie II grupy typologicznej, czyli odpowiednio o wysokim i umiarkowanym stopniu ich podobieństwa. Natomiast druga ze wspomnianych procedur polegała na obliczeniu dla każdej analizowanej jednostki (tj. województwa lub powiatu) wartości miernika rozwoju Z. Hellwiga, pogrupowaniu jednostek według tych wartości do czterech grup typologicznych, a następnie łączeniu jednostek sąsiednich w obrębie tych klas.

Przytoczone powyżej wyniki badań dowodzą, że rezultaty regionalizacji nie są jednoznaczne i ostateczne. Zastosowanie różnych metod klasyfikacji i/lub zmiana cech tworzących zespół zmiennych diagnostycznych mogą dać różne efekty delimitacji. Ponadto, dynamika badanych procesów może spowodować zmianę przynależności jednostek do wyznaczonych wcześniej regionów, stąd regionalizacja przeprowadzona tą samą metodą i w oparciu o ten sam zespół zmiennych diagnostycznych, ale dla różnych okresów, może dać kilka różniących się między sobą wyników.

1.4.3. Dotychczas stosowane procedury regionalizacji

Jak już wspomniano, procedury regionalizacyjne, zarówno opisowe, jak i ilościowe, mogą być prowadzone na podstawie uzyskanych wcześniej wyników typologii przestrzennych lub od początku uwzględniać warunek sąsiedztwa jednostek. Oba rozwiązania często stosowane były w dotychczasowych badaniach nad regionalizacją zjawisk demograficznych w Polsce.

Dwuetapowa procedura delimitacji regionów prowadzona może być przy wykorzystaniu wszystkich wyżej prezentowanych metod wielowymiarowej analizy porównawczej. W takim przypadku badane jednostki klasyfikuje się do odpowiednich grup – ze względu na wyróżnione kryterium podziału, w obrębie których dokonuje się łączenia obiektów w regiony. W wyniku zastosowania tego rozwiązania, oprócz grup jednostek podobnych z punktu widzenia badanego zespołu cech, można otrzymać obiekty pojedyncze, nieprzynależące do żadnego regionu.

W przypadku metod delimitacji od początku prowadzonych przy warunku sąsiedztwa jednostek w dotychczasowych badaniach demograficznych przeważały procedury stanowiące syntezę odpowiednio dobranych i czasem modyfikowanych procedur klasyfikacji lub grupowania obiektów wielocechowych. Modyfikacjom tym najczęściej poddawana była metoda taksonomii wrocławskiej, którą jako pierwszy na grunt badań demograficznych zaaplikował F. Stokowski [1971, 1977]. Metoda ta najczęściej łączona była z metodą różnic przeciętnych (wskazującą pary obiektów podobnych z punktu widzenia badanego zespołu cech), a także

analizą czynnikową. Synteza metody różnic przeciętnych i zmodyfikowanej postaci taksonomii wrocławskiej (uwzględniającej sąsiedztwo terytorialne obiektów przestrzennych) w literaturze przedmiotu znana jest pod nazwą „dendrytowej odmiany metody różnic przeciętnych" [Stokowski 1977: 23] lub „taksonomii najbliższych sąsiadów" [Muszyńska 1975: 7]. Modyfikacji taksonomii wrocławskiej dokonała także T. Czyż [Chojnicki i Czyż 1973], nazywając ją „dendrytową metodą najbliższego sąsiada".

Alternatywę dla taksonomii wrocławskiej w jej zmodyfikowanej postaci stanowić może procedura Mc Quitty'ego, polegająca na delimitacji regionów w oparciu o analizę korelacji pomiędzy badanymi jednostkami.

Dendrytowa odmiana metody różnic przeciętnych

Kanwę dla tej procedury stanowiła metoda różnic przeciętnych autorstwa Jana Czekanowskiego, którą dla celów regionalizacji demograficznej adaptował F. Stokowski [1971, 1977]. Autor ten, ze względu na sposób porządkowania jednostek na podstawie wartości różnic przeciętnych, rozróżnił dwie odmiany tej metody: diagraficzną oraz dendrytową. Pierwsza z nich dla tego celu wykorzystuje diagram Czekanowskiego, druga zaś metodę taksonomii wrocławskiej. Poniżej zaprezentowano jedynie charakterystykę dendrytowej odmiany metody różnic przeciętnych, częściej znajdującej zastosowanie dla celów delimitacji regionów demograficznych [Stokowski 1977: 22–30; 1995: 93–94].

W pierwszym kroku tej procedury, dla każdej pary obiektów wyznacza się różnice przeciętne w poziomie analizowanego zjawiska (wyznaczone w oparciu o zespół ilościowych zmiennych diagnostycznych), na podstawie następującego wzoru[62]:

$$\bar{d}_{ik} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} \frac{|x_{ij} - x_{kj}|}{\bar{x}_j} \cdot 100 \tag{1.52}$$

gdzie: $\bar{d}_{ik}$ – przeciętna różnica pomiędzy obiektami i oraz k z punktu widzenia m cech[63],
x_{ij}, x_{kj} – wartości j-tej zmiennej odpowiednio w obiektach i oraz k,
$\bar{x}_j$ – średnia arytmetyczna z j-tej zmiennej.

---

62 Zastosowanie tej formuły nie wymaga wcześniejszego poddania zmiennych przekształceniu normalizacyjnemu.

63 Prezentowany wzór (1.52) na różnicę przeciętną $\bar{d}_{ik}$ stanowi modyfikację podejścia J. Czekanowskiego, dokonaną przez F. Stokowskiego [1977, 1995]. Zamiast niej, w analizie można wykorzystać inną miarę odległości (zob. pkt 1.2.3) lub skorzystać z propozycji przedstawionej w opracowaniu A. Malarskiej, H. Mikulskiej i H. Mikulskiego [1985: 88]. Oryginalna formuła proponowana przez J. Czekanowskiego ma postać [Stokowski 1977: 25]:

$$\bar{d}_{ik} = \frac{\sum_{j=1}^{m} (x_{ij} - x_{kj})}{m}$$

Wyznaczona w ten sposób wartość $\bar{d}_{ik}$ wyraża średnią względną różnicę przeciętną obiektu i od obiektu k z punktu widzenia m cech. Im niższa jej wartość, tym bardziej podobne są do siebie porównywane obiekty. Następnie uzyskane dla n obiektów różnice przeciętne $\bar{d}_{ik}$ zestawia się w macierzy o wymiarach $n \times n$.

Po wyznaczeniu różnic przeciętnych należy dokonać grupowania obiektów w jednorodne zbiory. W tym celu można zastosować diagraficzną metodę porządkowania obiektów (diagram Czekanowskiego) lub dendrytową – metodę taksonomii wrocławskiej.

Idea taksonomii wrocławskiej szczegółowo została przedstawiona w punkcie 1.3.2 pracy. Modyfikacja tej metody dokonana przez F. Stokowskiego polegała na „łączeniu każdej z jednostek badanego zbioru z jednostką najbardziej do niej podobną, ale tylko spośród jednostek sąsiednich", co prowadzi do powstania „dendrytu regionalizacyjnego" [Stokowski 1977: 45]. Celem tej procedury jest uzyskanie „powiązań I stopnia", czyli skupień I-go rzędu. Powstałe w ten sposób grupy jednostek tworzą „region naturalny". Wymagane jest, aby region naturalny złożony był minimum z dwóch jednostek, natomiast maksymalna liczba jednostek teoretycznie może być równa ogólnej liczbie badanych obiektów. W przypadku zbyt dużej liczby jednostek wchodzących w skład regionu naturalnego można dokonać jego podziału, przerywając najdłuższe połączenia.

Modyfikacja taksonomii wrocławskiej proponowana przez T. Czyż, nazwana przez autorkę „dendrytową metodą najbliższego sąsiada" [Chojnicki i Czyż 1973: 69–70; Czyż 1971: 84–86] ma kilkuetapowy charakter i oparta jest na macierzy odległości $\boldsymbol{D}$, wyznaczonej dla przyległych terytorialnie jednostek.

Najpierw na podstawie odległości pomiędzy wszystkimi jednostkami a ich najbliższymi sąsiadami oblicza się średnią arytmetyczną $\bar{d}$ i odchylenie standardowe s_d, w oparciu o które wyznacza się wartość krytyczną d^* (próg ten w pierwszym etapie procedury ma postać $d^* = \bar{d}$, w drugim zaś $d^* = \bar{d} + s_d$). Następnie, spośród wartości macierzy $\boldsymbol{D}$ dla przyległych terytorialnie jednostek, takich że $d_{ik} < d^*$, wyznacza się wartość minimalną i łączy się w jedną grupę jednostki i oraz k. Do wyodrębnionej dwuelementowej grupy dołącza się jednostkę najbardziej do nich podobną l spośród sąsiednich, przy czym spełniony musi być warunek, że $d_{il} < d^*$ i $d_{kl} < d^*$. Po wyodrębnieniu w ten sposób wszystkich regionów, w sytuacji gdy część jednostek nie została zakwalifikowana do żadnego spójnego terytorialnie obszaru, obniża się próg podobieństwa jednostek w regionie, poprzez podwyższenie wartości krytycznej do postaci $d^* = \bar{d} + s_d$. Zabieg ten ma na celu włączenie pojedynczych jednostek do istniejących już regionów.

Następnie, wyznaczone w ten sposób „mikroregiony" (przy czym na tym etapie procedury mikroregion mogą stanowić także pojedyncze jednostki), autorka proponuje połączyć w spójne terytorialnie „jednostki wyższego rzędu", stosując w tym celu analizę czynnikową i metodę najbliższego sąsiada.

Dendrytowa metoda najbliższego sąsiada zastosowana została przez autorkę w celu delimitacji regionów ogólnoekonomicznych w Polsce, ale może znaleźć

zastosowanie w analizach prowadzonych z punktu widzenia innych zjawisk. W dalszej części prezentowanego opracowania procedura ta, po niewielkiej modyfikacji, zaaplikowana została dla celów regionalizacji demograficznej (zob. pkt 1.4.4).

Procedura Mc Quitty'ego

Punktem wyjścia w tej procedurze [Runge 2007: 244–252 za Mc Quitty] jest wybór zmiennych diagnostycznych oraz ich standaryzacja. Następnie wyznacza się macierz współczynników korelacji pomiędzy sąsiadującymi ze sobą obiektami, w której szuka się wartości maksymalnych dla danego wiersza lub kolumny (czyli w ten sposób określa się jednostki najbardziej do siebie podobne). W kolejnym kroku, spośród wytypowanych elementów wskazuje się te, które spełniają „kryterium symetryczności", tzn. „są jednocześnie maksymalnie dodatnie we własnym wierszu i kolumnie". Określona w ten sposób liczba „par o współzależności zwrotnej", nazywana rdzeniami, jest jednocześnie liczbą regionów uzyskanych w końcowym etapie procedury. Do wyznaczonych rdzeni przyłącza się kolejno pozostałe obiekty, kierując się kryterium maksymalnej, dodatniej wartości współczynników w kolumnach lub wierszach. Następnie za pomocą testu *t*-Studenta dokonuje się weryfikacji istotności współczynników korelacji (na danym poziomie istotności α). Przynależność jednostek do wyodrębnionych regionów można sprawdzić również stosując „współczynnik zgodności z regionem" postaci:

$$w_i = \frac{A_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} A_i}} \tag{1.53}$$

gdzie: $i = 1, 2, \ldots, n$ – liczba obiektów w regionie,
A_i – suma kolumny i w macierzy współczynników korelacji obiektów w danym regionie.

Współczynnik w_i oblicza się dla każdego obiektu w oparciu o wartości współczynników korelacji pomiędzy jednostkami danego regionu zestawionymi w macierzy (przy czym na głównej przekątnej zamiast jedynek umieszcza się maksymalną, dodatnią wartość współczynnika korelacji z tej macierzy), a uzyskane wyniki porównuje się z wartością progową (zazwyczaj określaną arbitralnie i wynoszącą 0,5–0,7). Z danego regionu wyłączane są obiekty, dla których wartość omawianego współczynnika jest niższa od progowej.

Następnie, dokonuje się optymalizacji uzyskanych wyników regionalizacji. W tym celu dla każdej jednostki oblicza się współczynniki korelacji z regionem, do którego jednostka ta przynależy wraz z regionami znajdującymi się w bezpośrednim sąsiedztwie (przy czym, współrzędne danego regionu wyznaczane są jako średnia arytmetyczna ważona, obliczana z wartości cech opisujących obiekty do niego zakwalifikowane). Jeżeli współczynnik korelacji z własnym regionem jest najwyższy, badaną jednostkę pozostawia się w jego granicach, natomiast w przypadku przeciwnym, jednostkę przyłącza się do regionu, do którego jest ona najbardziej podobna.

Inne procedury regionalizacyjne

Przykładem procedury klasyfikacji przestrzennej jest również „metoda maksymalnej różnicy granic"[64]. Procedura ta stosowana jest głównie w badaniach geograficznych i polega na obliczeniu, na podstawie zespołu zmiennych diagnostycznych, wzajemnych odległości euklidesowych pomiędzy wszystkimi sąsiadującymi ze sobą jednostkami, a następnie zestawieniu ich w szeregu i wskazaniu wartości największej, charakteryzującej dwie najmniej podobne do siebie, ale sąsiadujące ze sobą jednostki. W ten sposób wyznaczona zostaje granica terytorialnego podziału. Następnie, podąża się kolejno „na lewo" i „na prawo" od wskazanej granicy, dokonując kolejnego podziału w miejscu największej różnicy. Procedurę powtarza się do czasu, aż wskaźniki oceniające homogeniczność i poprawność regionalnego podziału osiągną wartości zadowalające [Monmonier 1973: 250]. Procedura ta w swym przebiegu jest zbliżona do powszechnie stosowanych w Polsce metod dendrytowych, np. metody taksonomii wrocławskiej.

Podobnym algorytmem postepowania charakteryzuje się metoda *SKATER* (*Spatial 'K'luster Analysis by Tree Edge Removal*), opracowana przez brazylijskich naukowców [Assunção i in. 2006]. Procedura ta oparta jest na metodzie Prima i polega na konstrukcji grafu połączeń pomiędzy sąsiadującymi ze sobą obiektami. Początkowo wszystkie obiekty tworzą jedno drzewko, nazwane przez autorów MST (*minimum spanning tree*). Następnie dokonuje się odłączenia takiej krawędzi, która przynosi największy wzrost „ogólnej jakości uzyskanych skupień", czyli ich możliwie niskiego wewnątrzregionalnego zróżnicowania (wynikiem czego jest podział na dwa dendryty). Optymalnego rozwiązania poszukuje się poprzez badanie wartości funkcji celu opartej na sumie kwadratów odchyleń poszczególnych obiektów w regionie (skupieniu) od średniej dla tego regionu. Postępowanie powtarza się w kolejnych iteracjach, w rezultacie czego uzyskuje się kilka dendrytów (regionów). Metoda ta jednak spotkała się z krytyką w zakresie swojego zastosowania [Guo 2008: 802].

Wśród procedur opracowanych przez zagranicznych autorów na uwagę zasługują również metody z rodziny REDCAP (*Regionalization with Dynamically Constrained Agglomerative Clustering and Partitioning*), proponowane przez amerykańskiego geografa D. Guo [2008]. Autor przedstawił łącznie sześć procedur. Oparte są one na grupowaniu obiektów za pomocą metod aglomeracyjnych (pojedynczego, średniego oraz pełnego wiązania), przy zastosowaniu dwóch podejść wyodrębniania granic regionów: strategii pierwszego i pełnego ograniczenia (odpowiednio *first-order constraining* i *full-order constraining*). Każda z tych procedur składa się z dwóch etapów: grupowania obiektów sąsiadujących ze sobą terytorialnie, w rezultacie czego tworzone jest hierarchiczne drzewo połączeń, a także wyodrębnienia regionów w wyniku podziału tego drzewa poprzez optymalizację zadanej funkcji celu[65].

---

64 *Maximum-difference barriers* [Monmonier 1973].

65 Przykłady zastosowań metod *REDCAP* zostały przedstawione m.in. w opracowaniach: Benassi i Ferrara [2010] oraz Benassi i in. [2010].

1.4.4. Adaptacja wybranych metod wielocechowej analizy porównawczej oraz własne propozycje procedur przydatnych dla celów regionalizacji demograficznej

Metody scharakteryzowane w punkcie 1.3 po odpowiedniej adaptacji mogą znaleźć zastosowanie w procedurach typologii i regionalizacji demograficznej, stanowiąc alternatywę dla procedur opisanych w punkcie 1.4.3. Należy jednak pamiętać, że w wyniku ich aplikacji, ze względu na różne schematy postępowania, rezultaty wyodrębnienia grup typologicznych lub regionów mogą nie być takie same. Wybór odpowiedniej procedury uzależniony jest od wielu czynników, m.in. celu badania, liczby badanych obiektów, liczby analizowanych cech diagnostycznych, skali ich pomiaru, a także charakteru oddziaływania na badane zjawisko. Istotna jest także decyzja, czy liczba grup typologicznych (regionów) ma być określona „z góry", czy też powinna być efektem przeprowadzonej procedury.

Poniżej omówione zostały propozycje autorki w zakresie modyfikacji istniejących procedur regionalizacyjnych lub aplikacji wybranych metod wielowymiarowej analizy porównawczej dla celów delimitacji regionów, ze wskazaniem zakresu i możliwości ich zastosowania w badaniach demograficznych.

Pierwsza z nich oparta jest na dendrytowej odmianie metody różnic przeciętnych F. Stokowskiego (zob. pkt 1.4.3). Proponowane podejście wprowadza odgórny podział na grupy typologiczne, według stopnia podobieństwa obiektów, w obrębie których dokonuje się delimitacji regionów złożonych z jednostek sąsiednich. W pierwszym kroku tej procedury dla każdej pary obiektów badanego zbioru wyznacza się odległości z punktu widzenia poziomu danego zjawiska, a następnie dokonuje się porządkowania tych wartości, stosując np. metodę podziału pozycyjnego lub metodę odchyleń standardowych (zob. pkt 1.3.1). W kolejnym kroku do każdej z wyróżnionych grup typologicznych, na podstawie wyznaczonych odległości, przyporządkowuje się poszczególne pary obiektów. Następnie, w obrębie grupy I (tj. o największym wzajemnym podobieństwie obiektów) wyodrębnia się jednostki sąsiadujące ze sobą i jednocześnie charakteryzujące się najmniejszymi odległościami. Analogiczne postępowanie przeprowadzane jest w obrębie grupy II dla tych jednostek, które nie utworzyły regionów w grupie I. W postępowaniu pomija się klasy o niskim stopniu podobieństwa obiektów lub jego braku. Rezultatem przeprowadzonej w ten sposób regionalizacji, od początku uwzględniającej warunek sąsiedztwa, są regiony złożone z jednostek o relatywnie wysokim podobieństwie, ale można także uzyskać jednostki nie przynależące do żadnego zwartego przestrzennie obszaru, stanowiące pojedyncze regiony.

Druga propozycja, nazwana w niniejszym opracowaniu „metodą wzajemnego podobieństwa w regionie", przedstawia procedurę delimitacji regionów z punktu widzenia danego zjawiska lub jego struktury, opierając się w konstrukcji na przedstawionych powyżej modyfikacji taksonomii wrocławskiej dokonanych przez F. Stokowskiego i T. Czyż (czyli odpowiednio dendrytowej odmiany metody

różnic przeciętnych oraz dendrytowej metody najbliższego sąsiada, zob. pkt 1.4.3). W pierwszym kroku proponowanej procedury dla każdej pary obiektów badanego zbioru wyznacza się wartości wybranej miary odległości w poziomie danego zjawiska (lub jego struktury), a następnie określa się stały próg ich maksymalnego podobieństwa d^* (w sposób arbitralny albo za pomocą wybranej metody statystycznej, np. odchyleń standardowych). Następnie buduje się dendryty regionalizacyjne, wskazując dla każdego obiektu jednostkę do niego najbardziej podobną (tj. o najmniejszej wspólnej odległości nieprzekraczającej ustalonego progu d^*, ale tylko spośród jednostek sąsiednich. W ten sposób wskazuje się tzw. rdzenie (czyli pary obiektów charakteryzujących się najmniejszą wzajemną odległością). Do istniejącego już regionu można dołączyć kolejny obiekt, ale tylko w sytuacji, gdy charakteryzuje się on podobieństwem nieprzekraczającym progu ustalonego wobec wszystkich jednostek tworzących ten obszar, co zapewnia względnie niskie zróżnicowanie obiektów w regionie z punktu widzenia badanego zjawiska.

Omawiana procedura od początku uwzględnia warunek sąsiedztwa jednostek i może znaleźć zastosowanie w badaniach porównawczych obiektów, których celem jest wskazanie obszarów o zbliżonym poziomie analizowanego zjawiska. Aby zbudować hierarchię utworzonych regionów, można dokonać ich porządkowania ze względu na wybraną charakterystykę. Proponowana metoda ma jednoetapowy charakter i odgórnie wprowadza próg podobieństwa jednostek, przy czym w wyniku jej zastosowania można uzyskać pojedyncze regiony, nieprzynależące do żadnego spójnego terytorialnie obszaru. W ten sposób uzyskuje się regiony złożone z jednostek charakteryzujących się relatywnie wysokim stopniem podobieństwa, z pominięciem obszarów wyraźnie różniących się od terenów przyległych. Metoda ta pozostawia czasem wątpliwość odnośnie do zasadności przyłączenia danej jednostki do istniejącego już regionu (często podobieństwo obiektu C do obiektów A i/lub B jest znacznie mniejsze niż podobieństwo pomiędzy np. A i B, pomimo nieprzekroczenia ustalonego progu). Z tego względu warto jest przeprowadzić opisaną procedurę w dwóch wariantach, określając próg podobieństwa jednostek w regionie za pomocą dwóch metod (np. podziału kwartylowego i odchyleń standardowych). W ten sposób uzyskuje się rezultaty przy mniej i bardziej restrykcyjnych założeniach (w tym przypadku, wyniki zastosowania drugiej z tych metod stanowią uszczegółowienie pierwszej z nich). Pomocna w konstrukcji regionów jest także ocena wewnątrzregionalnego zróżnicowania zmiennych – w przypadku, gdy jest ono zbyt duże, warto obniżyć próg maksymalnego podobieństwa jednostek.

Trzecia proponowana procedura, nazwana „metodą średniej w regionie", nawiązuje do dwóch wcześniej omówionych, a także do aglomeracyjnej metody „średnich par ważonych", zaproponowanej przez R.R. Sokala i C.D. Michenera [Sokal i Michener 1958; Parysek 1982: 83]. W pierwszym kroku za pomocą wybranej miary wyznacza się macierz odległości pomiędzy parami sąsiadujących ze sobą terytorialnie obiektów. Na podstawie wartości tej macierzy określa się próg ich maksymalnego podobieństwa w regionie. Kryterium agregacji obiektów stanowi

również stopień wewnątrzregionalnego zróżnicowania zmiennych, ocenianego w oparciu o wartości współczynnika zmienności. Następnie, wskazuje się pary obiektów najbardziej podobnych[66] do siebie z punktu widzenia badanego zjawiska, tworzące w ten sposób region nr 1 (lub jego zaczątek), a następnie dla wyodrębnionego obszaru oblicza się średnie ważone zmiennych diagnostycznych i na nowo wyznacza macierz odległości (przy czym wśród rozpatrywanych jednostek uwzględnia się nowo powstały region, a pomija jego składowe sprzed agregacji)[67]. W ten sposób buduje się dendryty regionalizacyjne. Postępowanie to powtarzane jest po każdej agregacji obiektów w region, dzięki czemu regiony tworzone są „krok po kroku". Proponowana modyfikacja, dzięki każdorazowemu obliczaniu średnich ważonych w regionie, pozwala ocenić podobieństwo zarówno pomiędzy parami pojedynczych obiektów, jak i istniejących już regionów na każdym etapie postępowania. Kryterium stopu (tj. zatrzymania algorytmu) w budowie regionów stanowi próg podobieństwa d_i^* (wskazany arbitralnie lub przy wykorzystaniu metod statystycznych), a także stopień zróżnicowania danego regionu z punktu widzenia badanego zespołu zmiennych diagnostycznych (możliwie niski). Metoda ta, podobnie jak poprzednia, pozwala wskazać grupy obiektów charakteryzujących się wyraźnym podobieństwem z punktu widzenia analizowanego zjawiska, a ich uporządkowania można dokonać jedynie ze względu na wartości wybranej charakterystyki.

Dla celów typologii i regionalizacji demograficznej adaptować można również hierarchiczne metody grupowania obiektów, np. metodę Warda (zob. pkt 1.3.2). W wyniku ich zastosowania uzyskuje się dendrogram, na podstawie którego należy podjąć decyzję o żądanej liczbie skupień (arbitralnie lub w oparciu o mierniki oceny grupowania obiektów – zob. 1.4.5). Podział ten może zostać przyjęty także jako wyjściowa liczba skupień w metodzie *k*-średnich (zob. pkt 1.3.2). W przypadku każdej z tych metod proponowana procedura delimitacji polega na łączeniu w obrębie każdego skupienia jednostek bezpośrednio ze sobą sąsiadujących[68]. Procedury te przy wykorzystaniu pakietów komputerowych są łatwe i szybkie w aplikacji.

Procedura *k*-średnich, ze względu na konieczność określenia „z góry" żądanej liczby skupień, ma nieco „mechaniczny" charakter. Zdarzyć się może, że w jednym skupieniu znajdą się jednostki podobne jedynie w stopniu umiarkowanym pod względem poziomu badanego zjawiska (zazwyczaj, im większa liczba skupień, tym większa precyzja wyników i niższe zróżnicowanie wewnątrzregionalne, ale

66 Tj. w sensie ich najmniejszego niepodobieństwa lub podobieństwa rozumianego wprost, ale po uprzedniej zamianie miary odległości w miarę bliskości obiektów.

67 Czyli za każdym razem macierz odległości wyznacza się dla *n*-1 obiektów, gdzie *n* oznacza liczbę jednostek w poprzednim etapie procedury.

68 Podobne podejście regionalizacyjne, oparte na metodach taksonomicznych, przedstawione zostało w opracowaniu J. Pociechy, B. Podolec, A. Sokołowskiego i K. Zająca [1988: 118–121], przy czym autorzy zaproponowali przeprowadzenie testów weryfikujących losowość rozmieszczenia jednostek terytorialnych tworzących uzyskane skupienia.

nie jest to regułą). Z tego względu warto przeprowadzić kilka podziałów obiektów, a następnie przy wykorzystaniu mierników oceny grupowania wskazać podział optymalny (zob. pkt 1.4.5). Metoda ta jest szczególnie polecana w przypadku dużej liczby badanych obiektów.

Kolejna metoda oparta jest na syntetycznym mierniku klasyfikacji według formuły bezwzorcowej, np. metody rang czy metody sum (zob. pkt 1.3.1). Proponowana w tym przypadku procedura regionalizacyjna przebiega dwuetapowo. W pierwszym kroku dokonuje się porządkowania jednostek z punktu widzenia badanego zjawiska oraz ich grupowania w odpowiednie klasy typologiczne (za pomocą jednej z metod grupowania obiektów uporządkowanych liniowo, np. metody odchyleń standardowych), a następnie w obrębie każdej z wyróżnionych grup dokonuje się łączenia w region jednostek sąsiadujących ze sobą. W ten sposób uzyskuje się obszary relatywnie jednorodne, ale istnieje także możliwość uzyskania pojedynczych obiektów, nieprzydzielonych do żadnego regionu (szczególnie w przypadku licznego zbioru badanych jednostek). Należy mieć na uwadze, że proponowane podejście odbiega nieco od ogólnej zasady regionalizacji, tzn. delimitacja regionów oparta jest na rezultatach rankingu jednostek, a nie na macierzy odległości pomiędzy nimi (tudzież innej miary), choć niewątpliwie jednostki tworzące dany region wykazują podobieństwo w zakresie analizowanego zjawiska.

Do celów regionalizacji zaaplikować można także przestrzenny miernik rozwoju, oparty na mierniku rozwoju Hellwiga i statystyki Morana *I* (zob. pkt 1.3.4). Wówczas, jako rezultat przeprowadzonej procedury uzyskuje się regiony złożone z jednostek legitymujących się podobieństwem w zakresie poziomu rozwoju danego obiektu i cechujących się istotnymi zależnościami przestrzennymi. Propozycję tę można przełożyć także na grunt innych mierników syntetycznych (w prezentowanej pracy zaadaptowano w tym celu metodę wzorca rozwoju Sokołowskiego i Zająca).

Omawiany miernik nie uwzględnia w bezpośredni sposób sytuacji danej jednostki, analizowanej z punktu widzenia badanego zjawiska, a jedynie jej interakcje międzyregionalne z sąsiadami, dlatego jednostka ta „przejmuje" poziom badanych zmiennych z lokalizacji przyległych terytorialnie. Z tego względu w niniejszej pracy zaproponowano jego modyfikację, polegającą na przyjęciu na przekątnej binarnej macierzy wag wartości równych jeden, w przypadku sąsiedztwa I rzędu (przy czym, macierz tę można następnie poddać standaryzacji wierszami). W ten sposób, choć zniekształca się nieco ideę autokorelacji przestrzennej, można uzyskać kompilację informacji dla danej jednostki i obszarów sąsiadujących z nią terytorialnie.

W przypadku analizy struktury danego zjawiska złożonej z trzech składowych i przy niezbyt licznej grupie badanych obiektów alternatywą dla przedstawionych metod może być trójkąt Ossana (zob. pkt 1.3.5). Wówczas, na podstawie wzrokowej oceny położenia punktów (tj. obiektów) w polu trójkąta przeprowadza się podział jednostek na grupy typologiczne, w obrębie których następnie można dokonać łączenia obiektów sąsiadujących ze sobą.

W przypadku każdej procedury regionalizacyjnej istotną kwestią, choć dyskusyjną, jest ustalenie minimalnej liczby jednostek tworzących dany region. Liczbę tę najczęściej przyjmuje się arbitralnie, biorąc pod uwagę wielkość analizowanej jednostki przestrzennej na tle obszaru poddanego regionalizacji. Szczególny problem stanowią obiekty, które, na skutek swojego położenia geograficznego lub braku wyraźnego podobieństwa do obiektów sąsiadujących, są izolowane przestrzennie (tworząc tzw. wyspy). W tej sytuacji można zastosować dwa podejścia – każdą z takich pojedynczych jednostek traktować jako osobny region lub jako obszar izolowany, nie nazywany regionem.

W niniejszej pracy przyjęto, że w analizach międzynarodowych prowadzonych na poziomie krajów, jednostki pojedyncze traktowane będą jako osobne regiony (z tego względu, że stanowią duży obszar i charakteryzują się swoistymi właściwościami w przebiegu procesów demograficznych i społeczno-gospodarczych). Natomiast w analizach prowadzonych dla Polski przyjęto, że województwa niewykazujące wyraźnego podobieństwa do jednostek sąsiadujących terytorialnie stanowić będą osobny region, natomiast w przypadku powiatów wymagano, aby region tworzyły co najmniej dwie takie jednostki[69] (przy czym, grupy powiatów podobnych określane były mianem mikroregionów demograficznych).

Przedstawione powyżej metody stanowią propozycje modyfikacji wykorzystywanych już procedur regionalizacyjnych lub adaptacji metod analizy porównawczej dla celów delimitacji regionów demograficznych, ale nie wyczerpują możliwości w tym względzie. W rozdziale trzecim zaprezentowane zostały ich aplikacje, przeprowadzone na zbiorach zmiennych diagnostycznych, złożonych z cech opisujących struktury i procesy ludnościowe na obszarze Europy i Polski na początku drugiej dekady XXI w.

1.4.5. Ocena rezultatów klasyfikacji i regionalizacji

Uzyskane w wyniku przeprowadzonych procedur regionalizacyjnych rezultaty należy poddać ocenie za pomocą odpowiednich mierników jakości klasyfikacji. Poprawny podział na skupienia (regiony) powinien charakteryzować się niskim zróżnicowaniem wewnątrzgrupowym (czyli wysoką homogenicznością) oraz znacznym zróżnicowaniem międzygrupowym (tj. wysoką heterogenicznością). Ocenę efektów z punktu widzenia tej samej metody i tego samego zjawiska przeprowadza się za pomocą odpowiednich miar podobieństwa wewnątrz- i międzygrupowego (cząstkowych i sumarycznych) oraz mierników syntetycznych. Poniżej przedstawione

69 Powiaty stanowią nadrzędną jednostkę administracyjna względem gmin. Przeciętna liczba gmin tworząca jeden powiat to 6,5 jednostki, czyli region na poziomie powiatów tworzony będzie statystycznie przez 13 gmin. Zbliżone podejście zaprezentował S. Kurek [2008], przyjmując 10 gmin jako minimalną liczbę jednostek tworzących region (przy czym w tym przypadku procedura regionalizacji prowadzona była wyłącznie na poziomie NTS5).

zostały formuły miar najczęściej stosowanych w polskiej literaturze przedmiotu, oparte na odległościach pomiędzy obiektami i skupieniami[70] [Grabiński 1989: 150–158; Młodak 2006: 78–81; Nowak 1990: 190–194; Panek 2009: 161–167].

Wśród miar homogeniczności skupień wyróżnia się m.in.:

– maksymalną odległość wewnątrzgrupową obiektów (tzw. „średnicę grupy")

$$d_p^h = \max_{\substack{O_i \in G_p \\ O_k \in G_p}} d(O_i, O_k) \tag{1.54}$$

– średnią odległość wewnątrzgrupową pomiędzy obiektami

$$d_p^h = \frac{1}{n_p(n_p - 1)} \sum_{O_i \in G_p} \sum_{O_k \in G_p} d(O_i, O_k) \tag{1.55}$$

– średnią odległość obiektów danej grupy od środka ciężkości tej grupy

$$d_p^h = \frac{\sum_{i=1}^{n_{G_p}} d(O_i, \bar{O}_{G_p})}{n_p} \tag{1.56}$$

gdzie: $\bar{O}_{G_p}$ to środek ciężkości p-tej grupy, którego współrzędne wyznaczane są jako średnia arytmetyczna ze standaryzowanych wartości zmiennych diagnostycznych należących do skupienia G_p [Panek 2009: 96; Grabiński 1989: 33].

Wśród miar heterogeniczności skupień wyróżnia się m.in.:

– minimalną odległość obiektów z danej grupy od obiektów nienależących do tej grupy:

$$d_p^H = \min_{\substack{O_i \in G_p \\ O_k \notin G_p}} d(O_i, O_k) \tag{1.57}$$

– średnią odległość obiektów z danej grupy od obiektów nienależących do tej grupy:

$$d_p^H = \frac{1}{n_p n_q} \sum_{\substack{O_i \in G_p \\ p \neq q}} \sum_{O_k \in G_q} d(O_i, O_k) \tag{1.58}$$

– średnią odległość między środkiem ciężkości danego skupienia, a centrami innych skupień:

$$d_p^H = \frac{\sum_{\substack{q=1 \\ q \neq p}}^{r} d(\bar{O}_p, \bar{O}_q)}{r-1} \quad p = 1, 2, \ldots, r \tag{1.59}$$

70 W zaprezentowanych miernikach oceny jakości klasyfikacji, jako miara odległości obiektów powinna być zastosowana odległość Euklidesa [zob. Grabiński 1989: 150].

Wymienione mierniki, nazywane cząstkowymi, odnoszą się wyłącznie do poszczególnych skupień. Całkowitą ocenę klasyfikacji (tzn. przy uwzględnieniu wszystkich skupień), zarówno z punktu widzenia homo-, jak i heterogeniczności grup, umożliwiają mierniki sumaryczne, obliczane najczęściej jako średnia arytmetyczna lub maksymalna wartość z mierników cząstkowych.

Im niższe wartości cząstkowych i sumarycznych mierników homogeniczności oraz wyższe wartości mierników heterogeniczności, tym lepsze rezultaty przeprowadzonej klasyfikacji (regionalizacji). W celu uzyskania syntetycznego miernika poprawności grupowania należy podzielić wybraną miarę homogeniczności przez miarę heterogeniczności (opartych na tych samych kryteriach konstrukcji). Im wartość uzyskanego ilorazu ($\bar{d}_p^h/\bar{d}_p^H$) jest niższa, tym bardziej poprawny wynik klasyfikacji.

Dodatkowo można obliczyć współczynniki zmienności z wartości mierników d_p^h i d_p^H – preferowany jest podział charakteryzujący się jak najmniejszym zróżnicowaniem wartości miernika homogeniczności skupień[71].

Efektywność zastosowanej metody klasyfikacji (regionalizacji) można ocenić także na podstawie stopnia zróżnicowania cech diagnostycznych w wyodrębnionych skupieniach (regionach). Im ta zmienność jest niższa, tym przeprowadzony podział jest bardziej poprawny (czyli większa jest jednorodność wyodrębnionych grup bądź regionów z punktu widzenia badanego zjawiska)[72]. Przyjmuje się, że współczynniki zmienności poszczególnych cech diagnostycznych w prawidłowo wyodrębnionych skupieniach (regionach) powinny odznaczać się niższą wartością od tychże mierników obliczonych dla całego obszaru badania [Podolec i Zając 1978: 37].

Ocena podobieństwa uzyskanych rezultatów możliwa jest także w sytuacji, gdy klasyfikacje zostały przeprowadzone dla tego samego zbioru obiektów z punktu widzenia różnych zjawisk lub tego samego zjawiska ale w różnych momentach (okresach). W tym celu stosowanych jest wiele metod.

Jedną z tych propozycji stanowi wskaźnik zgodności W stosowany dla oceny podobieństwa dwóch różnych klasyfikacji w przypadku tego samego zbioru obiektów. Jego konstrukcja oparta jest na dwudzielczej tablicy kontyngencji przedstawiającej rozkład wyników obu klasyfikacji [Nowak 1990: 137–138].

W pierwszym kroku tej procedury oblicza się mierniki podobieństwa rezultatów klasyfikacji G_p i H_q w oparciu o następującą formułę [Czerwińska i Gemborzewski 1975: 23; Nowak 1990: 138]:

---

71 Więcej propozycji mierników poprawności grupowania przedstawiono m.in. w opracowaniach: Bielecka i in. 1980, Chudzyńska 1980, Grabiński i in. 1989, Kolenda 2006, Młodak 2006, Nowak 1990 i Panek 2009.

72 W literaturze przedmiotu spotykane są również inne metody weryfikacji poprawności wyników klasyfikacji i regionalizacji [Podolec i Zając 1978: 36–37], m.in. wskaźnik zagęszczenia powiązań (autorstwa S. Kozłowskiego) czy wskaźnik poprawności podziału (proponowany przez B. Podolec).

$$z_{pq} = \frac{n_{pq}}{\max(n_{p\cdot}; n_{\cdot q})} \tag{1.60}$$

gdzie: n_{pq} – liczba obiektów przyporządkowanych jednocześnie do grup G_p i H_q, $n_{p\cdot}$, $n_{\cdot q}$ – to obiekty przyporządkowane odpowiednio do skupień klasyfikacji G_p i H_q.

Wskaźnik ten przybiera wartości z przedziału [0, 1]. Im jego wartość jest wyższa, tym większa zgodność porównywanych klasyfikacji w obrębie poszczególnych skupień. Uzyskane w ten sposób wyniki, zestawione w macierzy $\boldsymbol{Z}$ o wymiarach $p \times q$, stanowią punkt wyjścia do konstrukcji wskaźnika zgodności W, którego postać jest następująca:

$$\mathrm{W} = \frac{1}{n_p + n_q}\left(\sum_{p=1}^{P} z_{p0} + \sum_{q=1}^{Q} z_{0q}\right) \tag{1.61}$$

gdzie: $z_{p0} = \max\limits_{q}\{z_{pq}\}$ i $z_{0q} = \max\limits_{p}\{z_{pq}\}$

Im wyższa jest wartość wskaźnika W, tym bardziej podobne są do siebie rezultaty dwóch porównywanych klasyfikacji.

Kolejna, często stosowana w literaturze przedmiotu procedura oparta jest na tablicy czteropolowej, w której zestawia się liczbę par obiektów według przyporządkowania (lub jego braku) do danej grupy typologicznej [zob. Nowak 1990: 139 za Green i Rao]. W tym celu, dla każdej klasyfikacji sporządza się macierze przyporządkowania, w których „każdej parze obiektów badania (O_i, O_k) w każdej klasyfikacji A i B oddzielnie przyporządkowuje się wartość 1 lub 0:

1 – jeśli obiekty te należą do tej samej grupy typologicznej,

0 – jeśli obiekty te należą do różnych grup typologicznych".

Na podstawie uzyskanych dwóch macierzy (dla klasyfikacji A i B) budowana jest tablica czteropolowa, stanowiąca podstawę konstrukcji wskaźnika w. Tablica ta ma postać:

Klasyfikacja		A	
		1	**0**
B	**1**	a	b
	0	c	d

gdzie:

- a liczba par obiektów zaklasyfikowanych do tego samego skupienia według obu klasyfikacji (podziałów),
- b, c liczby par obiektów które wystąpiły odpowiednio w jednej i drugiej klasyfikacji,
- d liczba możliwych par obiektów niezaklasyfikowanych do skupienia według obu podziałów.

Ostatecznie oblicza się miernik w o postaci:

$$\mathrm{w} = \frac{a+d}{a+b+c+d} \tag{1.62}$$

który przyjmuje wartości z przedziału [0, 1]. Im jego wartość jest wyższa, tym większa zgodność porównywanych klasyfikacji.

Kolejnym miernikiem oceny zgodności dwóch klasyfikacji (podziałów) jest współczynnik zgodności *V*-Cramera (stosowany zwykle do badania współzależności cech jakościowych), obliczany według wzoru[73] [zob. Jóźwiak i Podgórski 2006: 339–340; Nowak 1990: 146]:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot \min\{(P-1),(Q-1)\}}} \tag{1.63}$$

Współczynnik[74] ten przyjmuje wartości z przedziału [0, 1]. Im jego wartość jest wyższa, tym większa zgodność porównywanych klasyfikacji.

W przypadku analizy skupień (np. metody *k*-średnich), w celu oceny przeprowadzonych klasyfikacji i wyboru optymalnego podziału obiektów na grupy (czyli wskazania odpowiedniej liczby skupień) można także posłużyć się miarami opartymi na macierzach wariancji wewnątrzgrupowej $\boldsymbol{W}$ i międzygrupowej $\boldsymbol{B}$. Sumą tych macierzy jest macierz $\boldsymbol{T}$, będąca wariancją ogólną, tj. [Grabiński 1989: 155–157]:

$$\boldsymbol{T} = \boldsymbol{W} + \boldsymbol{B}$$

Poszczególne elementy macierzy $\boldsymbol{W}$, $\mathbf{B}$ i $\mathbf{T}$ (o wymiarach $m \times m$) wyznaczane są ze wzorów:

$$w_{jl} = \sum_{p=1}^{r} \sum_{i=1}^{n_p} (x_{ij}^p - \bar{x}_j^p)(x_{il}^p - \bar{x}_l^p) \quad j, l = 1, \ldots, m \tag{1.64}$$

$$b_{jl} = \sum_{p=1}^{r} n_p (\bar{x}_j^p - \bar{x}_j)(\bar{x}_l^p - \bar{x}_l) \quad j, l = 1, \ldots, m \tag{1.65}$$

$$t_{jl} = \sum_{p=1}^{r} \sum_{i=1}^{n_p} (x_{ij}^p - \bar{x}_j)(x_{il}^p - \bar{x}_l) \quad j, l = 1, \ldots, m \tag{1.66}$$

---

73 Konstrukcja tego współczynnika oparta jest na statystyce χ^2, obliczanej według formuły [zob. Greń 1982: 131–132; Jóźwiak i Podgórski 2006: 337; Sobczyk 2008: 228]:

$$\chi^2 = \sum_{p=1}^{P} \sum_{q=1}^{Q} \frac{(n_{pq} - \hat{n}_{pq})^2}{\hat{n}_{pq}}$$

gdzie: n_{pq} – liczba obiektów przyporządkowanych jednocześnie do grup G_p i G_q
$\hat{n}_{pq}$ – liczebności teoretyczne zestawione w tablicy kontyngencji, obliczane ze wzoru:

$$\hat{n}_{pq} = \frac{n_{p.} \cdot n_{.q}}{n}$$

przy czym, $n_{p.}$ i $n_{.q}$ to liczebności brzegowe w tablicy kontyngencji, odpowiadające liczbom obiektów przyporządkowanych odpowiednio do grup G_p i G_q.

74 Ograniczeniem w stosowaniu tego miernika może być wymóg cząstkowej liczebności w tablicy kontyngencji wynoszącej co najmniej 8 – niespełnienie tego warunku uniemożliwia obliczenie statystyki χ^2 [Greń 1982: 131].

gdzie: x_{ij}^p, x_{il}^p – znormalizowane wartości odpowiednio j-tej i l-tej zmiennej w i-tym obiekcie należącym do p-tego skupienia,
$\bar{x}_j^p$, $\bar{x}_l^p$ – średnie arytmetyczne j-tej i l-tej zmiennej w i-tym obiekcie z p-tego skupienia,
$\bar{x}_j$, $\bar{x}_l$ – średnie ogólne j-tej i l-tej zmiennej,
n_p – liczba obiektów przyporządkowanych do p-tego skupienia.

Następnie, na podstawie elementów macierzy $\boldsymbol{W}$ i $\boldsymbol{B}$ wyznacza się ich ślady, korzystając w tym celu z podanych poniżej wzorów.

$$trW = \sum_{j=1}^{m} \sum_{p=1}^{r} \sum_{i=1}^{n_p} (x_{ij}^p - \bar{x}_j^p)^2 \tag{1.67}$$

$$trB = \sum_{j=1}^{m} \sum_{p=1}^{r} n_p (\bar{x}_j^p - \bar{x}_j)^2 \tag{1.68}$$

Im wartość parametru $tr\boldsymbol{W}$ jest niższa, a parametru $tr\boldsymbol{B}$ wyższa, tym podział obiektów na skupienia jest bardziej poprawny.

Miernikiem oceny podziału obiektów jest również iloraz tych śladów, $tr\boldsymbol{W}/\ tr\boldsymbol{B}$, którego niższe wartości świadczą o lepszej (poprawnej, odpowiedniej) klasyfikacji.

Spośród innych miar, których konstrukcja oparta jest na śladach wspomnianych macierzy, często stosowany jest indeks Calińskiego i Harabasza (*C–H*), mający następującą formułę [Caliński i Harabasz 1974: 7–12; Everitt i in. 2001: 103; Parysek 1982: 108]:

$$C - H = \frac{tr\boldsymbol{B}}{r-1} \Big/ \frac{tr\boldsymbol{W}}{n-r} \tag{1.69}$$

gdzie: r – liczba utworzonych skupień na danym etapie badania,
n – liczba obiektów.

Interpretacja tego miernika oparta jest na „analizie monotoniczności wzrostu (spadku) wartości kryterium i na tej podstawie wybiera się najlepszy z uwzględnionych wariantów. Zakłócenie monotoniczności wzrostu lub spadku wartości kryterium wskazuje na najlepszą z uwzględnianych, w kolejnych wariantach, liczbę wydzielonych klas" [Parysek 1982: 108].

W literaturze przedmiotu istnieje wiele innych mierników oceny poprawności podziału obiektów, m.in. indeks Huberta i Levine'a (*H–L*), indeks *Gamma*, zaproponowany przez Bakera i Huberta, a także indeks Daviesa i Bouldina (*D–B*), czy indeks Dunna (*DI*). Jednakże mierniki te, podobnie jak propozycje przedstawione powyżej, nie dają jednoznacznych rezultatów [Bryja 2012: 53–55 i 64].

Aby porównać rezultaty dwóch klasyfikacji przeprowadzonych za pomocą jednej lub dwóch różnych metod porządkowania liniowego (np. mierników syntetycznych) na tym samym zbiorze obiektów i w oparciu o ten sam zestaw zmiennych diagnostycznych, ale w dwóch różnych okresach (momentach), można zastosować także współczynnik korelacji rang Spearmana[75] [Balcerzak 2011: 462]. Wysoka dodatnia wartość tego współczynnika świadczy o dużej zgodności uporządkowania tych wyników, czyli ich wysokim wzajemnym podobieństwie.

75 Wzór na współczynnik korelacji rang Spearmana przedstawiony został w wielu podręcznikach i opracowaniach [zob. Cz. Domański 2001: 173].

Rozdział II

Charakterystyka demograficzna obszarów Europy, ze szczególnym uwzględnieniem Polski

Niniejszy rozdział pracy składa się z trzech części. W pierwszej z nich (pkt 2.1) przedstawiony został opis demograficzny krajów europejskich z punktu widzenia struktur ludności według płci i wieku, w drugiej i trzeciej zaś (pkt 2.2 i 2.3) zaprezentowano wybrane charakterystyki obszarów Polski z punktu widzenia struktur i procesów ludnościowych. Prezentowane analizy stanowią wstęp do rozważań zawartych w rozdziale trzecim, przedstawiającym klasyfikacje przestrzenne (typologie i regionalizacje) obszarów Polski i Europy z punktu widzenia zjawisk demograficznych, przy wykorzystaniu metod opisanych w rozdziale pierwszym.

Źródłem danych wykorzystanych w analizach prowadzonych na poziomie krajów europejskich były informacje dotyczące struktur ludności według płci i wieku w latach 2002 i 2011[1] zamieszczane w bazie statystycznej na stronie internetowej Eurostatu. Natomiast podstawę analiz prowadzonych dla obszarów Polski stanowiły informacje zamieszczane na stronie internetowej Głównego Urzędu Statystycznego dotyczące struktur oraz zdarzeń z zakresu ruchu naturalnego i wędrówkowego ludności w Polsce oraz w jednostkach terytorialnych (NTS2, NTS4 i NTS5) w latach 2002–2012[2], a także w roku 2020. Uzyskane rezultaty, oprócz opisu słownego, zostały przedstawione graficznie w postaci wykresów i kartogramów.

---

1 W pracy informacje z zakresu struktur ludnościowych rozważane były według stanu na 31 grudnia lat 2002 i 2011 (w bazie Eurostatu dane te *de facto* opublikowane zostały na 1 stycznia lat 2003 i 2012).

2 Dane dla lat 2002, 2012 i 2020 prezentowane są wg stanu na dzień 31 grudnia. Informacje dotyczące struktury wieku populacji w 2020 r. zaczerpnięte zostały z prognozy ludności opracowanej przez GUS w 2014 r., sporządzonej na bazie informacji pochodzących z NSPLiM przeprowadzonego w 2011 r. [GUS 2014].

2.1. Charakterystyka krajów europejskich z punktu widzenia struktur demograficznych

Rozpoznanie struktur ludnościowych to istotny element analiz demograficznych często stanowiący wstęp do dalszych badań. Rozkład populacji według płci i wieku w znacznym stopniu determinuje przebieg wielu procesów demograficznych i na odwrót – zdarzenia i procesy oddziałują na kształt struktur ludności. Przykładem w tym względzie może być spadek współczynników płodności, postrzegany jako główny czynnik starzenia się populacji europejskich. Z kolei zwiększający się sukcesywnie odsetek ludności starszej w populacji, przy zmniejszającym się udziale młodszych grup wieku, oddziałuje *in minus* na poziom reprodukcji ludności.

Ponadto, analiza struktur według płci i wieku ludności pozwala dokonać „oceny potencjału ludnościowego[3] i umożliwia przewidywanie przyszłych trendów rodności i umieralności, a w ujęciu retrospektywnym służy pokazaniu przemian, jakie złożyły się na obecny obraz demograficzny kraju" [Gawryszewski 2005: 207].

2.1.1. Struktura ludności według płci

Struktura ludności według płci zależy przede wszystkim od proporcji płci w momencie urodzenia danej generacji, natężenia umieralności w trakcie trwania życia oraz natężenia i kierunku migracji. Znaczenie w tym względzie mają również zdarzenia nadzwyczajne, np. wojny.

Pomimo tego, że rodzi się więcej chłopców (jest to prawidłowość demograficzna występująca w dużych populacjach), mężczyźni charakteryzują się większą umieralnością w trakcie trwania życia. Z tego względu niemalże wszystkie obszary Europy cechują się przewagą ogólnej liczby kobiet nad mężczyznami, przy czym przewaga ta pojawia się około wieku średniego i powiększa się wraz z przesuwaniem się roczników danej generacji do coraz to starszych grup wieku.

Z punktu widzenia zrównoważonego rozwoju demograficznego za „normalną" w populacji uważa się proporcję 100–104 kobiety na 100 mężczyzn [Rosset 1975: 247]. Według danych Eurostatu w 2011 r. sytuacja taka wystąpiła m.in. w Luksemburgu, Szwecji, Szwajcarii, Wielkiej Brytanii, Irlandii, Grecji i Czechach. W Polsce w 2011 r. współczynnik feminizacji wyniósł 106,6. Największą przewagą liczebną kobiet nad mężczyznami w Europie charakteryzowały się Łotwa, Litwa, Estonia, Ukraina i Białoruś, gdzie w końcu 2011 r. na 100 mężczyzn przypadało statystycznie 115–119 kobiet. Również w tych krajach obserwowane

3 W tej pracy potencjał ludnościowy traktowany będzie jako obecny ilościowy i jakościowy stan populacji badanych obszarów, uwzględniający ich możliwości odtworzeniowe. Szersze objaśnienia dotyczące tego terminu zostały przedstawione w punkcie 3.2.6.

były najwyższe spośród rozważanych jednostek wartości współczynnika feminizacji w grupie wieku 65+ lat – w Estonii, Łotwie i Białorusi w 2011 r. liczba kobiet w najstarszej grupie wieku była dwukrotnie wyższa niż liczba mężczyzn.

Tak wysokie wartości współczynnika feminizacji na tych obszarach (należących niegdyś do bloku krajów komunistycznych) wynikają m.in. z faktu słabiej rozwiniętego, względem pozostałych regionów Europy, systemu opieki zdrowotnej i związanej z tym większej nadumieralności mężczyzn, zwłaszcza w starszych grupach wieku. Ponadto, są one wynikiem strat wojennych poniesionych podczas drugiej wojny światowej, a także konfliktów, w których stroną było ZSSR.

2.1.2. Struktura ludności według wieku

Rozkład wieku ludności w populacji, podobnie jak płci, warunkowany jest wieloma czynnikami zarówno demograficznymi (np. rozrodczość, umieralność, ruch wędrówkowy), jak i pozademograficznymi (np. warunki życia, jakość opieki zdrowotnej, straty wojenne). Kraje europejskie[4] są znacznie zróżnicowane pod względem kształtu struktury wieku ludności, co szczególnie jest widoczne w przypadku frakcji dzieci i osób starszych.

Porównując struktury wieku populacji krajów europejskich w latach 2002 i 2011 (zob. tab. 2.1 i 2.2), można stwierdzić, że w większości z nich zmniejszeniu uległy frakcje dzieci (0–14 lat) i ludności ze środkowej grupy wieku (15–64 lata), zwiększył się natomiast we wszystkich krajach udział osób starszych (65 lat i więcej).

Tab. 2.1. Struktura wieku ludności wybranych krajów europejskich (w %) oraz wartości indeksu starości i mediany wieku w końcu 2002 r.

Kraje i ich kody*		0–14	15–64	65+	IS	Me
1		2	3	4	5	6
Kraje UE (bez Cypru)						
Austria	AT	16,5	68,0	15,4	0,93	38,3
Belgia	BE	17,4	65,6	17,0	0,98	38,6
Bułgaria	BG	14,6	68,4	17,0	1,17	40,3
Chorwacja	HR	16,5	66,9	16,2	0,98	38,8
Czechy	CZ	15,6	70,5	13,9	0,89	37,5
Dania	DK	18,8	66,4	14,8	0,79	38,1

4 W analizach struktur ludności według wieku na poziomie krajów, ze względu na niekompletność danych, nie uwzględniono Albanii, Bośni i Hercegowiny, a także Andory, Lichtensteinu, Monaco i San Marino. Pominięto również Rosję, dla której dane zamieszczone w bazie Eurostatu prezentowane były wyłącznie na poziomie kraju, co uniemożliwia przeprowadzenie porównania tylko dla części europejskiej.

Tab. 2.1. (cd.)

1		2	3	4	5	6
Estonia	EE	16,6	67,5	15,9	0,96	37,8
Finlandia	FI	17,8	66,9	15,3	0,86	40,1
Francja	FR	18,9	65,0	16,1	0,85	37,5
Grecja	EL	14,6	67,8	17,5	1,20	38,4
Hiszpania	ES	14,5	68,6	16,9	1,16	37,6
Irlandia	IE	21,0	67,9	11,1	0,53	32,5
Litwa	LT	18,3	67,0	14,7	0,81	36,5
Luksemburg	LU	18,8	67,1	14,0	0,74	37,2
Łotwa	LV	16,0	68,2	15,9	0,99	38,0
Malta	MT	18,7	68,5	12,8	0,69	36,8
Holandia	NL	18,6	67,7	13,7	0,74	37,5
Niemcy	DE	15,0	67,5	17,5	1,16	40,8
Polska	PL	17,8	69,4	12,8	0,72	35,7
Portugalia	PT	15,8	67,5	16,7	1,05	37,8
Rumunia	RO	17,0	68,8	14,2	0,83	35,6
Słowacja	SK	18,1	70,4	11,5	0,63	33,8
Słowenia	SI	15,0	70,2	14,8	0,99	38,2
Szwecja	SE	18,0	64,8	17,2	0,95	38,8
Węgry	HU	16,1	68,5	15,4	0,95	38,1
Wlk. Brytania	UK	18,5	65,6	15,9	0,86	37,6
Włochy	IT	14,2	66,8	19,0	1,34	40,9
Wybrane kraje spoza UE						
Czarnogóra	ME	21,1	67,2	11,7	0,56	33,3
Islandia	IS	22,9	65,4	11,7	0,51	32,8
Macedonia	MK	21,0	68,4	10,6	0,50	32,8
Norwegia	NO	20,0	65,2	14,8	0,74	36,9
Serbia	ES	16,0	67,2	16,8	1,05	40,5
Szwajcaria	CH	16,7	67,7	15,6	0,94	38,5

Uwaga: Uporządkowanie krajów według niemalejących wartości mediany wieku.

* Kody (symbole) krajów zostały zaczerpnięte z bazy statystycznej dostępnej na stronie Eurostatu (*Statistics Database*).

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Tab. 2.2. Struktura wieku ludności wybranych krajów europejskich (w %) oraz wartości indeksu starości i mediany wieku w końcu 2011 r.

Kraje i ich kody		0–14	15–64	65+	IS	Me
1		2	3	4	5	6
Kraje UE (bez Cypru)						
Austria	AT	14,5	67,8	17,8	1,22	41,8
Belgia	BE	17,0	65,6	17,3	1,02	40,8
Bułgaria	BG	13,4	67,7	18,8	1,41	42,2
Chorwacja	HR	14,9	67,7	17,3	1,16	41,3
Czechy	CZ	14,7	69,2	16,2	1,10	40,1
Dania	DK	17,7	65,0	17,3	0,98	40,7
Estonia	EE	15,5	67,3	17,2	1,11	39,0
Finlandia	FI	16,5	65,4	18,1	1,10	41,7
Francja	FR	18,6	64,3	17,1	0,92	40,2
Grecja	EL	14,4	66,0	19,7	1,37	42,0
Hiszpania	ES	15,2	67,4	17,4	1,14	40,6
Irlandia	IE	21,6	66,5	11,9	0,55	34,0
Litwa	LT	14,9	67,0	18,1	1,21	41,3
Luksemburg	LU	17,1	68,9	14,0	0,81	38,3
Łotwa	LV	14,3	67,1	18,6	1,30	41,5
Malta	MT	14,7	68,8	16,5	1,12	40,4
Holandia	NL	17,3	66,4	16,2	0,94	41,0
Niemcy	DE	13,2	66,1	20,6	1,56	44,0
Polska	PL	15,1	71,1	13,8	0,92	37,8
Portugalia	PT	14,8	65,8	19,4	1,31	41,9
Rumunia	RO	15,0	70,0	15,0	1,00	38,2
Słowacja	SK	15,4	71,9	12,8	0,83	37,3
Słowenia	SI	14,3	68,9	16,8	1,17	41,6
Szwecja	SE	16,7	64,5	18,8	1,13	40,7
Węgry	HU	14,5	68,7	16,9	1,17	40,2
Wlk. Brytania	UK	17,5	65,6	17,0	0,97	38,9
Włochy	IT	14,0	65,3	20,6	1,47	43,0
Wybrane kraje spoza UE						
Białoruś	BY	15,1	71,2	13,7	0,91	38,3
Czarnogóra	ME	18,9	68,1	13,0	0,68	36,5
Islandia	IS	20,7	66,6	12,6	0,61	35,2

Tab. 2.2. (cd.)

1		2	3	4	5	6
Macedonia	MK	17,2	71,0	11,8	0,69	36,2
Mołdawia	MD	16,2	73,9	9,9	0,61	33,6
Norwegia	NO	18,5	66,1	15,4	0,83	38,0
Serbia	RS	14,9	68,2	16,9	1,13	41,3
Szwajcaria	CH	15,0	67,8	17,2	1,14	41,4
Ukraina	UA	14,4	70,4	15,2	1,06	38,7

Uwaga: Uporządkowanie krajów wg niemalejących wartości mediany wieku.

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

W 2011 r., podobnie jak w 2002 r., spośród krajów Unii Europejskiej najwyższym odsetkiem dzieci w wieku 0–14 lat legitymowały się Irlandia i Francja, a spośród pozostałych – Islandia i Czarnogóra, odsetkiem najniższym zaś w 2002 r. – Włochy, a w 2011 r. – Niemcy (zob. tab. 2.1 i 2.2). W roku 2011 najwyższy udział grupy środkowej (tj. 1564 lata), spośród krajów UE, odnotowany został w Polsce i Słowacji, najniższy zaś we Francji, Szwecji i Danii.

Odsetek subpopulacji w wieku 65+ lat uznawany jest za miernik zaawansowania procesu starzenia się populacji. Obecnie wiek ten przyjmowany jest jako próg starości demograficznej. Proces starzenia się populacji[5], stanowiący w wielu aspektach wyzwanie dla większości krajów obecnej Europy, definiowany jest jako sukcesywny, systematycznie występujący wzrost udziałów osób starszych w populacji [Holzer 2003: 139; Okólski i Fihel 2012: 143]. Obecnie, głównymi czynnikami determinującymi ten proces w krajach europejskich są spadek dzietności[6]

5 Proces starzenia się populacji najwcześniej rozpoczął się na początku XX w. w rozwiniętych gospodarczo krajach Europy Zachodniej [Kurek 1998: 262] i przebiegał w różnym tempie. Pierwszym krajem, który tego doświadczył, była Francja, gdzie około 1870 r. udział ludności w wieku 65+ lat przekroczył 7%, a około 100 lat później uległ podwojeniu. Przykładowo, w Szwecji podwojenie wspomnianego odsetka nastąpiło w ciągu 90 lat (licząc od roku 1890), w Polsce w ciągu 40 lat. Najszybszym tempem starzenia się populacji charakteryzowała się Japonia, w której podwojenie omawianego odsetka nastąpiło w ciągu 24 lat [Bengtsson i Scott 2009: 119].

6 Spadek poziomu dzietności najwcześniej został zaobserwowany w krajach Europy Północnej i Zachodniej w końcu XIX w. (A. Fihel [2011: 43] podaje, że pierwszym krajem który doświadczył systematycznego spadku poziomu płodności była Francja, gdzie proces ten rozpoczął się w latach 30. XIX w.), ale obecnie silnie oddziałuje na strukturę wieku niemalże wszystkich populacji krajów Starego Kontynentu, w szczególności Europy Południowej [Bengtsson i Scott 2009: 124; Sundström 2009: 92; Tomassini i Lamura 2009: 69–70]. Z opóźnieniem względem wspomnianych regionów determinanta ta zaczęła kształtować strukturę krajów postsocjalistycznych, należących do Europy Środkowej i Wschodniej (od momentu rozpoczęcia transformacji ustrojowej), w wyniku czego akceleracja procesu starzenia się w tych krajach miała swój początek w latach 90. XX w. [Gavrilova i Gavrilov 2009: 115–116].

(znacznie poniżej poziomu gwarantującego prostą zastępowalność generacji) oraz wydłużanie się przeciętnego dalszego trwania życia ludności[7]. Występowanie po sobie kolejno niżów i wyżów demograficznych, czyli tzw. falowanie struktur, osłabia lub przyspiesza w danym okresie jego postęp [Frątczak 2002: 22]. Istotną rolę w tym względzie odgrywają również migracje oraz proces urbanizacji (obecnie w wielu krajach, m.in. w Polsce, szybciej starzeją się miasta).

Analiza terytorialnego zróżnicowania odsetka osób w wieku 65+ lat wskazuje na to, że w 2011 r., podobnie jak w 2002 r., spośród krajów UE najniższym udziałem omawianej subpopulacji legitymowała się Irlandia, najwyższym zaś Niemcy, Włochy i Grecja[8].

Na przestrzeni rozważanego okresu, tj. w latach 2002–2011, wszystkie kraje europejskie doświadczyły postępu starości demograficznej, ale tempo tych przemian było mocno zróżnicowane. Spośród krajów UE największym przyrostem odsetka ludności starszej charakteryzowała się Malta (31%), Litwa (25%) oraz Niemcy, Łotwa, Finlandia i Holandia (19–20%), najmniejszym zaś Hiszpania, Irlandia, Belgia i Luksemburg (1–2%). W Polsce w rozważanym okresie odsetek osób starszych wzrósł o 7,9%.

Innym, często stosowanym miernikiem[9] zaawansowania starości demograficznej jest indeks starości, obliczany jako iloraz liczby osób starszych (w wieku 65+ lat) i dzieci (0–14 lat) w danej populacji. Im jest on wyższy ponad wartość równą jeden (przyjmowaną jako próg starości demograficznej), tym wyższe zaawansowanie procesu starzenia się [Kowaleski 2011: 24].

---

7 Wydłużanie się przeciętnego dalszego trwania życia początkowo związane było ze spadkiem umieralności niemowląt. W XIX w. najkorzystniejsza sytuacja w tym względzie panowała w Szwecji, Norwegii, Australii i Nowej Zelandii. Spadek umieralności w dalszych grupach wieku zaczął być obserwowany w drugiej połowie XIX w. [Bengtsson i Scott 2009: 124]. Obecnie poziom współczynników zgonów niemowląt w większości krajów europejskich notowany jest na relatywnie niskim poziomie, nieodgrywającym znaczącej roli w kształtowaniu się ogólnego poziomu umieralności.

8 W 2011 r. do najstarszych demograficznie obszarów Niemiec należały silnie zurbanizowane i znacznie uprzemysłowione tereny wschodniej części kraju, natomiast stare demograficznie obszary Europy Południowej to głównie tereny wiejskie, odznaczające się wysokim wskaźnikiem emigracji zarobkowych wśród osób młodych [Eurostat 2012: 21]. Populacja Niemiec „kurczy się" od 2005 r., przy czym gdyby nie dodatnie saldo migracji, proces ten rozpocząłby się już na początku lat 70. XX w. [Henseke i in. 2009: 12].

9 Istnieje wiele innych miar zaawansowania starości demograficznej. Wśród nich należy wymienić m.in.: indeks sędziwej starości (obliczany jako iloraz liczby osób w wieku 80+ lat do liczby seniorów w wieku 65+ lat), współczynnik obciążenia osobami starszymi (liczony jako iloraz liczby osób w wieku 65+ lat do liczby osób w wieku 15–64 lata) oraz współczynnik potencjalnego wsparcia, będący odwrotnością współczynnika obciążenia. Więcej na temat miar zaawansowania starości demograficznej można przeczytać m.in. w opracowaniach: A. Abramowskiej-Kmon [2011], M. Cieślak [2004], Z. Długosza [1998], J. Holzera [2003: 137–139], J.T. Kowaleskiego i A. Majdzińskiej [2012b] oraz E. Frątczak i J. Kurkiewicz [2010: 128–130].

W 2011 r. spośród krajów UE najwyższymi wartościami indeksu starości charakteryzowały się Niemcy i Włochy, gdzie na 100 dzieci w wieku 0–14 lat przypadało odpowiednio 156 i 147 osób w wieku 65+ lat (przy czym, w niektórych jednostkach zlokalizowanych w Niemczech, m.in. w Chemnitz, Sachsen-Anhalt, Thüringen, a także we Włoszech – w Ligurii ponad 200 osób), najniższymi zaś Irlandia, gdzie widoczna była wyraźna przewaga liczebna dzieci (zob. tab. 2.2). W 2002 r. wartości indeksu starości we wszystkich rozpatrywanych krajach były niższe, przy czym tylko w kilku z nich frakcja osób starszych przeważała liczebnie nad subpopulacją dzieci (zob. tab. 2.1).

W perspektywie kolejnych lat należy spodziewać się dalszego postępu starości demograficznej we wszystkich krajach europejskich. Według prognozy Eurostatu w końcu 2019 r. w 9 krajach UE odsetek ludności w wieku 65+ lat przekroczy 20% – najwyższy odnotowany zostanie w Niemczech, we Włoszech, w Finlandii Portugalii, Grecji i Bułgarii (21–23%), najniższy zaś w Irlandii i Luksemburgu (odpowiednio 14,4% i 15,7%). W Polsce udział omawianej frakcji prawdopodobnie wyniesie 17,9%.

Porównując strukturę wieku populacji krajów za pomocą współczynnika podobieństwa struktur[10], można stwierdzić, że w 2011 r. krajami najbardziej podobnymi do siebie w tym względzie były Austria i Szwajcaria, a także Serbia i Chorwacja oraz Grecja i Portugalia (podobieństwo to wynosiło 98%), najmniej podobnymi zaś jednostki skrajne pod względem zaawansowania procesu starzenia się populacji, tj. Mołdawia i Włochy oraz Irlandia i Niemcy (84%). Wskaźniki podobieństwa struktur pomiędzy poszczególnymi krajami dla 2011 r. zostały przedstawione w aneksie w tab. A1.

Zmiany w strukturze wieku ludności przejawiające się m.in. postępem procesu starzenia się populacji i zmniejszaniem się zasobów siły roboczej[11] stanowią poważne wyzwanie dla większości krajów europejskich, a oddziałując na gospodarki wielopłaszczyznowo, obligują ich władze do podjęcia skoordynowanych działań w różnych sferach życia społeczno-gospodarczego. Przed szczególnie dużymi wyzwaniami stoją obecnie kraje ze wschodniej i środkowej części Europy (w których proces starzenia się populacji rozpoczął się z opóźnieniem względem pozostałych części Kontynentu). W starych demograficznie krajach Europy Zachodniej i Północnej problemy te pojawiły się znacznie wcześniej, z tego względu pewne procesy dostosowawcze w tych jednostkach mają sprawniejszy przebieg (np. konieczność

10 Wskaźnik podobieństwa struktur stanowi jedynie opisowy element charakterystyki krajów europejskich. Bardziej szczegółowe analizy wzajemnego podobieństwa obszarów Europy z punktu widzenia całej struktury wieku populacji zostały przeprowadzone w oparciu o narzędzia wielowymiarowej (wielocechowej) analizy porównawczej i zaprezentowane w pkt 3.1.

11 Zmniejszanie się zasobów siły roboczej obserwowane jest także w młodszych grupach wieku produkcyjnego i wynika z wydłużenia się czasu nauki.

zmiany kwalifikacji zawodowych osób w wieku 50+ lat czy dostępność usług opiekuńczych dla osób starszych, na które popyt będzie wzrastał zarówno ze względu na nominalny wzrost liczby osób w starszym wieku, jak i w wielu przypadkach brak opieki ze strony rodziny, będący następstwem posiadania mniejszej liczby dzieci lub ich braku [*Why population*..: 16]).

2.2. Wybrane charakterystyki demograficzne obszarów Polski

Analogicznie do rozważań przedstawionych w pkt 2.1, poniżej przedstawiona została charakterystyka obszarów Polski przeprowadzona na poziomie województw i powiatów (liczących 379 jednostek). Analizy te dotyczyły elementów struktur ludności (w tym płci i wieku, przy szczególnym uwzględnieniu procesu demograficznego starzenia się populacji), a także wybranych zdarzeń z zakresu ruchu naturalnego oraz migracyjnego na początku pierwszej i drugiej dekady XXI w. oraz w niedalekiej przyszłości.

2.2.1. Ocena sytuacji z punktu widzenia struktur demograficznych

Struktura ludności według płci

W Polsce, podobnie jak w większości krajów europejskich, odnotowuje się liczebną przewagę ogółu kobiet nad mężczyznami (przy czym w młodszych rocznikach wieku liczebnie dominują mężczyźni na skutek większej liczby urodzeń chłopców). W roku 2012 przewaga kobiet pojawiła się w grupie wieku 50–54 lata[12] (przy czym, w miastach nieco wcześniej – w grupie 40–44 lata, na wsi w grupie 60–64 lata) i zwiększała się wraz z wiekiem na skutek większej umieralności mężczyzn w trakcie trwania życia. W najstarszych grupach wieku (85+ lat) przewaga ta wynikała również ze strat wśród mężczyzn poniesionych podczas drugiej wojny światowej.

W 2012 r. współczynnik feminizacji dla kraju wyniósł 106,6, przy czym jego wartość była znacznie wyższa w miastach niż na wsi (odpowiednio 110,8 oraz 100,6 kobiet na 100 mężczyzn). Najwyższą liczebną przewagą kobiet nad mężczyznami charakteryzowały się tereny Polski centralnej (w szczególności Łódzkie i Mazowieckie, gdzie w 2012 r. na 100 mężczyzn przypadało odpowiednio 110 i 109 kobiet), najniższą zaś województwa warmińsko-mazurskie i podkarpackie (104 kobiety na 100 mężczyzn). W przypadku miast liczebna przewaga kobiet

12 Biorąc pod uwagę pojedyncze roczniki, w 2012 r. przewaga ta pojawiła się w wieku 49 lat, przy czym w miastach wcześniej niż na wsi [GUS, *Rocznik Demograficzny* 2013].

została zaobserwowana we wszystkich województwach (najwyższa w łódzkim i mazowieckim, gdzie na 100 mężczyzn przypadało odpowiednio 115 i 114 kobiet), w przypadku wsi zaś była ona widoczna w 10 tych jednostkach terytorialnych (najwyższa w opolskim i śląskim, gdzie omawiany współczynnik osiągnął wartość 104).

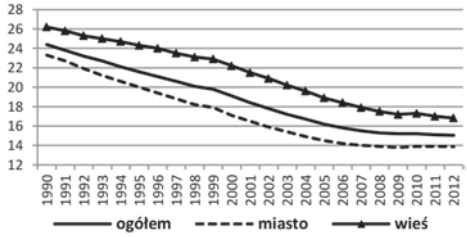
Obecnie większość powiatów w Polsce charakteryzuje się przewagą liczebną kobiet nad mężczyznami – najwyższą duże miasta, a także obszary centralnej i południowo-zachodniej Polski. Spośród wszystkich powiatów najbardziej sfeminizowane było miasto Łódź (gdzie w 2012 r. na 100 mężczyzn przypadało 120 kobiet), a także Warszawa (118), Lublin (117) i Sopot (116), najmniej zaś powiaty suwalski, ostrołęcki i białobrzeski (96–98 kobiet na 100 mężczyzn).

Biorąc pod uwagę subpopulację osób starszych, tj. będących w wieku 65 lat i więcej, w 2012 r. najbardziej sfeminizowanymi województwami były łódzkie i dolnośląskie (gdzie na 100 mężczyzn przypadało statystycznie odpowiednio 174 i 170 kobiet), najmniej zaś pomorskie i śląskie (odpowiednio 153 i 156 kobiet).

Struktura ludności według wieku

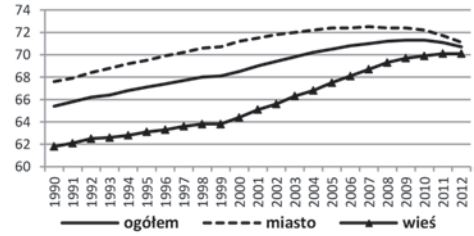
Przeobrażenia kształtu struktury wieku ludności są powolnym ale długotrwałym procesem, niosącym za sobą wiele następstw zarówno ekonomicznych, jak i społecznych, w tym również negatywnych. W przypadku populacji Polski zasadnicze przemiany w tym względzie, wynikające głównie ze zmniejszania się poziomu płodności, obserwowane są od początku okresu transformacji ustrojowej. Szczególnie widoczne są one w obrębie najmłodszej i najstarszej grupy wieku (zob. rys. 2.1–2.3). Wzrost udziału drugiej z wymienionych grup, przy zmniejszającym się udziale pierwszej z nich, świadczy o postępującym procesie starzenia się populacji (z punktu widzenia zrównoważonego rozwoju demograficznego korzystne jest aby populację charakteryzował co najmniej podobny lub nieco większy udział grupy najmłodszej w stosunku do najstarszej). Na przestrzeni minionych dwóch dekad relacja pomiędzy liczebnościami tych dwóch subpopulacji uległa znacznym zmianom.

W latach 1990–2012 wyraźnie zmniejszył się odsetek dzieci w wieku 0–14 lat, udział ludności w wieku 15–64 lata legitymował się tendencją rosnącą, która pod koniec badanego okresu uległa odwróceniu (na skutek stopniowego przekraczania granicy starości demograficznej przez liczne roczniki wyżu demograficznego z lat 50. XX w.), natomiast odsetek ludności w wieku 65+ lat znacznie wzrósł w rozpatrywanych latach, w rezultacie osiągając wyższe wartości w miastach (do 2005 r. frakcja ta była wyższa na wsi). Tym samym zasadniczej zmianie uległy wartości indeksu starości (wyrażające iloraz wymienionych dwóch skrajnych, biologicznych grup wieku), osiągające w latach 90. względnie niski poziom (zbliżony w miastach i na wsi), o ponad połowę niższy niż obecnie (zob. rys. 2.4).



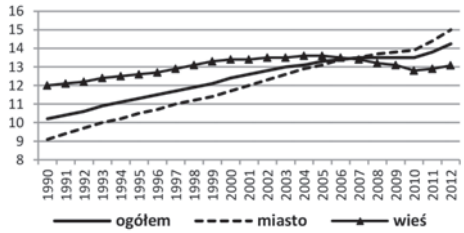
Rys. 2.1. Udziały dzieci w wieku 0–14 lat w Polsce w latach 1990–2012 (w %)

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych; *Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.



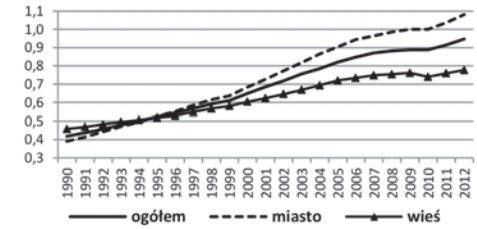
Rys. 2.2. Udziały ludności w wieku 15–64 lata w Polsce w latach 1990–2012 (w %)

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych; *Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.



Rys. 2.3. Udziały ludności w wieku 65+ lat w Polsce w latach 1990–2012 (w %)

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych; *Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.



Rys. 2.4. Wartości indeksu starości (L_{65+}/L_{0-14}) w Polsce w latach 1990–2012

Źródło GUS (Bank Danych Lokalnych; *Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.

Odsetki analizowanych trzech subpopulacji charakteryzują się znacznym przestrzennym zróżnicowaniem, widocznym zarówno na początku rozpatrywanego okresu, jak i w roku 2012. Zróżnicowanie to będzie obserwowane także w perspektywie kilku najbliższych lat, np. roku 2020 (zob. tab. 2.3).

W Polsce w 2012 r. udział dzieci w wieku 0–14 lat wyniósł 15% (w miastach 13,9%, na wsi 16,8%) i był o 2,8 p.p. niższy względem roku 2002 (zob. tab. 2.3). Należy podkreślić, że odsetek tej subpopulacji wykazuje tendencję spadkową od przełomu lat 80. i 90. (zarówno w miastach, jak i na wsi), przy czym najwyższe tempo tego spadku zostało odnotowane w latach 2000–2004, kiedy to omawiany udział zmniejszał się z roku na roku średnio o 3,3% (w miastach o 3,6%, na wsi o 3,1%).

Spośród województw w 2012 r. najwyższym udziałem dzieci charakteryzowały się pomorskie, wielkopolskie i małopolskie, najniższym zaś opolskie, śląskie, łódzkie i dolnośląskie, przy czym odsetek ten we wszystkich jednostkach był wyższy na obszarach wiejskich (zob. tab. 2.3). W latach 2002–2012 we wszystkich województwach zaobserwowany został spadek omawianej frakcji – najwyższy w województwie opolskim, podlaskim i podkarpackim (o 22%). Tendencja spadkowa w tym względzie prawdopodobnie utrzyma się w perspektywie kilku następnych lat (zob. tab. 2.3).

Tab. 2.3. Struktura wieku populacji w podziale na biologiczne grupy wieku w Polsce i w województwach w latach 2002, 2012 i 2020 (w %) oraz dynamika udziałów poszczególnych grup wieku ludności w latach 2002–2012 (2002=1,0)

Wyszczególnienie	2002			2012			2020			Dynamika w latach 2002–2012 (2002=1,0)		
	0–14	15–64	65+	0–14	15–64	65+	0–14	15–64	65+	0–14	15–64	65+
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Ogółem												
Polska	17,8	69,4	12,8	15,0	70,7	14,2	14,8	66,3	18,9	0,85	1,02	1,11
Dolnośląskie	16,3	70,7	13,0	14,0	71,8	14,2	14,0	66,0	20,0	0,86	1,02	1,09
Kujawsko-pomorskie	18,5	69,7	11,9	15,3	71,2	13,5	14,8	66,7	18,5	0,83	1,02	1,13
Lubelskie	18,7	67,4	13,9	15,1	70,0	15,0	14,3	66,4	19,3	0,81	1,04	1,08
Lubuskie	18,2	70,5	11,3	15,3	72,0	12,7	14,9	66,6	18,5	0,84	1,02	1,12
Łódzkie	16,2	69,2	14,7	14,0	70,0	16,0	14,0	65,2	20,9	0,86	1,01	1,09
Małopolskie	19,0	68,2	12,8	15,9	70,0	14,1	15,6	66,8	17,7	0,84	1,03	1,10
Mazowieckie	16,9	68,9	14,2	15,5	69,5	15,0	15,8	65,2	19,0	0,91	1,01	1,06
Opolskie	17,1	70,4	12,5	13,4	71,8	14,8	12,7	67,7	19,6	0,78	1,02	1,18
Podkarpackie	20,3	67,4	12,4	15,7	70,6	13,6	14,7	67,7	17,6	0,78	1,05	1,10
Podlaskie	18,9	67,1	14,0	14,7	70,3	15,0	14,0	67,4	18,6	0,78	1,05	1,07
Pomorskie	18,8	69,9	11,3	16,3	70,7	12,9	16,2	66,1	17,7	0,87	1,01	1,15
Śląskie	16,2	71,6	12,2	14,0	71,1	15,0	14,1	65,9	20,0	0,86	0,99	1,23
Świętokrzyskie	17,8	67,7	14,4	14,2	70,2	15,6	13,4	66,1	20,5	0,80	1,04	1,08
Warmińsko-mazurskie	19,6	69,3	11,0	15,7	72,0	12,4	15,0	67,6	17,4	0,80	1,04	1,12
Wielkopolskie	18,7	69,8	11,6	16,1	71,0	13,0	16,0	66,5	17,5	0,86	1,02	1,12
Zachodniopomorskie	17,7	70,7	11,6	14,6	72,2	13,2	14,1	66,6	19,3	0,83	1,02	1,14
Miasto												
Polska	15,9	71,8	12,3	13,9	71,1	15,0	14,0	65,2	20,8	0,87	0,99	1,22
Dolnośląskie	15,0	71,9	13,1	13,1	71,6	15,4	13,4	64,8	21,8	0,87	1,00	1,17
Kujawsko-pomorskie	16,5	71,5	11,9	13,9	71,4	14,7	13,6	65,7	20,8	0,84	1,00	1,24
Lubelskie	17,0	72,3	10,8	13,9	71,9	14,2	13,4	65,8	20,8	0,82	0,99	1,31
Lubuskie	16,8	72,1	11,1	14,4	72,0	13,6	14,4	65,4	20,2	0,86	1,00	1,23
Łódzkie	14,5	71,6	13,9	13,0	70,7	16,4	13,1	64,3	22,6	0,89	0,99	1,18
Małopolskie	15,8	71,2	12,9	13,9	70,5	15,6	14,1	65,4	20,5	0,88	0,99	1,21
Mazowieckie	14,8	71,3	14,0	14,6	69,7	15,8	15,5	64,2	20,4	0,98	0,98	1,13

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Opolskie	16,1	72,3	11,6	12,9	71,9	15,3	12,3	66,1	21,6	0,80	0,99	1,32
Podkarpackie	17,8	71,5	10,7	14,3	72,1	13,7	13,7	66,4	19,9	0,80	1,01	1,28
Podlaskie	18,2	71,0	10,8	14,2	72,5	13,3	13,8	67,8	18,4	0,78	1,02	1,23
Pomorskie	16,4	71,4	12,2	14,5	70,6	14,9	14,7	64,7	20,6	0,89	0,99	1,22
Śląskie	15,6	72,5	11,9	13,5	71,2	15,3	13,7	65,4	20,8	0,86	0,98	1,29
Świętokrzyskie	15,7	72,0	12,3	12,9	71,2	15,9	12,2	64,7	23,1	0,82	0,99	1,29
Warmińsko--mazurskie	17,7	71,4	10,9	14,4	72,4	13,2	14,0	66,6	19,4	0,81	1,01	1,21
Wielkopolskie	16,6	71,7	11,7	14,5	71,2	14,3	14,6	65,4	20,0	0,88	0,99	1,22
Zachodniopomorskie	15,9	72,2	11,9	13,5	72,1	14,4	13,3	65,5	21,3	0,85	1,00	1,21
Wieś												
Polska	20,9	65,6	13,5	16,8	70,1	13,1	16,1	67,9	16,1	0,81	1,07	0,97
Dolnośląskie	19,6	67,7	12,7	16,0	72,4	11,6	15,3	68,8	15,9	0,82	1,07	0,91
Kujawsko--pomorskie	21,6	66,6	11,8	17,5	70,9	11,7	16,6	68,3	15,2	0,81	1,06	0,99
Lubelskie	20,2	63,1	16,7	16,0	68,3	15,7	15,0	66,9	18,1	0,79	1,08	0,94
Lubuskie	20,8	67,5	11,7	16,8	72,1	11,2	15,9	68,6	15,6	0,81	1,07	0,95
Łódzkie	19,2	64,8	16,1	15,8	68,9	15,3	15,4	66,6	18,0	0,82	1,06	0,95
Małopolskie	22,2	65,1	12,7	17,8	69,5	12,7	16,9	68,1	15,1	0,80	1,07	1,00
Mazowieckie	20,7	64,5	14,7	17,0	69,2	13,7	16,5	67,2	16,4	0,82	1,07	0,93
Opolskie	18,2	68,3	13,5	13,9	71,8	14,3	13,2	69,5	17,3	0,77	1,05	1,06
Podkarpackie	21,9	64,6	13,5	16,8	69,6	13,6	15,3	68,7	16,0	0,77	1,08	1,01
Podlaskie	20,0	61,5	18,6	15,5	67,0	17,5	14,3	66,8	18,9	0,77	1,09	0,94
Pomorskie	23,9	66,7	9,4	19,7	70,9	9,3	18,9	68,4	12,8	0,83	1,06	0,99
Śląskie	18,8	68,0	13,1	15,6	70,6	13,8	15,4	67,6	17,1	0,83	1,04	1,06
Świętokrzyskie	19,6	64,2	16,2	15,2	69,4	15,3	14,4	67,2	18,4	0,78	1,08	0,95
Warmińsko--mazurskie	22,5	66,3	11,2	17,6	71,2	11,2	16,4	69,1	14,6	0,78	1,07	1,00
Wielkopolskie	21,5	67,1	11,4	18,0	70,7	11,3	17,6	67,8	14,6	0,84	1,05	0,99
Zachodniopomorskie	21,7	67,3	11,0	17,0	72,3	10,7	15,8	69,1	15,1	0,78	1,07	0,97

Źródło: GUS (BDL, *Stan i struktura ludności*…, *Prognoza ludności*...); opracowanie własne.

Wśród jednostek NTS4, w 2012 r. najwyższym udziałem dzieci w wieku 0–14 lat, wynoszącym 20–22%, charakteryzowały się powiaty: kartuski (pomorskie) oraz limanowski i nowosądecki (małopolskie). Odsetek ten był relatywnie wysoki także w powiatach poznańskim (wielkopolskie), kościerskim, gdańskim, wejherowskim oraz puckim (pomorskie) i kształtował się w granicach 18,5–19%. Natomiast najmniejszą frakcją dzieci legitymował się Sopot (9,9%), powiat

hajnowski w województwie podlaskim (11,4%) oraz miasta: Łódź, Sosnowiec, Katowice, Jelenia Góra, Świnoujście i Opole (11,5–12%), (zob. rys. 2.5).

Znaczne terytorialne różnice wartości obserwowane były również w przypadku subpopulacji w wieku 15–64 lata. Na początku okresu transformacji ustrojowej (a także wcześniej) odsetek osób z tej grupy wieku był znacznie wyższy w miastach niż na wsi. Obecnie różnice w tym względzie nadal istnieją, ale uległy one znacznemu zmniejszeniu (zob. rys. 2.2). W 2012 r. najniższym odsetkiem omawianej frakcji legitymowało się województwo mazowieckie, najwyższym zaś zachodniopomorskie (zob. tab. 2.3).

Analiza na poziomie jednostek NTS4 wykazała, że w 2012 r. najwyższym odsetkiem omawianej subpopulacji legitymowały się obszary północnej, zachodniej i południowo-zachodniej Polski (przy czym, na obszarach tych, w obrębie rozpatrywanej frakcji, relatywnie wysoki udział stanowiły osoby w wieku 45–64 lata), w szczególności powiat policki oraz miasto Łomża (gdzie odsetek ludności w wieku 15–64 lata wyniósł odpowiednio 74,8% oraz 74,5%), najniższym zaś obszary zlokalizowane w środkowej i wschodniej części kraju, w szczególności powiaty województwa podlaskiego – bielski i hajnowski (gdzie odsetek omawianej frakcji wynosił odpowiednio 66,4% i 66,9%), (zob. rys. 2.6).

W Polsce w 2012 r. odsetek ludności w wieku 65+ lat wyniósł 14,2% (w miastach 15,0%, na wsi 13,1%), a jego wartość względem roku 2002 wzrosła o 1,4 p.p., względem roku 1990 zaś wzrosła o 4,0 p.p. (zob. rys. 2.3 i tab. 2.3). Zaawansowanie starości demograficznej jest znacznie zróżnicowane terytorialnie. W 2012 r. najwyższą wartością odsetka ludności starszej legitymowało się województwo łódzkie (16%) i świętokrzyskie (15,6%), najniższą zaś warmińsko-mazurskie (12,4%), (zob. tab. 2.3).

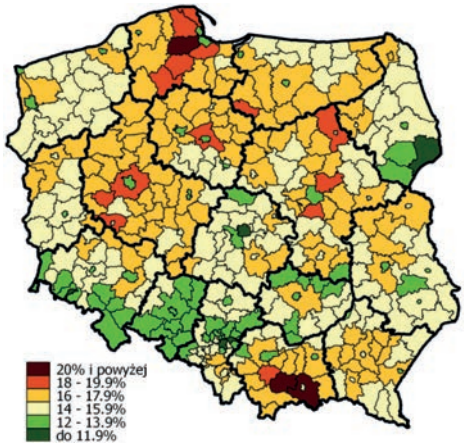
W przekroju powiatów w 2012 r. relatywnie najniższym zaawansowaniem starości demograficznej charakteryzował się zachodniopomorski powiat policki (gdzie odsetek ludności w wieku 65+ lat wyniósł 8,3%), powiaty w województwie pomorskim, w szczególności, gdański, kartuski (9,6%) i wejherowski (10,1%), a także miasto Żory (9,6%). Natomiast obszarami o najwyższym odsetku ludności starszej w 2012 r. były: Sopot (gdzie odsetek omawianej subpopulacji wynosił 21,9%), położone w podlaskim[13] powiaty hajnowski i bielski (odpowiednio 21,6% i 20,1%), a także Łódź (18,6%)[14].

---

13 W województwie podlaskim w 2012 r. w 22 gminach udział ludności starszej przekraczał 20%, przy czym były to gminy wiejskie położone w powiatach hajnowskim, bielskim, siemiatyckim, sokólskim i białostockim (we wsiach Dubicze Cerkiewne, Orla, Czyże oraz Bielsk Podlaski odsetek ten kształtował się w granicach 33–39,6%).

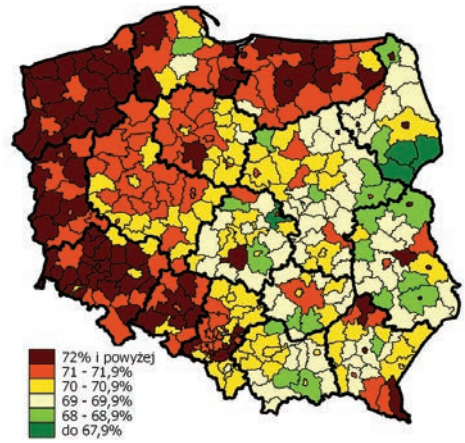
14 Wykazane różnice w przestrzennym kształtowaniu się zaawansowania starości demograficznej wynikają z faktu, że w okresie powojennym zachodnia część Polski legitymowała się relatywnie wysokim natężeniem napływu ludności młodej, emigrującej z kresów wschodnich oraz Polski Centralnej, w związku z tym współcześnie obszary te charakteryzują się względnie młodszą strukturą wieku populacji niż wschodnia część kraju. Jednakże w najbliższych

Na początku bieżącego stulecia zaawansowanie starości demograficznej było znacznie niższe niż jest obecnie (zob. tab. 2.3, rys. 2.3 i 2.9). W perspektywie kolejnych kilku i kilkunastu lat proces starzenia się populacji będzie postępował i przykładowo w 2020 r. odsetek ludności starszej prawdopodobnie wyniesie 18,9%. Spośród województw w 2020 r. najwyższym zaawansowaniem starości demograficznej legitymować się będą: łódzkie, świętokrzyskie, śląskie i dolnośląskie, gdzie co piąta osoba prawdopodobnie będzie miała co najmniej 65 lat (zob. tab. 2.3). Natomiast w przekroju powiatów najwyższa jego wartość zostanie odnotowana w Sopocie (27,1%) oraz w powiecie hajnowskim (25,9%), a także w Jeleniej Górze, Łodzi i Sosnowcu (24–25,2%). W tym miejscu należy zaznaczyć, że wysokim zaawansowaniem starości demograficznej charakteryzować się będą miasta, zwłaszcza duże – w 2020 r. w 50 miastach na prawach powiatu odsetek omawianej subpopulacji prawdopodobnie przekroczy 20%. Natomiast relatywnie najniższy udział osób starszych prawdopodobnie odnotowany zostanie w powiatach kartuskim (12%) i gdańskim (12,7%), a także nowosądeckim, toruńskim i wrocławskim (13,4–13,5%).



Rys. 2.5. Odsetek dzieci w wieku 0–14 lat w powiatach w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

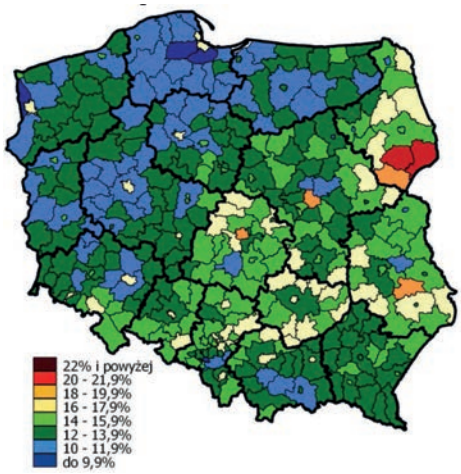


Rys. 2.6. Odsetek ludności w wieku 15–64 lata w powiatach w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

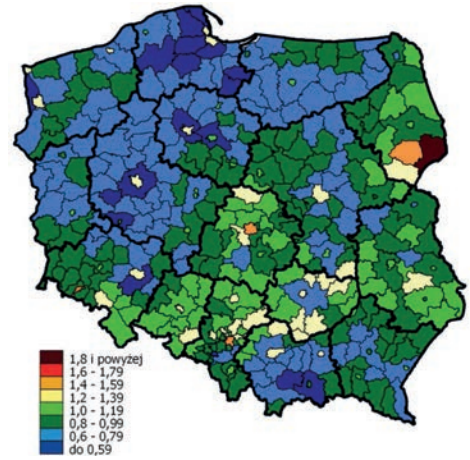
---

latach i dekadach proces starzenia się ludności będzie szybciej postępował na obszarach Polski Zachodniej, gdzie próg starości demograficznej przekraczać będą liczne roczniki znajdujące się obecnie na przedpolu wieku emerytalnego. Ponadto, na zachodzie kraju, szczególnie w województwach zachodniopomorskim i lubuskim, obserwowane jest większe upowszechnienie zachowań redukujących płodność (m.in. opóźnienie wieku zawierania małżeństw pierwszych i rodzenia pierwszego dziecka, rezygnacja z małżeństwa na rzecz kohabitacji, wzrost natężenia rozwodów), a także niższa spójność społeczna, osłabienie więzi rodzinnych oraz mniejsze kultywowanie tradycji w zakresie zachowań demograficznych niż na wschodzie.



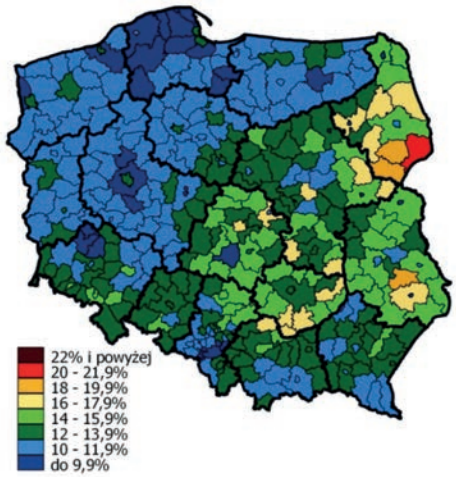
Rys. 2.7. Odsetek ludności w wieku 65+ lat w powiatach w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



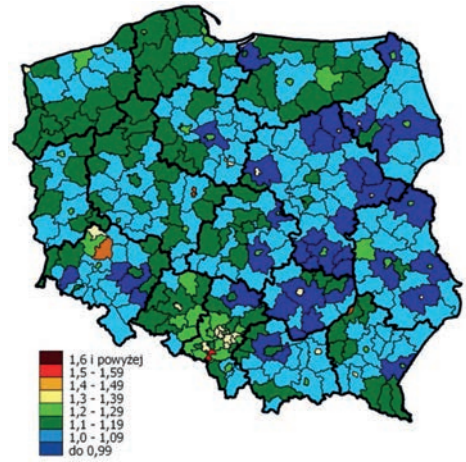
Rys. 2.8. Wartości indeksu starości (L_{65+}/L_{0-14}) w powiatach w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 2.9. Odsetek ludności w wieku 65+ lat w powiatach w 2002 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 2.10. Dynamika udziałów ludności w wieku 65+ lat w powiatach w latach 2002–2012 (2002=1,0)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Ocena dynamiki odsetka ludności w wieku 65+ lat wskazuje na wyraźny postęp procesu starzenia się populacji (zob. tab. 2.3 i rys. 2.10). W latach 2002–2012 frakcja osób starszych w Polsce zwiększyła się o 11% (w miastach o 22%, na wsi zaś zmniejszyła się o 3%). W przekroju województw wzrost ten był najwyższy w śląskim (o 23%) i opolskim (o 18%), najniższy zaś w mazowieckim i podlaskim (o 6–7%).

W perspektywie kilku- kilkunastu lat najwyższym tempem postępu starości demograficznej legitymować się będą obszary zachodniej i północnej części Polski, obecnie postrzegane jako relatywnie młode.

W roku 2012 indeks starości dla Polski ogółem wyniósł 0,95, co oznaczało, że na 100 dzieci w wieku 0–14 lat przypadało 95 osób w wieku 65+ lat (w miastach i na wsi odpowiednio 108 i 78 osób). Spośród województw w 2012 r. najwyższą wartością indeksu starości legitymowały się łódzkie (1,15) oraz świętokrzyskie i opolskie (1,10), najniższą zaś pomorskie i warmińsko-mazurskie (0,79). Natomiast spośród jednostek NTS4 w 2012 r. najniższą wartość rozważanego miernika odnotowano w powiatach kartuskim, wejherowskim, gdańskim (pomorskie) oraz polickim (zachodniopomorskie), gdzie w 2012 r. na 100 dzieci przypadało statystycznie 44–53 seniorów, najwyższą zaś w Sopocie (220 osób starszych), a także w położonych w województwie podlaskim[15] powiatach hajnowskim i bielskim (odpowiednio 190 i 148 osób) oraz w Łodzi i Katowicach (odpowiednio 159 i 151 osób).

Na początku bieżącego stulecia wartość ilorazu rozpatrywanych tu subpopulacji najstarszej i najmłodszej była bardziej korzystna z punktu widzenia rozwoju demograficznego niż jest obecnie – w 2002 r. na 100 dzieci w wieku 0–14 lat przypadały 72 osoby starsze (w miastach i na wsi odpowiednio 78 i 65 osób). We wszystkich województwach (zarówno w miastach, jak i na wsi), a także w większości powiatów obserwowana była liczebna przewaga młodszej z tych frakcji. W perspektywie kolejnych lat można oczekiwać dalszego wzrostu tego miernika – przykładowo, w 2020 r. jego wartość w kraju prawdopodobnie wyniesie 1,27 (w miastach i na wsi odpowiednio 1,48 i 1,0).

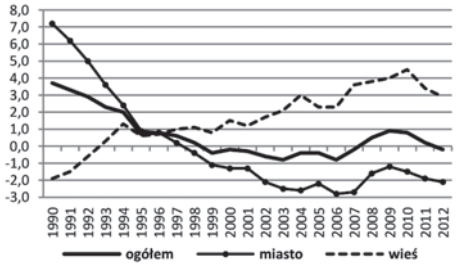
Województwa świętokrzyskie, lubelskie, podlaskie, ale także opolskie, łódzkie i śląskie to jednostki charakteryzujące się silnym natężeniem procesów depopulacyjnych oraz wysokim zaawansowaniem starości demograficznej. Przyczyną takiego stanu rzeczy jest m.in. zachwianie struktury wieku populacji tych województw na skutek silnej emigracji ludności młodej w latach 70. i 80. ubiegłego stulecia, czego konsekwencją była niska stopa urodzeń w tamtym okresie. Pochodną tych przemian jest obecnie występująca relatywnie niska liczba kobiet w wieku rozrodczym i względnie mała liczba urodzeń. Ponieważ są to tereny ubytku naturalnego i migracyjnego, ludność z młodszych grup wieku nie rekompensuje liczebnie frakcji osób starszych. Dodatkowo obszary te (szczególnie leżące na tzw. ścianie wschodniej) wydają się być mało atrakcyjne osiedleńczo na tle innych województw, co wynika m.in. z ich niższego poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego. Znacznie korzystniejszą sytuacją demograficzną legitymują się województwa, na obszarze których znajdują się duże i dynamicznie rozwijające się miasta (stolice województw), tzn. mazowieckie, wielkopolskie, małopolskie, pomorskie

15 W województwie podlaskim w niektórych gminach powiatów hajnowskiego, bielskiego i siemiatyckiego przewaga osób starszych nad frakcją dzieci była dwu- i trzykrotna (we wsiach Czyże, Orla i Dubicze Cerkiewne cztero- i pięciokrotna).

i dolnośląskie. Województwa te, dzięki swojej atrakcyjności osiedleńczej, odznaczają się wzrostem liczebności populacji wsi (m.in. w wyniku dodatniego salda migracji na obszarach wiejskich, w tym również na skutek suburbanizacji) [Szukalski 2010a: 30–31].

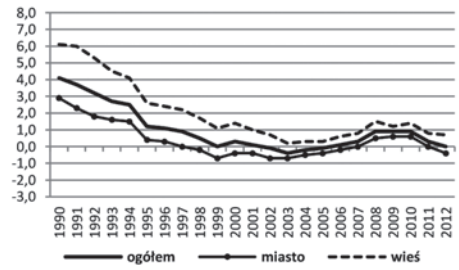
2.2.2. Ocena sytuacji z punktu widzenia procesów ludnościowych

Od połowy lat 90. XX w. w Polsce odnotowuje się względnie niski poziom współczynnika przyrostu rzeczywistego ludności, osiągający ujemne wartości w latach 1999–2007 oraz w roku 2012. Przyczyną takiego stanu rzeczy jest obserwowany ubytek ludności w miastach (naturalny i migracyjny). Wieś charakteryzuje się przyrostem ludności, wynikającym zarówno z dodatniego salda migracji, jak i przewagi liczebnej urodzeń nad zgonami (zob. rys. 2.11 i 2.12).



Rys. 2.11. Wartości współczynnika przyrostu rzeczywistego ludności Polski w latach 1990–2012 (na 1000 ludności)

Źródło: GUS (*Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.

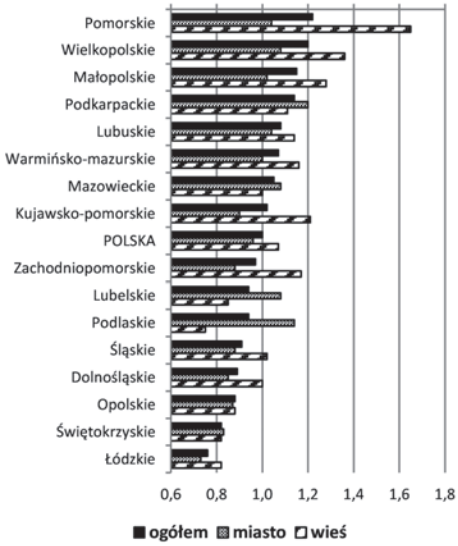


Rys. 2.12. Wartości współczynnika przyrostu naturalnego ludności Polski w latach 1990–2012 (na 1000 ludności)

Źródło: GUS (*Rocznik Demograficzny* 2013); opracowanie własne.

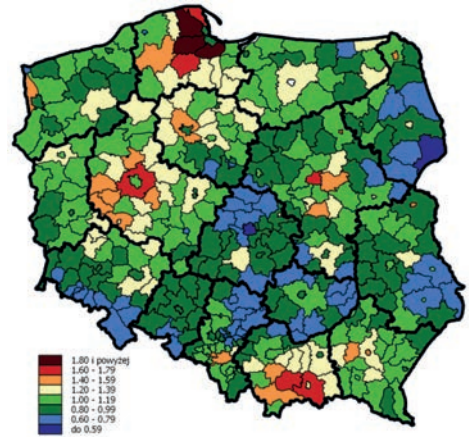
W Polsce od połowy ostatniej dekady XX w. odnotowuje się zbliżony poziom współczynników urodzeń i zgonów, w następstwie czego wartość współczynnika przyrostu naturalnego oscyluje wokół zera (zob. rys. 2.12). W 2012 r. współczynniki urodzeń i zgonów osiągnęły taką samą wartość (równą 10 zdarzeń na 1000 ludności), tym samym współczynnik dynamiki demograficznej (będący ilorazem tych dwóch wielkości) – wartość 1,0 (w miastach 0,96, na wsi zaś 1,07).

W przekroju terytorialnym w roku 2012 najwyższymi wartościami dynamiki demograficznej charakteryzowały się województwa: pomorskie, wielkopolskie i małopolskie, najniższymi zaś łódzkie, świętokrzyskie i opolskie, gdzie odnotowano wyraźną przewagę zgonów nad liczbą urodzeń (zob. rys. 2.13). Spośród jednostek NTS4 w 2012 r. najniższymi wartościami współczynnika dynamiki demograficznej charakteryzował się powiat hajnowski (0,49), miasto Sopot (0,5) oraz Łódź (0,59), najwyższymi zaś powiaty kartuski (2,1), gdański i wejherowski (1,9) (zob. rys. 2.14).



Rys. 2.13. Wartości współczynnika dynamiki demograficznej w Polsce i według województw w 2012 r.

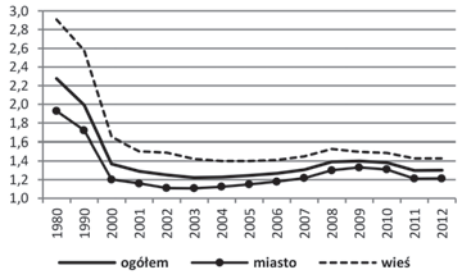
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 2.14. Wartości współczynnika dynamiki demograficznej w powiatach w 2012 r.

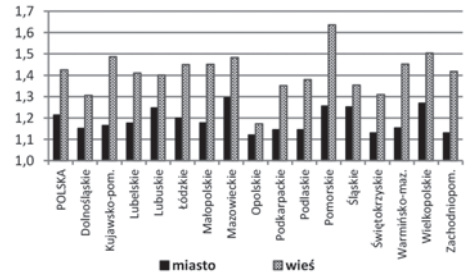
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

W Polsce od połowy lat 80. XX w. poziom współczynnika dzietności teoretycznej (TFR) wykazuje tendencję spadkową, natomiast od początku lat 90. ubiegłego stulecia nie gwarantuje prostej zastępowalności generacji. Największy jego spadek wystąpił na przestrzeni ostatniej dekady XX w. (zob. rys. 2.15). Obecnie Polska zaliczana jest do grupy krajów legitymujących się jednym z niższych w Europie wartości tego współczynnika. Według wzorca płodności z 2012 r. na jedną kobietę w ciągu jej całego okresu rozrodczego (przyjmowanego jako 15–49 lat) przypadało statystycznie 1,3 dziecka (w miastach i na wsi odpowiednio 1,2 i 1,4 dziecka).



Rys. 2.15. Wartości współczynnika dzietności w Polsce w latach 1980–2012

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych; *Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.

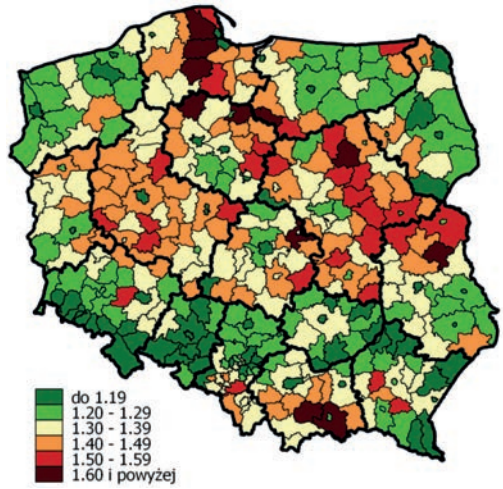


Rys. 2.16. Wartości współczynnika dzietności w Polsce i w województwach w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Poziom współczynnika dzietności w Polsce jest znacznie zróżnicowany terytorialnie – w 2012 r. najwyższy odnotowany został w województwie pomorskim (1,4) i wielkopolskim (1,38), najniższy zaś w opolskim (1,15) i dolnośląskim (1,2). We wszystkich województwach wyższymi jego wartościami legitymowały się obszary wiejskie (zob. rys. 2.16).

W 2012 r. w żadnym z powiatów współczynnik dzietności nie osiągnął poziomu prostej zastępowalności generacji (czyli ok. 2,1). Najwyższą jego wartością charakteryzowały się powiaty w województwie pomorskim: kartuzki (1,9), kościerski (1,7) i wejherowski (1,6), powiaty w województwie małopolskim: limanowski i nowosądecki (1,7), a także powiaty: nowomiejski (warmińsko-mazurskie), skierniewicki (łódzkie), grudziądzki (kujawsko-pomorskie) i makowski (mazowieckie), gdzie według wzorca płodności z 2012 r. na jedną kobietę w ciągu jej okresu rozrodczego przypadało statystycznie 1,6–1,7 dziecka. Natomiast najniższą wartość współczynnika dzietności odnotowano w Sopocie (0,97)[16], a także w Świnoujściu, Opolu, Olsztynie oraz w powiecie monieckim (podlaskie), gdzie miernik ten nie przekroczył wartości 1,05 (zob. rys. 2.17).



Rys. 2.17. Wartości współczynnika dzietności w powiatach w 2012 r.
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Utrzymujący się niski poziom współczynnika dzietności[17] prowadzi do powstania tzw. pułapki niskiej płodności, utrudniającej powrót wartości tego miernika do

16 W 2012 r. był to jedyny powiat, w którym współczynnik ten nie osiągnął wartości wynoszącej co najmniej 1,0.

17 O niskim poziomie dzietności mówi się, gdy wartość współczynnika dzietności teoretycznej nie przekracza poziomu 1,5, o skrajnie niskim zaś, gdy wartość ta nie przekracza 1,35 lub 1,3. Polska poziom niskiej dzietności osiągnęła w 1998 r. [Jóźwiak 2013: 11; Kotowska i Jóźwiak 2012: 12].

poziomu wyższego [Jóźwiak 2013: 11; Lutz i in. 2006]. Sytuacja taka może kształtować się na skutek działania trzech wzajemnie sprzężonych czynników: demograficznego (niski poziom dzietności powoduje zmniejszenie udziału ludności młodej w danej populacji, przyspieszając tempo starzenia się ludności, a im wyższe zaawansowanie starości, tym niższa liczba urodzeń), ekonomicznego (wzrastające zaawansowanie starości demograficznej może generować coraz większe obciążenie ekonomiczne ludności w wieku produkcyjnym, często utrudniające młodym osobom start w dorosłe życie, ograniczając „ich aspiracje rodzicielskie") oraz społecznego, który wzmacnia działanie dwóch pierwszych.

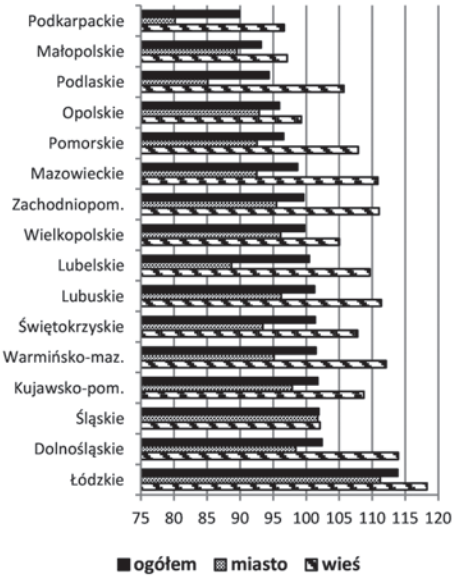
W Polsce, podobnie jak w większości krajów europejskich[18], od kilkunastu lat obserwowana jest zmiana wzorca płodności[19], przejawiająca się opóźnianiem wieku wydawania na świat pierwszego dziecka, a także zmniejszaniem się natężenia płodności w poszczególnych grupach wieku, wynikającym m.in. z rezygnacji lub przesunięcia na późniejszy okres życia decyzji o posiadaniu kolejnego dziecka. Taka rezygnacja z posiadania potomstwa (zarówno w przypadku pierwszego, jak

18 W krajach Europy Północnej, Południowej i Zachodniej moment podejmowania decyzji matrymonialno-prokreacyjnych następuje zwykle później niż w krajach Europy Wschodniej oraz Środkowej, co jest m.in. konsekwencją znacznie wcześniejszego rozpoczęcia przemian w zakresie formowania się rodziny, tłumaczonych na gruncie koncepcji drugiego przejścia demograficznego [zob. Kotowska 1999; Kurek 2012; Kurkiewicz 2008; Lesthaeghe 2010; Okólski 2004a: 146; van de Kaa 2002]. „Ludność Europy Środkowej i Wschodniej wykazywała stosunkowo jednolite zachowanie demograficzne przed rozpoczęciem się transformacji ustrojowej, tzn. do końca lat osiemdziesiątych. [...] Ukończenie procesu zakładania rodziny odbywało się w młodym wieku" [Philopov 2004]. W Polsce symptomy drugiego przejścia pojawiły się w okresie transformacji systemowej, który pokrywał się z rozpoczętą już wcześniej końcową fazą pierwszego przejścia [Okólski 2004a: 124 i 2004b: 127–128]. Polskę „cechuje utrzymująca się powszechność zawierania małżeństw oraz mocne, choć słabnące więzi rodzinne, co skutkuje coraz większą powszechnością rodzin nuklearnych" [Kołaczek 2009: 53]. Znaczenie w omawianym względzie mają również kwestie ekonomiczne, a także rodzaj prowadzonej polityki rodzinnej, która w Polsce, podobnie jak w pozostałych krajach Europy Środkowej i Wschodniej, nie była tak skuteczna jak np. we Francji (gdzie długość urlopu rodzicielskiego powiązana jest z czasem trwania aktywności zawodowej oraz kolejnością urodzenia dziecka, a rodzina może liczyć na pomoc instytucjonalną w postaci np. zasiłków i ulg podatkowych [Balcerzak-Paradowska i in. 2009: 98–103]), czy w krajach skandynawskich. Zaistniałe w procesach ludnościowych zmiany w Europie, objawiające się przede wszystkim utrwalaniem się wzorca płodności na niskim poziomie – znacznie poniżej prostej zastępowalności generacji (czego następstwem jest nierównoważenie się liczby urodzeń i liczby zgonów), a także wysokie wartości przeciętnego dalszego trwania życia i wysoka intensywność migracji nazwane zostały przez D. van de Kaa „nową demografią Europy" [Kotowska i Jóźwiak 2012: 9–10].

19 „Równolegle ze zmianą poziomu płodności następowało przemieszczanie się wzorca płodności w kierunku starszych grup wieku okresu zdolności rozrodczej. W rezultacie najwyższe natężenie płodności przesunęło się z klasy wieku 20–24 lata do grupy 25–29 lat. W Polsce odnotowano tę zmianę w 1998 r., w mieście nastąpiła ona w 1996, a na wsi w 2001 r. Jest to jeden z symptomów odraczania urodzeń" [Rządowa Rada Ludnościowa 2013: 131].

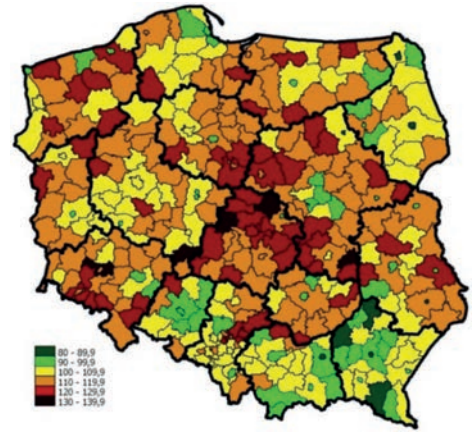
i kolejnego dziecka) określana bywa „rezerwą prokreacyjną" lub „zasobem potencjalnych rodziców", w zależności od tego, czy kwestia ta jest rozważana u ujęciu indywidualnym, czy społecznym [Czapiński 2013: 153]. Przemiany w zakresie wzorca płodności wynikają także ze zmian obserwowanych w obszarze procesu małżeńskości, przejawiających się przede wszystkim opóźnieniem wieku wstępowania w związek małżeński oraz wzroście odsetka par żyjących w związku partnerskim.

Zróżnicowana przestrzennie jest również sytuacja w zakresie umieralności. W Polsce we wszystkich województwach jest ona korzystniejsza w miastach (zwłaszcza dużych), co wynika przede wszystkim z łatwiejszego dostępu mieszkańców do opieki zdrowotnej. W celu dokonania porównań terytorialnych w tym względzie obliczone zostały standaryzowane współczynniki zgonów[20] (zob. rys. 2.18 i 2.19). Jeśli przyjąć, że wszystkie województwa (zarówno w miastach, jak i na wsi) oraz wszystkie powiaty miałyby taką samą strukturę wieku populacji (taką jak średnia dla Polski), to w 2012 r. najniższymi wartościami współczynnika zgonów charakteryzowałyby się obszary południowej części Polski (tj. województwa małopolskie i podkarpackie), najwyższymi zaś obszary części centralnej (w szczególności łódzkie).



Rys. 2.18. Wartości standaryzowanych współczynników zgonów (na 10 tys. ludności) według województw w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 2.19. Standaryzowane współczynniki zgonów (na 10 tys. ludności) w powiatach w 2012 r.

Źródło: . GUS (BDL); opracowanie własne.

20 Zastosowano standaryzację bezpośrednią. Jako strukturę standardową przyjęto strukturę wieku ludności Polski w 2012 r. (według stanu na 30 czerwca).

W Polsce, na skutek spadku poziomu umieralności w starszych grupach wieku, systematycznie wzrasta przeciętne dalsze trwanie życia ludności[21], przy czym obserwuje się wyraźne dysproporcje pomiędzy płciami w średniej liczbie lat życia, widoczne również w przekroju terytorialnym.

W Polsce, przeciętne dalsze trwanie życia noworodka urodzonego w 2012 r. wynosiło 72,7 i 81,0 lat, odpowiednio dla mężczyzn i kobiet. Najniższą wartością tego miernika, zarówno w przypadku mężczyzn, jak i kobiet, legitymowało się województwo łódzkie (odpowiednio 70,6 i 79,8 lat), najwyższą zaś w przypadku mężczyzn podkarpackie, kobiet zaś podlaskie (gdzie w 2012 r. noworodek płci męskiej miał przed sobą przeciętnie 74,3 lata życia, żeńskiej zaś 82,3 lata). W większości województw wyższymi wartościami przeciętnego dalszego trwania życia noworodka legitymowały się miasta.

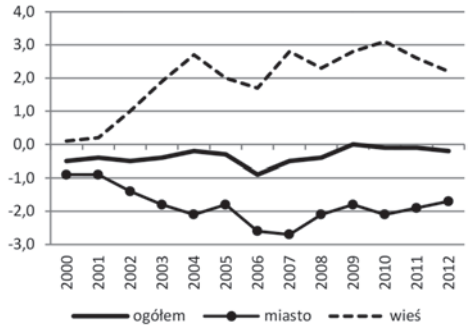
Polska jest krajem emigracyjnym. W 2012 r. współczynnik ogólnego salda migracji osiągnął poziom –0,2 (na 1000 ludności), przy czym jego wartość w miastach wyniosła –1,7, na wsi zaś 2,2 (zob. rys. 2.20). Ujemne wartości salda migracji w miastach i dodatnie na wsi obserwowane są w Polsce od połowy lat 90., kiedy to nastąpiło odwrócenie kierunku ruchu wędrówkowego ludności (migrującej dotąd najczęściej ze wsi do miast).

Analizując terytorialne zróżnicowanie współczynnika salda migracji, można stwierdzić, że w 2012 r. obszarami przyrostu wędrówkowego ludności były województwa mazowieckie (2,5 na 1000 ludności), małopolskie (1,1), pomorskie (0,9), a także dolnośląskie (0,3) i wielkopolskie (0,2). Pozostałe regiony charakteryzowały się ubytkiem migracyjnym ludności – w 2012 r. największym: lubelskie (–2,4), opolskie (–2,1) oraz warmińsko-mazurskie (–1,8). Wszystkie województwa, z wyjątkiem mazowieckiego, charakteryzował ubytek ludności w miastach (największy w świętokrzyskim, lubelskim i opolskim, odpowiednio –4,6, –4,4 i –3,7). W przypadku wsi w 2012 r. ujemnym saldem migracji odznaczały się jedynie podlaskie, warmińsko-mazurskie, lubelskie i opolskie, natomiast spośród pozostałych województw najwyższą dodatnią wartość tego współczynnika odnotowano w dolnośląskim i pomorskim (odpowiednio 5,0 i 4,7).

---

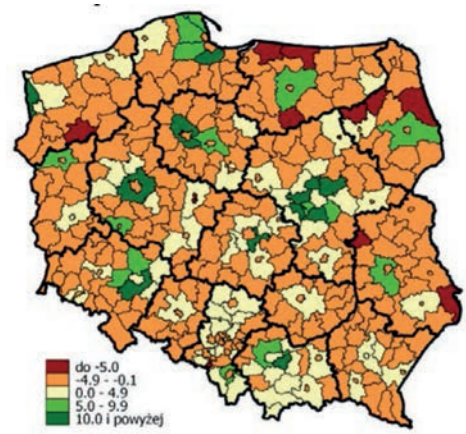
21 Należy podkreślić, że w Polsce przeciętne dalsze trwanie życia ludności w poszczególnych grupach wieku jest niższe od wartości odnotowywanych w wysoko rozwiniętych krajach Europy (podobną sytuacją legitymują się wszystkie kraje postsocjalistyczne, przy czym Polska na ich tle wypada relatywnie korzystniej). Chociaż współcześnie we wszystkich krajach europejskich obserwowany jest wzrost przeciętnego dalszego trwania życia, to wyzwaniem dla większości krajów jest zwiększanie trwania życia w zdrowiu (*healthy life expectancy*). Sytuacja w tym względzie jest znacznie zróżnicowana terytorialnie zarówno na obszarze Europy, jak i w obrębie poszczególnych krajów. Szczególnie istotnym problemem w tym względzie jest starzenie się populacji w zdrowiu (*healthy ageing*), rozumiane jako proces optymalizowania możliwości fizycznego, społecznego i psychicznego zdrowia, tak by osoby starsze były w stanie aktywnie uczestniczyć w życiu społecznym, zachowując niezależność i jakość życia, nie doświadczając dyskryminacji [The Swedish National Institute of Public Health 2007: 8 i 20]. Problem ten szczególnie dotyczy krajów słabiej rozwiniętych gospodarczo (czyli z Europy Środkowej i Wschodniej).

Obecnie depopulacją dotknięte są przede wszystkim obszary położone na obrzeżach województw z dala od ośrodków miejskich, a także same miasta, o czym świadczą wartości współczynnika migracji obliczone dla powiatów[22] (zob. rys. 2.21). Natomiast relatywnie wysoki napływ ludności obserwowany jest na terenach zlokalizowanych wokół dużych miast, „w wyniku czego powstają swego rodzaju »pierścienie« okalające te jednostki" [Majdzińska i Wierzbicka 2013: 142–143]. Część mieszkańców dużych miast emigruje poza granice tych jednostek, zasiedlając tereny podmiejskie i jedynie dojeżdżając do pracy w mieście (w większości są to tzw. migracje rezydencjalne). Zjawisko zasiedlania obszarów okalających miasta nosi nazwę suburbanizacji[23].



Rys. 2.20. Wartości współczynnika salda migracji w Polsce w latach 2000–2012

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych; *Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.



Rys. 2.21. Wartości współczynnika salda migracji w powiatach w latach 2011–2012

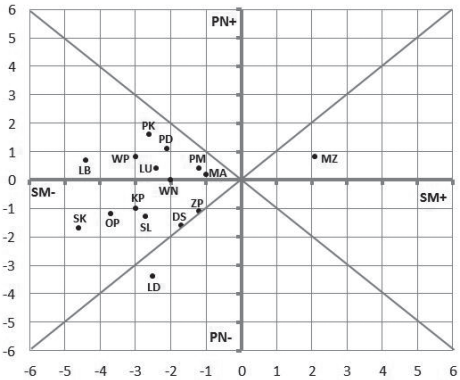
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Na rys. 2.22 i 2.23 przedstawione zostały wykresy Webba prezentujące wartości współczynników przyrostu naturalnego i salda migracji dla województw w 2012 r. (odpowiednio dla miast i wsi). Wykresy te potwierdzają wcześniejszy wniosek o ubytku rzeczywistym ludności w miastach większości województw, głównie na skutek odpływu migracyjnego ludności (z wyjątkiem mazowieckiego), a także

22 Współczynnik ten obliczony został jako iloraz średniej wartości salda migracji w latach 2011–2012 do średniej liczby ludności w tych latach (przy czym przeciętna liczba ludności wyznaczona została jako średnia arytmetyczna prosta z momentów w latach 2010–2012 według stanu na 31 grudnia).

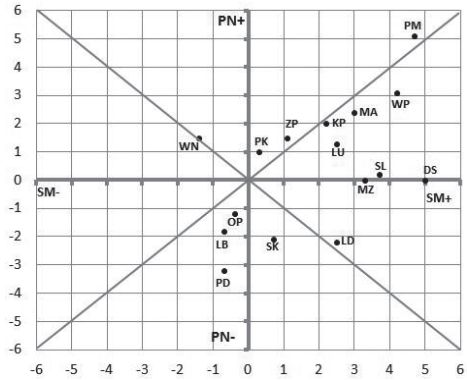
23 Jak podają S. Kurek i M. Lange [2013: 18 za Berg], biorąc pod uwagę koncepcję demograficznego cyklu życia miasta, obecnie większość miast polskich znajduje się w fazie względnej decentralizacji (w której „tempo wzrostu liczby ludności strefie zewnętrznej jest wyższe aniżeli w mieście centralnym") lub bezwzględnej decentralizacji (oznaczającej „spadek liczby mieszkańców w mieście centralnym wraz ze wzrostem w strefie zewnętrznej").

przyroście rzeczywistym ludności na wsi w przypadku większości tych jednostek terytorialnych (również przede wszystkim na skutek dodatniego efektu ruchu wędrówkowego ludności).



Rys. 2.22. Współczynniki salda przyrostu naturalnego oraz ogólnego salda migracji (na 1000 ludności) w województwach w 2012 r., miasto (wykres Webba)*

Źródło: GUS (*Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.



Rys. 2.23. Współczynniki salda przyrostu naturalnego oraz ogólnego salda migracji (na 1000 ludności) w województwach w 2012 r., wieś (wykres Webba)*

Źródło: GUS (*Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.

* Oznaczenia według kodu ISO, opracowanego przez Międzynarodową Organizację Normalizacyjną: DS dolnośląskie, KP – kujawsko-pomorskie, LB – lubuskie, LD – łódzkie, LU – lubelskie, MA małopolskie, MZ mazowieckie, OP – opolskie, PD – podlaskie, PK – podkarpackie, PM – pomorskie, SK świętokrzyskie, SL – śląskie, WN – warmińsko-mazurskie, WP – wielkopolskie, ZP – zachodniopomorskie [Wikipedia 2013a].

Przyrost naturalny ludności oraz dodatnie saldo migracji wskazują „siłę i kierunek obecnych i przyszłych przemian demograficznych" [Kołodziejczyk 2011: 28]. Ruch wędrówkowy ludności może być ważną determinantą kształtowania się struktury i rozmiaru populacji na danym obszarze. Należy jednak podkreślić, że w ujęciu globalnym zwiększanie się liczby imigrantów na danym obszarze (w regionie, w kraju) nie zawsze jest oczekiwanym rozwiązaniem [Bengtsson i Scott 2009: 128] i może przynieść trudne do przewidzenia, nie zawsze pozytywne następstwa.

2.3. Obraz sytuacji pod względem struktur i procesów ludnościowych w krajach europejskich i w Polsce w 2014 r.

W zakończeniu tej części pracy przedstawiony został bardziej aktualny, w stosunku do dotychczas omówionego, obraz sytuacji demograficznej w krajach europejskich oraz w Polsce. Analogicznie do wcześniejszych rozważań, w przypadku krajów europejskich odniesiono się wyłącznie do struktury wieku ludności w 2014 r., natomiast w przypadku Polski analizy te dotyczyły zarówno struktury wieku populacji, jak i wybranych zdarzeń z zakresu ruchu naturalnego i migracyjnego ludności w roku 2014[24].

Badając strukturę wieku populacji krajów Unii Europejskiej, można zauważyć, że w roku 2014 najniższy odsetek dzieci w wieku 0–14 lat (tj. poniżej 14%) odnotowany został w Niemczech, we Włoszech i w Bułgarii, najwyższy zaś we Francji i w Irlandii (zob. tab. 2.4). Relatywnie najniższym zasobem grupy środkowej (15–64 lata) odznaczały się Francja i Szwecja, najwyższym zaś Słowacja, Polska i Luksemburg. Natomiast najniższym zaawansowaniem starości demograficznej, mierzonej odsetkiem ludności w wieku 65+ lat, legitymowały się Irlandia, Słowacja i Luksemburg, najwyższym zaś Grecja, Niemcy i Włochy (zob. tabl. 2.4). Tym samym, w wymienionych krajach odnotowano odpowiednio najniższe i najwyższe wartości indeksu starości (przykładowo, w 2014 r. w Irlandii na 100 dzieci przypadało 59 osób starszych, w Niemczech zaś 160 osób). Podobnie jak w roku 2011, najniższą medianą wieku populacji legitymowała się Irlandia (gdzie, połowa ludności miała 36,4 lat lub mniej), najwyższą zaś Niemcy (gdzie wiek środkowy wynosił blisko 46 lat).

Tab. 2.4. Struktura wieku ludności wybranych krajów europejskich (w %) oraz wartości indeksu starości i mediany wieku w końcu 2014 r.

Kraje i ich kody		0–14	15–64	65+	IS	Me
1	2	3	4	5	6	7
Kraje UE (bez Cypru)						
Austria	AT	14,3	67,2	18,5	1,29	43,0
Belgia	BE	17,0	64,9	18,0	1,06	41,4
Bułgaria	BG	13,9	66,1	20,0	1,44	43,4
Chorwacja	HR	14,7	66,5	18,8	1,28	42,8

24 Informacje z zakresu struktur ludnościowych w krajach europejskich rozważane były według stanu na 31 grudnia 2014 r. (w bazie Eurostatu dane te *de facto* opublikowane zostały na 1 styczna 2015 r.). Dane dla Polski dotyczą końca 2014 r.

1	2	3	4	5	6	7
Czechy	CZ	15,2	67,0	17,8	1,17	41,1
Dania	DK	17,0	64,4	18,6	1,09	41,5
Estonia	EE	16,0	65,3	18,8	1,18	41,5
Finlandia	FI	16,4	63,7	19,9	1,22	42,4
Francja	FR	18,6	63,0	18,4	0,99	41,0
Grecja	EL	14,5	64,6	20,9	1,44	43,4
Hiszpania	ES	15,2	66,3	18,5	1,22	42,3
Holandia	NL	16,7	65,5	17,8	1,06	42,2
Irlandia	IE	22,1	64,9	13,0	0,59	36,4
Litwa	LT	14,6	66,7	18,7	1,29	42,7
Luksemburg	LU	16,7	69,2	14,2	0,85	39,3
Łotwa	LV	15,0	65,6	19,4	1,29	42,7
Malta	MT	14,3	67,2	18,5	1,29	41,0
Niemcy	DE	13,2	65,8	21,0	1,60	45,9
Polska	PL	15,0	69,5	15,4	1,03	39,6
Portugalia	PT	14,4	65,3	20,3	1,41	43,5
Rumunia	RO	15,5	67,5	17,0	1,10	41,0
Słowacja	SK	15,3	70,7	14,0	0,91	39,0
Słowenia	SI	14,8	67,3	17,9	1,21	42,8
Szwecja	SE	17,3	63,1	19,6	1,14	40,9
Węgry	HU	14,5	67,6	17,9	1,24	41,6
Wlk. Brytania	UK	17,7	64,6	17,7	1,00	40,0
Włochy	IT	13,8	64,5	21,7	1,58	45,1
Wybrane kraje spoza UE						
Białoruś	BY	16,0	69,8	14,2	0,89	39,5
Czarnogóra	ME	18,5	67,8	13,7	0,74	37,7
Islandia	IS	20,4	66,1	13,5	0,66	35,8
Macedonia	MK	16,8	70,5	12,7	0,75	37,4
Mołdawia	MD	16,0	73,7	10,3	0,65	35,5
Norwegia	NO	18,0	65,8	16,1	0,89	39,1
Serbia	RS	14,4	67,1	18,5	1,28	43,0
Szwajcaria	CH	14,9	67,3	17,8	1,20	42,2
Ukraina	UA	15,1	69,3	15,6	1,04	40,0

Uwaga: Uporządkowanie krajów wg niemalejących wartości mediany wieku.

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych; *Rocznik Demograficzny 2013*); opracowanie własne.

Przechodząc do opisu sytuacji w Polsce, w 2014 r. odsetek dzieci w wieku 0–14 lat wyniósł 15% (w miastach 14,0%, na wsi 16,5%). Spośród województw najwyższym udziałem omawianej subpopulacji charakteryzowały się pomorskie, wielkopolskie i małopolskie, najniższym zaś opolskie, świętokrzyskie, łódzkie, dolnośląskie i śląskie, przy czym odsetek ten we wszystkich jednostkach był wyższy na obszarach wiejskich (zob. tab. 2.5). Udział grupy środkowej (15–64 lata) w kraju wynosił niespełna 70% i był porównywalny w miastach i na wsi. Najniższym jej odsetkiem legitymowały się województwa mazowieckie i łódzkie, najwyższym zaś warmińsko-mazurskie.

Natomiast odsetek ludności w wieku 65+ lat w 2014 r. w Polsce wyniósł 15,3% (w miastach 16,3%, na wsi 13,6%). Spośród województw najwyższym zaawansowaniem starości demograficznej legitymowało się łódzkie i świętokrzyskie, najniższym zaś warmińsko-mazurskie, a także lubuskie, pomorskie i wielkopolskie (zob. tab. 2.5). Ocena dynamiki odsetka seniorów wskazuje na dalszy postęp procesu starzenia się ludności. W latach 2012–2014 udział osób starszych w Polsce wzrósł o 7,2% (1,0 p.p.), przy czym w miastach wzrost ten wyniósł 8,9% (1,3 p.p.), na wsi zaś 4,3% (0,6 p.p.). Na przestrzeni tych dwóch lat udział ludności starszej zwiększył się we wszystkich województwach, zarówno w miastach, jak i na wsi, przy czym wzrost ten był najsilniejszy w zachodniopomorskim i lubuskim (wynosił 11%).

Tab. 2.5. Udziały ludności w wieku 0–14 lat, 15–64 lata i 65+ lat oraz wartości indeksu starości w Polsce i w województwach w 2014 r.

Wyszczególnienie	Ogółem				Miasto				Wieś			
	0–14	15–64	65+	IS	0–14	15–64	65+	IS	0–14	15–64	65+	IS
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Polska	15,0	69,8	15,3	1,02	14,0	69,7	16,3	1,17	16,5	69,8	13,6	0,83
Dolnośląskie	14,0	70,5	15,5	1,11	13,2	69,9	16,9	1,28	15,9	71,7	12,4	0,78
Kujawsko-pomorskie	15,1	70,2	14,7	0,97	13,8	70,0	16,2	1,17	17,1	70,5	12,4	0,73
Lubelskie	14,8	69,3	15,9	1,07	13,9	70,5	15,7	1,13	15,6	68,4	16,0	1,03
Lubuskie	15,2	70,8	14,1	0,93	14,5	70,3	15,2	1,05	16,4	71,6	12,1	0,74
Łódzkie	14,0	68,9	17,1	1,22	13,1	69,1	17,8	1,36	15,5	68,7	15,8	1,02
Małopolskie	15,8	69,4	14,9	0,94	14,0	69,3	16,7	1,20	17,5	69,4	13,1	0,75
Mazowieckie	15,6	68,6	15,8	1,01	15,0	68,3	16,7	1,12	16,8	69,0	14,1	0,84
Opolskie	13,2	70,9	15,9	1,20	12,8	70,4	16,8	1,32	13,6	71,5	14,8	1,09
Podkarpackie	15,4	70,2	14,5	0,94	14,1	70,9	15,0	1,06	16,2	69,7	14,1	0,87
Podlaskie	14,4	69,9	15,7	1,09	14,0	71,6	14,4	1,02	15,0	67,2	17,7	1,18
Pomorskie	16,3	69,6	14,1	0,86	14,6	69,1	16,3	1,11	19,4	70,5	10,0	0,52

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Śląskie	14,0	69,9	16,1	1,14	13,6	69,9	16,5	1,22	15,5	70,1	14,4	0,93
Świętokrzyskie	13,9	69,5	16,6	1,19	12,7	69,8	17,5	1,38	14,9	69,3	15,9	1,07
Warmińsko--mazurskie	15,5	71,1	13,4	0,87	14,3	71,1	14,6	1,02	17,1	71,1	11,8	0,69
Wielkopolskie	16,0	69,9	14,1	0,88	14,6	69,6	15,8	1,08	17,8	70,2	12,0	0,68
Zachodniopomorskie	14,5	70,9	14,6	1,01	13,5	70,4	16,0	1,19	16,6	71,9	11,6	0,70

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

W przypadku jednostek NTS4 w 2014 r. odsetek ludności starszej był najniższy w powiecie polickim (9,7%), a także w powiatach kartuskim i gdańskim (10,1%), najwyższy zaś w Sopocie (23,5%) oraz w powiatach hajnowskim i bielskim (odpowiednio 22,3% i 20,5%), a także w Łodzi (20%).

W roku 2014 indeks starości dla Polski ogółem po raz pierwszy przekroczył wartość 1, co oznaczało, że subpopulacje osób wieku 0–14 lat i 65+ lat zrównały się liczebnie (przy czym, w miastach sytuacja ta wystąpiła w 2012 r., na wsi zaś wciąż obserwowana jest niewielka przewaga dzieci), w rezultacie czego na 100 osób w wieku 0–14 lat przypadały 102 osoby starsze (w miastach i na wsi odpowiednio 117 i 83 osoby). Analiza terytorialnego zróżnicowania tego miernika wskazuje na to, że w 2014 r. największą przewagą osób starszych legitymowało się województwo łódzkie, opolskie i świętokrzyskie. Przewaga dzieci została odnotowana w siedmiu województwach, najwyższa w warmińsko-mazurskim, pomorskim i wielkopolskim. W niemalże wszystkich województwach (z wyjątkiem podlaskiego) indeks starości osiągnął wyższe wartości w miastach (zob. tab. 2.5).

Jak już wspominano, w Polsce postępujący proces starzenia się populacji wynika przede wszystkim ze spadku natężenia urodzeń (czego następstwem jest relatywnie niski poziom dzietności). W 2014 r., na skutek niewielkiej przewagi liczby zgonów nad liczbą urodzeń żywych, współczynniki urodzeń i zgonów osiągnęły niemalże taką samą wartość (równą odpowiednio 9,7 i 9,8 zdarzeń na 1000 ludności), tym samym współczynnik dynamiki demograficznej (będący ilorazem tych dwóch wielkości) – wartość 0,997 (w miastach 0,95, na wsi zaś 1,07). W przekroju województw najwyższą przewagą liczebną urodzeń nad zgonami legitymowało się pomorskie, a także wielkopolskie i małopolskie, natomiast największą przewagą liczebną zgonów nad urodzeniami charakteryzowały się województwa łódzkie i świętokrzyskie (zob. tab. 2.6).

W Polsce w 2014 r. współczynnik dzietności teoretycznej wyniósł 1,3 (w miastach i na wsi odpowiednio 1,2 i 1,4). Najwyższe jego wartości zostały odnotowane w województwie pomorskim, wielkopolskim i mazowieckim, najniższe zaś w opolskim i świętokrzyskim, przy czym we wszystkich tych jednostkach terytorialnych wyższym poziomem dzietności legitymowały się obszary wiejskie (zob. tab. 2.6).

Tab. 2.6. Wartości współczynnika dynamiki demograficznej, współczynnika dzietności teoretycznej oraz współczynnika salda migracji (na 1000 ludności) w Polsce i w województwach w 2014 r.

Wyszczególnienie	Współczynnik dynamiki demograficznej			Współczynnik dzietności teoretycznej			Współczynnik salda migracji (na 1000 ludności)		
	O	M	W	O	M	W	O	M	W
Polska	1,00	0,95	1,07	1,29	1,22	1,39	–0,4	–1,8	1,6
Dolnośląskie	0,91	0,86	1,04	1,23	1,18	1,31	0,2	–1,6	4,3
Kujawsko-pomorskie	1,00	0,88	1,20	1,29	1,19	1,42	–1,4	–3,2	1,4
Lubelskie	0,90	1,03	0,81	1,25	1,17	1,31	–2,7	–4,8	–0,9
Lubuskie	1,02	0,98	1,09	1,27	1,22	1,34	–1,3	–2,3	0,5
Łódzkie	0,76	0,73	0,83	1,27	1,21	1,38	–0,8	–2,7	2,4
Małopolskie	1,16	1,03	1,30	1,30	1,16	1,42	0,9	–0,5	2,2
Mazowieckie	1,07	1,10	1,01	1,38	1,32	1,45	2,5	2,4	2,6
Opolskie	0,88	0,87	0,89	1,14	1,12	1,16	–2,3	–3,8	–0,5
Podkarpackie	1,09	1,10	1,08	1,21	1,11	1,28	–1,1	–2,9	0,3
Podlaskie	0,93	1,11	0,75	1,24	1,16	1,36	–1,9	–2,2	–1,4
Pomorskie	1,22	1,02	1,72	1,40	1,26	1,61	0,9	–0,9	4,0
Śląskie	0,89	0,85	1,05	1,26	1,24	1,35	–1,6	–2,9	3,0
Świętokrzyskie	0,79	0,77	0,80	1,18	1,08	1,26	–2,0	–5,0	0,3
Warmińsko-mazurskie	1,07	0,98	1,19	1,28	1,15	1,45	–2,5	–2,6	–2,3
Wielkopolskie	1,19	1,06	1,38	1,37	1,26	1,51	0,0	–2,8	3,5
Zachodniopomorskie	0,95	0,89	1,12	1,23	1,15	1,37	–1,4	–2,0	0,1

Uwaga: O – ogółem, M – miasto, W – wieś.

Źródło: GUS (*Rocznik Demograficzny 2015*); obliczenia własne.

W Polsce w 2014 r. przeciętne dalsze trwanie życia noworodka wyniosło 73,8 i 81,6 lat, odpowiednio dla mężczyzn i kobiet (i wzrosło względem roku 2012 odpowiednio o 1,1 i 0,6 roku). Najniższą jego wartością w przypadku mężczyzn legitymowało się województwo łódzkie (73,8 lat), w przypadku kobiet zaś śląskie (80,4 lat), wartością najwyższą zaś w przypadku mężczyzn małopolskie (75,3 lat), w przypadku kobiet zaś podkarpackie i podlaskie (80,4 lat).

W 2014 r. współczynnik ogólnego salda migracji w Polsce wyniósł –0,4 (na 1000 ludności), przy czym jego wartość w miastach wynosiła –1,8, na wsi zaś 1,6 (zob. tab. 2.6). Biorąc pod uwagę terytorialne zróżnicowanie tego miernika można stwierdzić, że w 2014 r. obszarami przyrostu wędrówkowego ludności były województwa: mazowieckie, małopolskie, pomorskie i dolnośląskie. Pozostałe jednostki legitymowały się ubytkiem migracyjnym – największym: opolskie, lubelskie i warmińsko-mazurskie. Wszystkie województwa, z wyjątkiem mazowieckiego, charakteryzował ubytek ludności w miastach. W przypadku wsi, jedynie podlaskie, warmińsko-mazurskie, lubelskie i opolskie odznaczały się ujemnym saldem migracji.

Rozdział III

Zastosowanie wybranych metod w delimitacji regionów demograficznych w Europie, ze szczególnym uwzględnieniem Polski

W dalszej części opracowania przedstawione zostały wyniki wielocechowych klasyfikacji (w tym typologii i regionalizacji) krajów Europy i obszarów Polski na początku pierwszej i drugiej dekady XXI w., przeprowadzonych na podstawie danych zaprezentowanych w rozdziale drugim i przy wykorzystaniu wybranych spośród opisanych w rozdziale pierwszym metod. W przypadku krajów europejskich analizy te dotyczyły struktury wieku ludności, natomiast podstawę rozważań dla obszarów Polski stanowiły zbiory zmiennych diagnostycznych każdorazowo dobieranych z punktu widzenia wybranego z określonych celów (obejmujących zarówno strukturę wieku populacji, jak i procesy ludnościowe).

Tak jak w przypadku charakterystyk zaprezentowanych w rozdziale drugim, źródłem danych wykorzystanych w badaniach prowadzonych na poziomie krajów europejskich były informacje zamieszczane w bazie statystycznej na stronie internetowej Eurostatu dotyczące struktury wieku ludności w końcu roku 2011[1]. Natomiast podstawę analiz prowadzonych dla obszarów Polski stanowiły informacje zamieszczane na stronie internetowej Głównego Urzędu Statystycznego dotyczące struktur oraz zdarzeń z zakresu ruchu naturalnego i migracyjnego ludności w Polsce oraz w jednostkach terytorialnych (NTS2, NTS4 i NTS5) w latach 2002 i 2012[2]. Uzyskane rezultaty, oprócz opisu słownego, zostały przedstawione graficznie w postaci wykresów i kartogramów.

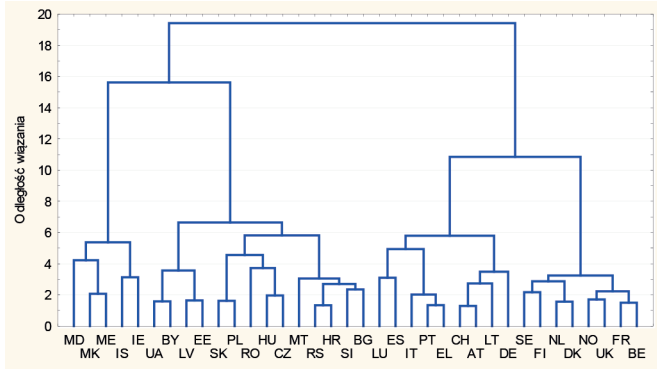
1 W bazie Eurostatu dane te zostały opublikowane według stanu na 1 stycznia 2012 r.
2 Dane prezentowane według stanu na dzień 31 grudnia.

3.1. Przykłady typologii i regionalizacji obszarów Europy z punktu widzenia struktury wieku ludności

Poniżej przedstawione zostały wyniki klasyfikacji przestrzennych krajów europejskich z punktu widzenia struktury wieku ludności. Prowadzone były one w oparciu o pięcioletnie grupy wieku, przy wykorzystaniu wybranych, spośród zaprezentowanych w pierwszym rozdziale metod analizy porównawczej obiektów wielocechowych (m.in. metody Warda, *k*-średnich oraz metody wzajemnego podobieństwa w regionie).

W pierwszej kolejności zastosowane zostały metody Warda i *k*-średnich. Przy wykorzystaniu obu tych procedur wykonanych zostało kilka klasyfikacji krajów, a podziały uznane za odpowiednie (według wartości mierników oceny poprawności grupowania zaprezentowanych w pkt 1.4.5) posłużyły jako punkt wyjścia w delimitacji regionów. Następnie rezultaty te zostały porównane z wynikami regionalizacji metodą wzajemnego podobieństwa w regionie.

Najpierw przeprowadzone zostało grupowanie krajów za pomocą metody Warda z odległością euklidesową. Uzyskane rezultaty hierarchicznego łączenia obiektów zostały przedstawione w postaci drzewka połączeń (zob. rys. 3.1). Formuły „cięcia" gałęzi dendrogramu, tj. różnicowa i ilorazowa (zob. pkt 1.3.2 pracy), wskazały podział drzewka odpowiednio na 4 i 5 skupień.



Rys. 3.1. Drzewko powiązań klasyfikacji krajów metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w końcu 2011 r.

Źródło: Eurostat (Statistics Database); opracowanie własne w pakiecie *Statistica*.

Dodatkowo, w celu porównawczym, dokonano podziału krajów kolejno na 6–9 skupień (liczby te zostały określone na podstawie wzrokowej analizy drzewka połączeń). Ze względu na wysokie zróżnicowanie struktur wieku ludności

pomiędzy krajami europejskimi, a także ze względu na nadrzędny cel prowadzonych rozważań, jakim jest regionalizacja, korzystniejsze jest wyodrębnienie nieco większej ilości skupień. Zdaniem autorki, liczba mniejsza niż sześć byłaby niewystarczająca, natomiast większa niż dziewięć – zbyt liczna.

Podział na cztery skupienia charakteryzował się najwyższymi wartościami sumarycznych mierników homogeniczności grup oraz syntetycznego miernika poprawności grupowania ($\bar{d}^h/\bar{d}^H$) i z tego względu nie został uwzględniony w dalszej analizie (zob. tab. 3.1). Warto nadmienić, że w podziale tym niemalże wszystkie kraje postsocjalistyczne zakwalifikowane zostały do jednego skupienia (z wyjątkiem Litwy). Świadczy to o tym, że zaszłości historyczne mogą stanowić determinantę kształtowania się struktury wieku ludności (kraje te przez długi czas były odizolowane od pozostałych części Europy, m.in. pod względem przepływu ludności, towarów, a także różnych światopoglądowych idei, w związku z tym przemiany tłumaczone na gruncie koncepcji drugiego przejścia demograficznego, mające wpływ na proces reprodukcji ludności, rozpoczęły się w nich znacznie później). Podział na pięć skupień skutkował wyłączeniem ze wspomnianego skupienia krajów leżących na jego wschodniej ścianie (tj. Łotwy, Estonii, Białorusi i Ukrainy).

Spośród pozostałych wyników za najlepszy uznano podział krajów na osiem skupień. Za rezultatem tym przemawiały najniższe wartości mierników d_{max} oraz $\bar{d}^h/\bar{d}^H$, a także relatywnie niski iloraz śladów macierzy $\boldsymbol{W}$ i $\boldsymbol{B}$. Natomiast kryterium *C-H* wskazało jako poprawny podział na 7 skupień (na styku grup nr 7 i 8 zmianie uległa jego monotoniczność).

Grupowanie krajów na osiem skupień dało zbliżone rezultaty do podziału na siedem grup. Różnica dotyczyła Mołdawii, Macedonii i Czarnogóry – w przypadku siedmiu grup kraje te zakwalifikowane zostały do tego samego skupienia co Irlandia i Islandia, natomiast w przypadku podziału na osiem grup stanowiły odrębne skupienie. Drugi z tych podziałów wydaje się być zasadny z tego względu, że struktura wieku populacji wymienionych trzech krajów różni się od struktur wieku ludności Irlandii i Islandii[3] (również ocenianych jako relatywnie młode na tle pozostałych krajów europejskich).

Natomiast podział na dziewięć skupień spowodował odizolowanie Luksemburga i Portugalii ale znacząco nie poprawił wartości mierników oceny grupowania (wyraźny spadek odnotowano jedynie w przypadku kryterium *C-H* w odniesieniu do skupienia nr 8). Ponadto, charakteryzował się on nieco wyższym zróżnicowaniem wartości mierników cząstkowych względem podziału na osiem skupień (d_k^h i d_k^H), co zadecydowało o jego nieuwzględnieniu w dalszej analizie.

---

3 Wskaźniki podobieństwa struktur w 2011 r. pomiędzy krajami z tych dwóch grup kształtowały się w granicach 90–96%, przy czym najmniejsze z podanego zakresu podobieństwo dotyczyło Mołdawii i Irlandii, największe zaś Islandii i Macedonii (wskaźnik podobieństwa struktur między Mołdawią a Macedonią wynosił 95%, Mołdawią a Czarnogórą 93%, natomiast pomiędzy Czarnogórą a Macedonią 96%).

Tab. 3.1. Mierniki oceny poprawności rezultatów grupowania krajów Europy metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r.

Numer skupienia*	Liczba skupień											
	4		5		6		7		8		9	
	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H
1	1,5	3,3	1,5	3,4	1,5	3,4	1,5	3,4	1,5	3,6	1,5	3,5
2	2,1	3,6	2,1	3,5	2,1	3,5	1,5	3,4	1,5	3,8	1,5	3,7
3	2,2	3,3	2,0	3,2	1,5	3,0	1,8	3,5	1,8	3,9	1,4	4,1
4	2,3	4,5	1,4	3,3	1,9	3,2	1,5	3,0	1,5	3,4	1,9	3,2
5	–	–	2,3	4,4	1,4	3,2	1,9	3,4	1,9	3,6	1,5	3,4
6	–	–	–	–	2,3	4,4	1,4	3,2	1,4	3,5	1,9	3,6
7	–	–	–	–	–	–	2,3	4,6	1,6	5,0	1,4	3,5
8	–	–	–	–	–	–	–	–	1,8	4,5	1,6	5,0
9	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1,8	4,6
Mierniki oceny poprawności klasyfikacji												
$\bar{d}$	2,0	3,7	1,9	3,6	1,8	3,5	1,7	3,5	1,6	3,9	1,6	3,8
d_{max}	2,3	–	2,3	–	2,3	–	2,3	–	1,9	–	1,9	–
d_{min}	–	3,3	–	3,2	–	3,0	–	3,0	–	3,4	–	3,2
$\bar{d}^h/\bar{d}^H$	0,55		0,52		0,52		0,48		0,41		0,42	
V_d	0,18	0,15	0,21	0,14	0,21	0,15	0,19	0,15	0,11	0,14	0,13	0,16
$tr(B)$	4,4		4,8		5,2		5,6		5,9		6,1	
$tr(W)$	4,3		3,9		3,5		3,2		2,8		2,6	
$tr(W)/\ tr(B)$	0,98		0,80		0,68		0,57		0,47		0,43	
$C–H$	10,9		9,6		8,8		8,5		8,6		7,8	

* Przed uporządkowaniem według mediany wieku ludności.

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

W grupowaniu krajów metodą *k*-średnich przeprowadzono kolejno podziały na 4–9 skupień (analogicznie do wyników aglomeracji metodą Warda). Podział na cztery skupienia dał efekt podobny do wyników uzyskanych metodą Warda – uwydatnił podobieństwo krajów postsocjalistycznych.

Spośród uzyskanych wyników uznano, że najbardziej odpowiedni jest podział na osiem skupień, charakteryzujący się nieco korzystniejszymi wartościami mierników poprawności grupowania (opartymi na odległościach pomiędzy środkami ciężkości grup) niż pozostałe rezultaty (zob. tab. 3.2), chociaż mierniki oparte na wariancjach wewnątrz- i międzygrupowych wskazały podział na 9 skupień jako nieco bardziej poprawny. Na korzyść grupowania na 8 skupień przemawiała również ocena merytoryczna wyników, a także ich porównywalność z rezultatami uzyskanymi metodą Warda. Podział na 9 skupień został odrzucony, m.in. ze

względu na to, że Mołdawia, jako najmłodszy demograficznie kraj, została przyporządkowana do tego samego skupienia co Polska i Słowacja (których struktury wieku populacji, choć relatywnie młodsze od większości krajów europejskich, znacznie różniły się od struktury wieku ludności Mołdawii).

Tab. 3.2. Mierniki oceny poprawności* rezultatów klasyfikacji krajów Europy metodą *k*-średnich z punktu widzenia struktury ludności według wieku w 2011 r.

Numer skupienia**	Liczba skupień											
	4		5		6		7		8		9	
	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H
1	0,44	0,95	0,44	0,95	0,44	1,03	0,35	0,88	0,37	0,9	0,37	0,89
2	0,56	0,81	0,38	0,81	0,45	0,83	0,45	0,85	0,35	0,88	0,34	0,82
3	0,52	0,78	0,48	0,79	0,42	0,85	0,40	0,90	0,40	0,79	0,35	0,80
4	0,42	1,30	0,49	0,96	0,38	0,88	0,51	1,01	0,40	0,90	0,36	0,83
5	–	–	0,51	0,97	0,37	1,17	0,41	0,85	0,35	0,89	0,33	0,84
6	–	–	–	–	0,51	0,97	0,32	1,04	0,32	1,02	0,32	0,96
7	–	–	–	–	–	–	0,37	1,23	0,51	1,02	0,46	1,03
8	–	–	–	–	–	–	–	–	0,37	1,22	0,48	0,82
9	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,40	1,11
Mierniki oceny poprawności klasyfikacji												
$\bar{d}$	0,49	0,96	0,46	0,90	0,43	0,96	0,40	0,97	0,38	1,0	0,38	0,90
d_{max}	0,56	–	0,51	–	0,51	–	0,51	–	0,51	–	0,48	–
d_{min}	–	0,78	–	0,79	–	0,83	–	0,85	–	0,8	–	0,80
$\bar{d}^h/\bar{d}^H$	0,51		0,51		0,45		0,41		0,40		0,42	
V_d	0,14	0,25	0,11	0,10	0,12	0,14	0,16	0,14	0,15	0,14	0,15	0,12
$tr(B)$	4,5		5,1		5,5		5,8		6,1		6,2	
$tr(W)$	4,3		3,7		3,3		2,9		2,6		2,5	
$tr(W)/\ tr(B)$	0,96		0,73		0,60		0,49		0,43		0,40	
$C–H$	11,1		10,7		10,1		9,9		9,3		8,4	

* Środki ciężkości skupień oraz odległości poszczególnych obiektów od tych środków zostały obliczone w pakiecie *Statistica10*.

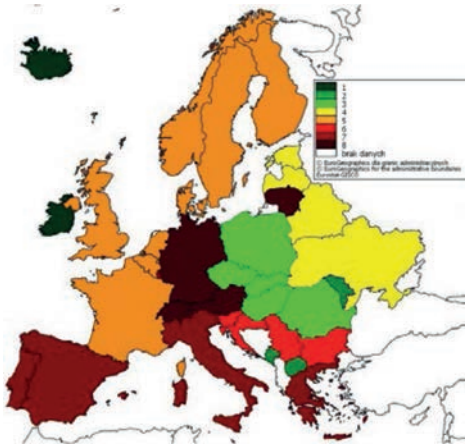
** Przed uporządkowaniem według mediany wieku ludności.

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Wyniki grupowania metodami Warda i *k*-średnich, które uznano za optymalne, zostały przedstawione na rys. 3.2 i 3.3. Charakteryzują się one znacznym podobieństwem zarówno pod względem liczby utworzonych skupień, jak i krajów wchodzących w skład poszczególnych grup. Różnice w przynależności do poszczególnych skupień dotyczyły Luksemburga oraz krajów Europy Środkowej

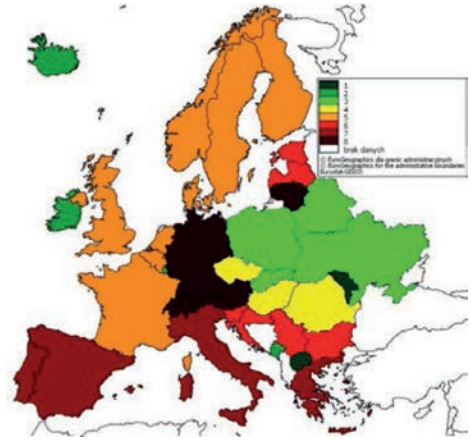
i Wschodniej, przy czym Polska według obu tych rezultatów wykazała wyraźne podobieństwo do Słowacji, Białoruś do Ukrainy, Czechy zaś do Węgier i Rumunii.

Charakterystyki demograficzne skupień utworzonych metodami Warda i *k*-średnich, uporządkowanych według wartości mediany wieku ludności[4], zostały zamieszczone odpowiednio w tab. 3.3 i 3.4.



Rys. 3.2. Grupy krajów europejskich uzyskane metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r.

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.



Rys. 3.3. Grupy krajów europejskich uzyskane metodą *k*-średnich z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r.

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Tab. 3.3. Charakterystyki struktury wieku populacji w skupieniach krajów wyodrębnionych na obszarze Europy metodą Warda w 2011 r.

Grupy wieku	Numer skupienia* (typ)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
1	2	3	4	5	6	7	8	9
0–14	21,6	16,8	15,0	14,5	17,8	14,3	14,6	13,5
15–44	43,5	46,4	43,7	42,8	38,9	39,7	39,5	37,4
45–64	23,0	26,0	26,6	27,5	26,3	28,3	26,7	29,0
65+	11,9	10,9	14,7	15,2	17,1	17,6	19,3	20,0
Mediana	35,0	35,3	38,2	38,68	40,25	41,64	41,97	43,51
IV kwintyl**	56,6	56,5	60,6	60,7	62,1	62,6	63,5	64,0
IS	0,55	0,65	0,98	1,04	0,96	1,23	1,32	1,48

4 W celu uporządkowania skupień (typów) wyodrębnionych z punktu widzenia wieku ze szczególnym uwzględnieniem różnic w procesie starzenia się populacji można wykorzystywać też inne mierniki, np. opisujące zaawansowanie starości demograficznej [zob. Kurek 2008].

1	2	3	4	5	6	7	8	9
Współczynniki zmienności w skupieniach dla grup wieku								
0–14	0,03	0,08	0,02	0,04	0,04	0,05	0,08	0,06
15–44	0,03	0,06	0,03	0,03	0,03	0,01	0,05	0,04
45–64	0,05	0,01	0,04	0,03	0,04	0,01	0,02	0,03
65+	0,04	0,14	0,11	0,14	0,06	0,05	0,14	0,08

* Skupienia uporządkowane według mediany wieku ludności.
** Kwintyl IV jest miarą pozycyjną, wskazującą dolną granicę wieku dla 1/5 najstarszej części populacji [Kowaleski 2011: 31].

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Tab. 3.4. Charakterystyki struktury wieku populacji w skupieniach krajów wyodrębnionych na obszarze Europy metodą *k*-średnich w 2011 r.

Grupy wieku	Numer skupienia (typ)							
	1	2	3	4	5	6	7	8
0–14	16,6	20,9	14,8	14,8	17,8	14,4	14,6	13,5
15–44	46,9	43,2	43,3	43,8	38,9	39,8	39,5	37,4
45–64	26,0	23,6	27,6	25,6	26,3	28,1	26,7	29,0
65+	10,6	12,2	14,4	15,8	17,1	17,7	19,3	20,0
Mediana	35,2	35,4	38,2	38,7	40,2	41,5	42,0	43,5
IV kwintyl	56,6	57,7	60,3	61,3	62,1	62,6	63,5	64,0
IS	0,64	0,58	0,97	1,06	0,96	1,23	1,32	1,48
Współczynniki zmienności w skupieniach dla grup wieku								
0–14	0,04	0,09	0,03	0,02	0,04	0,05	0,04	0,06
15–44	0,04	0,02	0,02	0,04	0,03	0,02	0,04	0,04
45–64	0,00	0,07	0,02	0,05	0,04	0,03	0,03	0,03
65+	0,12	0,07	0,07	0,06	0,06	0,05	0,07	0,08

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Analiza porównawcza rezultatów uzyskanych za pomocą metod Warda i *k*-średnich wykazała, że oba te podziały nie są w pełni satysfakcjonujące. Taki stan rzeczy wynikał przede wszystkim z włączenia Mołdawii (najmłodszego demograficznie kraju spośród analizowanych) do tych samych skupień co Macedonia i Czarnogóra, a także przyłączenia Luksemburga (kraju o umiarkowanym stopniu zaawansowania starości demograficznej) do tego samego skupienia co m.in. Włochy i Grecja (w metodzie Warda) oraz Irlandia i Islandia (w metodzie *k*-średnich).

Oczywiście, bardziej precyzyjny pod tym względem byłby podział na większą liczbę skupień, jednakże, ze względu na konieczność uogólnienia wyników i wyodrębnienia typów struktur ludności, liczba skupień nie może być zbyt duża.

Ostatecznie wybrany został podział przeprowadzony za pomocą metody *k*-średnich (z uwagi na nieco niższą wartość syntetycznego miernika poprawności grupowania). Za wyborem tym przemawiały także niższe wartości współczynnika zmienności obliczone dla poszczególnych grup wieku. Ponadto, kraje pogrupowane według tej procedury charakteryzowały się nieco wyższymi wartościami wskaźnika podobieństwa struktur w obrębie utworzonych skupień.

Następnie na podstawie rezultatów uzyskanych metodą *k*-średnich wyodrębnionych zostało osiem typów struktury wieku populacji krajów europejskich w 2011 r., które można uogólnić do pięciu zasadniczych rodzajów struktur. Do pierwszego rodzaju zakwalifikowane zostały kraje ze skupień 1 i 2, legitymujące się najwyższym potencjałem demograficznym spośród krajów europejskich (biorąc pod uwagę wyłącznie strukturę wieku populacji), tzn. cechujące się najwyższym odsetkiem dzieci przy względnie niskim udziale osób starszych oraz najniższymi wartościami mediany i kwartyla IV wieku ludności), do drugiego – kraje ze skupień 3 i 4, w tym również Polska (charakteryzujące się zbliżonymi wartościami odsetków z najmłodszej i najstarszej grupy wieku przy względnie wysokim udziale ludności w wieku produkcyjnym mobilnym, tj. 15–44 lata, a także relatywnie niską medianą wieku ludności). Rodzaje trzeci i czwarty utworzone zostały odpowiednio przez skupienia nr 5 i 6 (legitymujące się znacznym odsetkiem subpopulacji starszej i względnie wysoką wartością mediany wieku ludności), natomiast piąty rodzaj obejmował kraje ze skupień 7 i 8 (odznaczające się najwyższym zaawansowaniem procesu starzenia się populacji).

Podziały krajów na osiem skupień uzyskane za pomocą metod Warda i *k*-średnich (mające *de facto* charakter klasyfikacji typologicznych – ze względu na to, że spełniają warunki rozłączności i zupełności oraz zostały uznane za odpowiednie ze wszystkich rezultatów grupowania)[5] potraktowano jako punkt wyjścia do regionalizacji obszaru Europy z punktu widzenia struktury wieku ludności. W obrębie poszczególnych skupień wskazane zostały kraje sąsiadujące ze sobą terytorialnie. W ten sposób w pierwszym przypadku uzyskano siedem, w drugim osiem regionów (typów regionalnych) złożonych z co najmniej dwóch krajów, a także po kilka krajów stanowiących „wyspy" na mapie Europy na skutek ich położenia geograficznego lub braku wyraźnego podobieństwa do jednostek sąsiednich (przy czym kraje te, ze względu na to, że legitymują się swoistym przebiegiem procesów społeczno-gospodarczych i ludnościowych, potraktowane zostały jako osobne regiony).

Porównując otrzymane rezultaty, można stwierdzić, że regiony utworzone za pomocą metody *k*-średnich charakteryzowały się nieco większą homogenicznością (tj. niższym zróżnicowaniem) ze względu na strukturę wieku ludności, co

5 Chociaż oceniono, że nieco bardziej odpowiednie wydają się być rezultaty grupowania metodą *k*-średnich, w pracy porównawczo zaprezentowane zostały także wyniki regionalizacji opartej na metodzie Warda.

szczególnie widoczne było w przypadku najstarszej grupy wieku. Uzyskane za pomocą obu metod rezultaty oraz charakterystyki struktury wieku populacji w wyodrębnionych regionach, wraz z wartościami współczynników zmienności[6], zostały przedstawione w tab. 3.5 i 3.6 (zaprezentowane zostały również charakterystyki demograficzne krajów stanowiących pojedyncze regiony).

Tab. 3.5. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody Warda w 2011 r.

Typ	Region (typ regionalny)		*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie					Zakres wartości wskaźnika podobieństwa struktur pomiędzy krajami tworzącymi region
				0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS	
1	2		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	1A	Irlandia	34,0	21,6	43,6	22,9	11,9	0,55	–	–	–	–	–	–
1	1B	Islandia	35,2	20,7	42,0	24,6	12,6	0,61	–	–	–	–	–	–
2	2A	Mołdawia	33,6	16,2	47,9	26,0	9,9	0,61	–	–	–	–	–	–
2	2B	Macedonia	36,2	17,2	45,1	25,9	11,8	0,69	–	–	–	–	–	–
2	2C	Czarnogóra	36,5	18,9	41,9	26,2	13,0	0,68	–	–	–	–	–	–
3	3A	Polska, Słowacja, Czechy, Węgry, Rumunia	38,2	15,0	43,7	26,6	14,7	0,98	0,02	0,03	0,05	0,11	0,14	93,7 (CZ-RO) – 97,4 (PL-SK)
4	4A	Białoruś, Ukraina, Łotwa, Estonia	38,6	14,5	42,8	27,5	15,2	1,05	0,04	0,03	0,03	0,13	0,15	94,6 (BY-LV) – 97,4 (UA-BY oraz LV-EE)
5	5A	Wielka Brytania	38,9	17,5	40,0	25,6	17,0	0,97	–	-	–	–	–	–
5	5B	Francja, Belgia, Holandia	40,4	18,2	38,2	26,7	17,0	0,94	0,05	0,01	0,03	0,03	0,06	96,4 (NL-FR) – 97,3 (FR-BE)
5	5C	Norwegia, Szwecja, Finlandia	40,5	17,1	38,9	26,2	17,8	1,04	0,07	0,05	0,06	0,10	0,16	94,3 (NO-FI) – 96,4 (SE-FI)
5	5D	Dania	40,7	17,7	38,2	26,8	17,3	0,98	–	–	–	–	–	–
6	6A	Malta	40,4	14,7	40,8	28,0	16,5	1,12	–	–	–	–	–	–
6	6B	Słowenia, Chorwacja, Serbia, Bułgaria	41,6	14,3	39,7	28,3	17,6	1,23	0,05	0,01	0,01	0,05	0,11	95,6 (SI-RS) – 97,9 (HR-RS)

6 Zmienność w regionach została odniesiona do zróżnicowania poszczególnych cech w skupieniach, na podstawie których dokonano delimitacji tych regionów.

Tab. 3.5. (cd.)

1	2		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
7	7A	Luksemburg	38,3	17,1	42,5	26,4	14,0	0,81	–	–	–	–	–	–
7	7B	Hiszpania, Portugalia	40,8	15,1	41,2	25,9	17,8	1,17	0,02	0,05	0,03	0,08	0,10	95,3
7	7C	Grecja	42,0	14,4	39,5	26,5	19,7	1,37	–	–	–	–	–	–
7	7D	Włochy	43,0	14,0	37,9	27,4	20,6	1,47	–	–	–	–	–	–
8	8A	Litwa	41,3	14,9	39,9	27,1	18,1	1,21	–	–	–	–	–	–
8	8B	Niemcy, Austria, Szwajcaria	43,6	13,5	37,3	29,1	20,1	1,49	0,06	0,05	0,03	0,10	0,17	94,7(DE-CH) – 98,1(AT-CH)

Uwaga: Regiony uporządkowane według numeru typu regionalnego oraz mediany wieku ludności (wyznaczonej na podstawie średnich ważonych frakcji poszczególnych pięcioletnich grup wieku).

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Tab. 3.6. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody *k*-średnich w 2011 r.

Typ	Region (typ regionalny)		*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie					Zakres wartości wskaźnika podobieństwa struktur pomiędzy krajami tworzącymi region
				0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS	
1	2		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	1A	Mołdawia	33,6	16,2	47,9	26,0	9,93	0,61	–	–	–	–	–	–
2	2A	Irlandia	34,0	21,6	43,6	22,9	11,9	0,55	–	–	–	–	–	–
2	2B	Islandia	35,2	20,7	42,0	24,6	12,6	0,61	–	–	–	–	–	–
1	1B	Macedonia	36,2	17,2	45,1	25,9	11,8	0,69	–	–	–	–	–	–
2	2C	Czarnogóra	36,5	18,9	41,9	26,2	13,0	0,68	–	–	–	–	–	–
3	3A	Polska, Słowacja, Białoruś, Ukraina	38,2	14,8	43,3	27,6	14,4	0,97	0,03	0,02	0,02	0,07	0,03	95,6 (BY-SK) – 97,4 (BY-UA) oraz 97,2 (PL-SK)
2	2C	Luksemburg	38,3	17,1	42,5	26,4	14,0	0,81	–	–	–	–	–	–
4	4A	Węgry, Rumunia	38,5	14,9	44,4	25,1	15,6	1,05	0,03	0,05	0,05	0,08	0,11	95,5
5	5A	Wielka Brytania	38,9	17,5	40,0	25,6	17,0	0,97	–	–	–	–	–	–
4	4B	Czechy	40,1	14,7	42,1	27,1	16,2	1,10	–	–	–	–	–	–
5	5B	Francja, Belgia, Holandia	40,4	18,2	38,2	26,7	17,0	0,94	0,05	0,01	0,03	0,03	0,06	96,4 (NL–FR) – 97,3 (FR–BE)
6	6A	Malta	40,4	14,7	40,8	28,0	16,5	1,12	–	–	–	–	–	–

1	2		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
5	5C	Norwegia, Szwecja, Finlandia	40,5	17,1	38,9	26,2	17,8	1,04	0,07	0,05	0,06	0,10	0,16	94,3 (NO-FI) – 96,4 (SE-FI)
5	5D	Dania	40,7	17,7	38,2	26,8	17,3	0,98	–	–	–	–	–	–
6	6B	Łotwa, Estonia	40,9	14,8	40,5	26,7	18,0	1,20	0,06	0,02	0,03	0,05	0,11	97,2
7	7A	Hiszpania, Portugalia	40,8	15,1	41,2	25,9	17,8	1,17	0,02	0,05	0,03	0,08	0,10	95,3
6	6C	Słowenia, Chorwacja, Serbia, Bułgaria	41,6	14,3	39,7	28,3	17,6	1,23	0,05	0,01	0,01	0,05	0,11	95,6 (SI-RS) – 97,9 (HR-RS)
7	7B	Grecja	42,0	14,4	39,5	26,5	19,7	1,37	–	–	–	–	–	–
7	7C	Włochy	43,0	14,0	37,9	27,4	20,6	1,47	–	–	–	–	–	–
8	8A	Litwa	41,3	14,9	39,9	27,1	18,1	1,21	–	–	–	–	–	–
8	8B	Niemcy, Austria, Szwajcaria	43,6	13,5	37,3	29,1	20,1	1,49	0,06	0,05	0,03	0,10	0,17	94,7 (DE–CH) – 98,1 (AT–CH)

Uwaga: jak w tab. 3.5.

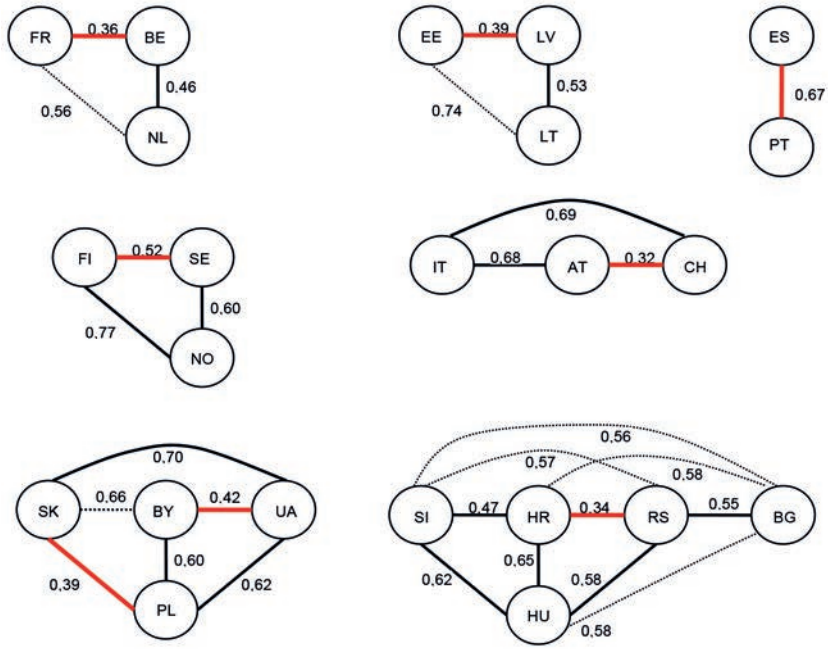
Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Uzyskane rezultaty regionalizacji metodami Warda i *k*-średnich wskazują na to, że w roku 2011 regionem o najniższej medianie wieku ludności spośród wyodrębnionych, biorąc pod uwagę obszary złożone z co najmniej dwóch krajów, był region, do którego przynależała Polska, najstarszym zaś region tworzony przez Niemcy, Austrię i Szwajcarię. Natomiast, uwzględniając kraje izolowane, tworzące osobne regiony, najmłodszymi były Mołdawia, Irlandia i Islandia (zob. tab. 3.5 i 3.6).

Porównawczo względem uzyskanych wyników przeprowadzono regionalizację metodą wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji krajów europejskich w 2011 r., przy czym jako miarę podobieństwa przyjęto uśrednioną odległość Euklidesa (czyli odległość przeciętną). Procedura ta pomija etap typologii. Regiony budowane były z jednostek sąsiadujących ze sobą i charakteryzujących się najmniejszą wzajemną odległością przeciętną (przy czym nałożono restrykcję wzajemnego podobieństwa wszystkich krajów wchodzących w skład jednego regionu, nawet niesąsiadujących ze sobą). Ze względu na sposób określenia progów podobieństwa jednostek regionalizację tę przeprowadzono w dwóch wariantach: przy wykorzystaniu metody podziału kwartylowego (wariant I) oraz metody odchyleń standardowych (wariant II).

Na rys. 3.4 zostały przedstawione dendryty regionalizacyjne, na podstawie których dokonano delimitacji regionów demograficznych. Dendryty te budowane były dla wariantu I, czyli przy mniej restrykcyjnych założeniach (w oparciu o próg

podobieństwa określony metodą podziału kwartylowego[7], nie przekraczający wartości Q_1), co oznaczało, że jeżeli dana jednostka nie spełniała warunku podobieństwa określonego nierównością $d_i \leq Q_1$ względem wszystkich krajów już przynależących do wyodrębnionego regionu, nie była do niego włączana. Dendryty te posłużyły także do delimitacji regionów w wariancie II (po podwyższeniu progu podobieństwa do wartości określonej metodą odchyleń standardowych[8], spełniającej nierówność $d_i \leq \bar{d} - s_d$).



Rys. 3.4. Dendryty regionalizacyjne struktur wieku ludności w krajach europejskich w 2011 r.
Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

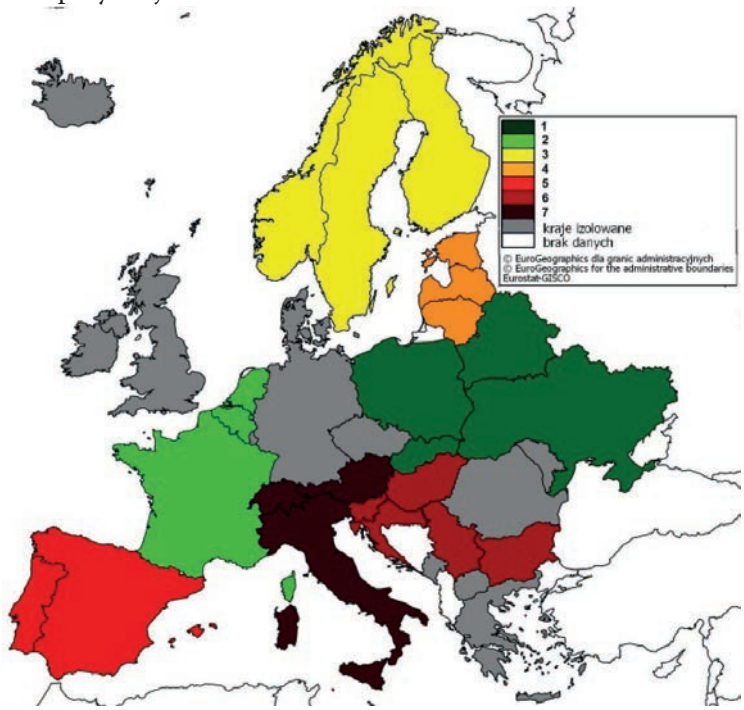
Na powyższym schemacie (rys. 3.4) czerwonymi odcinkami zaznaczone zostały tzw. rdzenie, czyli połączenia pomiędzy krajami cechującymi się najwyższym wzajemnym podobieństwem spośród jednostek ze sobą sąsiadujących (do nich dołączane były kraje pozostałe), natomiast odcinkami czarnymi zaznaczone zostały pozostałe połączenia pomiędzy krajami wykazującymi przyległość terytorialną i wchodzącymi w skład danego regionu. Dodatkowo narysowano linię przerywaną, którą zaznaczone zostały połączenia pomiędzy krajami wchodzącymi w skład

7 Wartości kwartyli: Q_1=0,77; *Me*=0,95; Q_3=1,15 (pominięto odległości obiektów samych od siebie).

8 Wartości średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego wyniosły odpowiednio: $\bar{d}$ = 0,98 i s_d = 0,31.

danego regionu, ale nie sąsiadującymi ze sobą. Jak już wspomniano, warunkiem włączenia danego kraju do regionu było wyraźne jego podobieństwo z innymi krajami tworzącymi ten region, tj. o odległości przeciętnej nie przekraczającej ustalonego progu ($d_i \leq Q_1$). Połączenia dla krajów legitymujących się odległością większą niż określony próg nie były prezentowane. Uzyskane rezultaty regionalizacji zaprezentowane zostały na kartogramach (zob. rys. 3.5 i 3.6). Macierz uśrednionych odległości Euklidesa, stanowiących podstawę grupowania krajów w regiony została zamieszczona w aneksie (zob. tab. A2).

W wariancie I omawianej procedury łącznie otrzymano 7 regionów demograficznych złożonych z co najmniej dwóch krajów podobnych do siebie oraz 13 jednostek stanowiących pojedyncze regiony, natomiast w przypadku wariantu II – 8 regionów i 16 krajów izolowanych. Różnica w liczbie regionów wynikała z potraktowania w I wariancie Polski i Słowacji oraz Białorusi i Ukrainy jako jednego regionu, zaś w II wariancie – jako dwóch regionów, utworzonych przez wskazane odpowiednio pary krajów[9].



Rys. 3.5. Regiony krajów uzyskane metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2011 r. (wariant I)

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

9 Kraje te utworzyły rdzenie dwóch regionów, ale ze względu na wzajemne, znaczne podobieństwo, mieszczące się w granicy określonej przez nierówność $d_i \leq Q_1$ potraktowane zostały w I wariancie jako jeden obszar.

W obu wariantach metody regionami względnie najmłodszymi spośród utworzonych (biorąc pod uwagę medianę wieku populacji) w 2011 r. były regiony oznaczone numerem 1 (do których przyporządkowana została Polska), najstarszymi zaś – odpowiednio dla wariantu I i II – region nr 7 i 8 (zob. rys. 3.6). Wybrane charakterystyki struktur wieku populacji wyodrębnionych regionów, a także krajów stanowiących regiony wyspowe, zostały przedstawione w tab. 3.7 i 3.8.

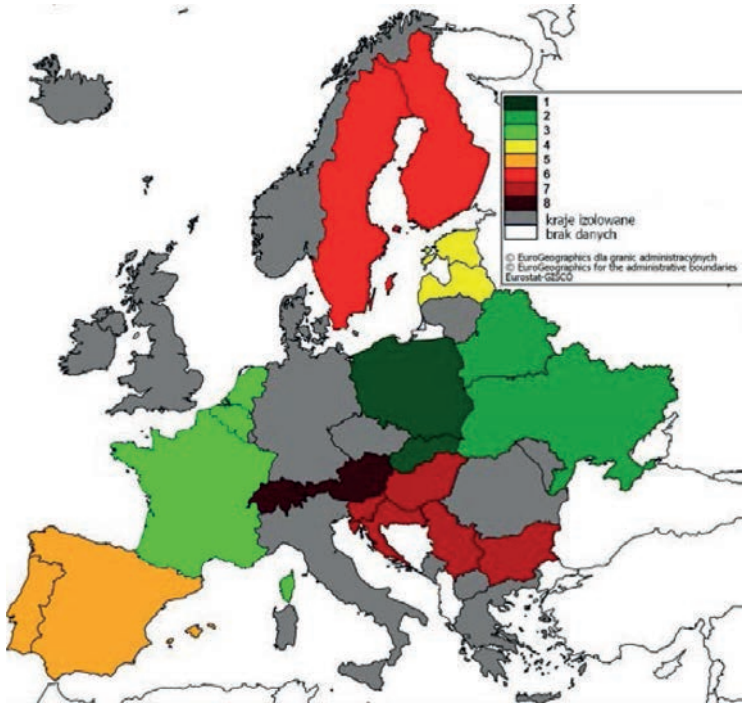
Regionalizacja Europy przedstawiona w wariancie II stanowi uszczegółowienie wariantu I. Powstałe w jej wyniku regiony, utworzone przez grupy krajów, charakteryzowały się mniejszym zróżnicowaniem frakcji poszczególnych grup wieku ludności niż w wariancie I, co wynikało z restrykcji wyższego wzajemnego podobieństwa tworzących je składowych.

Tab. 3.7. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody wzajemnego podobieństwa w regionie w 2011 r. (wariant I)

Nr regionu na karto–gramie	Region	*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie					Zakres wartości wskaźnika podobieństwa struktur pomiędzy krajami tworzącymi region
			0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
–	Mołdawia	33,6	16,2	47,9	26,0	9,93	0,61	–	–	–	–	–	–
–	Irlandia	34,0	21,6	43,6	22,9	11,9	0,55	–	–	–	–	–	–
–	Islandia	35,2	20,7	42,0	24,6	12,6	0,61	–	–	–	–	–	–
–	Macedonia	36,2	17,2	45,1	25,9	11,8	0,69	–	–	–	–	–	–
–	Czarnogóra	36,5	18,9	41,9	26,2	13,0	0,68	–	–	–	–	–	–
1	Polska, Słowacja, Białoruś, Ukraina	38,2	14,8	43,3	27,6	14,4	0,97	0,03	0,02	0,02	0,07	0,10	95,6 (BY–SK) – 97,4 (BY–UA) oraz 97,2 (PL–SK)
–	Rumunia	38,2	15,0	45,4	24,6	15,0	1,00	–	–	–	–	–	–
–	Luksemburg	38,3	17,1	42,5	26,4	14,0	0,81	–	–	–	–	–	–
–	Wielka Brytania	38,9	17,5	40,0	25,6	17,0	0,97	–	–	–	–	–	–
–	Czechy	40,1	14,7	42,1	27,1	16,2	1,10	–	–	–	–	–	–
2	Francja, Belgia, Holandia	40,4	18,2	38,2	26,7	17,0	0,94	0,05	0,01	0,03	0,03	0,06	96,4 (NL–FR) – 97,3 (FR–BE)
–	Malta	40,4	14,7	40,8	28,0	16,5	1,12	–	–	–	–	–	–
3	Finlandia, Szwecja, Norwegia	40,5	17,1	38,9	26,2	17,8	1,04	0,07	0,05	0,06	0,10	0,16	94,3 (NO–FI) – 96,4 (SE–FI)
–	Dania	40,7	17,7	38,2	26,8	17,3	0,98	–	–	–	–	–	–

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
4	Hiszpania, Portugalia	40,8	15,1	41,2	25,9	17,8	1,17	0,02	0,05	0,03	0,08	0,10	95,3
5	Litwa, Łotwa, Estonia	41,0	14,8	40,2	26,9	18,0	1,22	0,04	0,02	0,02	0,04	0,08	94,5 (EE–LT) – 97,2 (EE–LV)
6	Słowenia, Chorwacja, Serbia, Węgry, Bułgaria	41,2	14,4	40,5	27,7	17,4	1,21	0,04	0,03	0,04	0,05	0,09	95,6 (SI–RS) – 97,9 (HR–RS)
	Grecja	42,0	14,4	39,5	26,5	19,7	1,37	–	–	–	–	–	–
7	Włochy, Austria, Szwajcaria	42,7	14,2	38,4	27,5	20,0	1,41	0,04	0,03	0,01	0,09	0,12	95,1 (CH–IT) – 98,1 (AT–CH)
	Niemcy	44,0	13,2	36,8	29,3	20,6	1,56	–	–	–	–	–	–

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.



Rys. 3.6. Regiony krajów uzyskane metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2011 r. (wariant II)

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Tab. 3.8. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody wzajemnego podobieństwa w regionie w 2011 r. (wariant II)

Nr regionu na karto–gramie	Region	*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie					Zakres wartości wskaźnika podobieństwa struktur pomiędzy krajami tworzącymi region
			0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS	
–	Mołdawia	33,6	16,2	47,9	26,0	9,93	0,61	–	–	–	–	–	–
–	Irlandia	34,0	21,6	43,6	22,9	11,9	0,55	–	–	–	–	–	–
–	Islandia	35,2	20,7	42,0	24,6	12,6	0,61	–	–	–	–	–	–
–	Macedonia	36,2	17,2	45,1	25,9	11,8	0,69	–	–	–	–	–	–
–	Czarnogóra	36,5	18,9	41,9	26,2	13,0	0,68	–	–	–	–	–	–
1	Polska, Słowacja	37,7	15,1	43,6	27,6	13,7	0,90	0,01	0,02	0,01	0,05	0,07	97,2
–	Norwegia	38,0	18,5	40,7	25,4	15,4	0,83	–	–	–	–	–	–
–	Rumunia	38,2	15,0	45,4	24,6	15,0	1,00	–	–	–	–	–	–
–	Luksemburg	38,3	17,1	42,5	26,4	14,0	0,81	–	–	–	–	–	–
2	Białoruś, Ukraina	38,6	14,5	43,0	27,6	15,0	1,03	0,04	0,00	0,02	0,07	0,10	97,4
–	Wielka Brytania	38,9	17,5	40,0	25,6	17,0	0,97	–	–	–	–	–	–
–	Czechy	40,1	14,7	42,1	27,1	16,2	1,10	–	–	–	–	–	–
–	Malta	40,4	14,7	40,8	28,0	16,5	1,12	–	–	–	–	–	–
3	Francja, Belgia, Holandia	40,4	18,2	38,2	26,7	17,0	0,94	0,05	0,01	0,03	0,03	0,06	96,4 (NL–FR) – 97,3 (FR–BE)
–	Dania	40,7	17,7	38,2	26,8	17,3	0,98	–	–	–	–	–	–
4	Łotwa, Estonia	40,9	14,8	40,5	26,7	18,0	1,22	0,06	0,02	0,03	0,05	0,11	97,2
5	Finlandia, Szwecja	41,0	16,6	38,3	26,5	18,6	1,12	0,01	0,03	0,07	0,03	0,02	96,4
–	Litwa	41,3	14,9	39,9	27,1	18,1	1,21	–	–	–	–	–	–
6	Hiszpania, Portugalia	40,8	15,1	41,2	25,9	17,8	1,17	0,02	0,05	0,03	0,08	0,10	95,3
7	Słowenia, Chorwacja, Serbia, Węgry, Bułgaria	41,2	14,4	40,5	27,7	17,4	1,21	0,04	0,03	0,04	0,05	0,09	95,6 (SI–RS) – 97,9 (HR–RS)
–	Grecja	42,0	14,4	39,5	26,5	19,7	1,37	–	–	–	–	–	–
8	Austria, Szwajcaria	41,6	14,8	40,0	27,8	17,5	1,18	0,02	0,00	0,00	0,02	0,05	98,1
–	Włochy	43,0	14,0	37,9	27,4	20,6	1,47	–	–	–	–	–	–
–	Niemcy	44,0	13,2	36,8	29,3	20,6	1,56	–	–	–	–	–	–

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

Trudno jest jednoznacznie stwierdzić, który z przedstawionych dwóch wariantów procedury wzajemnego podobieństwa w regionie jest bardziej odpowiedni. Wybór ten uzależniony jest od celu i założeń badania. Jeżeli przyjąć mniej restrykcyjne stanowisko w kwestii stopnia podobieństwa jednostek tworzących region, mając na uwadze jedynie wskazanie regionów złożonych z krajów legitymujących się relatywnie znacznym podobieństwem, to należałoby wybrać wariant I. Natomiast, chcąc wykorzystać wyniki badania dla celów praktycznych, należałoby wybrać wariant II, z wyższym progiem wzajemnego podobieństwa i niższym zróżnicowaniem wewnątrzregionalnym, ocenianym z punktu widzenia struktury wieku populacji krajów tworzących wyodrębnione, spójne terytorialnie obszary.

Przeprowadzone łącznie cztery regionalizacje (por. rys. 3.2, 3.3, 3.5 i 3.6), choć nie identyczne, charakteryzowały się znacznym podobieństwem. Pomimo tego, że można wskazać jedynie dwa regiony w całości im wspólne, tzn. półwysep iberyjski oraz obszar utworzony przez Francję, Belgię i Holandię, to na terenie pozostałych regionów widoczne były grupy krajów wyraźnie wzajemnie podobnych do siebie pod względem struktury wieku ludności w 2011 r.: (1) Szwajcaria i Austria, (2) Polska i Słowacja, (3) Słowenia, Chorwacja, Serbia i Bułgaria, (4) Białoruś i Ukraina, (5) Szwecja i Finlandia oraz (6) Łotwa i Estonia.

Szczególnie wysokie podobieństwo w zakresie struktury wieku ludności wykazane zostało pomiędzy krajami podlegającymi podobnym geograficznym i historycznym uwarunkowaniom[10], a także legitymującym się zbliżonym poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego.

Kraje „izolowane", uznane za osobne, pojedyncze regiony we wszystkich tych czterech regionalizacjach, to: Macedonia, Czarnogóra, Mołdawia, Grecja, Luksemburg i Dania, a także Irlandia, Wielka Brytania, Islandia i Malta (przy czym wymienione cztery ostatnie kraje na skutek ich położenia geograficznego).

W tab. 3.9 przedstawione zostały mierniki oceny poprawności wyników regionalizacji przeprowadzonych przy wykorzystaniu opisanych wyżej czterech metod. Mierniki[11] te obliczone zostały w dwóch wersjach: wyłącznie dla regionów utworzonych przez co najmniej dwa kraje oraz z uwzględnieniem krajów izolowanych. Z przedstawionych informacji wynika, że najniższymi wartościami sumarycznych mierników homogeniczności i najwyższymi wartościami sumarycznych mierników heterogeniczności oraz miernika syntetycznego zarówno w przypadku uwzględnienia, jak i pominięcia krajów izolowanych charakteryzowały się rezultaty delimitacji metodą wzajemnego podobieństwa w regionie w wariancie II (przy czym wartości cząstkowych mierników homogeniczności regionów cechowało relatywnie wysokie zróżnicowanie).

---

10 Wyraźne podobieństwo w tym względzie widoczne było także pomiędzy krajami wchodzącymi niegdyś w skład ZSRR (dodatkowo Słowenia, Chorwacja i Serbia były częścią b. Jugosławii).

11 Aby uzyskać porównywalność mierników, środki ciężkości skupień oraz odległości poszczególnych obiektów od tych środków zostały obliczone w Excelu według takich samych formuł.

Spośród pozostałych trzech procedur nieco korzystniejszą wartością syntetycznego miernika oceny grupowania charakteryzowały się rezultaty uzyskane metodą *k*-średnich. Z kolei, obszary otrzymane w wyniku delimitacji metodą wzajemnego podobieństwa w regionie w wariancie I cechowała relatywnie niska względna dyspersja w obrębie poszczególnych grup wieku populacji krajów tworzących dany region w porównaniu do rezultatów uzyskanych przy wykorzystaniu pozostałych dwóch procedur (por. tab. 3.6 i 3.7).

Z tego względu, spośród przedstawionych dotychczas metod, jako procedurę właściwszą dla celów regionalizacji demograficznej należy wybrać metodę wzajemnego podobieństwa w regionie. Jej zaletą jest możliwość określenia progu podobieństwa badanych obiektów (im jest on niższy tym większa homogeniczność utworzonych regionów). Jednakże, metoda ta, ze względu na pracochłonność związaną z budową dendrytów, powinna być stosowana w przypadku niezbyt dużej liczby obiektów.

Tab. 3.9. Mierniki oceny poprawności rezultatów regionalizacji prowadzonych na obszarze Europy z punktu widzenia struktury ludności według wieku w 2011 r.

Numer regionu	Metoda regionalizacji							
	Warda		*k*–średnich		metoda wzajemnego podobieństwa w regionie wariant I		metoda wzajemnego podobieństwa w regionie wariant II	
	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H
1	1,90	3,76	1,49	3,86	1,49	4,09	0,81	5,00
2	1,41	4,00	1,41	3,86	1,14	3,39	0,79	1,51
3	1,14	3,64	1,14	3,63	1,48	3,25	1,14	3,22
4	1,48	3,50	1,48	3,45	1,31	3,88	0,82	2,03
5	1,31	4,04	0,82	3,11	1,41	3,04	1,09	3,23
6	1,35	3,23	1,31	3,98	1,49	3,21	1,31	2,93
7	1,75	4,38	1,35	3,12	1,72	3,97	1,49	3,22
8	–	–	1,75	4,31	–	–	0,65	4,69
Mierniki oceny poprawności regionalizacji – wyłącznie regiony								
$\bar{d}$	1,48	3,79	1,34	3,67	1,43	3,55	1,01	3,23
d_{max}	1,90	–	1,75	–	1,72	–	1,49	–
d_{min}	–	3,23	–	3,11	–	3,04	–	1,51
$\bar{d}^h/\bar{d}^H$	0,39		0,37		0,40		0,31	
V_d	0,18	0,10	0,20	0,11	0,12	0,12	0,29	0,37
Mierniki oceny poprawności regionalizacji – regiony i kraje izolowane								
$\bar{d}$	0,54	4,39	0,54	4,39	0,50	4,44	0,34	4,29
$\bar{d}^h/\bar{d}^H$	0,12		0,12		0,11		0,08	

Źródło: Eurostat (Statistics Database), opracowanie własne.

3.2. Przykłady typologii i regionalizacji obszarów Polski

W tej części opracowania przedstawione zostały wielozmiennowe klasyfikacje przestrzenne (w tym typologia i regionalizacja) obszarów Polski na początku pierwszej i drugiej dekady XXI w. Klasyfikacje te prowadzone były z punktu widzenia poniższych celów analizy:

- typologia i regionalizacja obszarów Polski pod względem struktury wieku ludności w latach 2002 i 2012 oraz wskazanie czasowo-przestrzennych różnic w przynależności poszczególnych jednostek (tj. województw lub powiatów) do wyodrębnionych w tych momentach typów lub regionów,
- ocena dynamiki przemian w zakresie struktury wieku populacji województw w latach 2002–2012,
- wskazanie obszarów podobnych pod względem ekonomicznych następstw zmian w strukturze wieku populacji w 2012 r.,
- ocena wewnątrzregionalnego zróżnicowania sytuacji w zakresie struktury wieku populacji powiatów i gmin w 2012 r. na przykładzie województwa łódzkiego,
- określenie obszarów podobnych pod względem potencjału ludnościowego w 2012 r.

Analizy struktur wieku populacji zostały przeprowadzone w oparciu o udziały pięcioletnich grup wieku ludności w rozpatrywanych jednostkach terytorialnych w latach 2002 i 2012, natomiast podstawę analiz prowadzonych z punktu widzenia potencjału ludnościowego stanowił zbiór zmiennych diagnostycznych, zawierający charakterystyki z zakresu struktur ludnościowych, a także ruchu naturalnego i migracyjnego.

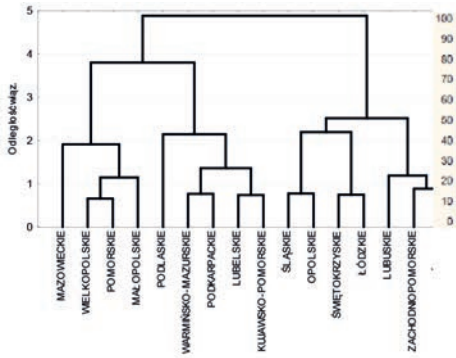
3.2.1. Klasyfikacje obszarów Polski z punktu widzenia struktury wieku ludności

Ocena podobieństwa obszarów Polski pod względem struktury wieku populacji została przeprowadzona za pomocą kilku metod, zależnych od stopnia agregacji danych. Na poziomie województw zastosowano metodę Warda, metodę wzajemnego podobieństwa w regionie, a także metodę średniej w regionie oraz procedurę Mc Quitty'ego. Na poziomie powiatów zaś wykorzystano procedurę *k*-średnich. W każdym z tych przypadków podstawę analizy stanowiły udziały pięcioletnich grup wieku ludności w roku 2012. W celu porównawczym niektóre z uzyskanych wyników zostały zestawione z rezultatami dla 2002 r.[12]

12 W publikacjach GUS, w strukturach wieku populacji powiatów dla roku 2002 jako najstarsza grupa wieku prezentowana była frakcja 70+ lat, dla roku 2012 zaś 85+ lat. Aby zachować porównywalność rezultatów w obu latach, dolne granice wieku najstarszej subpopulacji zostały ujednolicone.

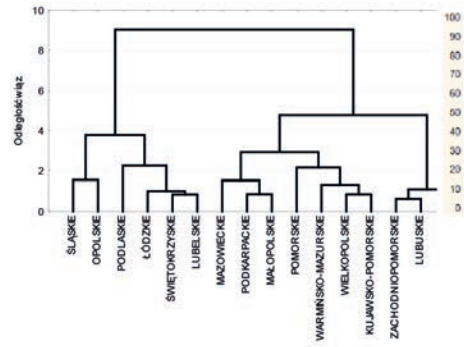
Najpierw przeprowadzone zostało grupowanie województw (osobno dla miast i wsi) za pomocą metody Warda z odległością euklidesową jako miarą podobieństwa. Uzyskane rezultaty hierarchicznego łączenia województw zostały przedstawione w postaci drzewka połączeń. W przypadku miast obie formuły „cięcia" gałęzi dendrogramu (różnicowa oraz ilorazowa – zob. pkt 1.3.2 pracy) wskazały podział drzewka na trzy skupienia (zob. rys. 3.7). Jednakże, biorąc pod uwagę zróżnicowanie województw pod względem struktury wieku populacji, nieco bardziej zasadne wydaje się być utworzenie co najmniej czterech skupień, wyodrębniających m.in. grupę województw o najstarszych obecnie populacjach miast (tj. łódzkie, świętokrzyskie, opolskie i śląskie).

W przypadku wsi wartość krytyczna wskazała podział na dwa skupienia jako optymalny, przy czym bardziej zasadne byłoby „zejście" na niższe poziomy agregacji i utworzenie trzech lub czterech grup województw (zob. rys. 3.8).



Rys. 3.7. Drzewko powiązań dla klasyfikacji województw metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (miasto)*

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności…*); opracowanie własne w pakiecie *Statistica*.



Rys. 3.8. Drzewko powiązań dla klasyfikacji województw metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (wieś)*

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności…*); opracowanie własne w pakiecie *Statistica*.

* Po prawej stronie obu wykresów podane zostały wartości przeskalowane, wyrażające iloraz odległości danego wiązania i odległości maksymalnej (w %).

„Cięcie" gałązek drzewka na niższych odległościach wiązania zmniejsza liczbę jednostek w skupieniu, zwiększając stopień ich wzajemnego podobieństwa. W przypadku miast, województwami najbardziej do siebie podobnymi z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. były: wielkopolskie i pomorskie (wykazujące jednocześnie podobieństwo do małopolskiego), warmińsko-mazurskie i podkarpackie, lubelskie i kujawsko-pomorskie, śląskie i opolskie, świętokrzyskie i łódzkie, a także zachodniopomorskie i dolnośląskie (oba podobne do lubuskiego). Natomiast w przypadku wsi pary województw najbardziej podobnych w tym

względzie to: śląskie i opolskie, lubelskie, świętokrzyskie i łódzkie, podkarpackie i małopolskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie, a także zachodniopomorskie i lubuskie (oba podobne do dolnośląskiego).

Ponieważ liczba województw nie jest duża, a w rozdziale drugim wykazano, że nieco bardziej efektywną procedurą regionalizacyjną na małym zbiorze obiektów jest metoda wzajemnego podobieństwa w regionie, uzyskane skupienia województw za pomocą metody Warda traktowane były poglądowo. Bardziej szczegółowa analiza, dowodząca wyraźne wzajemne podobieństwo województw, została przeprowadzona przy wykorzystaniu właśnie tej drugiej metody.

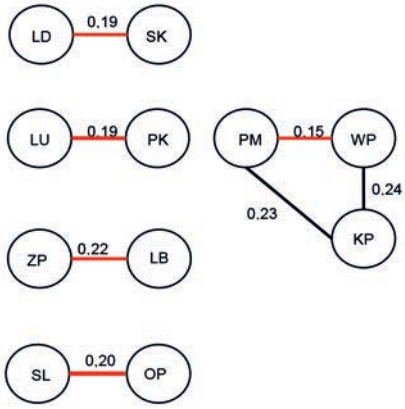
Regionalizacja metodą wzajemnego podobieństwa w regionie[13] dała w znacznym stopniu zbliżone rezultaty do grupowania metodą Warda (biorąc pod uwagę najniższe poziomy agregacji). Dendryty regionalizacyjne zostały przedstawione na rys. 3.9 i 3.10, uzyskane rezultaty regionalizacji na kartogramach (zob. rys. 3.11–3.13), natomiast charakterystyka demograficzna utworzonych regionów w tab. 3.10 i 3.11. Macierz odległości przeciętnych stanowiących podstawę grupowania województw w regiony została zamieszczona w aneksie (zob. tab. A4 i A5).

W przypadku miast uzyskano łącznie pięć regionów złożonych z województw podobnych do siebie w stopniu wysokim z punktu widzenia struktury wieku ludności (zob. rys. 3.11) oraz pięć jednostek izolowanych (dolnośląskie, małopolskie, mazowieckie, warmińsko–mazurskie i podlaskie), stanowiących osobne regiony na skutek braku ich wyraźnego podobieństwa do województw (lub utworzonych już regionów) sąsiadujących z nimi terytorialnie. Uzyskane rezultaty były takie same dla obu wariantów (tzn. przy określeniu progu podobieństwa jednostek w regionie za pomocą podziału kwartylowego i metody odchyleń standardowych). Najmłodszym, biorąc pod uwagę medianę wieku ludności, spośród powstałych regionów był region skupiający województwa podkarpackie i lubelskie, najstarszym zaś region utworzony przez łódzkie i świętokrzyskie (zob. tab. 3.10).

Natomiast, w przypadku wsi (zob. rys. 3.12 i 3.13) w wariancie I uzyskano pięć regionów złożonych z województw o relatywnie wysokim podobieństwie z punktu widzenia struktury wieku oraz dwie jednostki izolowane (podlaskie i pomorskie), wyraźnie „odstające" od województw sąsiadujących z nimi terytorialnie, w wariancie drugim zaś cztery regiony, a także sześć województw izolowanych (podlaskie, pomorskie, opolskie, śląskie, warmińsko-mazurskie i mazowieckie).

---

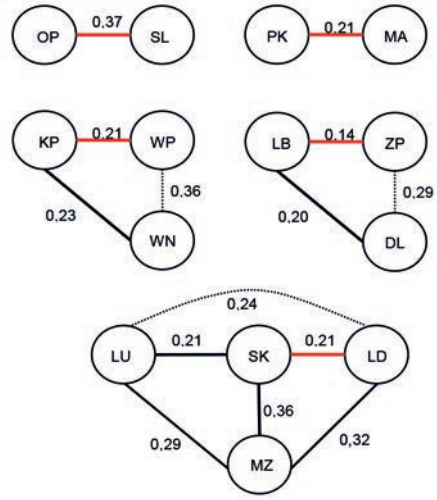
13 Jako miarę podobieństwa województw przyjęto uśrednioną odległość Euklidesa (odległość przeciętną). Analogicznie do wcześniejszych rozważań, regiony budowane były z jednostek charakteryzujących się znacznym wzajemnym podobieństwem pod względem struktury wieku ludności i przy restrykcji wzajemnego podobieństwa wszystkich województw wchodzących w skład jednego regionu. Regionalizację tę przeprowadzono w dwóch wariantach: przy wykorzystaniu metody podziału kwartylowego (wariant I) oraz metody odchyleń standardowych (wariant II).



Rys. 3.9. Dendryty regionalizacyjne z punktu widzenia struktury wieku ludności w województwach (miasto) w 2012 r.*

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

* Wariant I – wartości kwartyli: Q_1=0,31; Q_2=0,40; Q_3=0,51. Wariant II – wartości średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego: $\bar{d}$ = 0,41 i s_d = 0,14



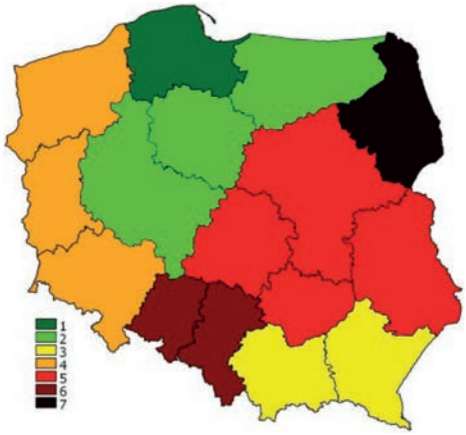
Rys. 3.10. Dendryty regionalizacyjne z punktu widzenia struktury wieku ludności w województwach (wieś) w 2012 r.*

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

* Wariant I – wartości kwartyli: Q_1=0,39; Q_2=0,56; Q_3=0,67. Wariant II – wartości średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego: $\bar{d}$ = 0,55 i s_d = 0,21

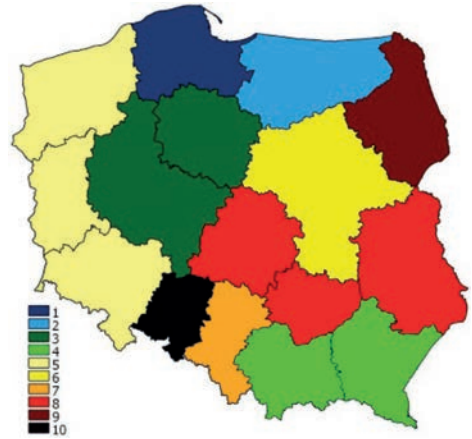
Rys. 3.11. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r., miasto (warianty I i II)

Źródło GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.



Rys. 3.12. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r., wieś (wariant I)

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.



Rys. 3.13. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r., wieś (wariant II)

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

Regionalizacja Polski przedstawiona w wariancie II stanowi uszczegółowienie wariantu I. Powstałe w jej wyniku regiony charakteryzują się mniejszym zróżnicowaniem udziałów poszczególnych grup wieku ludności niż w wariancie I, co wynika z restrykcji wyższego wzajemnego podobieństwa jednostek je tworzących. W rezultacie tego województwa nieco odbiegające w badanym względzie od jednostek tworzących region macierzysty zostały od niego odłączone.

Tab. 3.10. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych złożonych z województw, wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa w 2012 r. – miasto, warianty I i II

Nr regionu	Województwa tworzące dany region	*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie				
			0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	Podlaskie	37,9	14,2	44,4	28,2	13,3	0,94	–	–	–	–	–
2	Warmińsko-mazurskie	38,1	14,4	43,4	29,1	13,2	0,92	–	–	–	–	–
3	Podkarpackie, lubelskie	38,2	14,1	43,6	28,4	13,9	0,99	0,02	0,01	0,01	0,02	0,04
4	Kujawsko-pomorskie, wielkopolskie, pomorskie	38,5	14,4	42,9	28,1	14,6	1,02	0,03	0,01	0,02	0,02	0,04
5	Małopolskie	38,5	13,9	43,4	27,0	15,6	1,13	–	–	–	–	–
6	Mazowieckie	38,6	14,6	42,5	27,1	15,8	1,08	–	–	–	–	–

Tab. 3.10. (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
7	Zachodniopomorskie, lubuskie	38,9	13,8	42,5	29,6	14,1	1,02	0,05	0,01	0,02	0,04	0,08
8	Dolnośląskie	40,5	13,1	42,1	29,4	15,4	1,17	–	–	–	–	–
9	Śląskie, opolskie	40,7	13,4	41,8	29,4	15,3	1,14	0,03	0,01	0,00	0,00	0,03
10	Łódzkie, świętokrzyskie	41,5	12,9	40,9	29,9	16,3	1,26	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02

Uwaga: Dla każdego regionu składającego się z co najmniej dwóch województw obliczone zostały średnie ważone udziały pięcioletnich grup wieku, zagregowane następnie do grup według kryterium biologicznego.

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

Tab. 3.11. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych złożonych z województw, wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa w 2012 r. – wieś, warianty I i II

Nr regionu	Województwa tworzące dany region	*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie				
			0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS
Wariant I												
1	Pomorskie	33,2	19,7	46,0	25,0	9,3	0,47	–	–	–	–	–
2	Warmińsko-mazurskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie	35,7	17,8	45,3	25,6	11,4	0,64	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03
3	Małopolskie, podkarpackie	35,9	17,4	45,2	24,3	13,1	0,75	0,04	0,00	0,00	0,05	0,09
4	Zachodniopomorskie, lubuskie, dolnośląskie	36,6	16,5	44,7	27,6	11,2	0,68	0,03	0,00	0,01	0,04	0,07
5	Łódzkie, świętokrzyskie, lubelskie, mazowieckie	37,3	16,3	43,3	25,7	14,8	0,91	0,05	0,01	0,02	0,06	0,10
6	Śląskie, opolskie	38,1	15,0	43,6	27,4	14,0	0,93	0,08	0,01	0,02	0,02	0,10
7	Podlaskie	38,4	15,5	42,2	24,8	17,5	1,13	–	–	–	–	–
Wariant II												
1	Pomorskie	33,2	19,7	46,0	25,0	9,3	0,47	–	–	–	–	–
2	Warmińsko-mazurskie	35,6	17,6	45,1	26,1	11,2	0,63	–	–	–	–	–
3	Wielkopolskie, kujawsko-pomorskie	35,7	17,8	45,3	25,5	11,4	0,64	0,02	0,01	0,02	0,02	0,04
4	Małopolskie, podkarpackie	35,9	17,4	45,2	24,3	13,1	0,75	0,04	0,00	0,00	0,05	0,09
5	Zachodniopomorskie, lubuskie, dolnośląskie	36,6	16,5	44,7	27,6	11,2	0,68	0,03	0,00	0,01	0,04	0,07
6	Mazowieckie	36,7	17,0	43,8	25,5	13,7	0,80	–	–	–	–	–
7	Śląskie	37,8	15,6	43,5	27,1	13,8	0,89	–	–	–	–	–
8	Łódzkie, świętokrzyskie, lubelskie	37,8	15,7	43,0	25,8	15,5	0,98	0,03	0,01	0,02	0,01	0,02
9	Podlaskie	38,4	15,5	42,2	24,8	17,5	1,13	–	–	–	–	–
10	Opolskie	38,7	13,9	43,8	28,0	14,3	1,02	–	–	–	–	–

Uwaga: jak w tab. 3.10.

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

Jako uogólnienie powyższych rozważań przeprowadzono regionalizację Polski na poziomie województw z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. w ujęciu ogółem. Rozważania te najpierw prowadzone były przy wykorzystaniu metody wzajemnego podobieństwa w regionie, a następnie uzyskane wyniki zostały zestawione z rezultatami otrzymanymi metodą średniej w regionie (zob. pkt 1.4.4).

W wyniku regionalizacji metodą wzajemnego podobieństwa w regionie w wariancie I uzyskano sześć regionów złożonych z województw relatywnie podobnych z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. oraz jedno województwo izolowane (stanowiące pojedynczy region), łącznie otrzymując siedem relatywnie homogenicznych obszarów. Natomiast w wariancie II uzyskano pięć regionów złożonych z co najmniej dwóch jednostek oraz pięć pojedynczych województw, łącznie otrzymując dziesięć obszarów możliwie znacznie różniących się w tym względzie między sobą.

Interpretując wyniki uzyskane w wariancie II (tj. przy bardziej restrykcyjnym progu podobieństwa województw w regionie), można stwierdzić, że najmłodszym z uzyskanych obszarów (biorąc pod uwagę medianę wieku ludności) był region utworzony przez małopolskie i podkarpackie, najstarszym zaś obszar skupiający łódzkie i świętokrzyskie (zob. rys. 3.14 i tab. 3.12)[14].

Rys. 3.14. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r. (ogółem)*

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności…*); opracowanie własne.

* Wariant I – wartości kwartyli: Q_1=0,35; Q_2=0,43; Q_3=0,55. Wariant II – wartości średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego: $\bar{d}$ = 0,44 i s_d = 0,13

Rys. 3.15. Regiony wyodrębnione za pomocą metody średniej w regionie i metody Mc Quitty'ego z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r. (ogółem)

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności…*); opracowanie własne.

14 W wariancie I uzyskano następujące regiony: (1) małopolskie i podkarpackie, (2) pomorskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie, (3) podlaskie i lubelskie, (4) mazowieckie (5) opolskie i śląskie, (6) zachodniopomorskie, lubuskie, dolnośląskie, (7) łódzkie i świętokrzyskie.

Tab. 3.12. Charakterystyki struktury wieku populacji regionów wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji w województwach w 2012 r.

Nr regionu	Województwa tworzące dany region	*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie				
			0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS
1	Małopolskie, podkarpackie	37,0	15,8	44,5	25,8	13,9	0,88	0,01	0,01	0,01	0,03	0,02
2	Warmińsko-mazurskie	37,1	15,7	44,1	27,9	12,4	0,79	–	–	–	–	–
3	Pomorskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie	37,2	15,9	44,0	27,0	13,1	0,82	0,03	0,01	0,02	0,02	0,06
4	Podlaskie, lubelskie	38,0	14,9	43,3	26,8	15,0	1,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,02
5	Mazowieckie	38,0	15,5	43,0	26,5	15,0	0,97	–	–	–	–	–
6	Zachodniopomorskie, lubuskie	38,0	14,9	43,3	28,9	13,0	0,88	0,03	0,01	0,02	0,03	0,06
7	Dolnośląskie	38,7	14,0	42,9	29,0	14,2	1,02	–	–	–	–	–
8	Opolskie	40,2	13,4	43,0	28,8	14,8	1,10	–	–	–	–	–
9	Śląskie	40,2	14,0	42,2	28,9	15,0	1,07	–	–	–	–	–
10	Łódzkie, świętokrzyskie	40,4	14,0	41,8	28,3	15,9	1,13	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03

Uwaga: Dla każdego regionu składającego się z co najmniej dwóch województw obliczone zostały średnie ważone udziały pięcioletnich grup wieku, zagregowane następnie do grup według kryterium biologicznego.

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

Punktem wyjścia w przypadku regionalizacji metodą średniej w regionie, podobnie jak w przypadku metody wzajemnego podobieństwa, była macierz uśrednionych odległości Euklidesa (odległości przeciętnych) pomiędzy parami województw, w oparciu o wartości której, przy wykorzystaniu metody podziału kwartylowego, określony został próg ich maksymalnego podobieństwa ($d_i^* = 0{,}35$). Kryterium agregacji województw w regiony stanowił również stopień zróżnicowania wewnątrzregionalnego pod względem frakcji poszczególnych grup wieku, ocenionego w oparciu o wartości współczynników zmienności.

Następnie rozpoczął się I etap analizy, polegający na wytypowaniu pary województw najbardziej podobnych do siebie z punktu widzenia struktury wieku populacji – jednostkami tymi były pomorskie i wielkopolskie ($d_i = 0{,}12$). W następnym kroku, dla tak wyodrębnionego regionu, obliczone zostały średnie ważone udziały subpopulacji z poszczególnych grup wieku w liczbie ludności całego obszaru i na nowo wyznaczono macierz odległości przeciętnych (dla 15 obiektów). Procedura ta powtarzana była po każdym etapie agregacji obiektów w region[15].

15 Macierze odległości przeciętnych województw z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. według poszczególnych etapów regionalizacji metodą średniej w regionie zostały zaprezentowane w tab. A7.

Kolejną parę obiektów najbardziej podobnych do siebie stanowiły województwa: lubuskie i zachodniopomorskie (d_i = 0,17), a także małopolskie i podkarpackie (d_i = 0,19). Następnie największe wzajemne podobieństwo zostało określone pomiędzy województwem kujawsko-pomorskim a regionem tworzonym przez pomorskie i wielkopolskie (d_i = 0,22), a także województwem dolnośląskim oraz obszarem, w skład którego weszły lubuskie i zachodniopomorskie (d_i = 0,24). Kolejne dwa utworzone regiony to: lubelskie i podlaskie (d_i = 0,25) oraz obszar powstały przez połączenie regionów obejmujących małopolskie i podkarpackie oraz lubelskie i podlaskie (d_i = 0,26). Dalsze wyodrębnione regiony złożone były z województw: łódzkiego i świętokrzyskiego (d_i = 0,26), a także warmińsko-mazurskiego oraz obszaru tworzonego przez pomorskie, kujawsko-pomorskie i wielkopolskie (d_i = 0,28). Ostatnim powstałym regionem był obszar obejmujący województwo śląskie oraz wyodrębniony wcześniej region złożony z łódzkiego i świętokrzyskiego (d_i = 0,29). Na tym etapie analiza agregacji województw w regiony została zakończona. Choć nie przekroczona została jeszcze granica maksymalnego podobieństwa jednostek, to region, który miałby być utworzony w następnej kolejności (złożony z województw warmińsko-mazurskiego, pomorskiego, kujawsko-pomorskiego i wielkopolskiego oraz małopolskiego, podkarpackiego, podlaskiego i lubelskiego), byłby zbyt rozległy terytorialnie i cechowałby się zbyt dużym zróżnicowaniem wewnątrzregionalnym z punktu widzenia struktury wieku populacji.

Reasumując, w wyniku regionalizacji przeprowadzonej metodą średniej w regionie uzyskano łącznie cztery obszary złożone z co najmniej dwóch jednostek oraz dwa województwa stanowiące pojedyncze regiony. Najmłodszym z utworzonych regionów był obszar, w skład którego weszły województwa: pomorskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie, najstarszym zaś region złożony z łódzkiego, świętokrzyskiego i śląskiego (zob. rys. 3.15 i tab. 3.13).

Rezultaty regionalizacji przeprowadzonych przy wykorzystaniu obu metod w znacznym stopniu pokrywały się. Regiony uzyskane metodą wzajemnego podobieństwa w regionie cechowały się nieco większą homogenicznością, gdyż zostały utworzone z mniejszej liczby jednostek. Natomiast druga z zastosowanych procedur, choć bardziej pracochłonna, uwzględniła podobieństwo województw do każdorazowo tworzonych regionów.

Porównawczo dokonano próby regionalizacji Polski z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r., przeprowadzonej za pomocą metody Mc Quitty'ego (zob. pkt 1.4.3) na poziomie województw (w ujęciu ogółem).

W pierwszym kroku wyznaczona została macierz korelacji pomiędzy sąsiadującymi województwami (zob. tab. A8), a następnie w oparciu o kryterium symetryczności wskazane zostały rdzenie, czyli pary województw najbardziej podobnych do siebie. Do nich przyłączane były kolejne województwa, wykazujące wysokie podobieństwo[16] i przyległość terytorialną do obiektów już włączonych

16 Próg podobieństwa wyznaczony został przy wykorzystaniu metody podziału kwartylowego i wynosił Q_3=0,99.

do regionu. W tym miejscu zastosowana została niewielka modyfikacja tej procedury, polegająca na nałożeniu restrykcji wzajemnego wysokiego podobieństwa wszystkich województw tworzących dany region. Uzyskane rezultaty zostały poddane ocenie za pomocą współczynnika zgodności z regionem – wszystkie utworzone województwa legitymowały się wysoką zgodnością z regionem, w skład którego weszły (r_{xy} > 0,99). Następnie, obliczone zostały współczynniki korelacji pomiędzy danym województwem a regionem, do którego jednostka ta została wstępnie zakwalifikowana (tu zastosowano kolejną niewielką modyfikację – korelacje te badano względem średniej ważonej dla regionu, ale przy wyłączeniu z tego obszaru województwa, którego przyłączenie było rozważane w danym momencie), a także z regionami znajdującymi się w bezpośrednim sąsiedztwie tego województwa. Uzyskane rezultaty były identyczne z wynikami otrzymanymi za pomocą metody średniej w regionie (zob. rys. 3.15 i tab. 3.13).

Tab. 3.13. Charakterystyki struktury wieku populacji regionów wyodrębnionych metodą średniej w regionie oraz metodą Mc Quitty'ego z punktu widzenia struktury wieku populacji w województwach w 2012 r.

Nr regionu	Województwa tworzące dany region	*Me*	Średnie ważone wartości wskaźników struktury i indeksu starości					Współczynniki zmienności w regionie				
			0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	IS
1	Wielkopolskie, pomorskie, kujawsko-pomorskie, warmińsko-mazurskie	37,2	15,9	44,0	27,1	13,0	0,82	0,03	0,01	0,02	0,04	0,05
2	Małopolskie, podkarpackie, podlaskie, lubelskie	37,4	15,5	44,0	26,2	14,3	0,93	0,04	0,02	0,02	0,05	0,08
3	Mazowieckie	38,0	15,5	43,0	26,5	15,0	0,97	–	–	–	–	–
4	Zachodniopomorskie, lubuskie, dolnośląskie	38,4	14,4	43,1	28,9	13,6	0,95	0,05	0,01	0,01	0,06	0,10
5	Opolskie	40,2	13,4	43,0	28,8	14,8	1,10	–	–	–	–	–
6	Łódzkie, świętokrzyskie, śląskie	40,3	14,0	42,0	28,7	15,4	1,10	0,01	0,01	0,02	0,03	0,03

Uwaga: jak w tab. 3.12.

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

Następnie przeprowadzona została klasyfikacja przestrzenna powiatów z punktu widzenia struktury wieku ludności w roku 2012. W tym celu zastosowana została jedynie metoda *k*-średnich. Wstępnie ustalonych zostało kolejno 4–10 skupień, a uzyskane rezultaty zostały poddane ocenie merytorycznej i statystycznej za pomocą mierników poprawności grupowania. Wnioski płynące z tej weryfikacji nie były jednoznaczne (zob. tab. 3.14).

Tab. 3.14. Mierniki oceny poprawności rezultatów grupowania powiatów metodą *k*–średnich z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r.

Numer skupienia*	Liczba skupień													
	4		5		6		7		8		9		10	
	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H
1	0,33	0,70	0,42	0,82	0,38	0,61	0,31	0,58	0,34	0,53	0,28	0,56	0,26	0,59
2	0,33	0,53	0,37	0,54	0,41	0,83	0,38	0,66	0,29	0,77	0,38	0,66	0,28	0,53
3	0,38	0,56	0,28	0,56	0,30	0,53	0,28	0,59	0,32	0,67	0,40	0,83	0,26	0,62
4	0,41	0,61	0,32	0,54	0,33	0,59	0,27	0,60	0,30	0,62	0,26	0,64	0,31	0,70
5	–	–	0,33	0,71	0,27	0,54	0,39	0,88	0,36	0,59	0,31	0,68	0,37	0,89
6	–	–	–	–	0,29	0,74	0,29	0,77	0,27	0,54	0,26	0,65	0,33	0,67
7	–	–	–	–	–	–	0,45	0,83	0,34	0,79	0,29	0,84	0,42	0,78
8	–	–	–	–	–	–	–	–	0,38	0,73	0,38	0,69	0,26	0,61
9	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,38	0,92	0,35	0,81
10	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,29	0,83
Mierniki oceny poprawności klasyfikacji														
$\bar{d}$	0,36	0,60	0,34	0,63	0,33	0,64	0,34	0,70	0,33	0,65	0,33	0,72	0,31	0,70
d_{max}	0,41	–	0,42	–	0,41	–	0,45	–	0,38	–	0,40	–	0,42	
d_{min}	–	0,53	–	0,54	–	0,53	–	0,58	–	0,53	–	0,56		0,53
$\bar{d}^h/\bar{d}^H$	0,61		0,54		0,51		0,48		0,50		0,45		0,45	
V_d	0,10	0,12	0,15	0,20	0,17	0,19	0,21	0,18	0,11	0,16	0,17	0,16	0,18	0,17
$tr(B)$	1 026,4		1 097,1		1 175,8		1 240,4		1 236,3		1 311,7		1 359,5	
$tr(W)$	1 011,3		940,6		861,9		797,3		801,4		726,0		678,2	
$tr(W)/tr(B)$	0,99		0,86		0,73		0,64		0,65		0,55		0,50	
C–H	126,9		109,1		101,8		96,5		81,8		83,6		82,2	

* Przed uporządkowaniem według mediany wieku populacji.

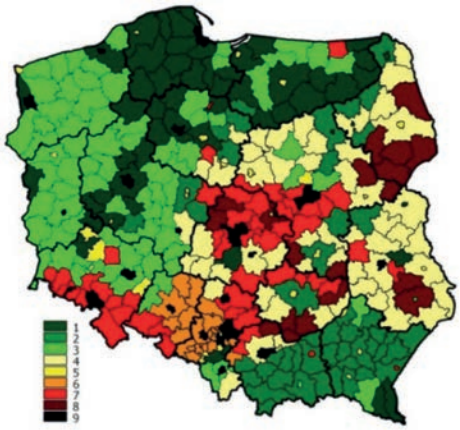
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Ostatecznie jako optymalny uznany został podział na 9 skupień[17]. Jego wybór uzasadniały mierniki homo- i heterogeniczności oparte na odległościach (d) pomiędzy obiektami i skupieniami, w szczególności wartość miernika syntetycznego $\bar{d}^h/\bar{d}^H$, relatywnie niska wartość ilorazu $tr(W)/tr(B)$, a także ocena merytoryczna rezultatów i stopień zróżnicowania wewnątrzgrupowego skupień z punktu widzenia struktury wieku populacji powiatów wchodzących w ich skład.

17 W grupowaniu tym, podobnie jak i w pozostałych, wszystkie zmienne okazały się być istotne statystycznie (p<0,0000), a największą mocą dyskryminacyjną charakteryzowała się grupa wieku 10–14 lat.

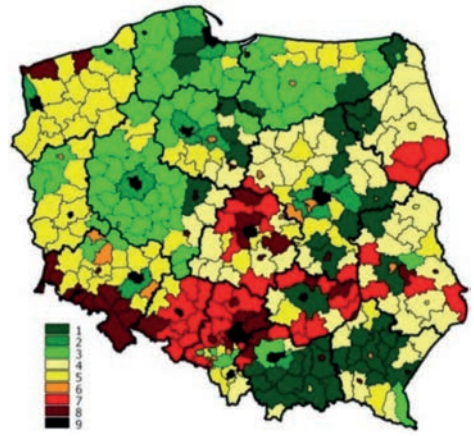
Uzyskany podział powiatów na dziewięć skupień (tożsamych z typami) uwypuklił trzy zasadnicze rodzaje struktury wieku ludności w Polsce w 2012 r. (zob. rys. 3.17 i tab. 3.16) – na przedpolu starzenia się (typy nr 1–3), starzejącą się (typy 4–6) oraz starą demograficznie (typy 7–9).

W pierwszych trzech typach, charakteryzujących przede wszystkim obszary wiejskie w Polsce północnej (województwa pomorskie i warmińsko-mazurskie) oraz południowej (małopolskie i podkarpackie), a także powiaty województw wielkopolskiego i część jednostek w kujawsko-pomorskim i mazowieckim, widoczna była wyraźna przewaga liczby dzieci (0–14 lat) nad liczbą osób starszych (65+ lat), a mediana wieku populacji kształtowała się w granicach 35,9–36,5 lat (zob. tab. 3.16). W kolejnych trzech typach (4–6), tworzonych przez jednostki zlokalizowane w zachodniej części Polski (zachodniopomorskie, lubuskie i dolnośląskie), na ścianie wschodniej kraju (lubelskie i podlaskie), a także w części środkowej (obrzeża łódzkiego, północna część mazowieckiego), obserwowana była nieznaczna przewaga liczby dzieci nad frakcją osób starszych, a mediana wieku ludności przyjmowała wartości z przedziału 37,6–38,0 lat. Natomiast jednostki zakwalifikowane do typów 7–9 zlokalizowane były w centralnej części Polski (łódzkie, świętokrzyskie), południowo–zachodniej (opolskie, śląskie i południowa część dolnośląskiego), a także obejmowały duże pod względem liczby mieszkańców miasta (m.in. Warszawę, Łódź, Opole, Wrocław, Bydgoszcz, Kraków, Trójmiasto, Poznań, Szczecin, Kielce, Sosnowiec, Jelenią Górę) i legitymowały się wysokim stopieniem zaawansowania starości demograficznej (najwyższym powiaty w typie nr 9).



Rys. 3.16. Typologia struktur wieku ludności powiatów w 2002 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 3.17. Typologia struktur wieku ludności powiatów w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Największe wzajemne podobieństwo z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. widoczne było pomiędzy powiatami leżącymi w obrębie granic administracyjnych poszczególnych województw, ale powstało także kilka regionów złożonych z powiatów zlokalizowanych na styku dwóch lub więcej województw. Największe grupy takich jednostek znajdowały się na obszarach województw małopolskiego i podkarpackiego (typ 1 struktury wieku), pomorskiego, warmińsko-mazurskiego, wielkopolskiego i kujawsko-pomorskiego (typ 3), zachodniopomorskiego, lubuskiego i dolnośląskiego (typ 5), a także opolskiego i śląskiego (typ 7). Uzyskane rezultaty w znacznym stopniu znalazły potwierdzenie w wynikach regionalizacji przeprowadzonych z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. na poziomie województw.

Tab. 3.15. Charakterystyki struktury wieku populacji według skupień powiatów (typów) wyodrębnionych metodą *k*-średnich w 2002 r.

Grupy wieku	Numer skupienia (typ)								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Charakterystyki struktur wieku w skupieniach									
0–14	20,9	21,6	19,4	20,0	16,4	17,1	17,5	18,4	14,2
15–44	46,6	45,0	45,2	42,9	46,0	46,5	43,6	40,8	44,2
45–64	22,4	20,8	24,0	22,6	27,1	24,7	25,3	23,4	27,8
65+	10,1	12,6	11,4	14,5	10,5	11,8	13,6	17,4	13,8
Me	32,2	32,3	33,6	35,3	35,8	36,1	36,7	37,6	38,2
IV kw.	52,6	55,5	53,8	57,8	54,0	56,4	57,3	61,7	58,0
IS	0,48	0,58	0,59	0,73	0,64	0,69	0,78	0,94	0,98
Współczynniki zmienności w skupieniach									
0–14	0,05	0,05	0,04	0,04	0,06	0,05	0,05	0,07	0,08
15–44	0,02	0,02	0,01	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,04
45–64	0,04	0,05	0,03	0,04	0,05	0,06	0,04	0,05	0,04
65+	0,08	0,07	0,05	0,06	0,14	0,06	0,06	0,06	0,12

Uwaga: Uporządkowanie skupień według niemalejących wartości mediany wieku ludności.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Aby dokonać oceny czasowo–przestrzennych zmian w strukturze wieku populacji, analogiczne grupowanie powiatów (tj. w podziale na 9 skupień) przeprowadzone zostało dla roku 2002. Wówczas względnie młode obszary (zakwalifikowane do typów 1–3), zlokalizowane były w północnej, zachodniej oraz południowej Polsce i charakteryzowały się znaczną przewagą dzieci nad liczbą osób starszych oraz medianą wieku poniżej 34 lat (zob. zob. rys. 3.16 i tab. 3.15). Natomiast wyraźne skupienia powiatów najstarszych demograficznie znajdowały się w centralnej Polsce (łódzkie, świętokrzyskie), a także m.in. w województwach podlaskim i dolnośląskim, gdzie wiek środkowy ludności nieznacznie przekraczał 38 lat.

Tab. 3.16. Charakterystyki struktury wieku populacji według skupień powiatów (typów) wyodrębnionych metodą *k*-średnich w 2012 r.

Grupy wieku	Numer skupienia (typ)								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Charakterystyki struktur wieku w skupieniach									
0–14	17,3	17,9	16,8	15,7	15,2	14,8	13,9	13,6	12,7
15–44	45,0	45,1	44,5	43,3	43,4	43,3	42,1	41,7	41,7
45–64	24,8	25,9	27,1	26,4	28,4	28,5	28,0	29,6	28,9
65+	12,9	11,2	11,7	14,6	12,9	13,4	16,0	15,1	16,7
Me	35,9	36,3	36,4	37,6	37,7	38,0	40,4	40,7	41,1
IV kw.	57,9	57,4	57,8	60,4	58,8	60,4	61,5	61,4	62,3
IS	0,75	0,63	0,70	0,93	0,85	0,90	1,15	1,12	1,31
Współczynniki zmienności w skupieniach									
0–14	0,07	0,04	0,04	0,04	0,04	0,06	0,05	0,05	0,07
15–44	0,02	0,03	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,04
45–64	0,03	0,05	0,03	0,02	0,03	0,04	0,03	0,03	0,06
65+	0,08	0,15	0,06	0,07	0,07	0,10	0,10	0,07	0,09

Uwaga: jak pod tab. 3.15.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Przeprowadzone typologie powiatów charakteryzowały się znacznym podobieństwem. Współczynnik korelacji liniowej Pearsona wykazał istnienie liniowej, wyraźnej, dodatniej i statystycznie istotnej zależności pomiędzy przynależnością powiatów do poszczególnych skupień w latach 2002 i 2012 ($r_{xy} = 0{,}75$; $p < 0{,}05$; $R^2 = 0{,}56$). Wniosek o liniowości potwierdził współczynnik korelacji rang Spearmana ($r_s = 0{,}76$).

Liczbowe zestawienie przynależności powiatów do poszczególnych skupień zostało zaprezentowane w tablicy kontyngencji (zob. tab. 3.17). Z zamieszczonych informacji wynika, że 97 jednostek (tj. 25,6% ogółu powiatów) w 2012 r. nie zmieniło swojej przynależności do skupienia, do którego zostało przyporządkowane w roku 2002 (najwięcej takich jednostek było w grupie nr 4), natomiast 189 powiatów (49,9%) zostało sklasyfikowanych w grupie starszej, a 93 jednostki (24,5%) w grupie młodszej (biorąc pod uwagę medianę wieku ludności). Potwierdza to wcześniejszy wniosek o postępie starzenia się populacji powiatów w rozpatrywanym okresie.

Ponadto, w celu porównania klasyfikacji powiatów przeprowadzonych dla lat 2002 i 2012 obliczony został wskaźnik zgodności W (por. wzór 1.61). Jego wartość wynosząca 0,52 świadczy o umiarkowanej zgodności czasowo-przestrzennej obu typologii (przy czym wskaźnik ten liczony był przy uwzględnieniu kolejności

skupień uporządkowanych według wartości mediany wieku ludności). Umiarkowana zgodność obu klasyfikacji wynikała z „przesuwania się" w rozpatrywanym okresie poszczególnych powiatów do skupień o wyższej medianie wieku ludności, na skutek postępującego procesu starzenia się populacji.

Tab. 3.17. Przynależność powiatów do poszczególnych skupień (typów) z punktu widzenia struktury wieku ludności w latach 2002 i 2012

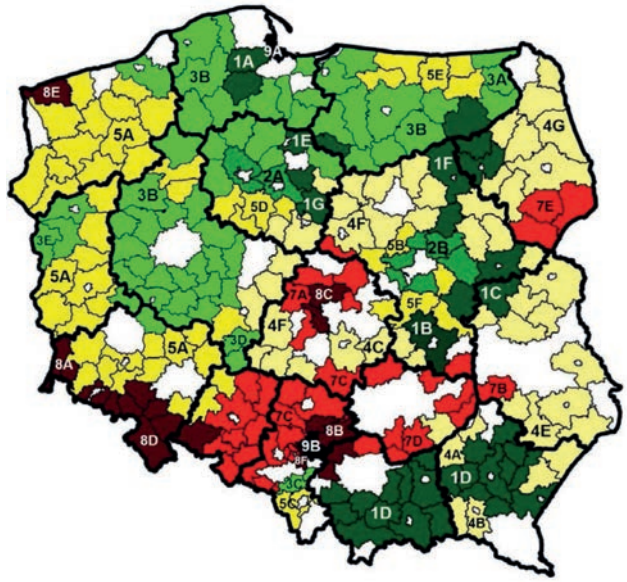
Rok / nr skupienia		2012									$n_{p.}$
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	
2002	1	4	6	40	1	4	0	0	0	0	55
	2	34	1	2	10	0	0	0	0	0	47
	3	0	2	22	1	50	0	0	3	0	78
	4	4	0	1	40	3	0	4	0	0	52
	5	0	1	0	0	1	13	1	12	1	29
	6	0	0	1	0	3	0	16	1	0	21
	7	0	4	0	1	12	1	11	21	0	50
	8	0	0	0	7	0	0	12	0	0	19
	9	0	0	0	0	0	2	1	7	18	28
$n_{.q}$		42	14	66	60	73	16	45	44	19	379

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Uzyskane wyniki typologii struktur wieku ludności w 2012 r. stały się podstawą regionalizacji Polski. Procedura ta polegała na łączeniu w obrębie poszczególnych grup typologicznych co najmniej dwóch sąsiadujących ze sobą powiatów, w wyniku czego powstało 40 regionów. Wyodrębnione obszary charakteryzowały się względną homogenicznością (w większości z nich wartości współczynników zmienności, obliczonych dla poszczególnych grup wieku, nie przekraczały progu 0,10), a także możliwie znacznym międzyregionalnym zróżnicowaniem. Regiony te należy rozpatrywać w obrębie wytypowanych wcześniej grup, gdyż stanowią one ich uszczegółowienie.

Uzyskane rezultaty regionalizacji wydają się być poprawne merytorycznie. W większości przypadków poszczególne regiony legitymowały się znacznym podobieństwem do pozostałych obszarów wyróżnionych w obrębie danego typu struktury wieku ludności w 2012 r. Uwagę zwraca jedynie region 7E, dla którego mediana wieku była znacznie wyższa niż pozostałych obszarów z tego samego skupienia. Jednakże analizując całą grupę nr 7, zauważa się podobieństwo powiatów z regionu 7E do niektórych obiektów spośród pozostałych jednostek tej grupy z punktu widzenia udziałów poszczególnych grup wieku ludności (skupienie stanowi swego rodzaju agregat, więc zawiera obiekty cechujące się nieco wyższymi i niższymi wartościami badanych zmiennych).

Przeprowadzona regionalizacja uwydatniła zróżnicowanie przestrzenne powiatów z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2012 r. Spośród wyróżnionych obszarów największym terytorialnie był region 3B utworzony przez jednostki województwa wielkopolskiego, kujawsko-pomorskiego, pomorskiego oraz warmińsko-mazurskiego (łącznie 49), a także region 5A utworzony przez 37 powiatów, leżących przede wszystkim w granicach województw zachodniopomorskiego, lubuskiego i dolnośląskiego (zob. rys. 3.18). Pomimo tak znacznej liczby tworzących je powiatów, regiony te legitymowały się względnie wysoką homogenicznością z punktu widzenia struktury wieku populacji (zob. tab. 3.18).



Rys. 3.18. Regiony jednorodnych struktur wieku ludności powiatów w 2012 r.
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Tab. 3.18. Charakterystyka struktur wieku populacji powiatów w regionach wyodrębnionych metodą *k*-średnich dla 2012 r.

Nr regio–nu	Powiaty tworzące dany region	Charakterystyki struktur wieku w regionach						Współczynniki zmienności w regionach				
		Me	0–14	15–44	45–64	65+	IS	0–14	15–44	45–64	65+	*IS*
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1A	Kościerski, kartuski	33,0	20,8	45,1	24,0	10,1	0,48	0,09	0,02	0,06	0,11	0,21
1B	Radomski, białobrzeski	35,7	17,4	45,1	25,3	12,3	0,71	0,00	0,02	0,00	0,08	0,08
1C	Łukowski, garwoliński, siedlecki	35,7	17,5	44,3	24,4	13,8	0,79	0,03	0,01	0,00	0,05	0,08

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1D	Strzyżowski, rzeszowski, ropczycko-sędziszowski, przeworski, przemyski, niżański, łańcucki, leżajski, kolbuszowski, dębicki, brzozowski, wadowicki, tarnowski, suski, nowotarski, nowosądecki, myślenicki, limanowski, gorlicki, dąbrowski, brzeski, bocheński	35,7	17,4	45,3	24,4	12,9	0,74	0,07	0,01	0,04	0,06	0,12
1E	Grudziądzki, nowomiejski	35,9	18,1	44,2	25,9	11,8	0,65	0,01	0,01	0,03	0,06	0,05
1F	Piski, łomżyński, kolneński, ostrołęcki, wyszkowski	36,1	17,0	44,9	25,0	13,1	0,77	0,04	0,01	0,03	0,07	0,09
1G	Lipnowski, golubsko-dobrzyński	36,1	17,1	44,6	25,9	12,4	0,73	0,01	0,01	0,01	0,02	0,04
2A	Bydgoski, toruński	35,8	18,1	45,8	25,8	10,3	0,57	0,03	0,01	0,03	0,02	0,06
2B	Wołomiński, warszawski zachodni, piaseczyński, miński, legionowski, grodziski	36,8	17,7	44,1	25,7	12,5	0,70	0,04	0,03	0,05	0,08	0,12
3A	Gołdapski, ełcki, olecki	35,9	16,7	45,1	26,6	11,6	0,70	0,01	0,02	0,01	0,05	0,05
3B	Szczycieński, ostródzki, olsztyński, mrągowski, iławski, elbląski, działdowski, braniewski, nidzicki, sztumski, tczewski, starogardzki, słupski, nowodworski, lęborski, kwidzyński, człuchowski, chojnicki, bytowski, koszaliński, tucholski, świecki, sępoleński, nakielski, chełmiński, brodnicki, złotowski, wrzesiński, wolsztyński, wągrowiecki, śremski, średzki, szamotulski, słupecki, rawicki, pleszewski, obornicki, nowotomyski, międzychodzki, leszczyński, krotoszyński, kościański, jarociński, grodziski, gostyński, gnieźnieński, czarnkowsko-trzcianecki, wschowski, górowski	36,3	16,9	44,4	27,0	11,7	0,69	0,04	0,01	0,03	0,06	0,08
3C	Pszczyński, bieruńsko-lędziński	36,5	16,6	44,6	27,6	11,2	0,68	0,05	0,01	0,02	0,05	0,10
3D	Ostrzeszowski, kępiński	36,6	16,7	44,5	26,5	12,4	0,74	0,00	0,01	0,00	0,02	0,02
3E	Gorzowski, sulęciński, słubicki	36,7	16,5	44,6	27,7	11,2	0,68	0,03	0,01	0,01	0,06	0,09
4A	Tarnobrzeski, mielecki, staszowski	37,2	15,5	44,3	26,3	13,8	0,89	0,03	0,02	0,03	0,04	0,05
4B	Krośnieński, jasielski	37,2	15,9	44,2	26,0	13,9	0,87	0,04	0,00	0,02	0,00	0,04
4C	Szydłowiecki, przysuski, piotrkowski, opoczyński	37,3	16,2	43,2	26,0	14,7	0,91	0,05	0,02	0,01	0,07	0,12
4D	Rycki, parczewski, lubartowski, bialski, łosicki, radzyński	37,4	16,1	43,0	26,0	14,9	0,93	0,04	0,02	0,03	0,05	0,09

Tab. 3.18. (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
4E	Jarosławski, lubaczowski, zamojski, tomaszowski, janowski, chełmski, biłgorajski	37,5	15,4	43,6	26,2	14,8	0,96	0,02	0,02	0,01	0,07	0,09
4F	Wieruszowski, wieluński, sieradzki, pajęczański, turecki, kolski, kaliski, włocławski, radziejowski, rypiński, żuromiński, sierpecki, pułtuski, przasnyski, płoński, płocki, mławski, makowski	37,6	15,9	43,3	26,7	14,1	0,88	0,04	0,02	0,02	0,05	0,08
4G	Węgrowski, sokołowski, ostrowski, zambrowski, wysokomazowiecki, sokólski, sejneński, moniecki, grajewski, białostocki, augustowski	38,0	15,2	43,1	26,5	15,2	1,00	0,04	0,02	0,02	0,07	0,11
5A	Pilski, chodzieski, namysłowski, brzeski, ostrowski, żarski, żagański, zielonogórski, świebodziński, strzelecko-drezdenecki, nowosolski, międzyrzecki, krośnieński, złotoryjski, wołowski, trzebnicki, średzki, strzeliński, oleśnicki, milicki, lwówecki, legnicki, jaworski, bolesławiecki, łobeski, wałecki, świdwiński, szczecinecki, stargardzki, pyrzycki, myśliborski, gryfiński, gryficki, goleniowski, drawski, choszczeński, białogardzki	37,6	15,4	43,6	28,5	12,5	0,81	0,04	0,01	0,03	0,05	0,08
5B	Sochaczewski, nowodworski	37,6	15,8	43,3	27,6	13,3	0,84	0,01	0,00	0,01	0,05	0,06
5C	Cieszyński, bielski	37,7	15,9	43,1	27,4	13,6	0,86	0,01	0,02	0,02	0,03	0,04
5D	Żniński, mogileński, inowrocławski, aleksandrowski	38,0	15,0	43,3	28,4	13,3	0,89	0,05	0,01	0,02	0,06	0,09
5E	Węgorzewski, lidzbarski, kętrzyński, giżycki, bartoszycki	38,1	14,9	43,0	28,9	13,2	0,89	0,03	0,01	0,02	0,04	0,06
5F	Kozienicki, grójecki, rawski, otwocki	38,1	15,7	42,5	27,4	14,5	0,92	0,04	0,01	0,03	0,02	0,01
7A	Gostyniński, brzeziński, poddębicki, łowicki, łęczycki, łaski	39,0	14,5	41,9	27,8	15,7	1,08	0,02	0,01	0,01	0,05	0,06
7B	Sandomierski, opatowski, starachowicki, lipski, kraśnicki	40,2	14,2	41,7	27,7	16,4	1,16	0,03	0,02	0,03	0,02	0,05
7C	Strzelecki, prudnicki, opolski, oleski, krapkowicki, kluczborski, kędzierzyńsko-kozielski, głubczycki, m. Zabrze, m. Ruda Śląska, m. Jastrzębie-Zdrój, m. Chorzów, m. Bytom, wodzisławski, tarnogórski, raciborski, lubliniecki, kłobucki, gliwicki, częstochowski, konecki, radomszczański	40,2	13,9	42,7	28,3	15,1	1,09	0,05	0,02	0,03	0,06	0,08

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
7D	Pińczowski, kazimierski, buski, miechowski	40,7	13,8	41,3	27,5	17,4	1,26	0,04	0,01	0,02	0,01	0,05
7E	Siemiatycki, hajnowski, bielski	42,4	13,0	39,4	27,6	20,0	1,55	0,10	0,05	0,06	0,08	0,19
8A	Zgorzelecki, lubański	38,9	14,0	42,5	30,0	13,6	0,97	0,01	0,01	0,00	0,02	0,02
8B	Chrzanowski, olkuski, zawierciański, myszkowski	40,8	13,7	41,4	29,2	15,7	1,14	0,02	0,02	0,01	0,04	0,06
8C	Zgierski, pabianicki	40,8	13,9	41,7	28,5	15,9	1,15	0,05	0,01	0,00	0,06	0,10
8D	Nyski, ząbkowicki, wałbrzyski, świdnicki, kłodzki, kamiennogórski, jeleniogórski, dzierżoniowski	40,8	13,3	41,5	30,3	14,9	1,12	0,04	0,02	0,02	0,06	0,10
8E	Kamieński, m. Świnoujście	41,0	13,2	41,5	31,5	13,8	1,05	0,11	0,03	0,01	0,16	0,28
8F	M. Siemianowice Śląskie, m. Piekary Śląskie, m. Katowice	42,0	12,3	40,9	29,7	17,2	1,40	0,08	0,01	0,01	0,08	0,15
9A	M. Sopot, m. Gdynia, m. Gdańsk	40,6	13,2	42,1	27,7	17,0	1,29	0,15	0,04	0,03	0,17	0,43
9B	Będziński, M. Sosnowiec, m. Dąbrowa Górnicza	42,0	12,4	40,6	31,3	15,7	1,26	0,06	0,01	0,03	0,07	0,10

Uwaga: uporządkowanie regionów według wyróżnionych typów regionalnych oraz wartości mediany wieku populacji.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Najmłodszym spośród utworzonych regionów, biorąc pod uwagę medianę wieku populacji, był obszar 1A utworzony przez powiaty kościerski i kartuski (woj. pomorskie), najstarszym zaś regiony 7E (w podlaskim), 8F i 9B (w śląskim), w których mediana wieku w 2012 r. przekroczyła 42 lata (zob. tab. 3.18). Region 7E skupiał obszary wiejskie, charakteryzujące się wysokim ubytkiem migracyjnym ludności, natomiast pozostałe dwa regiony obejmowały obszary miejskie, również legitymujące się odpływem migracyjnym ludności (z wyjątkiem powiatu będzińskiego, cechującego się dodatnim saldem migracji, ale wysokim ubytkiem naturalnym ludności).

Przeprowadzone dotychczas analizy pozwoliły wyodrębnić skupienia województw i powiatów najbardziej podobnych do siebie pod względem struktury wieku ludności w latach 2002 i 2012. Jednakże, interesującym zagadnieniem jest również identyfikacja obszarów najbardziej różniących się (odbiegających) od pozostałych z punktu widzenia całej struktury wieku ludności. Jednostki te (zbadano wyłącznie województwa) zostały zidentyfikowane na podstawie macierzy uśrednionych odległości euklidesowych.

Zarówno w 2002, jak i w 2012 r. w przypadku obszarów miejskich województwem najbardziej odbiegającym *in minus* od pozostałych pod względem struktury wieku ludności było łódzkie (ze względu na wysokie zaawansowanie starości demograficznej), a w roku 2012 również i mazowieckie (zob. tab. 3.19), *in plus* zaś podlaskie (ze względu na względnie młodą populację ludności miejskiej). Natomiast w przypadku wsi wyróżniały się podlaskie i pomorskie (jako obszary odpowiednio relatywnie stare i młode demograficznie).

Należy podkreślić, że w kilku przypadkach rezultaty uzyskane dla 2002 r. nie pokrywały się z wynikami dla 2012 r. W tym względzie szczególnie wyróżniały się opolskie, śląskie i podkarpackie, których struktury wieku ludności wiejskiej w 2002 r. najbardziej odbiegały od struktury wieku populacji podlaskiego (tj. województwa relatywnie starego demograficznie), a w 2012 r. najbardziej różniły się od struktury wieku ludności województwa pomorskiego (ocenianego jako względnie młode demograficznie). Sytuacja ta mogła wynikać z faktu, że struktury wieku ludności wiejskiej wymienionych trzech województw znajdowały się w rozważanych latach mniej więcej „w połowie" dystansu do podlaskiego i pomorskiego (czyli były w porównywalnym stopniu do nich niepodobne).

Tab. 3.19. Województwa według ich wzajemnego największego niepodobieństwa z punktu widzenia struktury wieku ludności w latach 2002 i 2012

Województwo	Województwo najmniej podobne pod względem struktury wieku ludności					
	2002			2012		
	ogółem	miasto	wieś	ogółem	miasto	wieś
Dolnośląskie	Podkarpackie	Podlaskie	Podlaskie	Podkarpackie	Podlaskie	Podlaskie
Kujawsko-pomorskie	Łódzkie	Podlaskie	Podlaskie	Łódzkie	Mazowieckie	Podlaskie
Lubelskie	Śląskie	Łódzkie	Pomorskie	Lubuskie	Mazowieckie	Pomorskie
Lubuskie	Łódzkie	Mazowieckie	Podlaskie	Podlaskie	Mazowieckie	Podlaskie
Łódzkie	Warmińsko-mazurskie	Podlaskie	Pomorskie	Warmińsko-mazurskie	Podlaskie	Pomorskie
Małopolskie	Łódzkie	Podlaskie	Podlaskie	Łódzkie	Podlaskie	Podlaskie
Mazowieckie	Warmińsko-mazurskie	Podlaskie	Pomorskie	Warmińsko-mazurskie	Podlaskie	Pomorskie
Opolskie	Łódzkie	Łódzkie	Podlaskie	Wielkopolskie	Mazowieckie	Pomorskie
Podkarpackie	Łódzkie	Mazowieckie	Podlaskie	Łódzkie	Łódzkie	Pomorskie
Podlaskie	Zachodniopom.	Łódzkie	Pomorskie	Lubuskie	Łódzkie	Pomorskie
Pomorskie	Łódzkie	Podlaskie	Podlaskie	Łódzkie	Podlaskie	Podlaskie
Śląskie	Podkarpackie	Podlaskie	Podlaskie	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie
Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Podlaskie	Pomorskie	Wielkopolskie	Podlaskie	Pomorskie
Warmińsko-mazurskie	Łódzkie	Mazowieckie	Podlaskie	Łódzkie	Mazowieckie	Podlaskie
Wielkopolskie	Łódzkie	Podlaskie	Podlaskie	Łódzkie	Łódzkie	Podlaskie
Zachodniopomorskie	Podlaskie	Podlaskie	Podlaskie	Podlaskie	Podlaskie	Podlaskie

Źródło: GUS (BDL; *Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

3.2.2. Dynamika struktur wieku populacji w latach 2002–2012

Dotychczas przedstawione klasyfikacje przestrzenne Polski miały charakter statyczny, tzn. prezentowały obraz sytuacji w zakresie struktury wieku ludności w dwóch punktach czasowych (w latach 2002 i 2012). Zmiany, jakie zaszły w rozpatrywanym okresie w strukturach wieku populacji badanych jednostek, miały

różnokierunkowy charakter i zróżnicowane tempo. Aby zobrazować te przemiany, w oparciu o różnice względne w udziałach poszczególnych grup wieku ludności w badanym okresie, przeprowadzone zostały klasyfikacje przestrzenne[18] województw za pomocą metody Warda i metody wzajemnego podobieństwa w regionie. Rozważania te zostały uszczegółowione za pomocą analizy porównawczej województw z punktu widzenia zmian w strukturach wieku populacji, jakie miały miejsce we wszystkich latach okresu 2002–2012 (zob. pkt 1.3.3).

Badając przestrzenno-czasowe zróżnicowanie struktur wieku populacji, można zauważyć, że w latach 2002–2012 w Polsce oraz we wszystkich województwach miał miejsce wzrost udziałów grup wieku: 25–29 lat (najwyższy w podlaskim, o 16%), 30–34 lata (najwyższy w dolnośląskim i lubuskim, odpowiednio o 37% i 34%), 35–39 lat (najwyższy w mazowieckim i dolnośląskim, o 30–31%), 55–59 lat (najwyższy w zachodniopomorskim, lubuskim i dolnośląskim, o 72–76%), 60–64 lata (najwyższy w zachodniopomorskim i lubuskim, o 93–94%) oraz 70+ lat (najwyższy w opolskim, o 36%). Natomiast we wszystkich województwach odnotowany został spadek udziałów grup wieku 10–14 lat, 15–19 lat, 20–24 lata, 40–44 lata oraz 45–49 lat (zob. tab. 3.20).

Tab. 3.20. Różnice względne w udziałach poszczególnych grup wieku ludności w strukturach populacji Polski i województw w latach 2002 i 2012

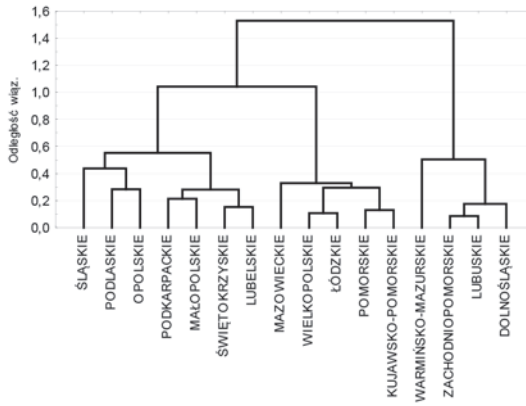
Województwo	0–4	5–9	10–14	15–19	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	60–64	65–69	70+
POLSKA	0,10	–0,16	–0,31	–0,31	–0,16	0,07	0,27	0,22	–0,13	–0,24	–0,04	0,57	0,60	0,02	0,17
Dolnośląskie	0,15	–0,16	–0,33	–0,35	–0,24	0,07	0,37	0,30	–0,18	–0,34	–0,13	0,72	0,88	–0,01	0,14
Kujawsko-pomorskie	0,06	–0,19	–0,31	–0,30	–0,15	0,06	0,23	0,20	–0,13	–0,25	–0,04	0,58	0,67	0,07	0,17
Lubelskie	0,02	–0,20	–0,33	–0,30	–0,09	0,12	0,25	0,17	–0,10	–0,20	–0,01	0,53	0,52	0,02	0,10
Lubuskie	0,10	–0,17	–0,34	–0,35	–0,20	0,07	0,34	0,26	–0,18	–0,32	–0,08	0,76	0,93	0,05	0,16
Łódzkie	0,13	–0,15	–0,30	–0,29	–0,18	0,03	0,24	0,24	–0,12	–0,29	–0,09	0,44	0,67	0,11	0,08
Małopolskie	0,05	–0,18	–0,29	–0,28	–0,14	0,08	0,22	0,16	–0,08	–0,15	0,02	0,42	0,44	–0,02	0,16
Mazowieckie	0,19	–0,09	–0,28	–0,31	–0,20	0,02	0,29	0,31	–0,10	–0,31	–0,10	0,50	0,53	–0,02	0,09
Opolskie	0,03	–0,23	–0,36	–0,36	–0,12	0,09	0,16	0,04	–0,14	–0,12	0,07	0,69	0,41	–0,14	0,36
Podkarpackie	–0,03	–0,24	–0,34	–0,30	–0,05	0,10	0,21	0,14	–0,09	–0,12	0,08	0,56	0,49	–0,05	0,17
Podlaskie	0,01	–0,24	–0,35	–0,31	–0,05	0,16	0,18	0,07	–0,13	–0,11	0,17	0,64	0,36	–0,09	0,14
Pomorskie	0,11	–0,13	–0,30	–0,32	–0,16	0,05	0,24	0,23	–0,12	–0,26	–0,10	0,60	0,65	0,01	0,21
Śląskie	0,16	–0,15	–0,33	–0,36	–0,20	0,06	0,25	0,13	–0,18	–0,24	–0,02	0,53	0,39	0,04	0,33
Świętokrzyskie	0,02	–0,23	–0,33	–0,30	–0,11	0,09	0,27	0,20	–0,14	–0,25	–0,01	0,57	0,63	0,01	0,11
Warmińsko-mazurskie	0,02	–0,21	–0,34	–0,33	–0,12	0,12	0,28	0,14	–0,19	–0,23	0,05	0,84	0,70	–0,05	0,21
Wielkopolskie	0,12	–0,14	–0,32	–0,32	–0,17	0,06	0,26	0,24	–0,10	–0,25	–0,08	0,49	0,73	0,13	0,12
Zachodniopomorskie	0,05	–0,19	–0,32	–0,32	–0,21	0,04	0,32	0,27	–0,18	–0,33	–0,10	0,75	0,94	0,04	0,19

Źródło: GUS (BDL; *Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

18 W dysertacji dodatkowo zaprezentowana została analiza na poziomie powiatów przeprowadzona przy wykorzystaniu metody *k*-średnich. Jej podstawę stanowiły względne różnice udziałów pięcioletnich grup wieku ludności w latach 2002 i 2012.

Biorąc pod uwagę macierz odległości euklidesowych wyznaczoną w oparciu o różnice względne w udziałach poszczególnych grup wieku ludności w strukturach populacji województw (zob. tab. 3.20 i A6) oraz rezultaty grupowania za pomocą metody Warda zaprezentowane w postaci drzewka połączeń (zob. rys. 3.19), można stwierdzić, że województwami najbardziej podobnymi do siebie pod względem siły i kierunku zmian w strukturach populacji w okresie 2002–2012 były lubuskie i zachodniopomorskie, a także wielkopolskie i łódzkie oraz pomorskie i kujawsko-pomorskie, natomiast województwami najbardziej różniącymi się w tym względzie były podlaskie i dolnośląskie, a także dolnośląskie i opolskie.

Uzyskane rezultaty wskazały trzy podstawowe grupy województw podobnych z punktu widzenia dynamiki zmian w strukturach wieku populacji, jednakże powstałe w ten sposób skupienia charakteryzowały się zbyt dużym wewnątrzgrupowym zróżnicowaniem (a także w wielu przypadkach różnym kierunkiem zmian w udziałach poszczególnych grup wieku ludności). Z tego względu przeprowadzone zostały podziały na większą liczbę skupień, spośród których odpowiednim, uwzględniającym możliwie wysokie wewnątrzgrupowe podobieństwo województw w zakresie omawianych przemian, był podział na sześć skupień.



Rys. 3.19. Dendrogram grupowania województw metodą Warda z punktu widzenia dynamiki zmian w strukturach wieku populacji województw w latach 2002–2012

Źródło: GUS (BDL; *Stan i struktura*…); opracowanie własne w pakiecie Statistica.

Następnie, w obrębie sześciu wyróżnionych skupień, po uwzględnieniu warunku sąsiedztwa województw, przeprowadzona została regionalizacja demograficzna. W jej efekcie uzyskano trzy regiony złożone z co najmniej dwóch województw, a także cztery jednostki izolowane, stanowiące pojedyncze regiony (zob. rys. 3.20). Otrzymane rezultaty były takie same jak wyniki regionalizacji metodą wzajemnego podobieństwa w regionie w wariancie I (tj. przy mniej restrykcyjnym progu podobieństwa jednostek). Uszczegółowieniem wariantu I jest wariant II tej procedury (zob. rys. 3.21). Charakterystyka dynamiki przemian struktur wieku

populacji w przypadku regionów wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa, a także województw izolowanych, stanowiących pojedyncze regiony, została przedstawiona w tab. 3.21 (przy czym, wariant I tej metody odnosi się także do metody Warda).

Uzyskane w wariancie I rezultaty wykazały, że przykładowo w latach 2002–2012 najwyższym wzrostem odsetka dzieci w wieku 0–4 lata legitymował się region nr 5 utworzony przez województwo śląskie (o 16%) oraz region nr 3, w skład którego weszły kujawsko-pomorskie, łódzkie, mazowieckie, pomorskie i wielkopolskie (o 14%), najniższym zaś regiony nr 7 i 6, utworzone odpowiednio przez podlaskie i warmińsko-mazurskie (o 1–2%), a także region nr 2, utworzony przez lubelskie, podkarpackie, świętokrzyskie i małopolskie (o 2%). Natomiast najsilniejszy wzrost najstarszej z rozważanych frakcji (tj. subpopulacji w wieku 70+ lat) został odnotowany w regionach nr 4 i 5, reprezentowanych odpowiednio przez województwa opolskie (o 36%) i śląskie (o 33%), najsłabszy zaś w regionie nr 3, utworzonym przez kujawsko-pomorskie, łódzkie, mazowieckie, pomorskie i wielkopolskie (o 12%), (zob. tab. 3.21).

Rys. 3.20. Regiony wyodrębnione metodą wzajemnego podobieństwa w regionie (I war.)* oraz metodą Warda z punktu widzenia dynamiki zmian w strukturach wieku populacji w latach 2002–2012**

Źródło: GUS (BDL; *Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

* Próg podobieństwa został wyznaczony metodą podziału kwartylowego i wynosił Q_1=0,31.

** Na rys. 3.20 i 3.21 kolorem białym zaznaczone zostały województwa izolowane, stanowiące pojedyncze regiony.

Rys. 3.21. Regiony wyodrębnione metodą wzajemnego podobieństwa w regionie (II war.)* z punktu widzenia dynamiki zmian w strukturach wieku populacji w latach 2002–2012

Źródło: GUS (BDL; *Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

* Próg podobieństwa został wyznaczony metodą odchyleń standardowych i wynosił $\bar{d} - s_d = 0{,}25$.

Tab. 3.21. Średnie ważone różnice względne w udziałach poszczególnych grup wieku ludności w latach 2002–2012 w strukturach populacji regionów wyodrębnionych metodą Warda oraz metodą wzajemnego podobieństwa w regionie

Nr regionu	Region	0–4	5–9	10–14	15–19	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44	45–49	50–54	55–59	60–64	65–69	70+
Metoda Warda oraz metoda wzajemnego podobieństwa w regionie Wariant I																
1	Dolnośląskie, lubuskie, zachodniopomorskie	0,11	–0,17	–0,33	–0,34	–0,22	0,06	0,35	0,29	–0,18	–0,33	–0,11	0,74	0,90	0,01	0,16
2	Lubelskie, podkarpackie, świętokrzyskie, małopolskie	0,02	–0,21	–0,32	–0,29	–0,10	0,10	0,23	0,17	–0,10	–0,17	0,02	0,50	0,50	–0,01	0,14
3	Kujawsko-pomorskie, łódzkie, mazowieckie, pomorskie, wielkopolskie	0,14	–0,13	–0,30	–0,31	–0,18	0,04	0,26	0,26	–0,11	–0,28	–0,09	0,51	0,63	0,05	0,12
4	Opolskie	0,03	–0,23	–0,36	–0,36	–0,12	0,09	0,16	0,04	–0,14	–0,12	0,07	0,69	0,41	–0,14	0,36
5	Śląskie	0,16	–0,15	–0,33	–0,36	–0,20	0,06	0,25	0,13	–0,18	–0,24	–0,02	0,53	0,39	0,04	0,33
6	Warmińsko-mazurskie	0,02	–0,21	–0,34	–0,33	–0,12	0,12	0,28	0,14	–0,19	–0,23	0,05	0,84	0,70	–0,05	0,21
7	Podlaskie	0,01	–0,24	–0,35	–0,31	–0,05	0,16	0,18	0,07	–0,13	–0,11	0,17	0,64	0,36	–0,09	0,14
Metoda wzajemnego podobieństwa w regionie Wariant II																
1	Dolnośląskie, lubuskie, zachodniopomorskie	0,11	–0,17	–0,33	–0,34	–0,22	0,06	0,35	0,29	–0,18	–0,33	–0,11	0,74	0,90	0,01	0,16
2	Lubelskie, świętokrzyskie	0,02	–0,21	–0,33	–0,30	–0,09	0,11	0,26	0,18	–0,11	–0,22	–0,01	0,54	0,56	0,02	0,10
3	Małopolskie, podkarpackie	0,02	–0,21	–0,31	–0,29	–0,11	0,09	0,22	0,16	–0,09	–0,14	0,05	0,47	0,46	–0,03	0,17
4	Kujawsko-pomorskie, łódzkie, pomorskie, wielkopolskie	0,11	–0,15	–0,31	–0,31	–0,17	0,05	0,25	0,23	–0,12	–0,26	–0,08	0,51	0,68	0,08	0,13
5	Opolskie	0,03	–0,23	–0,36	–0,36	–0,12	0,09	0,16	0,04	–0,14	–0,12	0,07	0,69	0,41	–0,14	0,36
6	Śląskie	0,16	–0,15	–0,33	–0,36	–0,20	0,06	0,25	0,13	–0,18	–0,24	–0,02	0,53	0,39	0,04	0,33
7	Warmińsko-mazurskie	0,02	–0,21	–0,34	–0,33	–0,12	0,12	0,28	0,14	–0,19	–0,23	0,05	0,84	0,70	–0,05	0,21
8	Podlaskie	0,01	–0,24	–0,35	–0,31	–0,05	0,16	0,18	0,07	–0,13	–0,11	0,17	0,64	0,36	–0,09	0,14
9	Mazowieckie	0,19	–0,09	–0,28	–0,31	–0,20	0,02	0,29	0,31	–0,10	–0,31	–0,10	0,50	0,53	–0,02	0,09

Źródło: GUS (BDL; *Stan i struktura ludności…*); opracowanie własne.

Następnie za pomocą procedury E. Nowaka (zob. pkt 1.3.3) obliczone zostały indywidualne względne wskaźniki natężenia zmian, mające na celu ocenę podobieństwa województw w zakresie przeciętnych zmian w strukturach populacji na przestrzeni całego okresu 2002–2012 (zob. tab. 3.22).

Tab. 3.22. Macierz indywidualnych względnych wskaźników natężenia zmian w strukturach wieku populacji województw w latach 2002–2012 (ogółem)

Województwo	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Wielkopolskie	Zachodniopomorskie
Dolnośląskie	0															
Kujawsko-pomorskie	0,017	0														
Lubelskie	0,019	0,032	0													
Lubuskie	0,018	0,029	0,020	0												
Łódzkie	0,033	0,025	0,025	0,024	0											
Małopolskie	0,016	0,037	0,041	0,026	0,018	0										
Mazowieckie	0,015	0,022	0,042	0,026	0,048	0,021	0									
Opolskie	0,014	0,027	0,043	0,022	0,050	0,026	0,028	0								
Podkarpackie	0,017	0,035	0,031	0,021	0,024	0,060	0,028	0,009	0							
Podlaskie	0,013	0,016	0,027	0,010	0,020	0,038	0,019	0,043	0,019	0						
Pomorskie	0,008	0,031	0,024	0,020	0,018	0,031	0,033	0,039	0,023	0,010	0					
Śląskie	0,032	0,019	0,046	0,013	0,080	0,014	0,033	0,022	0,021	0,036	0,015	0				
Świętokrzyskie	0,017	0,018	0,034	0,010	0,039	0,007	0,061	0,056	0,011	0,021	0,011	0,067	0			
Warmińsko-mazurskie	0,020	0,033	0,029	0,025	0,027	0,026	0,028	0,028	0,016	0,012	0,040	0,012	0,017	0		
Wielkopolskie	0,013	0,050	0,024	0,033	0,007	0,061	0,022	0,036	0,033	0,027	0,136	0,030	0,017	0,050	0	
Zachodniopomorskie	0,022	0,018	0,025	0,020	0,032	0,018	0,017	0,013	0,021	0,011	0,028	0,014	0,021	0,014	0,025	0

Źródło: GUS (BDL; *Stan i struktura ludności*…); opracowanie własne.

Uzyskane rezultaty wykazały, że w rozpatrywanym okresie największymi średnimi wahaniami w poziomie odległości (tj. w sensie wzajemnego podobieństwa) w zakresie przebiegu przemian w strukturze wieku ludności (biorąc pod uwagę zarówno ich tempo, jak i kierunek) charakteryzowały się województwa wielkopolskie i pomorskie, natomiast najmniejszymi (tj. najbardziej stabilnymi w czasie różnicami) województwa łódzkie i wielkopolskie, a także małopolskie i świętokrzyskie (czyli województwa te legitymowały się zbliżonym przebiegiem omawianych przemian w latach 2002–2012).

3.2.3. Klasyfikacje przestrzenne Polski z punktu widzenia ekonomicznych następstw zmian w strukturze wieku populacji

Poniżej zaprezentowane zostały rezultaty grupowania obszarów Polski w skupienia jednorodne z punktu widzenia ekonomicznych następstw zmian w strukturach wieku populacji, wśród których wymienić należy przede wszystkim zmniejszanie się potencjalnych zasobów pracy i spadek wydolności systemów

emerytalnych[19]. Rozważania te prowadzone były w oparciu o wartości dwóch mierników: indeksu starości *IS* (L_{65+}/L_{0-14}) i odwrotności wskaźnika rotacyjności zasobów pracy *OWR*[20] (L_{55-64}/L_{15-24})[21] w powiatach w latach 2002 i 2012, przy zastosowaniu wykresu rozrzutu i tabeli znaków. Pierwszy z tych mierników ukazuje stopień zaawansowania starości demograficznej, drugi zaś wskazuje na obserwowane obecnie i spodziewane w niedalekim horyzoncie czasowym zmiany w zakresie rozmiarów potencjalnych zasobów pracy[22]. W zaprezentowanych rozważaniach grupa wieku 15–64 lata identyfikowana była z potencjalnymi zasobami pracy[23].

Przyjmując dla obu wskaźników wartość równą jeden, jako odpowiednio próg starości demograficznej i próg zastępowalności grupy „wyjścia" z aktywności zawodowej grupą znajdującą się w przedsionku lub początku tej aktywności, można wyróżnić cztery zasadnicze typy struktury wieku ludności[24]:

I. Przewaga liczebna subpopulacji w wieku 55–64 lata nad frakcją w wieku 0–14 lat ($IS \geq 1$) przy przewadze liczebnej ludności w wieku 55–64 lata nad subpopulacją w wieku 15–24 lata ($OWR > 1$) – typ ten obejmuje powiaty charakteryzujące się obserwowanym obecnie i spodziewanym w niedalekiej przyszłości brakiem zastępowalności potencjalnych zasobów pracy, co, przy postępującym procesie starzenia się populacji, skutkować będzie zmniejszaniem się zasobów kapitału ludnościowego w obszarze rynku pracy.
II. Przewaga liczebna subpopulacji dzieci (0–14 lat) nad frakcją w wieku 65+ lat ($IS < 1$) przy przewadze liczebnej ludności w wieku 55–64 lata nad

19 Więcej nt. konsekwencji starzenia się populacji przeczytać można m.in. w opracowaniach: Jurek [2012], Kurkiewicz [red. 2012], Steven i Schieber [2001].

20 Wskaźnik rotacyjności zasobów pracy definiowany jest jako iloraz liczebności grupy potencjalnego „wejścia" (15–24 lata) i „wyjścia" (55–64 lata) z rynku pracy. W 2012 r. najwyższą wartością tego miernika charakteryzowały się obszary północno-wschodniej, wschodniej oraz południowo-wschodniej Polski, gdzie w niektórych powiatach na jedną osobę w wieku 55–64 lata przypadało statystycznie 1,2–1,6 osób w wieku 15–24 lata (czyli na tych obszarach występowała lekko rozszerzona zastępowalność subpopulacji znajdującej się na przedpolu wieku emerytalnego frakcji z przedpola i początku aktywności zawodowej), najniższą zaś duże miasta (w szczególności Dąbrowa Górnicza, Sosnowiec, Jelenia Góra, Łódź, Sopot i Warszawa), a także powiaty południowo-zachodniej Polski, gdzie w 2012 r. wskaźnik rotacyjności zasobów pracy osiągał wartości z przedziału 0,5–0,7.

21 Zastosowano odwrotność wskaźnika rotacyjności zasobów pracy ze względu na bardziej czytelną jego interpretację w połączeniu z indeksem starości.

22 Pomiędzy zmiennymi *IS* i *OWR* istnieje liniowa, dodatnia i istotna statystycznie korelacja o umiarkowanej sile (r_{xy}=0,58; p<0,05).

23 Jest to podejście uproszczone, choć często stosowane w literaturze przedmiotu, najczęściej w przypadku porównań prowadzonych na poziomie krajów. W Polsce potencjalne zasoby pracy utożsamiane bywają także z subpopulacją w wieku produkcyjnym.

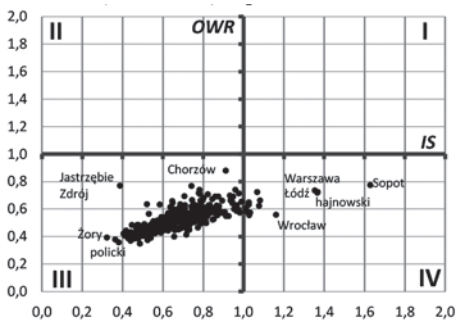
24 W obrębie wyróżnionych czterech typów struktury wieku populacji, po przyjęciu restrykcji różnicujących stopień zaawansowania omawianych przemian, dodatkowo można wyszczególnić podtypy.

subpopulacją w wieku 15–24 lata (*OWR*>1) – typ ten charakteryzuje powiaty legitymujące się obecnie brakiem rotacyjności zasobów pracy z początku i z końca aktywności zawodowej, ale posiadające potencjał odnawiania się zasobów kapitału ludnościowego w niedalekiej przyszłości.

III. Przewaga liczebna subpopulacji w wieku 0–14 lat nad frakcją ludności w wieku 65+ lat (*IS*<1) przy przewadze liczebnej osób w wieku 15–24 lata nad subpopulacją w wieku 55–64 lata (*OWR*<1) – typ ten obejmuje powiaty legitymujące się obecnie względnie wysokim potencjałem ludnościowym i możliwościami jego odnawiania w niedalekiej przyszłości.

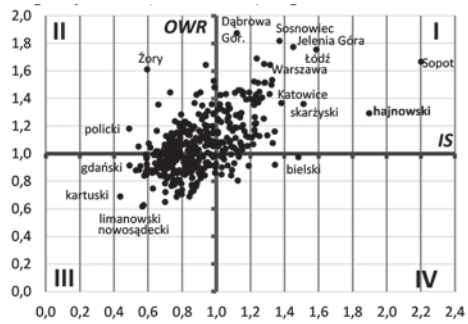
IV. Starość demograficzna (*IS*≥1) przy istnieniu co najmniej prostej zastępowalności potencjalnych zasobów pracy (*OWR*≤1) – typ ten charakteryzuje powiaty posiadające obecnie potencjał ludnościowy w obszarze rynku pracy, który to w perspektywie kilku– kilkunastu lat ulegnie zmniejszeniu na skutek postępu procesu starzenia się populacji.

Biorąc pod uwagę rozważane mierniki, większość powiatów Polski na początku XXI w. można było sklasyfikować jako relatywnie młode demograficznie. Jednostki te charakteryzowały się znaczną przewagą liczebną dzieci nad frakcją osób starszych (*IS*<1) przy co najmniej prostej zastępowalności potencjalnych zasobów pracy (tj. grupy „wejścia" i grupy „wyjścia" w obszarze rynku pracy). W roku 2002 wyodrębnić można było jedynie dwa z przedstawionych powyżej typów struktury ludności (tj. III i IV), przy czym typ IV reprezentowany był przez 14 powiatów – do jednostek tych należały miasta: Łódź, Warszawa, Kraków, Poznań, Jelenia Góra, Wrocław, Sopot i Wałbrzych, a także powiaty: będziński, krasnostawski, bielski, hajnowski, buski i kaźmierski (zob. rys. 3.22 i 3.23). W związku z tym w 2002 r. sytuacja demograficzna Polski w kontekście ekonomicznych następstw zmian w strukturze wieku ludności oceniana była jako względnie korzystna.



Rys. 3.22. Wartości indeksu starości *IS* (L_{65+}/L_{0-14}) oraz odwrotności wskaźnika rotacyjności zasobów pracy *OWR* (L_{55-64}/L_{15-24}) w powiatach w 2002 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

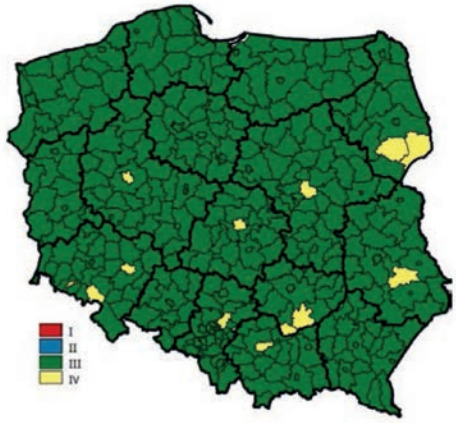


Rys. 3.23. Wartości indeksu starości *IS* (L_{65+}/L_{0-14}) oraz odwrotności wskaźnika rotacyjności zasobów pracy *OWR* (L_{55-64}/L_{15-24}) w powiatach w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

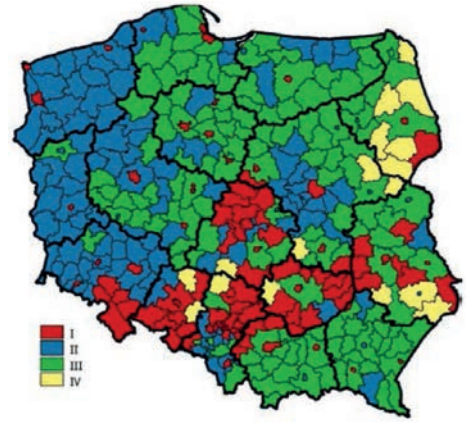
Na skutek postępu procesu starzenia się populacji w Polsce powiaty charakteryzowały się w 2012 r. wyższymi wartościami rozpatrywanych mierników oraz ich większym zróżnicowaniem niż w roku 2002 (zob. rys. 3.24 i 3.25) i zakwalifikowane zostały do wszystkich czterech wyróżnionych typów struktury wieku ludności, przy czym najliczniej reprezentowane były typy: trzeci (141 jednostek) i drugi (122 jednostki), najmniej licznie zaś typ czwarty (17 jednostek).

Porównując rezultaty tych dwóch klasyfikacji, można stwierdzić, że w latach 2002–2012 nastąpiły znaczne przemiany w strukturze wieku populacji powiatów, w skutek czego większość z tych jednostek zmieniła przynależność do wyodrębnionego wcześniej numeru typu (w 142 powiatach pozostała ona taka sama).



Rys. 3.24. Typologia struktur wieku ludności w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji w powiatach w 2002 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



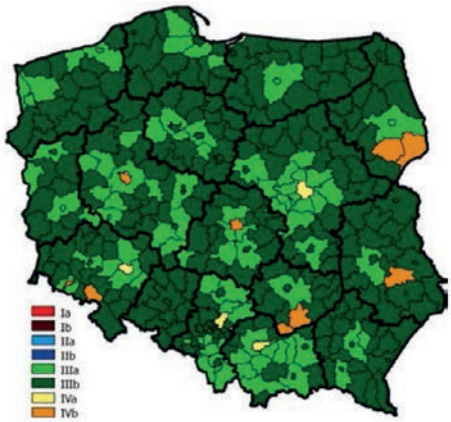
Rys. 3.25. Typologia struktur wieku ludności w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji w powiatach w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

W roku 2012 do powiatów charakteryzujących się relatywnie korzystną sytuacją pod względem ekonomicznych następstw zmian w strukturach wieku populacji (tj. zakwalifikowanych do typu trzeciego) zaliczały się obszary północnej, północno-wschodniej oraz południowej Polski, najmniej korzystną zaś (typ pierwszy) jednostki zlokalizowane w centralnej, południowo–zachodniej i wschodniej Polsce, a także duże miasta.

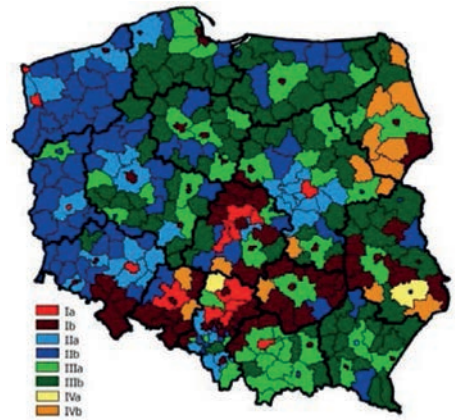
W perspektywie kilku kolejnych lat należy oczekiwać wzrostu wartości wspomnianych dwóch wskaźników. Według prognozy GUS, w roku 2020 indeks starości w Polsce wyniesie 1,3 (w miastach i na wsi odpowiednio 1,5 i 1,0), natomiast odwrotność współczynnika rotacyjności potencjalnych zasobów pracy prawdopodobnie osiągnie wartość równą 1,3 (w miastach i na wsi odpowiednio 1,5 i 1,1). W związku z tym, większość powiatów prawdopodobnie zostanie zakwalifikowana do pierwszego z wyżej rozważanych typów struktury ludności.

Zaprezentowany dotychczas obraz sytuacji nie uwzględnia procesów migracyjnych ludności, istotnego czynnika zmian w strukturach demograficznych. W przeprowadzonych dalej rozważaniach dodatkowo uwzględniony został współczynnik salda migracji (*WSM*), pozwalający wyodrębnić w każdym z utworzonych typów obszary przyrostu i ubytku migracyjnego (oznaczone odpowiednio symbolami *a* i *b*), w rezultacie uzyskując osiem typów struktury wieku ludności[25].



Rys. 3.26. Typologia struktur wieku ludności powiatów w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji, z uwzględnieniem ruchu wędrówkowego w 2002 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 3.27. Typologia struktur wieku ludności powiatów w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji, z uwzględnieniem ruchu wędrówkowego w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

W 2012 r. najkorzystniejszą sytuacją z punktu widzenia struktury wieku kapitału ludnościowego (obecnego i prawdopodobnie przyszłego) z uwzględnieniem ruchu migracyjnego ludności (typ 3a) charakteryzowały się powiaty położone wokół lub w pobliżu dużych ośrodków miejskich, natomiast sytuacją najmniej korzystną, tj. brakiem zastępowalności potencjalnych zasobów pracy i przewagą liczebną osób starszych nad frakcją dzieci przy ubytku migracyjnym ludności (typ 1b), legitymowały się przede wszystkim powiaty usytuowane na obrzeżach województw: łódzkiego, opolskiego, świętokrzyskiego i śląskiego, a także 40 miast na prawach powiatu, m.in. Łódź, Jelenia Góra, Bydgoszcz, Grudziądz, Toruń, Lublin, Opole, Gdańsk, Gdynia, Sopot, Katowice, Sosnowiec, Kielce, Olsztyn i Poznań (zob. rys. 3.27).

Powiaty legitymujące się ubytkiem wędrówkowym ludności najczęściej zlokalizowane są peryferyjnie w stosunku do części centralnej danego regionu,

25 Współczynnik salda migracji obliczony został jako iloraz średniego salda migracji i średniej liczby ludności w latach 2011–2012.

skupiającej jego stolicę. Obszary podmiejskie stanowią często zasób potencjału ludnościowego dla dużych miast, te z kolei oferują możliwości zatrudnienia (czyli można mówić o cyrkulacji kapitałów ludzkiego i finansowego – w przypadku miast pierwszy z nich „przypływa z zewnątrz", drugi zaś „odpływa na zewnątrz", choć oczywiście częściowo „wraca" w postaci wydatków ponoszonych w tym mieście na różnego rodzaju dobra i usługi).

Obszary charakteryzujące się w 2012 r. relatywnie korzystnym potencjałem ludnościowym (w rozważanym kontekście), ale legitymujące się jednocześnie ujemnym saldem migracji (czyli typ 3b) usytuowane były głównie na obrzeżach województw północnej i wschodniej części Polski. Natomiast szczególna uwaga ze strony państwa, mająca na celu łagodzenie ekonomicznych skutków procesu starzenia się populacji w obszarze rynku pracy, powinna być skierowana do powiatów zakwalifikowanych do typu 1b (czyli o niekorzystnych wskaźnikach reprodukcji, wysokim zaawansowaniu starości demograficznej oraz ubytku migracyjnym ludności), ale nie będących dużymi ośrodkami miejskimi (te, jak wspomniano, „czerpią" kapitał ludnościowy z obszarów podmiejskich). W 2012 r. do obszarów tych należały obrzeża województw: łódzkiego, świętokrzyskiego, opolskiego, śląskiego, lubelskiego, a także południowej części podlaskiego i dolnośląskiego[26].

Przemiany w strukturze wieku populacji Polski, obserwowane dotychczas, jak i spodziewane w niedalekim horyzoncie czasu, obligują do podejmowania różnych działań, szczególnie w obszarze rynku pracy i systemu ubezpieczeń społecznych, ale także m.in. opieki zdrowotnej i społecznej[27]. Jednym z nich było

26 Przeprowadzone badanie określa jedynie typy struktury wieku danego obszaru z uwzględnieniem kierunku ruchu wędrówkowego ludności, pomija zaś jego natężenie. Z tego względu w opracowaniu nie została przedstawiona szczegółowa charakterystyka demograficzna otrzymanych skupień.

27 Ocenia się, że w roku 2030 jednoosobowe gospodarstwa domowe tworzone przez osoby w wieku 65+ lat stanowić będą ponad połowę wszystkich jednoosobowych gospodarstw domowych w Polsce. Gospodarstwo takie prawdopodobnie prowadzić będzie co szósta osoba w wieku 80+ lat. W związku z tym „łączne wydatki na świadczenia opieki długoterminowej wzrosną ponad 6-krotnie – z około 7,5 mld w 2010 r. do ponad 47 mld w roku 2035" [Bojanowska 2012: 28–29]. Wydatki na świadczenia z opieki zdrowotnej oraz socjalnej będą się zwiększać zarówno ze względu na wzrost liczebności subpopulacji osób starszych i wymagających opieki, jak i wydłużania się okresu jej świadczenia [Jurek 2010: 72], wynikającego ze wzrostu przeciętnego dalszego trwania życia ludności. Istotną kwestią w kontekście demograficznego starzenia się populacji jest również budowa „strategii srebrnej gospodarki" (*silver economy*), nastawionej na realizację potrzeb wzrastającej frakcji ludności starszej [*Polska 2030*: 28; Szukalski 2012a: 6]. Mianem srebrnej gospodarki określany jest „szeroko pojęty system ekonomiczny skierowany na wykorzystanie potencjału osób dojrzałych i starszych oraz rozwijanie i uwzględnianie ich potrzeb", działający w obszarach: „aktywizacja zawodowa i społeczna, edukacja, badanie potrzeb i dostosowanie usług dla konsumentów w określonym wieku" i wdrażany w krajach Unii Europejskiej [*Aktywizacja*...: 3]. Wiedza i doświadczenie zawodowe pracowników w starszym wieku mogą przyczynić się do rozwoju i „stworzenia nowych możliwości wzrostu gospodarczego" [CEDEFOP 2013: 1; 2012: 1].

wprowadzenie w 2013 r. reformy wieku emerytalnego, wydłużającej okres aktywności zawodowej i zrównującej wiek emerytalny kobiet i mężczyzn (wynoszący 67 lat w 2040 r.)[28].

3.2.4. Wewnątrzregionalne zróżnicowanie sytuacji w zakresie struktury wieku populacji

Dotychczas zaprezentowane rezultaty typologii i regionalizacji prowadzone były w odniesieniu do całego obszaru Polski. W tej części tekstu podjęta została problematyka zróżnicowania wewnątrzregionalnego województw pod względem struktury wieku ludności, przy czym punkt odniesienia dla tych analiz stanowiły stolice województw. Podejście takie pozwoliło dokonać bezpośredniego porównania jednostek niższego szczebla administracyjnego do miast będących metropoliami (bądź pełniących funkcje metropolitalne) w danym województwie, czyli w znacznym stopniu determinujących rozwój społeczno-gospodarczy tego regionu.

Duże i wielkie miasta (metropolie) charakteryzują się polaryzacyjnym oddziaływaniem na tereny zlokalizowane w obrębie województw – z jednej strony zwiększają koncentrację ludności w miastach i na obszarach podmiejskich (tym samym przyczyniając się do powstawania aglomeracji), z drugiej zaś często „pozbawiają" kapitału ludnościowego oraz możliwości wzrostu gospodarczego tereny od nich znacznie oddalone. Czynnikiem silnie oddziałującym na kształt struktury wieku populacji w regionie, tym samym determinującym przebieg wielu procesów i zjawisk, zarówno demograficznych, jak i gospodarczych, jest ruch wędrówkowy ludności.

Jak podają D. Strahl i M. Obrębalski [2006: 67–68], metropolią najczęściej określany jest „duży ośrodek miejski liczący około miliona i więcej mieszkańców", który cechuje „doskonałość usług i infrastruktury, innowacyjność obejmująca wszystkie podstawowe dziedziny działalności", a także „wyjątkowość i specyfika miejsca"[29]. W Polsce miastem o warunkach najbardziej zbliżonych do metropolii jest Warszawa (choć oczywiście nie dorównuje jednostkom tej rangi w krajach najwyżej rozwiniętych gospodarczo), jednakże funkcje metropolii (ze względu na liczbę mieszkańców, lokalizację i pełnione role) przypisywane bywają także innym dużym pod

28 „Wyrównywanie wieku emerytalnego kobiet i mężczyzn, jak i podwyższanie go, wynika przede wszystkim z dostosowania systemów emerytalnych do zjawisk demograficznych: wydłużania się przeciętnego trwania życia, dłuższego przeciętnego wieku życia kobiet niż mężczyzn, poprawy stanu zdrowia populacji, spadku dzietności kobiet, który powoduje brak zastępowalności pokoleń" [Kłos 2008: 1]. „Z punktu widzenia zasad sprawiedliwości społecznej ujednolicenie wieku emerytalnego może być oceniane jako działanie uzasadnione, służące realizacji zasady równego traktowania. […] Unia Europejska obliguje kraje członkowskie do respektowania równego statusu kobiet i mężczyzn w systemach zabezpieczenia społecznego, również ze względu na kryterium płci" [Klimkiewicz 2013: 260].

29 Istnieje wiele definicji pojęcia „metropolia" [zob. Danielewicz 2013: 71–75; Łagodziński 2012: 7; Walenia 2010: 823].

względem liczby ludności miastom, takim jak: Kraków, Łódź, Wrocław, Trójmiasto, Poznań, czy Katowice. Miasta te określane bywają mianem ośrodków (obszarów) metropolitalnych[30]. Natomiast według kryteriów przyjętych przez Unię Metropolii Polskich, w Polsce funkcję metropolii pełni 12 miast (stolic regionów), tj. Białystok, Bydgoszcz, Gdańsk, Katowice, Kraków, Lublin, Łódź, Poznań, Rzeszów, Szczecin, Warszawa i Wrocław [UMP 2013].

Obszar metropolitarny cechuje się występowaniem pewnych funkcji społeczno-gospodarczych, oddziałujących na poziomie lokalnym, regionalnym, krajowym, a także światowym [Danielewicz 2013: 87–88], przez co spełnia funkcję „bieguna wzrostu, oddziałującego wielopłaszczyznowo na otoczenie". Jego siła polaryzacji „związana jest z koncentracją potencjału demograficznego oraz produkcyjnego i usługowego, natomiast zdolność otoczenia do poddawania się siłom polaryzacyjnym [...] jest determinowana poziomem zurbanizowania i kształtem struktury gospodarczej". Jednym z rodzajów takiego oddziaływania jest polaryzacja strukturalna, polegająca na wzajemnej absorbcji (tj. ośrodka metropolitalnego i jego otoczenia) „charakterystycznych cech strukturalnych" w zakresie: demograficznym, urbanizacyjnym, struktury funkcjonalnej oraz rynku pracy [Strahl i Obrębalski 2006: 68].

Pomiędzy dużym miastem a pozostałymi obszarami regionu istnieje wzajemne oddziaływanie o charakterze długotrwałym, często więc dość powolne[31]. W aspekcie demograficznym widoczna jest dyfuzja zachowań ludności w kierunku metropolia – obrzeża (m.in. w zakresie zachowań tłumaczonych na gruncie teorii drugiego przejścia demograficznego, np. odkładania w czasie przez młodych ludzi decyzji matrymonialno-prokreacyjnych na rzecz samorealizacji i zapewnienia odpowiedniej stopy życiowej)[32], natomiast obszary podmiejskie (suburbia) stanowią zasoby potencjału demograficznego dla miasta, niezwykle istotne z punktu widzenia rozwoju społeczno-gospodarczego tej jednostki i całego regionu. Przemiany te w znacznym stopniu są efektem postępującego procesu suburbanizacji. Najbardziej atrakcyjne osiedleńczo obszary Polski to tereny zlokalizowane wokół dużych miast, legitymujących się relatywnie wysokim poziomem rozwoju społeczno-gospodarczego i oferujących zamieszkałej na ich obrzeżach ludności zatrudnienie i łatwy dostęp do wszelkiego rodzaju dóbr i usług.

W celu określenia skali wewnątrzregionalnego zróżnicowania struktury wieku populacji obszarów danego województwa względem jego stolicy obliczone zostały

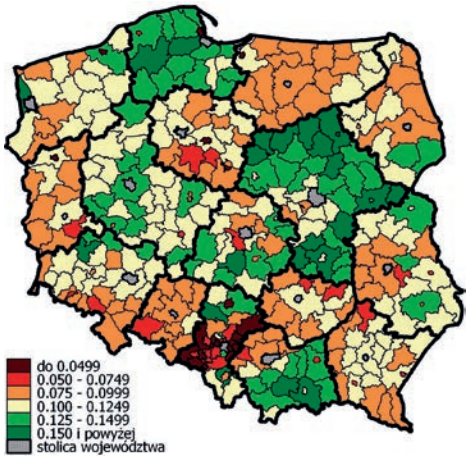
30 Obszar metropolitalny „jest głównym, wielofunkcyjnym ośrodkiem danego regonu, w którym skupiają się funkcje wyższego rzędu: ekonomiczne, naukowe i kulturalne" [Wikipedia 2013b].

31 Unifikacja postaw i zachowań demograficznych to proces długotrwały, będący następstwem urbanizacji i „wynikającego z niej wzajemnego oddziaływania wzorców ukształtowanych w tym względzie w subpopulacjach miast i wsi. Przenikanie to dokonuje się m.in. na skutek migracji ludności" [Kowaleski 2008: 159].

32 Oddziaływanie dużych miast na strefy podmiejskie ma zarówno charakter ilościowy, przejawiający się wzrostem liczby mieszkańców, jak i jakościowy, związany z „przenikaniem miejskiego stylu życia" [Kurek i Lange 2013: 18].

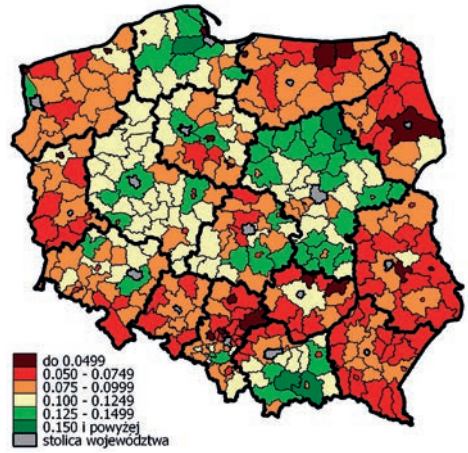
wartości współczynnika dywergencji Clarka (zob. wzór 1.13). Badanie to zostało przeprowadzone na poziomie powiatów w latach 2002 i 2012[33]. Pozwoliło ono ocenić podobieństwo poszczególnych powiatów do stolicy danego województwa pod względem struktury wieku populacji i tym samym określić stopień zintegrowania obszarów tego regionu z miastem pełniącym w nim funkcję administracyjnie i gospodarczo nadrzędną.

Uzyskane wyniki wykazały, że w okresie 2002–2012 w niemalże wszystkich województwach wzrósł stopień podobieństwa powiatów do stolic tych regionów[34] w zakresie struktury wieku ludności (zob. rys. 3.28 i 3.29). W roku 2012 najwyższe podobieństwo (tj. najmniejszy dystans) do stolicy regionu wykazały powiaty w województwach podkarpackim, lubelskim, podlaskim i warmińsko-mazurskim (regiony te charakteryzowały się znacznym ubytkiem migracyjnym ludności, a polaryzacyjne oddziaływanie dużych miast na tereny zlokalizowane w ich granicach było znacznie mniejsze niż w przypadku jednostek o relatywnie wyższym rozwoju społeczno-gospodarczym), a także w śląskim (jest to region wysoce zurbanizowany, o relatywnie wysokim podobieństwie poszczególnych powiatów do stolicy).



Rys. 3.28. Podobieństwo struktur wieku ludności pomiędzy stolicą danego województwa a powiatami leżącymi w jego granicach w roku 2002

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 3.29. Podobieństwo struktur wieku ludności pomiędzy stolicą danego województwa a powiatami leżącymi w jego granicach w roku 2012

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

33 Obliczenia wykonano w programie *Taksonomia numeryczna* [Kolenda 2006].

34 W województwach kujawsko-pomorskim i lubuskim istnieją *de facto* dwie stolice – w pierwszym z nich miastami tymi są Toruń i Bydgoszcz, w drugim zaś Gorzów Wielkopolski i Zielona Góra. Jednakże, ze względu na konieczność wskazania jednego miasta jako punktu odniesienia, w badaniu uwzględnione zostały odpowiednio Bydgoszcz i Zielona Góra (kryterium wyboru stanowiła liczba mieszkańców oraz pełnione funkcje).

Z kolei najmniejsze podobieństwo w badanym względzie zostało odnotowane w przypadku województw, których stolicami są duże pod względem liczby ludności miasta (jednostki te pełnią funkcje metropolitalne i cechują się silnym oddziaływaniem polaryzacyjnym na pozostałe obszary, co mocno różnicuje sytuację demograficzną w regionie). Spośród nich najbardziej odmienną strukturą wieku populacji na tle całego województwa cechowała się Warszawa (do której w 2012 r. względnie podobne były powiaty żyrardowski, grodziski, pruszkowski, otwocki oraz Radom, Siedlce i Płock), a także Poznań (do którego w najbardziej podobne w badanym względzie były miasta Leszno, Kalisz i Konin) oraz Gdańsk (do którego najmniejszy dystans wykazały Gdynia i Słupsk).

W 2012 r. wśród województw, których stolicami są największe pod względem liczby mieszkańców miasta, względnie wysokie podobieństwo powiatów do stolic regionu obserwowane było w łódzkim i dolnośląskim. W pierwszym przypadku były to sąsiadujące ze stolicą powiaty zgierski i pabianicki, a także powiat kutnowski i Piotrków Trybunalski (nieco oddalone ale charakteryzujące się, podobnie jak Łódź, wysokim zaawansowaniem starości demograficznej), w drugim zaś jednostki położone na obrzeżach województwa dolnośląskiego (powiaty kłodzki, wałbrzyski, dzierżoniowski, Jelenia Góra oraz Legnica).

Ocenę stopnia podobieństwa powiatów do stolicy danego regionu należy rozpatrywać również w kontekście zmian administracyjnych, jakie miały miejsce w 1999 r. Okres, który upłynął od wprowadzenia tej reformy nie jest zbyt długi, a zmiany jakie zachodzą w strukturach populacji są procesem powolnym i długotrwałym. Z tego względu wiele jednostek terytorialnych niższego szczebla administracyjnego może wykazywać wysokie podobieństwo do obszarów z województwa do którego przynależały wcześniej. Sytuacja taka charakteryzuje przede wszystkim mazowieckie, które powstało z połączenia jednostek wchodzących przed reformą w skład dziewięciu województw, różniących się między sobą zarówno pod względem poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego, jak i kulturowym.

3.2.5. Zróżnicowanie struktury wieku ludności w powiatach i gminach województwa łódzkiego

Jak już wspominano, województwo łódzkie jest najstarszym demograficznie województwem w Polsce (biorąc pod uwagę odsetek ludności w wieku 65+ lat oraz indeks starości), z tego względu zostało przyjęte jako podstawa dalszych analiz, mających na celu zbadanie jego wewnątrzregionalnego zróżnicowania pod względem zaawansowania starości demograficznej. Analizy te zostały przeprowadzone z punktu widzenia struktury wieku populacji w roku 2012 zarówno w przekroju powiatów, jak i gmin (liczących odpowiednio 24 i 177 jednostek).

Charakteryzując pokrótce strukturę wieku powiatów województwa łódzkiego, można stwierdzić, że w 2012 r. najniższym odsetkiem dzieci w wieku 0–14 lat legitymowało się Miasto Łódź (11,7%), a także powiaty kutnowski i pabianicki

(odpowiednio 13,0% i 13,4%), najwyższym zaś powiaty wieruszowski, skierniewicki, opoczyński i piotrkowski (16–16,5%). Najniższym udziałem subpopulacji w wieku 15–64 lata odznaczały się powiaty skierniewicki, piotrkowski i łęczycki (67,7–68,9%), najwyższym zaś powiat bełchatowski (74%) oraz Skierniewice (71,5%). Natomiast najniższym zaawansowaniem starości demograficznej, mierzonej odsetkiem ludności w wieku 65+ lat, legitymował się powiat bełchatowski (10,9%), a także Skierniewice oraz powiaty wieruszowski i łódzki wschodni (13,4–13,8%), najwyższym zaś Łódź (18,6%) oraz powiaty łęczycki i pabianicki (16,7%).

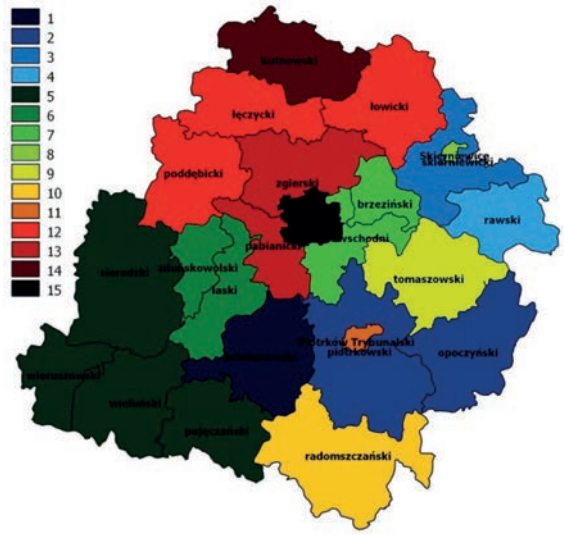
Spośród gmin województwa łódzkiego w 2012 r. najniższym odsetkiem dzieci w wieku 0–14 lat legitymowała się Łódź (11,7%), a także Kutno, Pabianice, Żychlin i wieś Bedlno (12,3–12,4%), najwyższym zaś gminy wiejskie: Nowosolna, Lubochnia, Sławno, Paradyż i Kleszczów (18,5–20,4%). Relatywnie niskim udziałem grupy środkowej w populacji charakteryzowały się gminy wiejskie: Żelechlinek, Poświętne, Łęki Szlacheckie, Głuchów i Aleksandrów (gdzie odsetek ludności w wieku 15–64 lata w populacji wynosił 65,2–65,9%), najwyższym zaś miasta Bełchatów (77,1%) i Rawa Mazowiecka (73,1%), a także Sieradz oraz gminy wiejskie Kutno i Bełchatów (72–72,4%). Natomiast najwyższym zaawansowaniem starości demograficznej, mierzonym odsetkiem ludności w wieku 65+ lat, legitymowały się gminy wiejskie: Żytno, Zduny, Kiełczygłów, Bielawy, Poświętne, Widawa, Dąbrowice i Aleksandrów (19–19,5%), a także miasto Łódź (18,7%), będące najstarszą gminą miejską. Z kolei najniższy udział ludności starszej odnotowany został w mieście Bełchatów (8,3%) oraz gminach wiejskich Kleszczów (10,4%), Brójce (11,4%), Nowosolna (11,5%) i obszarze miejsko-wiejskim Opoczno (11,8%).

Na obszarze województwa łódzkiego delimitacja regionów demograficznych (określanych mianem mikroregionów) złożonych z powiatów podobnych z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. przeprowadzona została za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie[35]. W wyniku tej procedury wyznaczonych zostało łącznie 15 mikroregionów, przy czym 6 z nich to obszary złożone z co najmniej 2 powiatów podobnych w badanym względzie, natomiast pozostałe 9 to jednostki izolowane, stanowiące oddzielne obszary (zob. rys. 3.30). Charakterystyka demograficzna utworzonych mikroregionów została przedstawiona w tab. 3.23.

W 2012 r. najmłodszym spośród wyodrębnionych mikroregionów był powiat bełchatowski, a także obszar złożony z powiatów opoczyńskiego i piotrkowskiego (gdzie mediana wieku populacji wynosiła 37 lat), najstarszym zaś Łódź i powiat kutnowski (gdzie mediana wieku wyniosła odpowiednio 43,1 lat oraz 41,5 lat), a także obszar powstały z połączenia powiatów pabianickiego i zgierskiego (zob. tab. 3.23).

---

35 Zastosowano odległość przeciętną (uśrednioną odległość Euklidesa) jako miarę podobieństwa obiektów. Odległości pomiędzy obiektami d_{ik} zostały unormowane na przedział [0, 1] za pomocą następującej formuły: $d^*_{ik} = d_{ik}/\max\{d_{ik}\}$. Mikroregiony budowane były przy restrykcji wzajemnego podobieństwa wszystkich powiatów wchodzących w skład danego regionu, przy czym próg ich wzajemnego podobieństwa został wyznaczony za pomocą podziału kwartylowego i wynosił Q_1=0,25.



Uwaga: Mikroregiony uporządkowane według mediany wieku ludności.

Rys. 3.30. Mikroregiony wyodrębnione metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji powiatów województwa łódzkiego w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

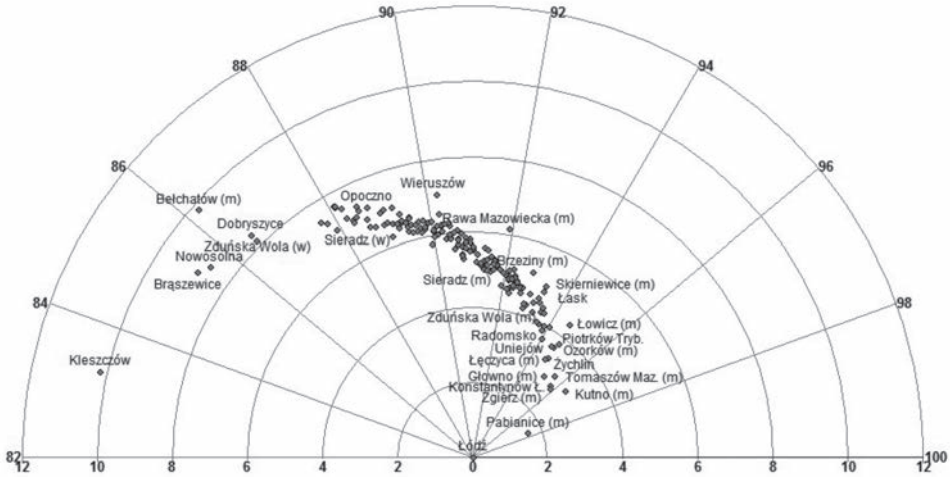
Tab. 3.23. Charakterystyki struktury wieku populacji w mikroregionach wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji powiatów w 2012 r.

Nr regionu	Region	Charakterystyki struktury wieku						Współczynniki zmienności w regionie				
		0–14	15–44	45–64	65+	IS	Me	Kw IV	0–14	15–44	45–64	65+
1	Bełchatowski	15,1	44,4	29,6	10,9	0,72	37,0	57,7	–	–	–	–
2	Opoczyński, piotrkowski	16,5	43,1	26,0	14,5	0,88	37,2	60,3	0,00	0,01	0,02	0,02
3	Skierniewicki	16,2	42,0	25,7	16,1	0,99	37,8	61,3	–	–	–	–
4	Rawski	15,4	42,2	28,0	14,4	0,93	38,1	60,6	–	–	–	–
5	Pajęczański, sieradzki, wieluński, wieruszowski	15,4	42,8	26,9	14,8	0,96	38,1	60,7	0,03	0,01	0,01	0,05
6	Łaski, zduńskowolski	14,7	42,8	27,6	14,9	1,02	38,6	60,9	0,05	0,00	0,01	0,04
7	Łódzki wschodni, brzeziński	15,2	42,4	28,0	14,4	0,95	38,7	60,7	0,03	0,00	0,01	0,06
8	M. Skierniewice	15,1	41,7	29,8	13,4	0,89	38,7	60,4	–	–	–	–
9	Tomaszowski	15,2	41,5	27,9	15,4	1,01	38,9	61,4	–	–	–	–
10	Radomszczański	14,6	42,0	27,6	15,8	1,08	40,1	61,5	–	–	–	–
11	M. Piotrków trybunalski	14,7	41,4	28,9	15,1	1,03	40,2	61,5	–	–	–	–
12	Poddębicki, łęczycki, łowicki	14,5	41,5	27,7	16,3	1,13	40,3	61,8	0,02	0,01	0,01	0,04
13	Pabianicki, zgierski	13,8	41,6	28,5	16,0	1,16	40,8	61,8	0,05	0,01	0,00	0,06
14	Kutnowski	13,0	41,0	30,0	16,0	1,23	41,5	61,8	–	–	–	–
15	M. Łódź	11,7	39,6	30,1	18,6	1,59	43,1	63,3	–	–	–	–

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Łódź, jako stolica województwa, skupia 28,5% populacji całego regionu[36], silnie determinując tym samym jego strukturę wieku populacji. Spośród wszystkich gmin województwa łódzkiego w 2012 r. jednostkami najbardziej podobnymi do Łodzi z punktu widzenia struktury wieku ludności były: Pabianice (gdzie wskaźnik podobieństwa struktur wyniósł 97,6%), Kutno (96,4%), Zgierz (95,8%) oraz Konstantynów Łódzki (95,7%) i Tomaszów Mazowiecki (95,5%), najmniej podobnymi zaś gminy wiejskie Kleszczów (83,3%), Brąszewice (85,4%) i Nowosolna (85,6%), a także miasto Bełchatów (86,2%).

Na rys. 3.31 przedstawiona została mapa dla obiektu[37] prezentująca położenie w sensie metrycznym gmin województwa łódzkiego względem Łodzi z punktu widzenia struktury wieku populacji. Położenie to zostało określone za pomocą odległości Euklidesa, przy czym poszczególne gminy uporządkowano według wartości wskaźnika podobieństwa struktur (oznaczonych na promieniach półokręgu) obliczonych względem Łodzi.



Rys. 3.31. Odległości euklidesowe oraz wartości wskaźnika podobieństwa struktur wieku populacji gmin województwa łódzkiego względem miasta Łodzi w 2012 r. (mapa dla obiektu)

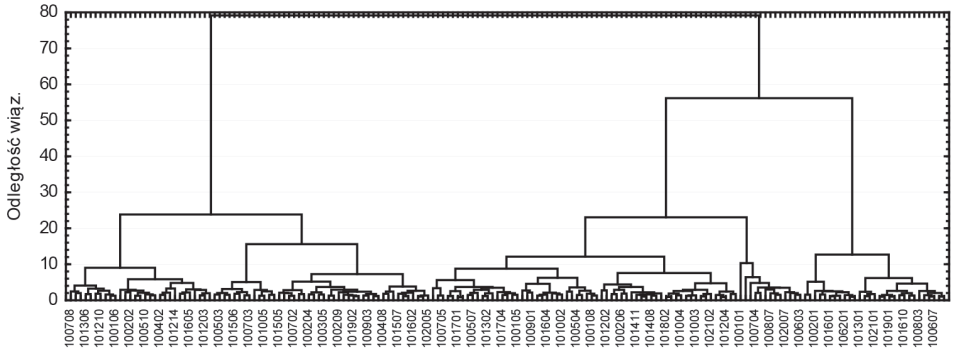
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w programie *Taksonomia numeryczna*

Następnie przeprowadzona została typologia struktur wieku populacji gmin województwa łódzkiego w 2012 r. W tym celu zastosowana została metoda *k*-średnich. Jej podstawę stanowiły pięcioletnie procentowe grupy wieku ludności gmin

36 Spośród pozostałych miast największą liczbę mieszkańców regionu w 2012 r. skupiały: Piotrków Trybunalski (3%), Pabianice (2,7%), Tomaszów Mazowiecki (2,6%), Bełchatów (2,4%), Zgierz (2,3%), a także Skierniewice, Radomsko i Kutno (1,9%).

37 Mapa dla obiektu uwzględnia „odległości metryczne jednego wyróżnionego obiektu (czyli podobieństwo) względem wszystkich pozostałych obiektów oraz pozycje (wartości) wszystkich obiektów otrzymane w jakiejś procedurze rangowania" [Kolenda 2006: 157].

w roku 2012. Wstępna liczba skupień została określona metodą Warda. Ocena wzrokowa dendrogramu rezultatów grupowania gmin pozwoliła wyróżnić trzy podstawowe skupienia (zob. rys. 3.32). Liczba ta wydaje się być jednak zbyt mała, gdyż sformułowanie bardziej precyzyjnych wniosków odnośnie do typów struktury wieku w gminach województwa łódzkiego wymaga wyodrębnienia nieco większej ilości skupień. Z drzewka połączeń wynika, że odpowiednie mogłyby być podziały na pięć, siedem i dziewięć grup, z tego względu w przypadku metody *k*-średnich przeprowadzone zostały grupowania gmin kolejno na 3–10 skupień (zob. tab. 3.24).



Rys. 3.32. Drzewko powiązań dla grupowania gmin województwa łódzkiego metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w pakiecie *Statistica*.

Analiza mierników oceny poprawności rezultatów grupowania gmin z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2012 r. wskazała podział na 9 skupień jako odpowiedni. W tym przypadku uzyskano najniższą (znacznie wyróżniającą się na tle pozostałych) wartość syntetycznego miernika poprawności klasyfikacji, co wynikało z wyodrębnienia skupienia jednoelementowego (największą odległością od środków ciężkości pozostałych skupień charakteryzowała się grupa nr 4 tworzona przez miasto Bełchatów[38]). Podział ten wydaje się być też odpowiedni z punktu widzenia śladów macierzy wariancji między- i wewnątrzgrupowej (których wartości osiągnęły odpowiednio maksimum i minimum spośród pozostałych przeprowadzonych grupowań), a także pod względem rozkładu średnich dla grup wieku (względnie dobrze reprezentują strukturę wieku w poszczególnych gminach wchodzących w skład danego skupienia). Natomiast iloraz śladów macierzy

38 Miasto Bełchatów jest najmłodszą demograficznie gminą w województwie łódzkim. Struktura wieku populacji tego miasta wykazuje największe podobieństwo do Opoczna i Rawy Mazowieckiej (w 2012 r. podobieństwo to wyniosło odpowiednio 92,2% i 93,3%), najniższe zaś do gmin wiejskich Białaczów, Rząśnia, Dąbrowice i Regnów (83,4–84,5%). Gmina ta w 2012 r. była w 86,2% podobna do Łodzi z punktu widzenia struktury wieku ludności.

wewnątrz- i międzygrupowej oraz kryterium Calińskiego i Harabasza wskazały odpowiednio podziały na 9 i 8 skupień jako najwłaściwsze.

Ostatecznie, biorąc pod uwagę wartości mierników poprawności grupowania oraz merytoryczną ocenę rezultatów, przyjęto podział na 9 skupień jako podstawę dalszych analiz. Na podstawie tych wyników przeprowadzona została typologia struktur wieku populacji gmin województwa łódzkiego w 2012 r.

Tab. 3.24. Mierniki oceny poprawności rezultatów klasyfikacji gmin województwa łódzkiego metodą *k*-średnich z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r.

Nr skupienia*	Liczba skupień															
	3		4		5		6		7		8		9		10	
	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H	d_k^h	d_k^H
1	0,52	0,84	0,46	0,68	0,51	0,92	0,42	0,72	0,40	0,69	0,40	0,63	0,40	0,84	0,36	0,59
2	0,51	0,73	0,45	0,87	0,49	0,84	0,41	0,62	0,48	0,94	0,41	0,77	0,51	1,08	0,37	0,60
3	0,50	0,99	0,53	0,95	0,45	0,69	0,46	0,80	0,41	0,72	0,41	0,93	0,37	1,01	0,40	0,80
4	–	–	0,58	0,93	0,47	0,85	0,44	0,90	0,40	0,61	0,44	0,81	0,00	2,24	0,38	0,64
5	–	–	–	–	0,40	0,91	0,61	1,03	0,44	0,92	0,49	0,92	0,42	1,01	0,47	0,90
6	–	–	–	–	–	–	0,48	0,95	0,45	0,82	0,40	0,68	0,47	1,04	0,42	0,76
7	–	–	–	–	–	–	–	–	0,62	1,06	0,62	1,12	0,40	0,88	0,44	0,94
8	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,44	0,87	0,39	1,12	0,41	0,75
9	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,43	1,13	0,41	0,65
10	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	0,64	1,08
Mierniki oceny poprawności klasyfikacji																
$\bar{d}$	0,51	0,85	0,50	0,86	0,46	0,84	0,47	0,84	0,46	0,82	0,45	0,84	0,38	1,15	0,43	0,77
d_{max}	0,52	–	0,58	–	0,51	–	0,61	–	0,62	–	0,62	–	0,51	–	0,64	–
d_{min}	–	0,73	–	0,68	–	0,69	–	0,62	–	0,61	–	0,63	–	0,84	–	0,59
$\bar{d}^h/\bar{d}^H$	0,60		0,59		0,55		0,56		0,56		0,54		0,33		0,56	
V_d	0,03	0,15	0,11	0,12	0,09	0,11	0,15	0,18	0,17	0,20	0,17	0,19	0,39	0,37	0,18	0,21
$tr(B)$	522,9		603,2		649,7		706,0		733,2		754,8		800,5		778,3	
$tr(W)$	794,8		714,5		668,0		611,7		584,6		562,9		517,3		539,4	
$tr(W)/tr(B)$	1,52		1,18		1,03		0,87		0,80		0,75		0,65		0,69	
C–H	57,2		48,7		41,8		39,5		35,5		32,4		32,5		26,8	

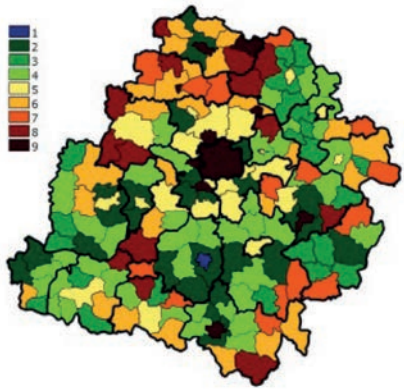
* Przed uporządkowaniem według wartości mediany wieku ludności.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Przeprowadzone grupowania wykazały znaczne zróżnicowanie w zakresie struktury wieku populacji gmin województwa łódzkiego w roku 2012, przy czym obszary o najwyższej medianie wieku ludności zlokalizowane były w części centralnej oraz na obrzeżach tego regionu (zob. rys. 3.33).

Utworzone skupienia odpowiadały typom struktury wieku ludności gmin województwa łódzkiego w 2012 r. Typy te zakwalifikować można do pięciu zasadniczych rodzajów struktury wieku populacji[39]: względnie młodej (reprezentowanej przez typ 1), na przedpolu starzenia się (typ 2), starej demograficznie, ale o zbliżonych udziałach grup najmłodszej i najstarszej (typy 3–5), starej demograficznie o niezbyt dużej przewadze liczebnej osób starszych nad frakcją dzieci (typy 6–7) oraz relatywnie wysokim zaawansowaniu starości demograficznej (typy 8–9). Charakterystyka wyróżnionych typów struktury (skupień) z punktu widzenia grup wieku populacji oraz mediany wieku, kwintyla IV i indeksu starości została przedstawiona w tab. 3.25.

Do grupy nr 1 zakwalifikowane zostało jedynie miasto Bełchatów (wyraźnie wyróżniające się na tle pozostałych gmin), w skupieniach 2–4 oraz 6 znalazły się zarówno gminy wiejskie, jak i miejsko–wiejskie, przy czym znacznie przeważały te pierwsze, w grupie nr 5 zawarte zostały wszystkie trzy rodzaje badanych jednostek, w grupach 7–8 wyłącznie gminy wiejskie, natomiast w skupieniu nr 9 występowały niemalże same miasta (wyjątek w tym względzie stanowiła jedynie gmina miejsko-wiejska Żychlin).



Rys. 3.33. Typologia struktur wieku populacji gmin województwa łódzkiego w roku 2012 w podziale na 9 skupień

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Tab. 3.25. Charakterystyki struktury wieku populacji gmin województwa łódzkiego według skupień (typów) wyodrębnionych metodą *k*-średnich w 2012 r.

Grupy wieku	Numer skupienia								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0–14	14,2	16,6	16,7	16,0	14,8	14,4	15,1	13,8	13,1
15–44	44,9	44,5	42,7	42,9	42,2	42,4	41,0	40,0	40,5
45–64	32,5	26,0	24,6	26,0	28,7	27,0	26,3	27,7	29,7
65+	8,3	13,0	16,0	15,1	14,2	16,2	17,6	18,5	16,6
Me	36,7	36,9	37,4	37,8	38,8	38,9	39,0	41,6	41,7
IV kw.	56,9	58,3	61,1	60,8	60,8	61,5	62,5	63,1	62,3
IS	0,58	0,78	0,96	0,94	0,96	1,12	1,17	1,34	1,27
Współczynniki zmienności									
0–14	–	0,08	0,06	0,04	0,04	0,04	0,05	0,05	0,07
15–44	–	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02
45–64	–	0,06	0,04	0,03	0,04	0,03	0,04	0,03	0,03
65+	–	0,08	0,06	0,04	0,06	0,04	0,04	0,04	0,06

Uwaga: Uporządkowanie skupień według niemalejących wartości mediany wieku.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

39 Rodzaje i typy struktury wieku ludności scharakteryzowane zostały przy wykorzystaniu skal starości demograficznej opisanych w opracowaniu J.T. Kowaleskiego i A. Majdzińskiej [2012a: 18].

3.2.6. Klasyfikacje przestrzenne Polski z punktu widzenia potencjału ludnościowego

W literaturze przedmiotu termin „potencjał demograficzny" nie został jednoznacznie zdefiniowany. W demografii potencjalnej odwołuje się on do potencjału życiowego ludności, oznaczającego liczbę lat przeciętnego dalszego trwania życia osoby w wieku x lat (e_x) zgodnie z poziomem umieralności w danym roku i dla ludności będącej w danej grupie wieku (czyli ulega on zmianie wraz z upływem czasu – jest malejącą funkcją wieku). Tak rozumiany potencjał życiowy danej osoby zależy od „wieku, płci, miejsca zamieszkania, stanu cywilnego, położenia socjalnego", a tym samym potencjał życiowy grupy osób kształtowany jest przede wszystkim przez jej liczebność, strukturę wieku oraz wartość parametru e_x w poszczególnych rocznikach wieku. Potencjał demograficzny grupy oraz „efektywność energii ludzkiej" stanowią składowe potencjału ekonomicznego ludności, który z kolei jest istotną determinantą rozwoju gospodarczego obszarów [Gazińska 2003: 21–23 i 27; Vielrose 1958: 12 i 23].

Przedstawione dalsze rozważania dotyczą potencjału ludnościowego obszarów Polski, traktowanego nieco szerzej niż potencjał demograficzny. Termin ten uwzględniać będzie zarówno stan i strukturę populacji, jak i procesy reprodukcji oraz migracji, silnie determinujące kształtowanie się zasobów ludnościowych[40], czyli odwoływać się będzie *de facto* do obecnego ilościowego i jakościowego stanu populacji badanych jednostek terytorialnych, a także ich możliwości odtworzeniowych.

Poniżej przedstawione zostały klasyfikacje powiatów przeprowadzone z punktu widzenia potencjału ludnościowego. Ich podstawę stanowił wyjściowy zbiór zmiennych diagnostycznych obejmujący następujące cechy:

x_1 – indeks starości (L_{65+}/L_{0-14}),
x_2 – odsetek ludności w wieku 15–64 lata,
x_3 – odsetek kobiet w wieku 20–34 lata,
x_4 – iloraz liczby małżeństw i liczby rozwodów[41],
x_5 – współczynnik urodzeń żywych na 1000 ludności,
x_6 – współczynnik dzietności ogólnej (*TFR*),
x_7 – standaryzowany współczynnik zgonów na 10 000 ludności,
x_8 – współczynnik zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych,
x_9 – współczynnik dynamiki demograficznej,
x_{10} – współczynnik salda migracji na 1000 ludności.

---

40 Podobne podejście zastosowane zostało w opracowaniach M. Gazińskiej [2003] oraz E. Sojki [2011].

41 W demografii w analizach dotyczących procesu małżeńskości częściej wykorzystuje się współczynnik wyrażający iloraz liczby rozwodów do liczby małżeństw. W zbiorze potencjalnych zmiennych diagnostycznych wykorzystano jego odwrotność ze względu na to, że wskaźnik ten jest stymulantą. Ponadto jest on także interpretowalny.

Wymienione zmienne, z wyjątkiem ostatniej, dotyczą roku 2012, natomiast zmienna x_{10} wyraża średnią wartość współczynnika salda migracji w latach 2011–2012[42]. Zmienne x_1–x_3 opisują demograficzne uwarunkowania strukturalne potencjału ludnościowego. Można przyjąć, że im niższa wartość indeksu starości i wyższy odsetek kobiet w wieku 20–34 lata, tym większe możliwości odtworzeniowe populacji. Natomiast odsetek ludności w wieku 15–64 lata, czyli zmienna x_2, wskazuje na obecnie występujące zasoby kapitału ludnościowego, w znacznym stopniu utożsamianego z potencjalnymi zasobami pracy. Cecha x_4 opisuje małżeńskość. W Polsce większość urodzeń to urodzenia małżeńskie, więc można oczekiwać, że wyższa wartość tego wskaźnika może przemawiać na korzyść reprodukcji (szczególnie w regionach o silnie ugruntowanej tradycji i wpływie religii). Zmienne x_5, x_6 i x_9 określają poziom reprodukcji ludności (czyli możliwości odtworzeniowych potencjału ludnościowego), cechy x_7–x_8 wskazują na poziom jego ubytku na skutek umieralności[43], natomiast zmienna x_{10} opisuje ruch wędrówkowy ludności, istotnie wpływający na zwiększenie lub spadek liczebności populacji. Znaczne zawansowanie starości demograficznej, podobnie jak i wysokie natężenie umieralności, negatywnie wpływają na kształtowanie się potencjału ludnościowego, powodując „kurczenie się" jego zasobów, natomiast relatywnie wysoki poziom płodności i dodatnie saldo migracji oddziałują na niego *in plus*.

Poniżej przedstawione analizy przeprowadzone zostały na poziomie powiatów przy wykorzystaniu metod: miernika rozwoju Hellwiga, metody wzorca rozwoju, przestrzennego miernika rozwoju oraz proponowanej jego modyfikacji, a także metody *k*-średnich. Finalny zbiór zmiennych diagnostycznych został określony w drodze oceny zarówno merytorycznej, jak i statystycznej (wartości zmiennych, ich zmienność oraz wartości współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi zostały przedstawione w aneksie w tab. A9).

W dalszych analizach, spośród początkowo przyjętych zmiennych, ostatecznie uwzględnione zostały następujące cechy:

- x_1 – indeks starości oceniający stan zaawansowania starości demograficznej (im jego wartość jest niższa, tym wyższy obecny, a tym samym i przyszły potencjał ludnościowy danego obszaru),
- x_6 – współczynnik dzietności ogólnej opisujący poziom reprodukcji,
- x_7 – standaryzowany współczynnik zgonów opisujący poziom „utraty" potencjału ludnościowego na skutek umieralności,
- x_{10} – współczynnik salda migracji opisujący poziom przyrostu lub ubytku potencjału ludnościowego na skutek ruchu wędrówkowego.

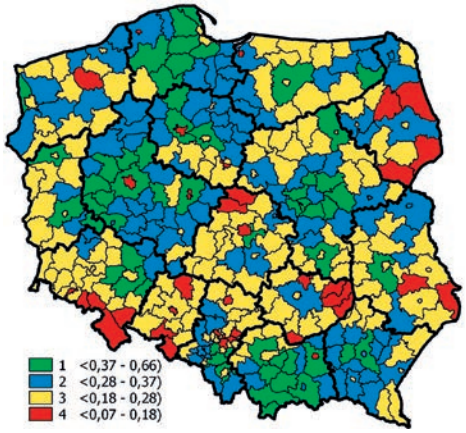
---

42 Zmienna ta została obliczona jako iloraz średniej wartości salda migracji i średniej liczby ludności w latach 2011–2012.

43 Zmienna x_8 stosowana bywa także jako symptomatyczny wskaźnik oceny rozwoju społeczno-ekonomicznego danego obszaru.

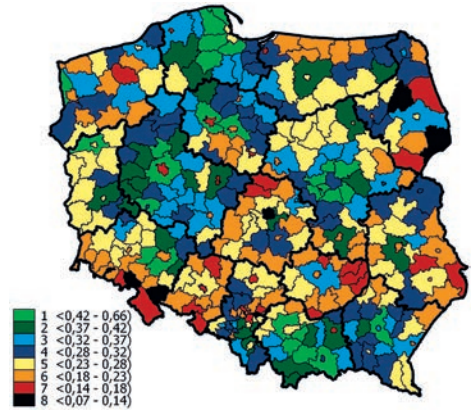
Wybrane zmienne diagnostyczne w sposób syntetyczny charakteryzują badane obszary pod względem potencjału ludnościowego i kierunku zmian zasobów populacji na skutek przebiegu procesów ludnościowych, wskazując jednostki cechujące się najbardziej i najmniej korzystną sytuacją w tym względzie. Biorąc pod uwagę obrany cel analizy, zmienne x_6 i x_{10} postrzegać można jako stymulanty, natomiast x_1 i x_7 jako destymulanty (te przekształcono w stymulanty za pomocą formuły ilorazowej).

Spośród wymienionych procedur najpierw wyznaczony został wskaźnik oparty na mierniku rozwoju Hellwiga (według formuły wzorca zmiennego). Uzyskane dla powiatów wartości miernika zostały podzielone kolejno do czterech i ośmiu grup typologicznych, uzyskanych na drodze grupowania metodą odchyleń standardowych, przy czym drugi z tych podziałów stanowił uszczegółowienie pierwszego.



Rys. 3.34. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga* (podział na 4 grupy)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 3.35. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga (podział na 8 grup)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

* Średnia arytmetyczna i odchylenie standardowe obliczone z wartości miernika z_i wyniosły odpowiednio: $\bar{z} = 0{,}28$, $s_z = 0{,}09$, przy czym w formule normalizacyjnej (1.17) zastosowano trzy odchylenia standardowe.

Interpretując otrzymane rezultaty, można stwierdzić, że w 2012 r. najbardziej korzystną sytuacją demograficzną rozpatrywaną z punktu widzenia potencjału ludnościowego charakteryzowały się obszary zakwalifikowane do typu pierwszego. Wyróżniały się w tym względzie powiaty zlokalizowane w pobliżu lub wokół dużych, rozwijających się gospodarczo miast, w szczególności: Warszawy, Trójmiasta, Poznania, Wrocławia, Krakowa, Torunia i Bydgoszczy, co uwydatnił podział

powiatów na osiem grup (zob. rys. 3.34 i 3.35). W większości były to obszary napływu ludnościowego, cechujące się względnie niskim zaawansowaniem starości demograficznej, przy relatywnie korzystnym poziomie reprodukcji (względnie wysokich wartościach współczynnika dzietności i niskich wartościach standaryzowanego współczynnika zgonów). Należy podkreślić, że żaden z powiatów nie wykazał 100% podobieństwa do ustalonego wzorca rozwoju[44]. Podobieństwo to było najwyższe w przypadku powiatów: gdańskiego, kartuskiego i poznańskiego (w których wartości miernika Hellwiga mieściły się w przedziale 0,6–0,65). Natomiast jednostki legitymujące się najmniej korzystną sytuacją zlokalizowane były w środkowej, wschodniej i południowo–zachodniej Polsce – należały do nich przede wszystkim Łódź i Sopot (gdzie miernik Hellwiga wyniósł odpowiednio 0,07 i 0,09), a także powiaty: hajnowski i moniecki (woj. podlaskie), wałbrzyski i ząbkowicki (dolnośląskie) oraz Sosnowiec, Jelenia Góra i Świętochłowice (gdzie miernik Hellwiga osiągnął wartości z przedziału 0,10–0,13).

Przeprowadzona klasyfikacja stanowi syntetyczną charakterystykę powiatów z punktu widzenia potencjału ludnościowego (zob. tab. 3.26 i 3.27), w związku z tym, jednostki zakwalifikowane do poszczególnych grup typologicznych, choć wykazały zbliżony stopień podobieństwa (lub niepodobieństwa) do przyjętego wzorca, różniły się między sobą pod względem wartości poszczególnych cech diagnostycznych. Ponadto, w niemalże wszystkich skupieniach widoczna była względnie niska zmienność cech x_6 i x_7 oraz relatywnie wysokie zróżnicowanie zmiennych x_1[45] i x_{10}[46].

---

44 Wzorcem rozwoju był obiekt abstrakcyjny, o następujących wartościach zmiennych diagnostycznych: $x_1 = 0{,}44$; $x_2 = 1{,}87$; $x_3 = 79{,}8$; $x_4 = 20{,}87$. Wymienione dwie pierwsze wartości zostały odnotowane w 2012 r. w powiecie kartuskim, dwie kolejne zaś odpowiednio w Rzeszowie i powiecie wrocławskim.

45 Wysokie zróżnicowanie zmiennej x_1 w skupieniu nr 8 (zob. tab. 3.26) wynikało z faktu, że do tej grupy typologicznej zakwalifikowane zostały Sopot i powiat hajnowski, cechujące się w 2012 r. wartościami indeksu starości wynoszącymi odpowiednio 2,2 i 1,9 oraz powiat ząbkowicki i Świętochłowice, w których wartość tego miernika wynosiła 1,07. Jednostki te zostały przydzielone do grupy o najniższym podobieństwie do wzorca rozwoju głównie ze względu na fakt, że w Sopocie odnotowano najwyższą wartość indeksu starości (2,2), a także najniższą wartość współczynnika dzietności (0,9), stanowiące w prowadzonym badaniu „antywzorzec", z kolei powiaty hajnowski, ząbkowicki i Świętochłowice legitymowały się relatywnie wysokimi wartościami standaryzowanego współczynnika zgonów (mieszczącymi się w przedziale 119–122 na 100 tys. ludności) oraz względnie niskimi wartościami współczynnika dzietności (wynoszącymi 1,1–1,2). Ponadto, wszystkie wymienione jednostki charakteryzowały się w 2012 r. niskim, ujemnym sadem migracji (najniższym Świętochłowice i powiat hajnowski, gdzie współczynnik ten osiągnął wartości odpowiednio równe –6,4 i –4 na 1000 ludności).

46 Wysokie zróżnicowanie zmiennej x_{10} w skupieniu nr 1 (zob. tab. 3.26) wynikało z faktu, że do pierwszej grupy typologicznej zakwalifikowany zostały: powiat wrocławski, cechujący się w 2012 r. współczynnikiem salda migracji wynoszącym 20,9, oraz powiat kościerski, w którym współczynnik ten wyniósł –0,5 (był to jedyny powiat w tej grupie o ujemnym saldzie

Tab. 3.26. Charakterystyka grup typologicznych wyodrębnionych z punktu widzenia sytuacji demograficznej w powiatach, ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (podział na 4 grupy)

Grupa typologiczna	Wartości zmiennych				Współczynniki zmienności			
	x_1	x_6	x_7	x_{10}	x_1	x_6	x_7	x_{10}
1	0,69	1,43	104,5	5,0	0,16	0,09	0,06	0,31
2	0,80	1,39	109,0	–1,0	0,14	0,08	0,08	0,17
3	0,99	1,28	111,9	–2,3	0,16	0,09	0,10	0,20
4	1,25	1,16	112,9	–3,5	0,19	0,07	0,09	0,13

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Tab. 3.27. Charakterystyka grup typologicznych wyodrębnionych z punktu widzenia sytuacji demograficznej w powiatach, ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (podział na 8 grup)

Grupa typologiczna	Wartości zmiennych				Współczynniki zmienności			
	x_1	x_6	x_7	x_{10}	x_1	x_6	x_7	x_{10}
1	0,64	1,46	103,7	8,4	0,20	0,10	0,05	0,26
2	0,72	1,40	105,2	1,9	0,11	0,06	0,06	0,21
3	0,76	1,42	109,2	–0,2	0,12	0,07	0,08	0,16
4	0,83	1,38	108,9	–1,6	0,14	0,08	0,08	0,16
5	0,94	1,30	110,8	–1,8	0,15	0,09	0,10	0,19
6	1,05	1,25	113,1	–2,9	0,14	0,09	0,10	0,20
7	1,19	1,17	111,6	–3,5	0,11	0,06	0,09	0,13
8	1,45	1,11	117,2	–3,4	0,27	0,09	0,07	0,15

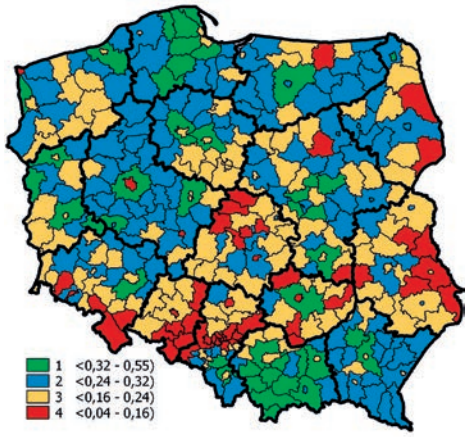
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Przedstawione wyniki klasyfikacji powiatów w 2012 r. przeprowadzonych przy wykorzystaniu miernika Hellwiga w znacznym stopniu były podobne do rezultatów otrzymanych tą metodą dla roku 2002[47] (zob. rys. 3.36 i 3.37). Wówczas

migracji). Powiaty te zostały zakwalifikowane do grupy typologicznej o najwyższym podobieństwie do wzorca głównie z uwagi na relatywnie niską wartość indeksu starości (wynoszącą 0,6). Ponadto, powiat kościerski legitymował się względnie wysoką wartością współczynnika dzietności (wynoszącą 1,72) oraz relatywnie niską wartością standaryzowanego współczynnika zgonów (wynoszącą 101,8), natomiast w powiecie wrocławskim wymieniona wartość współczynnika salda migracji stanowiła współrzędną wzorca rozwoju, a wartości pozostałych dwóch zmiennych ocenić można jako umiarkowanie korzystne z punktu widzenia sytuacji demograficznej (współczynnik dzietności wyniósł 1,31, a standaryzowany współczynnik zgonów osiągnął wartość 107,3).

47 Do zbioru zmiennych diagnostycznych w 2002 r. włączone zostały te same cechy co w roku 2012, przy czym strukturę standardową w przypadku współczynnika zgonów stanowiła struktura wieku populacji Polski wg stanu na 31 grudnia 2002 r. Współczynnik salda migracji wyznaczony został jako iloraz ogólnego salda migracji w powiatach w latach 2002 i 2003 i średniej liczby ludności w tych latach (według stanu na 30 czerwca).

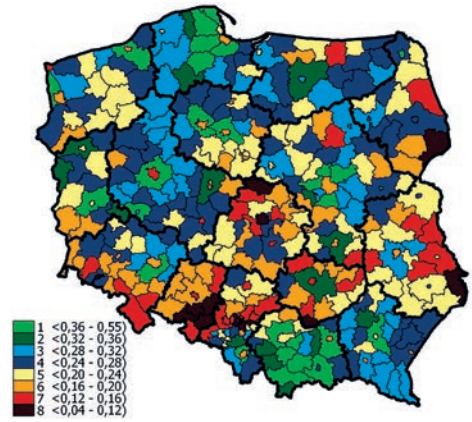
najkorzystniejszą sytuacją z punktu widzenia potencjału ludnościowego (w rozważanym aspekcie) charakteryzowały się powiaty zlokalizowane w województwach pomorskim i małopolskim, a także obszary położone na obrzeżach większości dużych miast, najmniej korzystną zaś powiaty zlokalizowane w centralnej, wschodniej oraz południowo-zachodniej Polsce.



Rys. 3.36. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2002r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga* (podział na 4 grupy)

* $\bar{z} = 0{,}24$, $s_z = 0{,}08$ przy czym w formule normalizacyjnej (1.17) zastosowano trzy odchylenia standardowe.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

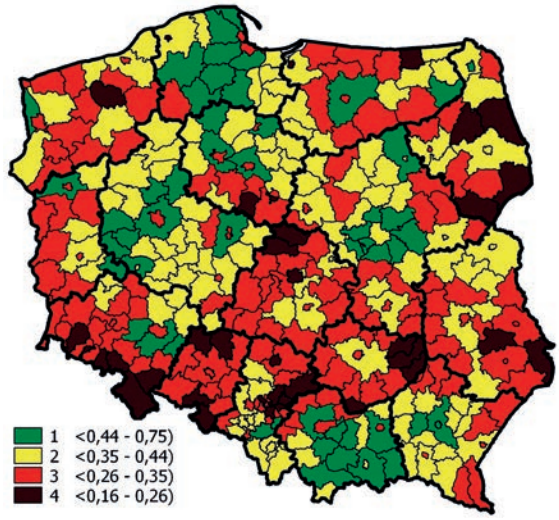


Rys. 3.37. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2002 r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga (podział na 8 grup)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

Podobieństwo klasyfikacji powiatów przeprowadzonych przy wykorzystaniu miernika Hellwiga dla lat 2002 i 2012 uzasadnia również wartość współczynnika korelacji liniowej Pearsona, wynosząca 0,86 (p<0,05). Zgodność tego uporządkowania potwierdza także współczynnik rang Spearmana, wynoszący 0,83.

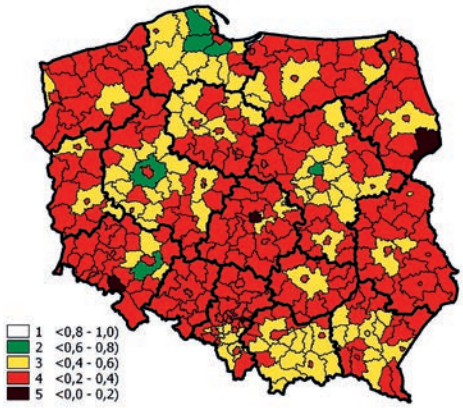
Analogiczne postępowanie zostało przeprowadzone na podstawie wartości dotychczas rozpatrywanych zmiennych diagnostycznych (tj. x_1, x_6, x_7 i x_{10}) w powiatach w 2012 r., ale przy wykorzystaniu miernika skonstruowanego według metody wzorca rozwoju (zob. pkt 1.3.1). Obliczone wartości miernika (w tym przypadku również odniesione do wzorca zmiennego) zostały pogrupowane odpowiednio do czterech, pięciu i dziesięciu grup typologicznych, uzyskanych przy wykorzystaniu odpowiednio metody odchyleń standardowych oraz metody podziału równomiernego (przy rozpiętości klas równej 0,2 oraz 0,1). Otrzymane rezultaty zostały zaprezentowane na rys. 3.38–3.40.



* $\bar{z} = 0{,}35$, $s_z = 0{,}09$

Rys. 3.38. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012r. w świetle metody wzorca rozwoju – podział metodą odchyleń standardowych* w 2012 r.

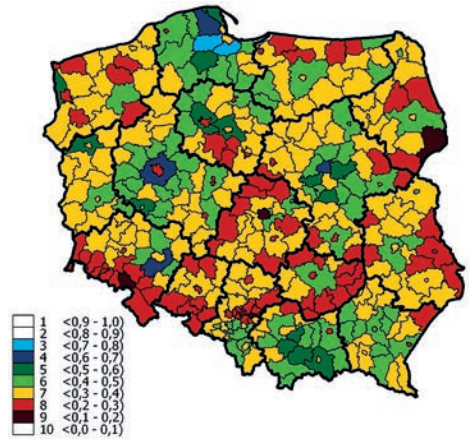
Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.



Rys. 3.39. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle metody wzorca rozwoju – podział równomierny na 5 skupień (rozpiętość klas = 0,2)* w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

* Żaden powiat nie został przydzielony do pierwszej klasy podobieństwa.



Rys. 3.40. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle metody wzorca rozwoju – podział równomierny na 10 skupień (rozpiętość klas = 0,1)* w 2012 r.

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

* Żaden powiat nie został przydzielony do pierwszych dwóch klas podobieństwa ani też do klasy ostatniej.

Wartości mierników syntetycznych dla 2012 r. uzyskane w wyniku zastosowania miernika Hellwiga i wzorca rozwoju (przed ich grupowaniem) są do siebie zbliżone – pomiędzy nimi istnieje wysoka i istotna statystycznie zgodność uporządkowania, o czym świadczą wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona oraz rang Spearmana, wynoszące odpowiednio 0,99 (p<0,05) i 0,98.

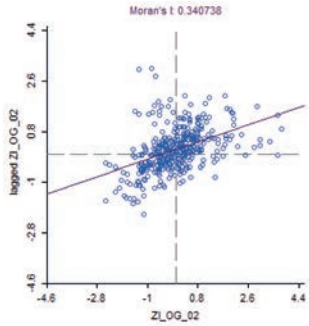
Rezultaty otrzymane metodą wzorca rozwoju, pogrupowane na cztery grupy typologiczne za pomocą metody odchyleń standardowych wykazały, że w 2012 r. najbardziej korzystną sytuacją z punktu widzenia potencjału ludnościowego legitymowały się przede wszystkim obszary województw pomorskiego, małopolskiego oraz wielkopolskiego, a także powiaty zlokalizowane wokół większości dużych miast, najmniej korzystną zaś obrzeża kraju oraz centralnej części Polski.

Wyniki grupowania powiatów przy wykorzystaniu podziału równomiernego na dziesięć grup typologicznych stanowią uszczegółowienie podziału na pięć grup. Na ich podstawie można stwierdzić, że najlepszą sytuacją z punktu widzenia potencjału ludnościowego w 2012 r. charakteryzowały się powiaty kartuski i gdański, a także poznański, wrocławski, wejherowski, legionowski i piaseczyński. Natomiast sytuacją najmniej korzystną legitymowały się miasta: Łódź, Sopot i Sosnowiec, a także powiaty hajnowski i wałbrzyski.

Powiaty zakwalifikowane w 2012 r. do czwartej grupy typologicznej (według klasyfikacji opartych na wartościach mierników Hellwiga i wzorca rozwoju, pogrupowanych metodą odchyleń standardowych) to tereny głównie emigracyjne, o wysokim zaawansowaniu starości demograficznej oraz względnie wysokim poziomie umieralności, przy relatywnie niskiej dzietności. Obszary te określić można mianem problemowych z punktu widzenia sytuacji demograficznej, o względnie niskim potencjale ludnościowym i niskich możliwościach odtworzeniowych populacji.

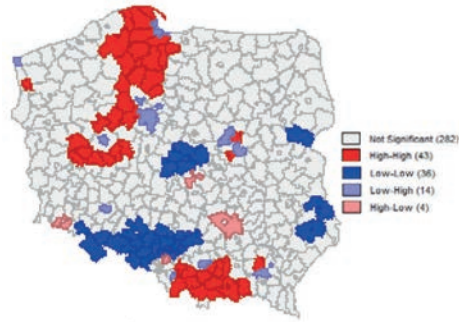
W celu zbadania przestrzennej zależności w kształtowaniu się wartości miernika Hellwiga, oceniającego syntetycznie sytuację w zakresie potencjału ludnościowego powiatów posłużono się statystyką Morana I, której wartość wynosząca 0,34[48] zarówno dla 2002, jak i 2012 dowiodła istnienie dodatniej, umiarkowanej i istotnej statystycznie (p<0,001) globalnej autokorelacji przestrzennej według sąsiedztwa I rzędu (zob. rys. 3.41 i 3.43). Wyznaczone wartości lokalnej statystyki Morana I_i wykazały, że w obu analizowanych latach największe obszary wzajemnego i istotnego statystycznie podobieństwa z punktu widzenia sytuacji w zakresie potencjału ludnościowego, postrzeganej jako względnie korzystna, zlokalizowane były w województwach pomorskim, wielkopolskim i małopolskim, a w 2012 r. również w mazowieckim. Natomiast regiony złożone z powiatów legitymujących się w obu rozpatrywanych latach relatywnie mało korzystną sytuacją w tym względzie zlokalizowane były głównie w województwie łódzkim i w południowo-zachodniej części kraju (zob. rys. 3.42 i 3.44).

48 Obliczenia zostały wykonane w programie *GeoDa*.



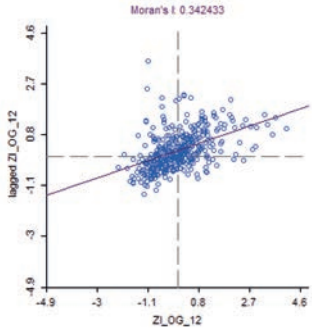
Rys. 3.41. Autokorelacja przestrzenna globalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2002 r. (sąsiedztwo I rzędu)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w programie GeoDa.



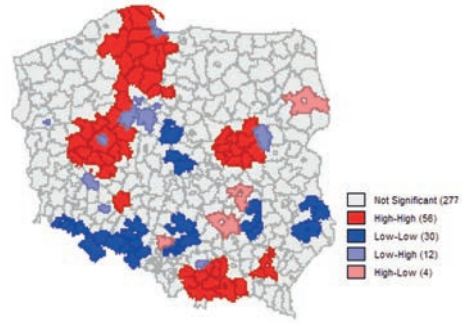
Rys. 3.42. Autokorelacja przestrzenna lokalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2002 r. (sąsiedztwo I rzędu)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w programie GeoDa.



Rys. 3.43. Autokorelacja przestrzenna globalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo I rzędu)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w programie GeoDa.



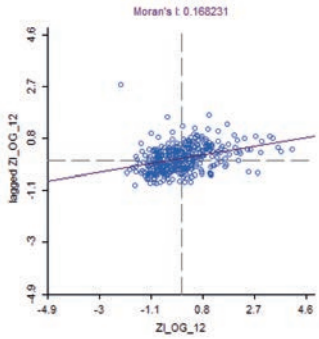
Rys. 3.44. Autokorelacja przestrzenna lokalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo I rzędu)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w programie GeoDa.

Przestrzenna zależność w kształtowaniu się omawianego miernika w 2012 r. widoczna była także w przypadku sąsiedztwa II rzędu (zob. rys. 3.45 i 3.46), przy czym w ujęciu globalnym miała ona słabszą siłę (wartość statystyki Morana *I* wyniosła 0,17; $p<0{,}001$).

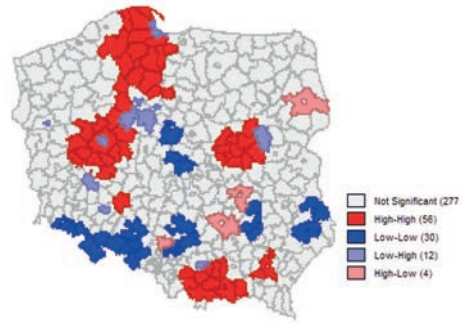
Statystyki Morana, zarówno globalna jak i lokalne, badające autokorelację przestrzenną pomiędzy powiatami z punktu widzenia potencjału ludnościowego w 2012 r. (ocenionego za pomocą miernika Hellwiga) zostały obliczone także w MS Excel (za pomocą formuł 1.47 i 1.48). W podejściu tym, opartym na standaryzowanej macierzy sąsiedztwa I rzędu, uzyskano wartość statystyki globalnej (wynoszącej 0,38) również świadczącą o dodatniej, umiarkowanej autokorelacji

przestrzennej, ale znacznie mniejsza liczba powiatów legitymowała się statystycznie istotnymi (p<0,05) wartościami statystyk lokalnych niż w przypadku rezultatów uzyskanych w programie *GeoDa*. Powiaty o istotnej statystycznie, dodatniej autokorelacji przestrzennej zlokalizowane były w województwie pomorskim (wejherowski, kartuski, gdański, pucki i kościerski), w wielkopolskim (poznański, grodziski oraz obornicki, przy czym w tym ostatnim dla p<0,1), w mazowieckim (wołomiński, legionowski, warszawski zachodni, pruszkowski, piaseczyński i grodziski, przy czym w tym ostatnim dla p<0,1), a także w małopolskim (myślenicki, limanowski, nowosądecki, wielicki oraz bocheński i nowatorski, przy czym w dwóch ostatnich przypadkach dla p<0,1). Rezultaty te odbiegały nieco od dotychczas zaprezentowanych m.in. ze względu na inny sposób postępowania (w programie *GeoDa* przeprowadzany jest test permutacyjny). Poszczególne etapy procedury przeprowadzonej w Excelu zostały zaprezentowane w aneksie w tab. A10.



Rys. 3.45. Autokorelacja przestrzenna globalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo II rzędu)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w programie GeoDa.



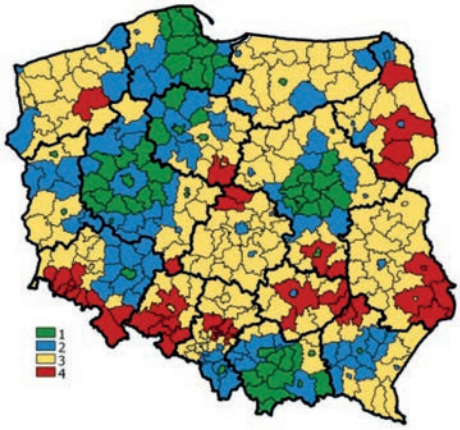
Rys. 3.46. Autokorelacja przestrzenna lokalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo II rzędu)

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne w programie GeoDa.

Następnie przeprowadzone zostało porządkowanie i grupowanie powiatów w oparciu o dotychczas aplikowany zestaw zmiennych diagnostycznych (tj. x_1, x_6, x_7 i x_{10}), przy wykorzystaniu przestrzennego miernika rozwoju (zob. pkt 1.3.4). Podstawą tego podejścia było istnienie istotnej statystycznie globalnej autokorelacji przestrzennej w przypadku każdej z tych zmiennych[49].

49 Zbadana została autokorelacja przestrzenna globalna powiatów przy zastosowaniu standaryzowanej wierszami macierzy sąsiedztwa I rzędu. Statystyka Morana *I* wynosiła dla poszczególnych zmiennych diagnostycznych odpowiednio: indeks starości 0,39; współczynnik dzietności ogólnej 0,39; standaryzowany współczynnik zgonów 0,36; współczynnik salda migracji 0,20 (w każdym przypadku p<0,001).

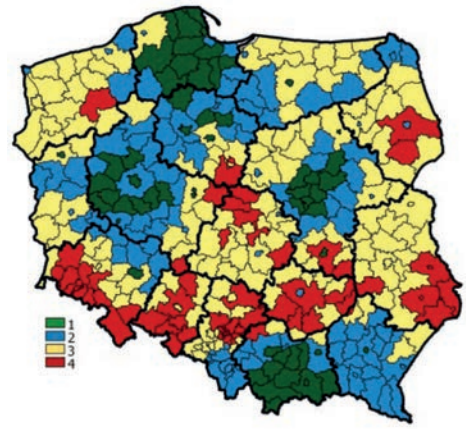
Uzyskane tą metodą rezultaty uwydatniły współzależności międzyregionalne, tym samym różniąc się znacząco od wyników otrzymanych za pomocą klasycznego miernika rozwoju Hellwiga. Niektóre powiaty zajmujące relatywnie niską lokatę według klasycznego miernika, na skutek istnienia zależności przestrzennych w kształtowaniu się zjawisk demograficznych, osiągnęły wyższą pozycję w drugim sporządzonym rankingu. Analogiczna sytuacja dotyczyła także jednostek o względnie wysokiej wartości klasycznego miernika rozwoju, osiągających znacznie niższą lokatę w drugim z tych zestawień – ich pozycja została osłabiona na skutek sąsiedztwa z obszarami o relatywnie niekorzystnej sytuacji z punktu widzenia badanego zjawiska (zob. rys. 3.47).



Rys. 3.47. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle przestrzennego miernika rozwoju Hellwiga*

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

* $\bar{z} = 0{,}29$, $s_z = 0{,}01$, $min = 0{,}07$, $max = 0{,}72$, przy czym w formule (1.17) zastosowano trzy odchylenia standardowe.



Rys. 3.48. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle przestrzennego miernika wzorca rozwoju*

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

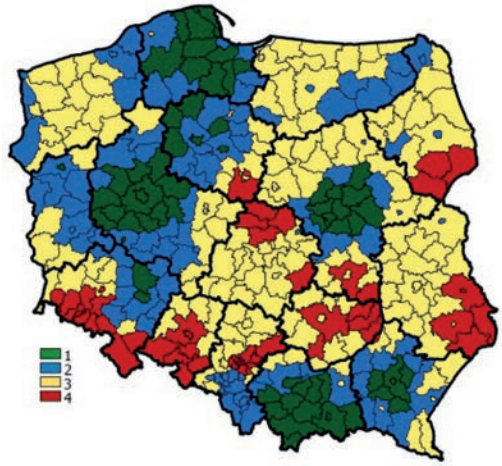
* $\bar{z} = 0{,}37$, $s_z = 0{,}01$, $min = 0{,}14$, $max = 0{,}82$, przy czym w formule (1.17) zastosowano trzy odchylenia standardowe.

Uwzględnienie sąsiedztwa jednostek korzystnie wpłynęło na lokaty większości dużych miast, legitymujących się w wielu przypadkach bardziej zaawansowanymi procesami depopulacyjnymi niż obszary je okalające. Te z kolei, charakteryzując się zazwyczaj wyższym poziomem reprodukcji przy dodatnim saldzie migracji, korzystnie oddziałują na duże miasta, stanowiąc dla nich zaplecze kapitału ludnościowego. Sytuacja taka dotyczyła m.in. Poznania, legitymującego się wyższym zaawansowaniem starości demograficznej, wyższą ujemną wartością współczynnika salda migracji, a także niższymi poziomami płodności i umieralności niż sąsiadujący z nim powiat poznański. Jest to przykład istnienia ujemnej autokorelacji przestrzennej. Natomiast dodatnia autokorelacja przestrzenna wystąpiła m.in.

w przypadku powiatów wchodzących w skład aglomeracji warszawskiej, wzmacniających wzajemnie swoją pozycję w badanym względzie.

Porównawczo, analogiczne postępowanie zostało przeprowadzone przy wykorzystaniu miernika opartego na metodzie wzorca rozwoju Sokołowskiego i Zająca (zob. pkt 1.3.1). Uzyskane w ten sposób wyniki były zbliżone do rezultatów otrzymanych w przypadku zastosowania przestrzennego miernika rozwoju według formuły Hellwiga (zob. rys. 3.48).

Jak wspomniano, zaprezentowane rezultaty odwołują się do autokorelacji przestrzennej pomiędzy powiatami, czyli wskazują na charakter interakcji międzyregionalnych, ale nie uwzględniają w bezpośredni sposób sytuacji demograficznej danej jednostki. Dlatego, w dalszej części pracy zaproponowano modyfikację tego podejścia, polegającą na przyjęciu na przekątnej binarnej macierzy wag (sąsiedztwa I rzędu) wartości równych jeden, a następnie zestandaryzowaniu jej wierszami (zachowując analogię do wcześniejszego podejścia). W ten sposób uzyskano kompilację informacji dla danego powiatu i obszarów z nim sąsiadujących (zob. rys. 3.49).



Rys. 3.49. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle przestrzennego miernika rozwoju Hellwiga z wagą własną*

Źródło: GUS (BDL); opracowanie własne.

* $\bar{z} = 0{,}31$, $s_z = 0{,}10$, $min = 0{,}08$, $max = 0{,}60$, przy czym w formule (1.17) zastosowano trzy odchylenia standardowe.

Uzyskane wyniki (rys. 3.49) były w znacznym stopniu podobne do rezultatów otrzymanych przy wykorzystaniu przestrzennego miernika rozwoju według formuły Hellwiga (zob. rys. 3.47). Zastosowanie wag własnych spowodowało, że niektóre jednostki wyspowe zostały włączone do regionu tworzonego przez powiaty je okalające, pomimo rzeczywistych różnic w wartościach zmiennych diagnostycznych pomiędzy tymi jednostkami. Podejście to pozwoliło uzyskane rezultaty

zinterpretować całościowo jako obszary (regiony) o danym poziomie potencjału ludnościowego (np. powiat poznański, *de facto* odbiegający *in plus* od Poznania i powiatów go otaczających w proponowanym podejściu został włączony do regionu tworzonego przez wspomniane jednostki). W związku z powyższym można stwierdzić, że w 2012 r. regiony najwyższego potencjału ludnościowego (w rozważanym aspekcie), zlokalizowane były w województwach pomorskim, wielkopolskim, małopolskim i mazowieckim, najniższego zaś w łódzkim, świętokrzyskim, dolnośląskim, opolskim i lubelskim.

Na podstawie dotychczas rozważanego zestawu zmiennych diagnostycznych (tj. x_1, x_6, x_7 i x_{10}) przeprowadzone zostało także grupowanie powiatów za pomocą metody *k*-średnich, jednakże uzyskane podziały, nawet bardzo szczegółowe (przeprowadzono grupowania kolejno na 4–17 skupień) nie były zadowalające ze względu na zbyt wysokie zróżnicowanie wewnątrz skupień poszczególnych zmiennych, z kolei jeszcze większa ilość skupień byłaby zbyt liczna do syntetycznej charakterystyki rozpatrywanych obszarów.

Zaprezentowane dotychczas rezultaty w znacznym stopniu znalazły także potwierdzenie w badaniach przeprowadzonych przy wykorzystaniu analizy czynnikowej[50].

50 Ich opis znajduje się w wymienionej we wstępie pracy pt. *Regionalizacja demograficzna (wybrane metody i próby ich aplikacji*) autorstwa Anny Majdzińskiej.

Podsumowanie

W pierwszym rozdziale monografii zaprezentowane zostały własne koncepcje metod regionalizacyjnych, mające charakter aplikacji procedur wykorzystywanych wyłącznie do klasyfikacji obiektów wielocechowych lub modyfikacji metod dotychczas stosowanych. Prezentowane podejścia stanowią jedynie propozycje procedur możliwych do zastosowania w delimitacji obszarów relatywnie podobnych z punktu widzenia analizowanego zjawiska, nie wyczerpują jednak wszystkich możliwości w tym względzie. Co więcej, stanowić mogą przyczynki do podejmowania dalszych badań, mających na celu poszukiwanie możliwie optymalnej procedury regionalizacyjnej.

Przedstawione w pracy wyniki badań dowiodły, że wybór właściwej metody regionalizacji uzależniony jest od kilku czynników, m.in. celu badania, rodzaju i charakteru zmiennych, a także wielkości analizowanej zbiorowości, dlatego nie każda procedura może być przydatna. Należy mieć na uwadze, że dwie metody (lub więcej) zastosowane na tym samym zbiorze obiektów przy wykorzystaniu tych samych zmiennych diagnostycznych mogą dać odbiegające od siebie rezultaty. Z tego względu optymalnym podejściem jest zastosowanie kilku procedur, odpowiednich z punktu widzenia warunków badania, a następnie poddanie uzyskanych wyników ocenie pod względem poprawności zarówno merytorycznej, jak i statystycznej.

Spośród zaprezentowanych procedur regionalizacyjnych za najbardziej efektywną na małym zbiorze obiektów uznana została metoda wzajemnego podobieństwa w regionie w wariancie II. Natomiast w przypadku licznego zbioru badanych jednostek bardziej odpowiednia (i najczęściej stosowana w literaturze) jest metoda *k*-średnich.

Zaprezentowane w rozdziale drugim charakterystyki demograficzne krajów europejskich dowiodły, że Europa charakteryzuje się znacznym zróżnicowaniem w zakresie struktur demograficznych, przy czym istnieją obszary cechujące się wysokim podobieństwem w tym względzie. Podobieństwo to szczególnie widoczne jest w przypadku jednostek podlegających zbliżonym geograficznym i historycznym uwarunkowaniom (np. obszary półwyspu skandynawskiego, iberyjskiego, kraje postsocjalistyczne), a także charakteryzujących się zbliżonym poziomem

rozwoju społeczno-gospodarczego. Na obserwowane obecnie układy przestrzenne w strukturach i procesach demograficznych wpływ miały także procesy gospodarcze i polityczne zachodzące na obszarze Europy na początku XXI w., m.in. rozszerzenie Unii Europejskiej, a także kryzys finansowy. Otwarcie w roku 2004 granic przez niektóre kraje UE dla nowych krajów członkowskich (w tym Polski) spowodowało zwiększoną falę emigracji, której wyraźne wyhamowanie nastąpiło pod koniec pierwszej dekady XXI w.

Analiza struktur wieku populacji krajów dowiodła istnienie postępującego procesu starzenia się ludności niemalże na całym obszarze Europy. Obecnie proces ten jest najbardziej zaawansowany w Niemczech, Włoszech i Grecji, ale w perspektywie kolejnych kilkudziesięciu lat w większości krajów europejskich odsetek ludności starszej wyraźnie wzrośnie[1]. Sytuacja ta w znacznym stopniu jest już przesądzona – determinują ją przede wszystkim: obecna struktura wieku ludności, a także niskie wartości współczynnika dzietności (znacznie poniżej prostej zastępowalności generacji), w rezultacie czego frakcja dzieci nie rekompensuje liczebnie subpopulacji osób starszych. Migracje ludności, w zależności od tego, czy ich efektem jest dodatnie, czy ujemne saldo, wzmacniają lub osłabiają postęp starości demograficznej (migrują bowiem głównie osoby w wieku produkcyjnym mobilnym).

Pomiędzy strukturami i procesami demograficznymi istnieje sprzężenie zwrotne, wynikające z ich wzajemnego oddziaływania. Obszary o wysokim zaawansowaniu starości demograficznej charakteryzują się względnie niskim poziomem dzietności oraz wysoką wartością przeciętnego dalszego trwania życia (np. Niemcy, Włochy). Z kolei, relatywnie wysoki poziom dzietności spowalnia proces starzenia się ludności, co widoczne jest także w przypadku populacji o względnie wysokich wartościach parametru e_0 (np. Wielka Brytania, Francja).

W rozdziale drugim wykazano także, że w Polsce stan i dynamika struktur oraz procesów demograficznych są zróżnicowane przestrzennie zarówno w ujęciu ogółem, jak i w przekrojach miasto-wieś. Zróżnicowanie to szczególnie jest widoczne na poziomie powiatów i gmin, co wykazała analiza jedno- jak i wielowymiarowa.

Biorąc pod uwagę strukturę wieku populacji, Polska obecnie wypada relatywnie korzystnie na tle innych europejskich państw (szczególnie z zachodniej i północnej części Starego Kontynentu), ale będzie się ona zmieniać *in minus*. Przemiany w tym względzie obserwowane są od dłuższego czasu. Niski poziom dzietności, niezapewniający prostej zastępowalności pokoleń, ujemne saldo migracji zewnętrznych oraz osiąganie progu starości demograficznej przez kolejne roczniki

1 Starzenie się populacji UE „będzie ogromnym wyzwaniem dla tworzenia PKB oraz jego międzypokoleniowej dystrybucji. Zmniejszeniu się liczby osób wytwarzających PKB i jednocześnie wzrostowi liczby świadczeniobiorców będzie towarzyszyć kurczenie się zasobów siły roboczej, na co muszą przygotować się szczególnie gospodarki krajów Europy Środkowo-Wschodniej, w tym Polska" [Męcina 2012: 10].

wyżu demograficznego z lat 50. XX w. sprawiają, że w perspektywie kolejnych dwóch dekad populacja Polski doświadczy akceleracji procesu starzenia się. Fakt ten skłania do podejmowania działań mających na celu łagodzenie negatywnych skutków tego procesu (wśród których do najistotniejszych należy zaliczyć zmniejszanie się potencjalnych zasobów pracy, spadek wydolności finansowej systemów emerytalnych czy wzrost kosztów opieki zdrowotnej i społecznej nad seniorami).

Obecnie w Polsce wyższym zaawansowaniem starości demograficznej legitymują się miasta, zwłaszcza duże – do połowy I dekady XXI w. wyższy odsetek ludności w wieku 65+ lat odnotowywany był na wsi. Spośród województw, najwyższym udziałem subpopulacji seniorów legitymują się obszary Polski Wschodniej i Centralnej, w szczególności województwa świętokrzyskie, lubelskie, podlaskie, ale także opolskie, łódzkie i śląskie. W perspektywie kilku- kilkunastu lat najwyższym tempem postępu starości demograficznej legitymować się będą obszary zachodniej i północnej części Polski, obecnie postrzegane jako relatywnie młode.

Wykazane przestrzenne różnice w przebiegu procesów ludnościowych w Europie i w Polsce stanowiły podstawę delimitacji regionów demograficznych, o czym świadczą wyniki uzyskane w rozdziale trzecim. Rezultaty regionalizacji przeprowadzonych na poziomie krajów dowiodły, że w 2011 r. największym podobieństwem z punktu widzenia struktury wieku ludności charakteryzowały się kraje: Portugalia i Hiszpania, Belgia i Holandia, Polska i Słowacja, Szwecja i Finlandia, Białoruś i Ukraina, a także Węgry, Serbia i Rumunia.

W przypadku Polski, rezultaty uzyskane na poziomach powiatów i gmin, przy uwzględnieniu ich wielkości i lokalizacji, pozwoliły wyodrębnić trzy zasadnicze grupy jednostek podobnych do siebie pod względem kształtowania się i przebiegu procesów ludnościowych: miasta duże i wielkie, obszary podmiejskie okalające duże miasta, a także obszary peryferyjne położone wokół dużych miast w danym województwie. Intensyfikacja zachodzących przemian w strukturach i procesach ludnościowych w znacznym stopniu warunkowana jest także położeniem danej jednostki względem granic kraju.

W 2012 r. województwami najbardziej podobnymi do siebie z punktu widzenia struktury wieku ludności, w świetle przeprowadzonych analiz, były lubuskie i zachodniopomorskie, kujawsko-pomorskie i wielkopolskie, małopolskie i podkarpackie oraz łódzkie i świętokrzyskie. Podobieństwo pomiędzy tymi jednostkami widoczne było zarówno w przypadku miast, jak i wsi.

Przeprowadzona typologia powiatów pozwoliła wyodrębnić w 2012 r. dziewięć typów struktury wieku ludności. Wówczas, podobnie jak w roku 2002, najstarszymi demograficznie jednostkami (biorąc pod uwagę medianę wieku ludności) były duże i wielkie miasta, a także powiaty w centralnej i południowo-zachodniej części Polski, najmłodszymi zaś powiaty zlokalizowane w Małopolsce, na Pomorzu, Warmii i Mazurach oraz w Wielkopolsce. W obrębie wyszczególnionych typów wyróżnionych zostało łącznie 40 mikroregionów (typów regionalnych) złożonych

z co najmniej dwóch powiatów legitymujących się w 2012 r. relatywnie podobną strukturą wieku populacji.

Przestrzenne zróżnicowanie w zakresie podobieństwa struktury wieku populacji widoczne było także w obrębie poszczególnych województw, przy czym było ono szczególnie wysokie w przypadku jednostek, których stolicami są duże pod względem liczby ludności miasta. Zróżnicowanie to zauważalne było także na obszarze województwa łódzkiego (najstarszego demograficznie wśród pozostałych, równorzędnych administracyjnie jednostek terytorialnych), gdzie w 2012 r. wyodrębnionych zostało dziewięć typów struktury wieku ludności gmin.

W najbardziej korzystnym położeniu z punktu widzenia sytuacji demograficznej oceniającej zasób potencjału ludnościowego (rozważając proces starzenia się, reprodukcji oraz migracje ludności) w 2012 r. znajdowały się obszary zlokalizowane wokół dużych ośrodków miejskich – największe w województwach pomorskim, wielkopolskim i małopolskim. Wnioski te wykazały analizy przeprowadzone zarówno przy wykorzystaniu syntetycznych mierników klasyfikacji, jak i miar autokorelacji przestrzennej

Bibliografia

Opracowania analityczne

Abramowska-Kmon A., 2011, *O nowych miarach zaawansowania procesu starzenia się ludności*, „Studia Demograficzne", nr 1/159, s. 3–22

Aktywizacja zawodowa i społeczna osób 45+. Podsumowanie, Finess Sp. z o.o, Viribus Unitis, Unia Europejska, http://aktywni45plus.eu/images/zalaczniki/e-publikacja_22_03_2013.pdf (dostęp 13.08.2013)

Assunção R.M., Neves M.C., Câmara G., Da Costa Freitas C., 2006, *Efficient regionalization techniques for socio-economic geographical units using minimum spanning trees*, „International Journal of Geographical Information Science", vol. 20, no. 7, s. 797–811

Antczak E., 2013, *Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne", nr 7, s. 37–53

Bajorski B, Tokarski T., 2011, *Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego*, „Wiadomości Statystyczne", nr 5, s. 47–69

Balcerzak A., 2011, *Taksonomiczna analiza jakości kapitału ludzkiego w Unii Europejskiej w latach 2002–2008*, [w:] Jajuga K., Walesiak M. (red.), *Taksonomia. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, t. 18, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław, s. 456–467

Balcerzak-Paradowska B., Kołaczek B., Głogosz D., 2009, *Polityki rodzinne w poszczególnych krajach UE*, [w:] Balcerzak-Paradowska B., Szymborski J. (red.), *Polityka rodzinna w krajach Unii Europejskiej – wnioski dla Polski*, „Biuletyn RPO – Materiały", nr 67, s. 55–176

Balicki A., 2009, *Statystyczna analiza wielowymiarowa i jej zastosowania społeczno-ekonomiczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk

Bauer R., Fassmann H., 2010, *DEMIFER. Demographic and migratory flows affecting European regions and cities. Deliverable 3. Typology of Regions*, The ESPON 2013 Programme, ESPON & UNIVIE, EUROPEAN UNION, http://www.espon.eu/main/Menu_Projects/Menu_AppliedResearch/demifer.html (dostęp 15.12.2012)

Bazarnik J., Grabiński T., Wojdacki K.P., 1992, *Taksonomiczne metody analizy przestrzennej struktury konsumpcji*, [w:] Mynarski A. (red.), *Badania przestrzenne rynku i konsumpcji. Przewodnik metodyczny*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 117–160

Benassi F., Bocci C., Petrucci A., 2010, *Spatial data mining for clustering: from the literature review to an application using RedCap*, Working Paper, nr 11, Dipartimento di Statistica "G. Parenti", http://eprints.unifi.it/archive/00002216/01/wp2010_11.pdf (dostęp 24.04.2013)

Benassi F., Ferrara R., 2010, *Regionalization with dynamically constrained agglomerative clustering and partitioning. An application on spatial segregation of foreign population in Italy at regional level*, 45th SIS Scientic Meeting. Padua, June 16-18.2010, http://homes.stat.unipd.it/mgri/SIS2010/Program/contributedpaper/674-1421-1-DR.pdf (dostęp 24.04.2013)

Bengtsson T., Scott K., 2009, *Population ageing: A threat to European welfare*?, [w:] Gustavsson S., Oxelheim L., Pehrson L. (eds), *How Unified is the European Union*?, Springer, Heidelberg, s. 117–137

Berezowski S., 1986, *Metody badań w geografii ekonomicznej*, Wydawnictwa Szkolne i Pedagogiczne, Warszawa

Berry B.J.L., 1961, *A method for deriving multi-factor uniform regions*, „Przegląd Geograficzny", t. 33, z. 2, s. 263–282

Bielecka K., Paprzycki Z., Piasecki Z., 1980, *Stosowalność metod taksonomii numerycznej w typologii rolnictwa – Problem oceny ich efektywności*, „Przegląd Geograficzny", t. 52, z. 2, s. 303–319

Bojanowska E., 2012, *Ludzie starsi w rodzinie i społeczeństwie*, [w:] Hrynkiewicz J. (red.), *O sytuacji ludzi starszych*, t. 2, Rządowa Rada Ludnościowa, Warszawa, s. 19–32

Borowski S., 1977a, *Czynniki i przestrzenne zróżnicowanie reprodukcji ludności w Polsce*, „Studia Demograficzne", nr 48, s. 31–49

Borowski S., 1977b, *Delimitacja regionów według czynników reprodukcji ludności w Polsce (generacje kobiet 1911–1920)*, „Studia Demograficzne", nr 49, s. 3–24

Borowski S., 1977c, *Zastosowanie analizy czynnikowej i metod taksonomicznych do delimitacji regionów reprodukcji ludności w Polsce*, „Studia Demograficzne", nr 47, s. 3–64

Bryja A., 2012, *Optymalizacja liczby skupień na podstawie wybranych wskaźników jakości grupowania*, [w:] *Metody analizy danych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie", nr 892, s. 53–67

Caliński T., Harabasz J., 1974, *A dendrite method for cluster analysis*, „Communications in Statistics", no. 3(1), s. 1–27

CEDEFOP, 2012, *Silver workers – golden opportunities* (briefing note), European Centre for the Development of Vocational Training, Thessaloniki

CEDEFOP, 2013, *Srebrni pracownicy na wagę złota* (nota informacyjna), Europejskie Centrum Rozwoju Szkolenia Zawodowego, Thessaloniki

Cegłowska J., Niekrasz J., Stokowski F., 1988, *Ewolucja regionalnych podziałów demograficznych w Polsce*, „Monografie i Opracowania", nr 279, SGPiS, Warszawa

Chojnicki Z., Czyż T., 1973, *Metody taksonomii numerycznej w regionalizacji geograficznej*, PWN, Warszawa

Chojnicki Z., Czyż T., 1975, *Problemy metodologiczne zastosowania analizy czynnikowej w geografii*, „Przegląd Geograficzny", t. 47, z. 3, s. 467–482

Chudzyńska I., 1980, *O niektórych metodach analizy skupień*, „Przegląd Geograficzny", t. 52, z. 1 s. 181–192

Chudy K., Wierzbińska M., 2001, *Taksonomiczna analiza rozwoju społeczno-gospodarczego woj. Podkarpackiego*, „Wiadomości Statystyczne", nr 2, s. 77–84

Cieślak M., 1976, *Modele zapotrzebowania na kadry kwalifikowane*, PWN, Warszawa

Cieślak M., 2004, *Pomiar procesu starzenia się*, „Studia Demograficzne", nr 2/146, s. 3–16

Cieślak M., 1990, *Rozwój demograficzny – pojęcie i sposoby pomiaru*, [w:] Cieślak M., Dittmann P., Kuropka I., Oktabska E., Pawlukowicz R., Radzikowska B., *Rozwój demograficzny Polski – analiza i prognozowanie*, SGPiS, ISiD, Warszawa, s. 13–36

Czapiński J., 2013, *Rezerwa prokreacyjna*, [w:] Czapiński J., Panek T. (red.), *Diagnoza Społeczna 2013. Warunki i jakość życia Polaków. Raport*, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa, s. 170–178

Czerwińska D., Gemborzewski H., 1975, *O współczynniku Renkonena podobieństwa zbiorów*, „Listy Biometryczne", nr 49–50, s. 19–24

Czyż T., 1967, *Wyznaczanie regionów jednolitych metodą analizy czynników wielokrotnych*, „Przegląd Geograficzny", t. 39, z. 1, s. 135–160

Czyż T., 1968, *The application of multifactor analysis in economic regionalization*, „Geographia Polonica", no. 15, s. 115–133

Czyż T., 1971, *Zastosowanie metody analizy czynnikowej do badania ekonomicznej struktury regionalnej Polski*, „Prace Geograficzne", nr 92
Danielewicz J., 2013, *Zarządzanie obszarami metropolitalnymi wobec globalnych procesów urbanizacji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
Deszczka W., 1930, *Regjonalizm*, „Przegląd Geograficzny", t. 10, nr 3–4, s. 261–267
Długosz Z., 1998, *Próba określenia zmian starości demograficznej Polski w ujęciu przestrzennym*, „Wiadomości Statystyczne", nr 3, s. 15–27
Domański Cz. 2001, *Parametry opisujące strukturę zbiorowości statystycznych*, [w:] Domański Cz. (red.), *Metody statystyczne. Teoria i zadania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 36–53
Domański R., 1964, *Procedura typologiczna w badaniach ekonomiczno-geograficznych*, „Przegląd Geograficzny", t. 36, z. 4, s. 627–660
Domański R., 1998, *Zasady geografii społeczno-ekonomicznej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa–Poznań
Duque J.C., Ramos R., Suriñach J., 2006, *Supervised regionalization methods: A survey*, Working Papers, nr 8, Research Institute of Applied Economics, http://www.ub.edu/irea/working_papers/2006/200608.pdf (dostęp 24.04.2013)
Dykas P., Kościelniak P., Tokarski T., 2013, *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego województw i powiatów*, [w:] Trojak M., Tokarski T. (red.), *Statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego i społecznego Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków, s. 81–109
Dziewoński K., 1957, *Niektóre problemy badania regionów gospodarczych w Polsce*, „Przegląd Geograficzny", t. 29, z. 4, s. 719–739
Dziewoński K., 1967, *Teoria regionu ekonomicznego*, „Przegląd Geograficzny", t. 39, z. 1, s. 33–50
Eberhardt P., 1989, *Regiony wyludniające się w Polsce*, „Prace Geograficzne", nr 148
Ernst J., 1932, *Regiony geograficzno-rolnicze Polski*, „Czasopismo Geograficzne", t. 10, z. 4, s. 143–167
Eurostat, 2012, *Active ageing and solidarity between generations. A statistical portrait of the European Union 2012*, Eurostat Statistical books, Eurostat, European Commission
Everitt B.S., Landau S., Leese M., 2001, *Cluster analysis*, Arnold, London
Fihel A., 2011, *Płeć a trwanie życia. Analiza demograficzna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa
Florek K., Łukaszewicz J., Perkal J., Steinhaus H., Zubrzycki S., 1951, *Taksonomia wrocławska*, „Przegląd Antropologiczny", t. XVII, s. 193–211
Frątczak E., 2002, *Proces starzenia się ludności Polski*, „Studia Demograficzne", nr 2(142), s. 3–28
Frątczak E., Kurkiewicz J., 2010, *Struktura ludności według podstawowych cech demograficznych*, [w:] Kurkiewicz J. (red.), *Procesy demograficzne i metody ich analizy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków, s. 104–138
Gatnar E., 1998, *Symboliczne metody klasyfikacji danych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
Gatnar E., Walesiak M. (red.), 2004, *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław
Gavrilova N.S., Gavrilov L.A, 2009, *Rapidly aging populations: Russia/Eastern Europe*, [w:] Uhlenberg P. (ed.), *International Handbook of Population Aging, International Handbooks of Population*, vol. 1, Springer, s. 113–131
Gawryszewski A., 2005, *Ludność Polski w XX wieku*, „Monografie", nr 5, PAN, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania im. S. Leszczyckiego, Warszawa
Gawryszewski A., 2008, *Historia geografii ludności*, [w:] Jackowski A., Liszewski S., Richling A. (red.), *Historia geografii polskiej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 176–194
Gazińska M., 2003, *Potencjał demograficzny w regionie. Analiza ilościowa*, „Rozprawy i Studia", t. 448, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin

Gołata E., 1990, *Studia nad terytorialnym zróżnicowaniem płodności kobiet w Polsce*, „Monografie i Opracowania" nr 322, SGPiS, Warszawa

Gorzelak G., 1975, *Ogólna systematyka metod regionalizacyjnych*, „Wiadomości Statystyczne", nr 5, s. 26–30

Gorzelak G., 1993, *Regionalizm i regionalizacja w Polsce na tle europejskim*, [w:] Gorzelak G., Jałowiecki B. (red.), *Czy Polska będzie państwem regionalnym*?, „Studia Regionalne i Lokalne", nr 9(42), s. 45–70

Górka Z., Jelonek A., 1993, *Badania geograficzne z zakresu osadnictwa i ludności w krakowskim ośrodku geograficznym w latach 1919–1991*, [w:] Liszewski S. (red.), *Geografia osadnictwa i ludności w niepodległej Polsce. Lata 1918–1993*, t. I, *Ośrodki naukowo-badawcze i ich dorobek, Polskie Towarzystwo Geograficzne*, Łódź, s. 9–40

Grabiński T., 1989, *Ogólne założenia taksonomii numerycznej*, [w:] Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A. (red.), *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 9–18

Grabiński T., 1992, *Metody taksonometrii*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków

Grabiński T., 2003, *Analiza taksonometryczna krajów Europy w ujęciu regionów*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków

Grabiński T., Zając K., 1976, *Taksonomiczne metody określania faz rozwojowych procesów demograficznych*, „Studia Demograficzne", nr 43, s. 15–40

Greń J., 1982, *Statystyka matematyczna. Modele i zadania*, PWN, Warszawa

Greta M., 2003, *Euroregiony a integracja europejska. Wnioski dla Polski*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Groszek T., Zagórski K., 1972, *Zastosowanie taksonomii wrocławskiej i analizy czynnikowej do badania struktury społeczno-zawodowej ludności*, „Wiadomości Statystyczne", nr 10, s. 26–32

Grzela J., 2011, *Region, regionalizm, regionalizacja – wybrane aspekty teoretyczne*, [w:] Prońko J., Kaczmarczyk B. (red.), „Miscellanea Oeconomicae. Studia i Materiały", nr 1, s. 11–27

Guraj-Kaczmarek K., Nowak-Sapota K., Nowakowska B., Obraniak W., 1988, *Terytorialne zróżnicowanie liczby i struktury gospodarstw domowych a potrzeby mieszkaniowe. Stan aktualny i perspektywy*, „Monografie i Opracowania", nr 266, SGPiS, Warszawa

Guo D., 2008, *Regionalization with dynamically constrained agglomerative clustering and partitioning (REDCAP)*, „International Journal of Geographical Information Science", vol. 22, no. 7, s. 801–823

GUS, 2014, *Prognoza ludności na lata 2014–2050 (opracowana 2014 r.)*, Główny Urząd Statystyczny, http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/prognoza-ludnosci/prognoza-ludnosci-na-lata-2014-2050-opracowana-2014-r-,1,5.html (dostęp 27.04.2015)

GUS, 2015a, *Klasyfikacja NUTS*, http://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/jednostki-terytorialne/klasyfikacja-nuts/ (dostęp 01.07.2015)

GUS, 2015b, *Klasyfikacja NUTS w Polsce*, http://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/jednostki-terytorialne/klasyfikacja-nuts/klasyfikacja-nuts-w-polsce/ (dostęp 01.07.2015)

GUS, 2015c, *Nomenklatura NTS*, http://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/jednostki-terytorialne/nomenklatura-nts/ (dostęp 01.07.2015)

GUS, 2015d, *Zasady wyznaczania jednostek NUTS*, http://stat.gov.pl/statystyka-regionalna/jednostki-terytorialne/klasyfikacja-nuts/zasady-wyznaczania-jednostek-nuts/ (dostęp 01.07.2015)

Hellwig Z., 1968, *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny", z. 4, s. 308–327

Hellwig Z., Walter Cz., 1979, *Taksonomiczne i ekonometryczne podejście do analizy danych statystycznych*, „Wiadomości Statystyczne", nr 9, s. 14–17

Henseke G., Hetze P., Tivig T., 2009, *Ageing in German Industry*, [w:] Kuhn M., Ochsen C. (eds), *Labour Markets and Demographic Change*, VS Verlag für Sozialwissenschaften, Springer, s. 12–30
Holzer J.Z., 2003, *Demografia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
Horton F.E., McConnell H., 1969, *A method for classification and regionalization based on areal association*, „The Annals of Regional Science", vol. 3, no. 2, s. 111–126
Jagielski A., 1978, *Geografia ludności*, PWN, Warszawa
Jajuga K., 1993, *Statystyczna analiza wielowymiarowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
Jelonek A., 1958, *Zmiany w strukturze płci i wieku ludności w Polsce w latach 1946–1950*, „Przegląd Geograficzny", t. 30, z. 3, s. 439–459
Jelonek A., 1971, *Regiony demograficzne Polski*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Jagiellońskiego", Seria „Prace Geograficzne", z. 30 oraz „Prace Instytutu Geograficznego", z. 52
Jelonek A., 1976, *An application of factor analysis to demographic regionalization*, „Geographia Polonica", nr 33, s. 103–111
Jelonek A., 1977a, *Regiony demograficzne i regionalizacja struktur ludnościowych*, [w:] Dziewoński K., Gawryszewski A., Iwanicka-Lyrowa E., Jelonek A., Jerczyński M., Węcławowicz G., *Rozmieszczenie i migracje ludności a system osadniczy Polski Ludowej*, „Prace Geograficzne", nr 117, s. 110–135
Jelonek A., 1977b, *Urbanization processes and changes in the demographic regionalization of Poland*, „Geographia Polonica", z. 37
Jędrzejczyk D., 2001, *Podstawy geografii ludności*, Wydawnictwo Akademickie Dialog, Warszawa
Johann M., 2005, *Polska – UE. Porównanie poziomu życia ludności*, Difin, Warszawa
Jóźwiak J., 2013, *Demograficzne uwarunkowania rynku pracy w Polsce*, [w:] Kiełkowska M. (red.), *Rynek pracy wobec zmian demograficznych*, „Zeszyty Demograficzne", nr 1, Instytut Obywatelski, Warszawa, s. 8–23
Jóźwiak J., Podgórski J., 2006, *Statystyka od podstaw*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
Jurek Ł., 2010, *Proces demograficznego starzenia jako istotne wyzwanie dla społeczeństwa polskiego w XXI wieku*, [w:] Kowalczyk O. (red.), *Nauki społeczne 2. Współczesne społeczeństwa – nadzieje i zagrożenia*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu", s. 63–74
Jurek Ł. 2012, *Ekonomia starzejącego się społeczeństwa*, Difin, Warszawa
Kaczmarek Z., J. Parysek, 1979, *O pewnej metodzie doboru cech w badaniach geograficzno-ekonomicznych*, „Przegląd Geograficzny", t. 51, z. 1, s. 65–76
Kędelski M., 1976, *Próba wyodrębnienia układu makroregionów demograficznych i zatrudnienia*, „Studia Demograficzne", nr 43, s. 41–49
Klimkiewicz A., 2013, *Społeczne konsekwencje podwyższenia wieku emerytalnego kobiet*, „Annales. Etyka w Życiu Gospodarczym", vol. 16, s. 259–269, http://www.annalesonline.uni.lodz.pl/archiwum/2013/2013_klimkiewicz_259_269.pdf (dostęp 30.07.2013)
Kłos B., 2008, *Wiek emerytalny kobiet i mężczyzn*, „Infos", Biuro Analiz Sejmowych, nr 3(27), http://www.sejm.gov.pl/Sejm7.nsf/publikacjeBAS.xsp?seria=3 (dostęp 30.07.2013)
Kolenda M., 2006, *Taksonomia numeryczna. Klasyfikacja, porządkowanie i analiza obiektów wielocechowych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
Kolonko J., 1980, *Analiza dyskryminacyjna i jej zastosowania w ekonomii*, PWN, Warszawa
Kołaczek B., 2009, *Uwarunkowania demograficzne, społeczno-gospodarcze i kulturowe polityki rodzinnej w krajach UE*, [w:] Balcerzak-Paradowska B., Szymborski J. (red.), *Polityka rodzinna w krajach Unii Europejskiej – wnioski dla Polski*, „Biuletyn RPO – Materiały", nr 67, s. 31–54
Kołodziejczyk D., 2011, *Ocena potencjału demograficznego w gminach*, „Wiadomości Statystyczne", nr 4, s. 23–37
Kosiński L., 1964, *Typy zmian ludności w Polsce w latach 1951–1960*, „Przegląd Geograficzny", t. 36, z. 4, s. 661–677

Kosiński L., 1968, *Migracje ludności w Polsce w latach 1950–1960*, „Prace Geograficzne", nr 72
Kotowska I.E., 1999, *Drugie przejście demograficzne i jego uwarunkowania*, [w:] Kotowska I. (red.), *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*, „Monografie i Opracowania", nr 461, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa, s. 11–33
Kotowska I.E., Jóźwiak J., 2012, *Nowa demografia Europy a rodzina*, „Roczniki. Kolegium Analiz Ekonomicznych", z. 28, s. 9–33
Kowaleski J.T., 2008, *Miasto jako przedmiot badań w demografii*, [w:] Jałowiecki B. (red.), *Miasto jako przedmiot badań naukowych w początkach XXI wieku*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa, s. 158–172
Kowaleski J.T., 2011, *Struktura demograficzna starszego odłamu ludności w województwach (stan aktualny i prognozy do roku 2030)*, [w:] Kowaleski J.T. (red.), *Przestrzenne zróżnicowanie starzenia się ludności Polski. Przyczyny, etapy, następstwa*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 9–33
Kowaleski J.T., Majdzińska A., 2012a, *Miary i skale zaawansowania starości demograficznej*, [w:] Rossa A. (red.), *Wprowadzenie do gerontometrii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 7–34
Kowaleski J.T., Majdzińska A., 2012b, *Starzenie się populacji krajów Unii Europejskiej – nieodległa przeszłość i prognoza*, „Studia Demograficzne", nr 1(161), s. 57–80
Kukuła K., 2000, *Metoda unitaryzacji zerowanej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
Kurek S., 1998, *Zróżnicowanie przestrzenne procesu starzenia się ludności Europy w latach 1960–1996 w świetle wybranych mierników*, „Czasopismo Geograficzne", nr 69, z. 3–4, s. 261–274
Kurek S., 2008, *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*, Wydawnictwo Naukowe Akademii Pedagogicznej, Kraków
Kurek S., 2012, *Przemiany demograficzne w Polsce w świetle teorii drugiego przejścia demograficznego w ujęciu przestrzennym*, [w:] Rączaszek A. (red.), *Demograficzne uwarunkowania rozwoju społecznego*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach", nr 98, s. 217–230
Kurek S., Lange M., 2013, *Zmiany zachowań prokreacyjnych w Polsce w ujęciu przestrzennym*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Pedagogicznego w Krakowie, Kraków
Kurkiewicz J., 2008, *Teoria drugiego przejścia demograficznego jako koncepcja wyjaśniająca przemiany zachowań demograficznych społeczeństwa rozwiniętego*, [w:] Kurkiewicz J., Podolec B. (red.), *Społeczno-ekonomiczne uwarunkowania procesów ludnościowych i kształtowania się potrzeb*, „Prace z Zakresu Statystyki i Demografii", nr 1, Krakowskie Towarzystwo Edukacyjne – Oficyna Wydawnicza AFM, Kraków, s. 107–118
Kurkiewicz J. (red.), 2012, *Demograficzne uwarunkowania i wybrane społeczno-ekonomiczne konsekwencje starzenia się ludności w krajach europejskich*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków
Kurkiewicz J., Pociecha J., Zając K., 1991, *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej w badaniach rozwoju demograficznego*, „Monografie i Opracowania", nr 336, SGH, Warszawa
Kuropka I., Radzikowska B., 1989, *Rozwój demograficzny wybranych krajów europejskich*, „Studia Demograficzne", nr 2(92), s. 51–64
Lance G.N., Williams W.T., 1967a, *A general theory of classificatory sorting strategies. I. Hierarchical systems*, „Computer Journal", vol. 9(4)
Lance G.N., Williams W.T., 1967b, *A general theory of classificatory sorting strategies. II. Clustering systems*, „Computer Journal", vol. 10(3)
Leonhard-Migaczowa H., 1970, *Regiony ludnościowo-gospodarcze woj. Wrocławskiego*, „Czasopismo Geograficzne", t. 41, z. 3, s. 339–356
Leonhard-Migaczowa H., 1993, *Geografia osadnictwa i ludności w ośrodku lwowskim w latach 1918–1939*, [w:] Liszewski S. (red.), *Geografia osadnictwa i ludności w niepodległej Polsce. Lata*

1918–1993, t. I, *Ośrodki naukowo-badawcze i ich dorobek, Polskie Towarzystwo Geograficzne*, Łódź, s. 97–108

Lesthaeghe R., 2010, *The unfolding story of the second demographic transition*, Research report 10-969, January 2010, Population Studies Center, University of Michigan, Institute for Social Research, http://www.psc.isr.umich.edu/pubs/pdf/rr10-696.pdf (dostęp 24.02.2010)

Leszczycki S., 1964, *The tasks of economic regionalization*, „Geographia Polonica", z. 4

Lijewski T., 1963, *Próba podziału Polski na regiony statystyczne*, „Przegląd Geograficzny", t. 35, z. 4, s. 655–661

Lutz W., Skirbekk V., Testa M.R., 2006, *The low-fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe*, „Vienna Yearbook of Population Research", vol. 4, http://epub.oeaw.ac.at/3808-2inhalt?frames=yes (dostęp 15.07.2016)

Łagodziński W.W., 2012, *Tworzenie statystycznego obrazu metropolitalnego ośrodka miejskiego na przykładzie metropolii warszawskiej*, referat wygłoszony podczas konferencji naukowej pt. *Statystyczny obraz metropolii – stan obecny i perspektywy rozwoju* (Toruń, 1516.11.2012), http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/pts/Obraz_metropolii_warszawskiej.pdf (dostęp 10.10.2013)

Majdzińska A., 2010, *Zróżnicowanie sytuacji demograficznej w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne", s. 46–67

Majdzińska A., 2011, *Procesy demograficzne w średnich i w dużych miastach Polski – podobieństwa i różnice oraz próby klasyfikacji*, [w:] Balcerowicz-Szkutnik M. (red.), *Współczesne problemy demograficzne w dobie globalizacji – aspekty pozytywne i negatywne*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach", nr 95, s. 155–165

Majdzińska A., 2012, *Czy istnieje przestrzenne zróżnicowanie zaawansowania drugiego przejścia demograficznego w Polsce*?, [w:] Rączaszek A. (red.), *Demograficzne uwarunkowania rozwoju społecznego*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Wydziałowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach", nr 98, s. 231–240

Majdzińska A., Wierzbicka A., 2013, *Istota nauczania demografii w kontekście kierunków i strategii rozwoju kraju*, [w:] Jędrzejczak A., Kupis-Fijałkowska A. (red.), *Metody oceny jakości nauczania*, „Acta Universitatis Lodziensis", Folia Oeconomica 280, s. 127–146

Malarska A., Mikulska H., Mikulski H., 1983, *Próba oceny przydatności miary syntetycznej do typologicznego podziału Polski na grupy demograficznie jednorodne*, „Studia Demograficzne", nr 4/74, s. 91–99

Malarska A., Mikulska H., Mikulski H., 1985, *Propozycja demograficznej regionalizacji Polski*, „Studia Demograficzne", nr 3/81, s. 87–100

Malina A., 2004, *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków

Malina A., Wanat S., 1995, *Przestrzenna analiza rozwoju Polski*, „Wiadomości Statystyczne", nr 5, s. 20–25

Mantorska T., 1974, *Metody badań demograficznych w ujęciu regionalnym*, [w:] *Aktualne problemy demograficzne kraju*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych", t. 24, GUS, Warszawa, s. 259–266

Mazurkiewicz L., 1992, *Podejście ilościowe a funkcje praktyczne geografii na przykładzie geografii społeczno-gospodarczej*, „Przegląd Geograficzny", t. 64, z. 3–4, s. 247–259

Męcina J., 2012, *Podniesienie wieku emerytalnego: uwarunkowania gospodarcze i społeczne*, „Polityka Społeczna", nr 4, s. 6–14

Mikulec A., 2007, *Analiza starzenia się ludności w polskich podregionach*, „Wiadomości Statystyczne", nr 1, s. 62–75

Mikulec A., 2010, *Konstrukcja syntetycznego miernika efektywności systemów emerytalnych*, [w:] Ronka-Chmielowiec W. (red.), *Ubezpieczenia emerytalne, społeczne i metody aktuarialne*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław, s. 84–92

Młodak A., 2002, *Taksonomiczne mierniki przestrzennego zróżnicowania rynku pracy*, „Wiadomości Statystyczne", nr 4, s. 16–25

Młodak A., 2006, *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa
Monmonier M.S., 1973, *Maximum-Difference Barriers: An alternative numerical regionalization method*, „Geographical Analysis", vol. 5, issue 3, s. 245–261
Mrazkówna M., 1921, *Z antropogeografii ziemi Krakowskiej*, „Przegląd Geograficzny" 1920–1921, t. 2, s. 105–127
Muszyńska A., 1975, *Delimitacja regionów społeczno-demograficznych*, „Wiadomości Statystyczne", nr 1, s. 6–10
Nowak E., 1990, *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
Nowakowska B., Obraniak W., Nowak-Sapota K., Zarzycka Z., 1991, *Terytorialne zróżnicowanie procesu starzenia się ludności Polski*, „Monografie i Opracowania", nr 333, SGH, Warszawa
Okólski M., 2004a, *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa
Okólski M., 2004b, *Demografia zmiany społecznej*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa
Okólski M., Fihel A., 2012, *Demografia. Współczesne zjawiska i teorie*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa
Ormicki W., 1932, *Regionalizm demograficzny Polski*, „Wiadomości Geograficzne", nr 35, s. 57–60
Ostasiewicz W., 1999, *Wiadomości wprowadzające*, [w:] Ostasiewicz W. (red.), *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, s. 13–32
Ostasiewicz W., 2011, *Badania statystyczne*, Wolters Kluwer, Warszawa
Pakulska T., Rakowski W., 1995, *Typologia województw z punktu widzenia rozwoju ludności w latach 1989–1993*, „Studia Demograficzne", nr 1/119, s. 3–41
Panek T., 2009, *Statystyczne metody wielowymiarowej analizy porównawczej*, SGH, Warszawa
Paradysz J., 2010, *Reprodukcja ludności*, [w:] Kurkiewicz J. (red.), *Procesy demograficzne i metody ich analizy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków, s. 232–269
Parysek J.J., 1982, *Modele klasyfikacji w geografii*, Seria Geografia, nr 31, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, Poznań
Parysek J.J., 1989, *Zróżnicowanie struktury wieku mieszkańców Polski*, „Przegląd Geograficzny", t. 61, z. 3, s. 221–242
Pawełek B., 2000, *Metody normalizacji zmiennych diagnostycznych*, [w:] Zeliaś A. (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym,* Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków, s. 56–74
Pawełek B., 2008, *Metody normalizacji zmiennych w badaniach porównawczych złożonych zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków
Pawłowski S., 1927, *O rozmieszczeniu ludności polskiej w województwie pomorskim*, „Badania Geograficzne nad Polską Północno-Zachodnią", Wydawnictwo Instytutu Geograficznego Uniwersytetu Poznańskiego, z. 2–3, Poznań
Perkal J., 1953, *O wskaźnikach antropologicznych*, „Przegląd Antropologiczny", t. 19, s. 209–221
Pernarowski L., 1960, *Problemy regionalizacji*, „Czasopismo Geograficzne", t. 31, s. 65–74
Philopov D., 2004, *Główne trendy wpływające na rodzinę* (*Major Trends Affecting Families*), Raport ONZ, DESA (Departament Spraw Gospodarczych i Społecznych), Nowy Jork 2003, http://www.unic.un.org.pl/rok_rodziny/mi_raport.php#2 (dostęp 22.06.2013)
Piekałkiewicz J., Rutkowski S., 1927, *Okręgi gospodarcze Polski*, „Kwartalnik Statystyczny", t. 4, z. 3
Pociecha J., 1990, *Wielowymiarowa analiza porównawcza rozwoju demograficznego krajów europejskich*, „Studia Demograficzne", nr 4/102, s. 25–49
Pociecha J., 1992, *Porządkowanie dendrytowe oraz hierarchizacja drzewkowa krajów europejskich ze względu na poziom rozwoju demograficznego*, „Studia Demograficzne", nr 1/107, s. 3–24
Pociecha J., 2008, *Rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań w badaniach społeczno-ekonomicznych*, http://www.stat.gov.pl/cps/de/xbcr/gus/POZ_Rozwoj_metod_taksonomicznych.pdf (dostęp 24.02.2011)

Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zając K., 1988, *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa
Podolec B., Zając K., 1978, *Ekonometryczne metody ustalania rejonów konsumpcji*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
Polska 2030. Trzecia fala nowoczesności. Długookresowa Strategia Rozwoju Kraju, 2013, Ministerstwo Administracji i Cyfryzacji, Warszawa
Przygalińska M., 2008, *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania migracji wewnętrznych w Polsce w latach 1999–2004*, [w:] Roeske-Słomka (red.), „Prace Statystyczne i Demograficzne. Zeszyty Naukowe", nr 110, Poznań, s. 107–120
Przygodzki Z., 2012, *Zewnętrzne uwarunkowania konkurencyjności regionów*, [w:] Chądzyński J., Nowakowska A., Przygodzki Z., *Region i jego rozwój w warunkach globalizacji*, CeDeWu, Warszawa, s. 11–38
Rauziński R., 1975, *Zastosowanie metody taksonomicznej do rejonizacji demograficznej o charakterze regionalnym i przestrzennym* (*na przykładzie województwa opolskiego*), Wydawnictwo Instytutu Śląskiego w Opolu, Opole
Rochmińska A., 2000, *Wieloznaczność terminów „regionalizacja" i „regionalizm"*, „Acta Universitatis Lodziensis", Folia Geographica Socio-Oeconomica 3, s. 11–29
Rosset E., 1975, *Demografia Polski. Stan, rozmieszczenie i struktura ludności*, PWN, Warszawa
Roszkowska S., 2013, *Kapitał ludzki a wzrost gospodarczy w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź
Runge A., Runge J., 2008, *Słownik pojęć z geografii społeczno-ekonomicznej*, Wydawnictwo Videograf Edukacja, Katowice
Runge J., 2007, *Metody badań w geografii społeczno-ekonomicznej – elementy metodologii, wybrane narzędzia badawcze*, Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego, Katowice
Rusnak Z., 1999, *Analiza czynnikowa*, [w:] Ostasiewicz W. (red.), *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, s. 286–311
Rządowa Rada Ludnościowa, 2013, *Sytuacja demograficzna Polski. Raport 2012–2013*, Warszawa
Rychłowski B., 1961, *Regionalne podziały ekonomiczne w Związku Radzieckim*, „Przegląd Geograficzny", t. 33, z. 2, s. 203–249
Rynio D., 2013, *Kształtowanie nowej polityki regionalnej Polski w warunkach globalizacji i integracji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław
Sarama M., 2010, *Zróżnicowanie rozwoju społeczeństwa informacyjnego krajów Unii Europejskiej*, „Wiadomości Statystyczne", nr 10, s. 69–87
Sawicki L., 1910, *Rozmieszczenie ludności w Karpatach Zachodnich*, Akademia Umiejętności, Kraków
Secomski K., 1987, *Teoria regionalnego rozwoju i planowania*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
Siedlecka U., 1999, *Metody klasyfikacji obiektów wielocechowych*, [w:] Ostasiewicz W. (red.), *Statystyczne metody analizy danych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, s. 83–107
Słownik języka polskiego, PWN, http://sjp.pwn.pl/sjp/struktura;2576373.html (dostęp 15.06.2016)
Sobczyk M., 2008, *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
Sojka E., 2011, *Analiza porównawcza struktur i procesów ludnościowych w wybranych krajach UE z wykorzystaniem metod taksonomicznych*, [w:] J. Suchecka (red.), *Ekonometria przestrzenna i regionalne analizy ekonomiczne*, „Acta Uniwersitatis Lodziensis", Folia Oeconomica 253, s. 299–313
Sokal R.R., Michener C.D., 1958, *A Statistical Method for Evaluating Systematic Relationship*, „Scientific Bulletin. University of Kansas", vol. 38, s. 1409–1438
Sokołowski A., Zając K., 1987, *Rozwój demograficzny a rozwój gospodarczy*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa

Stanisz A., 2007, *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, t. 3, *Analizy wielowymiarowe*, StatSoft, Kraków

Stawasz D., 2004, *Wybrane aspekty gospodarki regionalnej*, [w:] Stawasz D. (red.), *Ekonomiczno-organizacyjne uwarunkowania rozwoju regionu – teoria i praktyka*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 55–85

Stawicki J., 2004, *Wykorzystanie łańcuchów Markowa w analizie rynku kapitałowego*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń

Stec M, Janas A., 2009, *Analiza porównawcza metod klasyfikacji województw*, „Wiadomości Statystyczne", nr 4, s. 26–41

Steczkowski J., Zeliaś A., 1997, *Metody statystyczne w badaniu zjawisk jakościowych*, Akademia Ekonomiczna w Krakowie, Kraków

Steven A.N., Schieber S.J., 2011, *Ekonomiczne konsekwencje starzenia się społeczeństw*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Stokowski F., 1971, *Metody taksonometryczne w analizie przestrzennego zróżnicowania procesów demograficznych*, „Studia Demograficzne", nr 25, s. 75–107

Stokowski F., 1977, *Regionalizacja demograficzna Polski*, PWN, Warszawa

Stokowski F., 1995, *Aktualne koncepcje regionalizacji demograficznej Polski i możliwości ich praktycznego wykorzystania*, [w:] *Statystyka regionalna. Ogólnopolska konferencja naukowa z okazji 75-lecia Głównego Urzędu Statystycznego i 200lecia Statystyki Polskiej*, „Biblioteka Wiadomości Statystycznych", t. 45, GUS, PTS, Warszawa, s. 92–97

Strahl D., Obrębalski M., 2006, *Identyfikacja regionalnej polaryzacji strukturalnej dla wybranych ośrodków i obszarów metropolitalnych w Polsce*, [w:] Strahl D. (red.), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław, s. 67–77

Strahl D. (red.), 1998, *Taksonomia struktur w badaniach regionalnych*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław

Suchecki B., Lewandowska-Gwarda K., Olejnik A., 2010, *Wprowadzenie do przestrzennych analiz ekonomicznych*, [w:] Suchecki B. (red.), 2010, *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa, s. 16–36

Suchecki B., Olejnik A., 2010, *Miary i testy statystyczne w eksploracyjnej analizie danych przestrzennych*, [w:] Suchecki B. (red.), 2010, *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa, s. 100–128

Sundström G., 2009, *Demography of ageing in the Nordic Countries*, [w:] Uhlenberg P. (ed.), *International Handbook of Population Aging, International Handbooks of Population*, vol. 1, Springer, s. 91–111

The Swedish National Institute of Public Health, 2007, *Healthy Ageing. A challenge for Europe*, Huskvarna

Szczepkowski J., 1977, *Struktura przestrzenna regionu bydgosko-toruńskiego. Ewolucja i dynamika*, „Prace Geograficzne", nr 118

Szromnik A., 1992, *Statystyczno-kartograficzna charakterystyka danych przekrojowych*, [w:] Mynarski A. (red.), *Badania przestrzenne rynku i konsumpcji. Przewodnik metodyczny*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 61–75

Szukalski P., 2010a, *Ludność województwa łódzkiego w perspektywie 2035 r. na tle innych województw w świetle prognoz GUS*, „Acta Universitatis Lodziensis", Folia Sociologica 35 , s. 7–33

Szukalski P., 2012a, *Trzy kolory: srebrny. Co to takiego silver economy*?, „Polityka Społeczna", nr 5–6, s. 6–10

Tomassini C., Lamura G., 2009, *Population ageing in Italy and Southern Europe*, [w:] Uhlenberg P. (ed.), *International Handbook of Population Aging. International Handbooks of Population*, vol. 1, Springer, s. 69–89

Tritt A., 1977, *Zastosowanie analizy czynnikowej i metod taksonometrycznych do rejonizacji dzietności* (*na przykładzie byłego woj. zielonogórskiego*), „Studia Demograficzne", nr 48, s. 75–88

Tobler W., 1970, *A computer model simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography", no. 46(2), s. 234–240
UMP (Unia Metropolii Polskich), 2013, http://www.metropolie.pl/ (dostęp 10.10.2013)
UN, 2012, United Nations Statistics Division, *Composition of macro geographical (continental) regions, geographical sub-regions, and selected economic and other groupings*, http://unstats.un.org/unsd/methods/m49/m49regin.htm (dostęp 12.01.2012)
Van de Kaa, D.J., 2002, *The Idea of a Second Demographic Transition in Industrialized Countries* – paper presented at the Sixth Welfare Policy Seminar of the National Institute of Population and Social Security, Tokyo, Japan, 29 January 2002, http://www.ipss.go.jp/webj-ad/WebJournal.files/population/2003_4/Kaa.pdf (dostęp 10.02.2010)
Vielrose E., 1958, *Zarys demografii potencjalnej*, PWN, Warszawa
Vojković G., 2007, *Stanovništvo kao element regionalizacije Srbije*, „Srpsko geografsko društvo", Belgrad
Walenia A., 2010, *Procesy metropolizacji a konkurencyjność regionów Polski Wschodniej*, [w:] Sokołowski J., Sosnowski M., Żabiński A. (red.), *Polityka ekonomiczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław, s. 821–837
Walesiak M., 2002, *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław
Wąsowicz J., 1929, *Niektóre problemy rozmieszczenia ruchu naturalnego ludności w Polsce*, „Czasopismo Geograficzne", t. 9, z. 4, Lwów, s. 193–218
Why population aging matters. A global perspective, 2007, National Institute on Aging, National Institutes of Health, U.S. Department of Health and Human Services, U.S. Department of State, http://www.nia.nih.gov/sites/default/files/WPAM.pdf (dostęp 12.08.2013)
Wikipedia 2013a, ISO 3166-2:PL, http://pl.wikipedia.org/wiki/ISO_3166-2:PL (dostęp 11.07.2013)
Wikipedia 2013b, *Obszar metropolitalny*, http://pl.wikipedia.org/wiki/Obszar_metropolitalny (dostęp 10.10.2013)
Wróbel A., 1956, *Kryteria i metody delimitacji regionów gospodarczych*, „Dokumentacja Geograficzna", z. 3
Wróbel A., 1967, *Pojęcie regionu a metoda regionalna*, „Przegląd Geograficzny", t. 39, z. 1, s. 73–84
Wróblewska W., 1995, *Terytorialne zróżnicowanie natężenia urodzeń wśród nastolatek w Polsce – próba szukania wyjaśnień*, „Studia Demograficzne", nr 1/119, s. 43–76
Zeliaś A., 2000a, *Dobór zmiennych diagnostycznych*, [w:] Zeliaś A. (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków, s. 35–55
Zeliaś A., 2000b, *Niektóre miary obliczania odległości taksonomicznych*, [w:] Zeliaś A. (red.), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków, s. 82–86

Materiały źródłowe

Eurostat, Statistics Database
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database (dostęp 13.05.2013)
http://ec.europa.eu/eurostat/data/database (dostęp 15.05.2015)
GUS, Bank Danych Lokalnych (BDL), http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks (dostęp 27.04.2015)
GUS, *Prognoza ludności na lata 2014–2050* (*opracowana 2014 r.*), Główny Urząd Statystyczny, http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/prognoza-ludnosci/prognoza-ludnosci-na-lata-2014-2050-opracowana-2014-r-,1,5.html (dostęp 27.04.2015)

GUS, *Rocznik Demograficzny 2012*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa
GUS, *Rocznik Demograficzny 2013*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa
GUS, *Rocznik Demograficzny 2014*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa
GUS, *Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII*, Główny Urząd Statystyczny, http://www.stat.gov.pl/gus/5840_655_PLK_HTML.htm (dostęp 20.06.2013)

Wykorzystane programy komputerowe

GeoDa (ver. 1.4.5), GeoDa Center & Affiliated Software, https://geodacenter.asu.edu/
MS Office 2007
Quantum GIS (ver. 1.6.0), Quantum GIS Development Team, 2012, Quantum GIS Geographic Information System. Open Source Geospatial Foundation Project, http://qgis.osgeo.org/
STATISTICA 10, StatSoft
Taksonomia numeryczna – program dostępny z publikacją M. Kolendy [2006]

Warstwy podziału administracyjno-terytorialnego wykorzystane do budowy kartogramów

Europa (kraje, NTS2) – Eurostat, GISCO: *Geographical Information and maps*, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/gisco_Geographical_information_maps/popups/references/administrative_units_statistical_units_1 (dostęp 05.05.2013)
Polska (NTS2-NTS5) – Geovertical

Spis rysunków

Rysunek 1.1. Regiony statystyczne NTS1 w Polsce 18
Rysunek 1.2. Klasyfikacja obiektów metodą J. Webba 45
Rysunek 1.3. Trójkąt Ossana 45
Rysunek 1.4. Mapa demograficzna Polski w latach 1921–1931 według W. Ormickiego 48
Rysunek 1.5. Regiony populacyjne w Polsce w 1950 r. według A. Jelonka 52
Rysunek 1.6. Regiony wyludniające się w Polsce w latach 1946–1978 według P. Eberhardta 52
Rysunek 1.7. Regiony demograficzne Polski w 1960 r. według A. Jelonka 53
Rysunek 1.8. Regiony demograficzne Polski w 1970 r. według T. Mantorskiej 53
Rysunek 1.9. Regiony dzietności rodzin w Polsce w latach 1970–1972 (miasto, matki w wieku 25–34 lata) według S. Borowskiego 55
Rysunek 1.10. Regiony dzietności rodzin w Polsce w latach 1970–1972 (wieś, matki w wieku 25–34 lata) według S. Borowskiego 55
Rysunek 1.11. Makroregiony demograficzne w Polsce w 1950 r. 57
Rysunek 1.12. Makroregiony demograficzne w Polsce w 1970 r. 57
Rysunek 1.13. Makroregiony demograficzne w Polsce w 1974 r. 57
Rysunek 1.14. Typologia przestrzenna starzenia się ludności w Polsce za lata 1988–2002 według S. Kurka 58
Rysunek 1.15. Typologia przestrzenna starzenia się ludności w Polsce za lata 2002–2030 według S. Kurka 58
Rysunek 2.1. Udziały dzieci w wieku 0–14 lat w Polsce w latach 1990–2012 (w %) 85
Rysunek 2.2. Udziały ludności w wieku 15–64 lata w Polsce w latach 1990–2012 (w %) 85
Rysunek 2.3. Udziały ludności w wieku 65+ lat w Polsce w latach 1990–2012 (w %) 85
Rysunek 2.4. Wartości indeksu starości (L_{65+}/L_{0-14}) w Polsce w latach 1990–2012 85
Rysunek 2.5. Odsetek dzieci w wieku 0–14 lat w powiatach w 2012 r. 89
Rysunek 2.6. Odsetek ludności w wieku 15–64 lata w powiatach w 2012 r. 89
Rysunek 2.7. Odsetek ludności w wieku 65+ lat w powiatach w 2012 r. 90
Rysunek 2.8. Wartości indeksu starości (L_{65+}/L_{0-14}) w powiatach w 2012 r. 90
Rysunek 2.9. Odsetek ludności w wieku 65+ lat w powiatach w 2002 r. 90
Rysunek 2.10. Dynamika udziałów ludności w wieku 65+ lat w powiatach w latach 2002–2012 (2002=1,0) 90
Rysunek 2.11. Wartości współczynnika przyrostu rzeczywistego ludności Polski w latach 1990–2012 (na 1000 ludności) 92
Rysunek 2.12. Wartości współczynnika przyrostu naturalnego ludności Polski w latach 1990–2012 (na 1000 ludności) 92
Rysunek 2.13. Wartości współczynnika dynamiki demograficznej w Polsce i według województw w 2012 r. 93
Rysunek 2.14. Wartości współczynnika dynamiki demograficznej w powiatach w 2012 r. 93

Rysunek 2.15. Wartości współczynnika dzietności w Polsce w latach 1980–2012 93
Rysunek 2.16. Wartości współczynnika dzietności w Polsce i w województwach w 2012 r. 93
Rysunek 2.17. Wartości współczynnika dzietności w powiatach w 2012 r. 94
Rysunek 2.18. Wartości standaryzowanych współczynników zgonów (na 10 tys. ludności) według województw w 2012 r. 96
Rysunek 2.19. Standaryzowane współczynniki zgonów (na 10 tys. ludności) w powiatach w 2012 r. 96
Rysunek 2.20. Wartości współczynnika salda migracji w Polsce w latach 2000–2012 98
Rysunek 2.21. Wartości współczynnika salda migracji w powiatach w latach 2011–2012 98
Rysunek 2.22. Współczynniki salda przyrostu naturalnego oraz ogólnego salda migracji (na 1000 ludności) w województwach w 2012 r., miasto (wykres Webba) 99
Rysunek 2.23. Współczynniki salda przyrostu naturalnego oraz ogólnego salda migracji (na 1000 ludności) w województwach w 2012 r., wieś (wykres Webba) 99
Rysunek 3.1. Drzewko powiązań klasyfikacji krajów metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w końcu 2011 r. 106
Rysunek 3.2. Grupy krajów europejskich uzyskane metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r. 110
Rysunek 3.3. Grupy krajów europejskich uzyskane metodą *k*-średnich z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r. 110
Rysunek 3.4. Dendryty regionalizacyjne struktur wieku ludności w krajach europejskich w 2011 r. 116
Rysunek 3.5. Regiony krajów uzyskane metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2011 r. (wariant I) 117
Rysunek 3.6. Regiony krajów uzyskane metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2011 r. (wariant II) 119
Rysunek 3.7. Drzewko powiązań dla klasyfikacji województw metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (miasto) 124
Rysunek 3.8. Drzewko powiązań dla klasyfikacji województw metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (wieś) 124
Rysunek 3.9. Dendryty regionalizacyjne z punktu widzenia struktury wieku ludności w województwach (miasto) w 2012 r. 126
Rysunek 3.10. Dendryty regionalizacyjne z punktu widzenia struktury wieku ludności w województwach (wieś) w 2012 r. 126
Rysunek 3.11. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r., miasto (warianty I i II) 126
Rysunek 3.12. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r., wieś (wariant I) 127
Rysunek 3.13. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r., wieś (wariant II) 127
Rysunek 3.14. Regiony wyodrębnione za pomocą metody wzajemnego podobieństwa w regionie z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r. (ogółem) 129
Rysunek 3.15. Regiony wyodrębnione za pomocą metody średniej w regionie i metody Mc Quitty'ego z punktu widzenia struktury wieku populacji województw w 2012 r. (ogółem) 129
Rysunek 3.16. Typologia struktur wieku ludności powiatów w 2002 r. 134
Rysunek 3.17. Typologia struktur wieku ludności powiatów w 2012 r. 134

Rysunek 3.18. Regiony jednorodnych struktur wieku ludności powiatów w 2012 r. 138
Rysunek 3.19. Dendrogram grupowania województw metodą Warda z punktu widzenia dynamiki zmian w strukturach wieku populacji województw w latach 2002–2012 144
Rysunek 3.20. Regiony wyodrębnione metodą wzajemnego podobieństwa w regionie (I war.) oraz metodą Warda z punktu widzenia dynamiki zmian w strukturach wieku populacji w latach 2002–2012 145
Rysunek 3.21. Regiony wyodrębnione metodą wzajemnego podobieństwa w regionie (II war.) z punktu widzenia dynamiki zmian w strukturach wieku populacji w latach 2002–2012 145
Rysunek 3.22. Wartości indeksu starości *IS* (L_{65+}/L_{0-14}) oraz odwrotności wskaźnika rotacyjności zasobów pracy *OWR* (L_{55-64}/L_{15-24}) w powiatach w 2002 r. 149
Rysunek 3.23. Wartości indeksu starości IS (L_{65+}/L_{0-14}) oraz odwrotności wskaźnika rotacyjności zasobów pracy OWR (L_{55-64}/L_{15-24}) w powiatach w 2012 r. 149
Rysunek 3.24. Typologia struktur wieku ludności w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji w powiatach w 2002 r. 150
Rysunek 3.25. Typologia struktur wieku ludności w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji w powiatach w 2012 r. 150
Rysunek 3.26. Typologia struktur wieku ludności powiatów w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji, z uwzględnieniem ruchu wędrówkowego w 2002 r. 151
Rysunek 3.27. Typologia struktur wieku ludności powiatów w kontekście ekonomicznych następstw starzenia się populacji, z uwzględnieniem ruchu wędrówkowego w 2012 r. 151
Rysunek 3.28. Podobieństwo struktur wieku ludności pomiędzy stolicą danego województwa a powiatami leżącymi w jego granicach w roku 2002 155
Rysunek 3.29. Podobieństwo struktur wieku ludności pomiędzy stolicą danego województwa a powiatami leżącymi w jego granicach w roku 2012 155
Rysunek 3.30. Mikroregiony wyodrębnione metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji powiatów województwa łódzkiego w 2012 r. 158
Rysunek 3.31. Odległości euklidesowe oraz wartości wskaźnika podobieństwa struktur wieku populacji gmin województwa łódzkiego względem miasta Łodzi w 2012 r. (mapa dla obiektu) 159
Rysunek 3.32. Drzewko powiązań dla grupowania gmin województwa łódzkiego metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. 160
Rysunek 3.33. Typologia struktur wieku populacji gmin województwa łódzkiego w roku 2012 w podziale na 9 skupień 162
Rysunek 3.34. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga (podział na 4 grupy) 165
Rysunek 3.35. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga (podział na 8 grup) 165
Rysunek 3.36. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2002 r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga (podział na 4 grupy) 168
Rysunek 3.37. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2002 r. w świetle miernika rozwoju Hellwiga (podział na 8 grup) 168
Rysunek 3.38. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle metody wzorca rozwoju – podział metodą odchyleń standardowych w 2012 r. 169
Rysunek 3.39. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle metody wzorca rozwoju – podział równomierny na 5 skupień (rozpiętość klas = 0,2) w 2012 r. 169

Rysunek 3.40. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle metody wzorca rozwoju – podział równomierny na 10 skupień (rozpiętość klas = 0,1) w 2012 r. 169
Rysunek 3.41. Autokorelacja przestrzenna globalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2002 r. (sąsiedztwo I rzędu) 171
Rysunek 3.42. Autokorelacja przestrzenna lokalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2002 r. (sąsiedztwo I rzędu) 171
Rysunek 3.43. Autokorelacja przestrzenna globalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo I rzędu) 171
Rysunek 3.44. Autokorelacja przestrzenna lokalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo I rzędu) 171
Rysunek 3.45. Autokorelacja przestrzenna globalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo II rzędu) 172
Rysunek 3.46. Autokorelacja przestrzenna lokalna powiatów z punktu widzenia sytuacji demograficznej ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (sąsiedztwo II rzędu) 172
Rysunek 3.47. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle przestrzennego miernika rozwoju Hellwiga 173
Rysunek 3.48. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle przestrzennego miernika wzorca rozwoju 173
Rysunek 3.49. Zróżnicowanie sytuacji demograficznej powiatów w Polsce w 2012 r. w świetle przestrzennego miernika rozwoju Hellwiga z wagą własną 174

Spis tabel

Tabela 1.1. Niestandaryzowana macierz sąsiedztwa I rzędu pomiędzy regionami NTS1 18
Tabela 1.2. Standaryzowana wierszami macierz sąsiedztwa I rzędu pomiędzy regionami NTS1 w Polsce 18
Tabela 1.3. Typy demograficznych obszarów Polski w latach 1921–1931 według W. Ormickiego 49
Tabela 2.1. Struktura wieku ludności wybranych krajów europejskich (w %) oraz wartości indeksu starości i mediany wieku w końcu 2002 r. 77
Tabela 2.2. Struktura wieku ludności wybranych krajów europejskich (w %) oraz wartości indeksu starości i mediany wieku w końcu 2011 r. 79
Tabela 2.3. Struktura wieku populacji w podziale na biologiczne grupy wieku w Polsce i w województwach w latach 2002, 2012 i 2020 (w %) oraz dynamika udziałów poszczególnych grup wieku ludności w latach 2002–2012 (2002=1,0) 86
Tabela 2.4. Struktura wieku ludności wybranych krajów europejskich (w %) oraz wartości indeksu starości i mediany wieku w końcu 2014 r. 100
Tabela 2.5. Udziały ludności w wieku 0–14 lat, 15–64 lata i 65+ lat oraz wartości indeksu starości w Polsce i w województwach w 2014 r. 102
Tabela 2.6. Wartości współczynnika dynamiki demograficznej, współczynnika dzietności teoretycznej oraz współczynnika salda migracji (na 1000 ludności) w Polsce i w województwach w 2014 r. 104
Tabela 3.1. Mierniki oceny poprawności rezultatów grupowania krajów Europy metodą Warda z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r. 108
Tabela 3.2. Mierniki oceny poprawności rezultatów klasyfikacji krajów Europy metodą *k*-średnich z punktu widzenia struktury ludności według wieku w 2011 r. 109
Tabela 3.3. Charakterystyki struktury wieku populacji w skupieniach krajów wyodrębnionych na obszarze Europy metodą Warda w 2011 r. 110
Tabela 3.4. Charakterystyki struktury wieku populacji w skupieniach krajów wyodrębnionych na obszarze Europy metodą *k*-średnich w 2011 r. 111
Tabela 3.5. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody Warda w 2011 r. 113
Tabela 3.6. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody *k*-średnich w 2011 r. 114
Tabela 3.7. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody wzajemnego podobieństwa w regionie w 2011 r. (wariant I) 118
Tabela 3.8. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach wyodrębnionych na obszarze Europy przy wykorzystaniu metody wzajemnego podobieństwa w regionie w 2011 r. (wariant II) 120

Tabela 3.9. Mierniki oceny poprawności rezultatów regionalizacji prowadzonych na obszarze Europy z punktu widzenia struktury ludności według wieku w 2011 r. 122
Tabela 3.10. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych złożonych z województw, wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa w 2012 r. – miasto, warianty I i II 127
Tabela 3.11. Charakterystyki struktury wieku populacji w regionach demograficznych złożonych z województw, wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa w 2012 r. – wieś, warianty I i II 128
Tablela 3.12. Charakterystyki struktury wieku populacji regionów wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji w województwach w 2012 r. 130
Tabela 3.13. Charakterystyki struktury wieku populacji regionów wyodrębnionych metodą średniej w regionie oraz metodą Mc Quitty'ego z punktu widzenia struktury wieku populacji w województwach w 2012 r. 132
Tabela 3.14. Mierniki oceny poprawności rezultatów grupowania powiatów metodą *k*-średnich z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. 133
Tabela 3.15. Charakterystyki struktury wieku populacji według skupień powiatów (typów) wyodrębnionych metodą *k*-średnich w 2002 r. 135
Tabela 3.16. Charakterystyki struktury wieku populacji według skupień powiatów (typów) wyodrębnionych metodą *k*-średnich w 2012 r. 136
Tabela 3.17. Przynależność powiatów do poszczególnych skupień (typów) z punktu widzenia struktury wieku ludności w latach 2002 i 2012 137
Tabela 3.18. Charakterystyka struktur wieku populacji powiatów w regionach wyodrębnionych metodą *k*-średnich dla 2012 r. 138
Tabela 3.19. Województwa według ich wzajemnego największego niepodobieństwa z punktu widzenia struktury wieku ludności w latach 2002 i 2012 142
Tabela 3.20. Różnice względne w udziałach poszczególnych grup wieku ludności w strukturach populacji Polski i województw w latach 2002 i 2012 143
Tabela 3.21. Średnie ważone różnice względne w udziałach poszczególnych grup wieku ludności w latach 2002–2012 w strukturach populacji regionów wyodrębnionych metodą Warda oraz metodą wzajemnego podobieństwa w regionie 146
Tabela 3.22. Macierz indywidualnych względnych wskaźników natężenia zmian w strukturach wieku populacji województw w latach 2002–2012 (ogółem) 147
Tabela 3.23. Charakterystyki struktury wieku populacji w mikroregionach wyodrębnionych metodą wzajemnego podobieństwa z punktu widzenia struktury wieku populacji powiatów w 2012 r. 158
Tabela 3.24. Mierniki oceny poprawności rezultatów klasyfikacji gmin województwa łódzkiego metodą *k*-średnich z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. 161
Tabela 3.25. Charakterystyki struktury wieku populacji gmin województwa łódzkiego według skupień (typów) wyodrębnionych metodą *k*-średnich w 2012 r. 162
Tabela 3.26. Charakterystyka grup typologicznych wyodrębnionych z punktu widzenia sytuacji demograficznej w powiatach, ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (podział na 4 grupy) 167
Tabela 3.27. Charakterystyka grup typologicznych wyodrębnionych z punktu widzenia sytuacji demograficznej w powiatach, ocenionej za pomocą miernika Hellwiga w 2012 r. (podział na 8 grup) 167

Spis tabel w aneksie

Tabela A1. Wartości wskaźnika podobieństwa struktur wieku ludności pomiędzy krajami europejskimi w 2011 r. (stan na 31 grudnia) 200
Tabela A2. Macierz odległości przeciętnych (odległości struktur) pomiędzy krajami europejskimi z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r. (stan na 31 grudnia) 202
Tabela A3. Macierz odległości euklidesowej przeciętnej pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (ogółem) 204
Tabela A4. Macierz odległości euklidesowej przeciętnej pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (miasto) 205
Tabela A5. Macierz odległości euklidesowej przeciętnej pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (wieś) 206
Tabela A6. Macierz odległości euklidesowych z punktu widzenia różnic względnych w udziałach poszczególnych grup wieku populacji województw Polski (ogółem) w latach 2002–2012 207
Tabela A7. Macierze odległości euklidesowych z punktu widzenia struktury wieku ludności województw (ogółem) w 2012 r. według etapów (I–IX) regionalizacji metodą „średniej w regionie” 208
Tabela A8. Macierz korelacji pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2012 r. (p<0,001) 213
Tabela A9. Macierz współczynników korelacji pomiędzy wartościami zmiennych diagnostycznych w powiatach wraz z wartościami *p*-value, oceniającymi istotność statystyczną badanych związków, dla 2012 r. 214
Tabela A10. Wyznaczanie globalnej i lokalnej statystyki Morana I w MS Excel w oparciu o wartości miernika Hellwiga, obliczone z punktu widzenia ogólnej sytuacji demograficznej w powiatach w 2012 r. 215

Aneks

Tab. A1. Wartości wskaźnika podobieństwa struktur wieku ludności pomiędzy krajami europejskimi w 2011 r. (stan na 31 grudnia)

	BE	BG	CZ	DK	DE	EE	IE	EL	ES	FR	IT	LV	LT	LU	HU	MT	NL
BE	100																
BG	93,4	100															
CZ	93,0	96,0	100														
DK	96,1	93,0	93,1	100													
DE	93,6	93,0	89,8	91,5	100												
EE	95,4	94,8	93,8	93,0	92,0	100											
IE	90,4	87,6	90,5	90,2	84,4	89,8	100										
EL	94,9	95,4	93,3	92,4	94,6	94,4	88,1	100									
ES	94,6	92,7	93,9	91,8	92,1	93,0	90,1	96,3	100								
FR	97,3	91,8	92,1	96,5	92,1	93,8	91,3	93,0	92,6	100							
IT	93,7	94,1	91,4	92,5	95,2	92,5	85,9	97,2	94,9	92,4	100						
LV	95,4	95,2	93,6	93,4	94,4	97,2	88,1	95,0	92,9	93,6	94,0	100					
LT	96,1	93,6	91,1	94,6	94,5	94,5	88,0	94,3	92,7	94,2	93,3	96,4	100				
LU	95,0	91,4	92,6	94,0	90,4	92,9	93,5	93,0	94,5	93,7	91,8	92,2	92,7	100			
HU	93,9	95,9	96,5	93,3	91,2	94,1	90,3	94,3	93,8	92,8	92,6	94,2	92,9	92,8	100		
MT	93,7	95,6	95,1	93,7	90,4	94,4	89,0	92,1	90,8	92,6	90,7	94,7	93,8	92,4	94,9	100	
NL	96,9	92,9	92,9	97,6	93,5	93,2	90,0	93,3	92,8	96,4	93,1	94,0	95,0	95,2	93,6	94,0	100
AT	96,2	93,5	91,9	94,0	95,6	94,2	88,3	95,2	94,3	93,9	95,5	95,9	96,3	94,6	93,8	93,2	95,5
PL	92,5	92,9	94,3	91,4	88,8	94,6	90,9	91,2	91,4	91,8	89,2	93,5	92,1	93,5	95,0	95,8	92,4
PT	95,8	95,6	93,3	94,0	94,6	94,2	88,6	97,8	95,3	94,3	96,9	94,9	94,8	92,9	94,9	93,2	94,3
RO	92,3	92,8	93,7	90,8	89,5	94,6	91,1	92,9	93,2	90,9	90,9	93,4	91,8	93,3	95,5	93,5	91,6
SI	95,2	96,2	95,3	93,4	93,6	95,2	89,2	95,7	95,2	93,2	94,2	95,7	94,4	94,1	96,1	94,0	94,3
SK	92,7	92,2	94,4	91,5	88,4	94,6	93,1	91,5	92,3	91,8	89,3	93,3	92,0	93,9	94,4	94,5	92,0
FI	96,3	94,6	94,0	95,5	92,7	94,0	88,4	93,1	91,9	95,8	92,2	94,3	94,4	92,4	94,0	95,5	95,8
SE	96,6	93,3	93,5	96,8	91,9	94,3	89,6	93,3	92,4	96,7	92,5	94,5	95,0	92,5	93,7	94,2	95,5
UK	97,4	92,5	92,8	95,9	91,9	94,8	91,5	93,2	93,4	96,4	92,1	95,0	95,6	94,6	93,6	93,9	96,2
IS	92,2	88,6	89,9	92,3	85,8	92,4	94,8	88,3	89,2	93,2	86,5	90,8	91,2	93,6	89,6	91,8	91,6
NO	96,2	92,0	92,6	96,3	90,5	93,5	92,9	92,7	92,6	96,6	91,4	93,6	94,5	95,2	93,1	92,9	96,0
CH	96,8	94,1	93,3	94,8	94,7	94,4	89,4	95,8	95,2	94,4	95,1	95,5	95,6	95,5	94,8	94,5	96,2
ME	94,0	90,8	91,7	93,7	88,0	94,0	93,2	90,1	90,0	94,2	88,1	92,5	92,5	94,0	91,6	93,8	93,5
HR	95,9	96,0	94,2	94,2	93,6	95,6	89,2	94,9	92,8	94,2	93,5	96,4	95,9	93,7	95,8	96,0	95,0
MK	93,1	90,2	91,6	92,6	87,1	93,7	93,0	90,3	90,9	92,4	88,0	92,0	92,2	95,0	91,6	92,5	92,6
RS	94,8	96,4	94,5	93,1	92,1	95,6	89,1	93,8	92,1	93,5	92,5	95,2	94,0	92,9	96,0	95,9	93,8
BY	93,8	92,2	92,9	92,2	90,6	95,7	89,8	91,9	91,5	91,6	90,0	94,6	93,8	93,5	92,9	94,1	92,8
MD	89,4	86,8	88,5	88,2	84,5	90,9	90,2	86,5	87,5	88,3	84,2	89,4	89,5	91,0	88,4	90,6	88,7
UA	92,9	93,4	93,6	91,4	91,2	96,4	89,6	92,9	91,2	91,2	90,9	96,2	93,6	93,0	93,1	94,1	92,2

Źródło: Eurostat (Statistics Database); opracowanie własne.

AT	PL	PT	RO	SI	SK	FI	SE	UK	IS	NO	CH	ME	HR	MK	RS	BY	MD	UA
100																		
91,9	100																	
95,3	91,3	100																
92,5	94,8	92,8	100															
94,8	94,6	95,1	93,5	100														
91,6	97,1	91,9	95,4	93,7	100													
94,3	92,6	94,4	91,0	93,9	92,2	100												
94,4	91,9	94,3	91,4	92,9	92,0	96,4	100											
95,2	92,3	94,1	92,4	93,7	92,7	95,7	97,0	100										
89,9	91,9	89,1	90,4	89,5	92,7	90,9	91,9	93,5	100									
94,3	92,0	93,3	91,8	92,7	92,9	94,3	95,8	97,0	94,9	100								
98,1	92,7	96,0	93,4	95,7	92,9	94,8	94,7	95,9	90,7	95,1	100							
91,5	93,6	90,8	92,4	91,8	94,4	92,7	93,0	94,3	96,0	95,1	92,3	100						
95,7	94,8	95,8	93,4	96,8	94,4	95,4	94,0	94,4	91,3	93,4	95,9	93,5	100					
90,9	94,3	90,8	93,2	91,9	95,9	91,1	91,6	93,1	94,7	94,3	91,9	96,2	92,1	100				
94,4	94,7	94,8	93,4	95,6	93,7	95,4	93,4	93,4	91,0	92,6	94,6	93,2	97,9	91,7	100			
93,4	95,7	91,8	94,1	94,4	95,6	92,0	92,2	93,3	91,9	92,2	93,9	94,3	94,6	94,7	93,5	100		
88,0	93,0	86,9	90,0	88,6	93,9	88,3	88,1	89,2	92,4	89,9	88,8	93,0	89,6	95,1	89,2	93,2	100	
93,3	96,2	92,3	94,1	94,8	95,8	92,0	92,0	92,5	91,5	91,8	93,2	93,8	94,9	94,1	94,0	97,4	92,6	100

Tab. A2. Macierz odległości przeciętnych (odległości struktur) pomiędzy krajami europejskimi z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2011 r. (stan na 31 grudnia)

	BE	BG	CZ	DK	DE	EE	IE	EL	ES	FR	IT	LV	LT	LU	HU	MT	NL
BE	0,00																
BG	0,88	0,00															
CZ	0,99	0,62	0,00														
DK	0,58	0,96	1,03	0,00													
DE	0,93	1,01	1,43	1,14	0,00												
EE	0,70	0,77	0,90	1,02	1,08	0,00											
IE	1,28	1,70	1,38	1,34	2,05	1,35	0,00										
EL	0,72	0,67	0,90	0,99	0,86	0,88	1,58	0,00									
ES	0,87	1,00	0,91	1,14	1,23	1,04	1,33	0,55	0,00								
FR	0,36	1,08	1,14	0,60	1,18	0,91	1,26	0,95	1,07	0,00							
IT	0,82	0,88	1,15	1,03	0,71	1,12	1,84	0,46	0,77	1,01	0,00						
LV	0,67	0,62	0,94	0,91	0,78	0,39	1,58	0,74	1,03	0,93	0,90	0,00					
LT	0,59	0,90	1,19	0,79	0,79	0,74	1,60	0,88	1,14	0,81	0,94	0,53	0,00				
LU	0,71	1,18	1,07	0,92	1,27	0,96	0,97	0,95	0,76	0,88	1,13	1,01	0,92	0,00			
HU	0,88	0,58	0,48	0,99	1,29	0,80	1,40	0,76	0,88	1,02	1,05	0,82	1,01	0,98	0,00		
MT	0,88	0,63	0,74	0,86	1,28	0,78	1,52	1,07	1,26	1,00	1,28	0,75	0,86	1,13	0,70	0,00	
NL	0,46	0,93	1,07	0,39	0,97	0,93	1,36	0,93	1,09	0,56	0,96	0,82	0,67	0,76	0,99	0,86	0,00
AT	0,59	0,89	1,10	0,80	0,60	0,83	1,57	0,71	0,88	0,87	0,68	0,61	0,55	0,74	0,99	1,00	0,62
PL	1,01	0,97	0,85	1,26	1,51	0,72	1,30	1,19	1,21	1,15	1,49	0,92	1,08	1,00	0,74	0,70	1,15
PT	0,62	0,65	0,87	0,79	0,83	0,90	1,58	0,33	0,67	0,81	0,44	0,73	0,78	0,93	0,71	0,94	0,79
RO	1,11	0,97	0,92	1,29	1,49	0,86	1,29	1,04	1,04	1,26	1,36	0,99	1,15	0,96	0,68	1,03	1,17
SI	0,70	0,56	0,67	0,98	0,93	0,69	1,47	0,58	0,73	0,97	0,83	0,64	0,85	0,82	0,62	0,81	0,85
SK	1,07	1,04	0,77	1,21	1,59	0,84	1,12	1,22	1,12	1,22	1,52	1,02	1,15	0,85	0,74	0,80	1,13
FI	0,57	0,77	0,99	0,60	1,00	0,82	1,56	0,95	1,24	0,60	1,02	0,73	0,76	1,12	0,91	0,66	0,59
SE	0,52	0,87	0,96	0,50	1,11	0,80	1,42	0,92	1,11	0,58	0,98	0,75	0,75	1,05	0,93	0,83	0,64
UK	0,37	0,97	1,02	0,58	1,10	0,65	1,16	0,93	1,01	0,48	1,04	0,71	0,66	0,75	0,97	0,87	0,53
IS	1,01	1,58	1,40	1,06	1,83	1,16	0,77	1,58	1,49	0,94	1,77	1,35	1,22	0,96	1,35	1,24	1,06
NO	0,52	1,10	1,03	0,51	1,32	0,90	0,99	1,05	1,05	0,49	1,17	0,95	0,82	0,66	0,94	0,92	0,51
CH	0,46	0,80	0,93	0,69	0,80	0,81	1,41	0,62	0,71	0,76	0,69	0,68	0,62	0,60	0,85	0,90	0,53
ME	0,94	1,32	1,23	0,98	1,57	0,96	0,93	1,38	1,39	0,96	1,61	1,10	1,02	0,84	1,10	0,99	0,92
HR	0,61	0,58	0,85	0,81	0,87	0,64	1,48	0,71	1,00	0,83	0,94	0,52	0,61	0,87	0,65	0,60	0,69
MK	1,15	1,34	1,18	1,17	1,70	1,03	1,00	1,47	1,40	1,25	1,73	1,18	1,14	0,84	1,10	1,00	1,10
RS	0,77	0,55	0,79	0,93	1,06	0,71	1,55	0,84	1,13	0,91	1,07	0,65	0,83	1,05	0,58	0,59	0,83
BY	0,95	1,10	1,13	1,25	1,29	0,63	1,36	1,20	1,21	1,17	1,42	0,77	0,87	0,86	1,04	0,94	1,05
MD	1,63	1,80	1,66	1,77	2,12	1,34	1,45	1,98	1,89	1,74	2,23	1,55	1,55	1,39	1,58	1,40	1,66
UA	1,01	0,96	1,00	1,27	1,23	0,51	1,44	1,10	1,18	1,24	1,35	0,63	0,92	1,00	0,92	0,89	1,13

Źródło: Eurostat (Statistics Database); opracowanie własne.

AT	PL	PT	RO	SI	SK	FI	SE	UK	IS	NO	CH	ME	HR	MK	RS	BY	MD	UA
0,00																		
1,17	0,00																	
0,65	1,18	0,00																
1,15	0,83	1,11	0,00															
0,69	0,79	0,63	0,93	0,00														
1,16	0,39	1,20	0,78	0,83	0,00													
0,83	1,06	0,80	1,29	0,84	1,18	0,00												
0,81	1,18	0,78	1,23	0,95	1,21	0,52	0,00											
0,70	1,02	0,85	1,10	0,88	1,03	0,64	0,43	0,00										
1,37	1,13	1,49	1,35	1,40	1,06	1,23	1,12	0,86	0,00									
0,85	1,06	0,92	1,06	0,99	1,00	0,78	0,60	0,40	0,70	0,00								
0,32	1,06	0,55	1,06	0,58	1,02	0,78	0,72	0,60	1,25	0,71	0,00							
1,18	0,86	1,30	1,09	1,13	0,80	1,06	1,13	0,86	0,59	0,75	1,11	0,00						
0,67	0,76	0,63	0,96	0,47	0,87	0,62	0,84	0,77	1,26	0,87	0,63	0,90	0,00					
1,24	0,79	1,41	0,95	1,18	0,59	1,30	1,28	1,02	0,79	0,92	1,15	0,51	1,04	0,00				
0,90	0,73	0,77	0,94	0,57	0,88	0,65	0,93	0,92	1,34	0,99	0,85	0,97	0,34	1,11	0,00			
0,95	0,60	1,21	0,95	0,82	0,66	1,14	1,21	0,93	1,12	1,06	0,94	0,84	0,79	0,78	0,89	0,00		
1,70	1,03	1,94	1,36	1,64	0,96	1,76	1,74	1,49	1,16	1,48	1,65	1,06	1,53	0,74	1,58	0,96	0,00	
0,94	0,62	1,14	0,90	0,76	0,70	1,10	1,17	0,98	1,30	1,14	0,98	0,96	0,74	0,93	0,81	0,42	1,15	0,00

Tab. A3. Macierz odległości euklidesowej przeciętnej pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (ogółem)

Województwo	**Dolnośląskie**	**Kujawsko-pomorskie**	**Lubelskie**	**Lubuskie**	**Łódzkie**	**Małopolskie**	**Mazowieckie**	**Opolskie**	**Podkarpackie**	**Podlaskie**	**Pomorskie**	**Śląskie**	**Świętokrzyskie**	**Warmińsko-mazurskie**	**Wielkopolskie**	**Zachodniopomorskie**
Dolnośląskie	0,00															
Kujawsko-pomorskie	0,41	0,00														
Lubelskie	0,56	0,27	0,00													
Lubuskie	0,32	0,22	0,45	0,00												
Łódzkie	0,34	0,42	0,47	0,47	0,00											
Małopolskie	0,67	0,34	0,29	0,51	0,65	0,00										
Mazowieckie	0,41	0,38	0,45	0,42	0,43	0,44	0,00									
Opolskie	0,55	0,44	0,45	0,56	0,50	0,58	0,62	0,00								
Podkarpackie	0,75	0,40	0,30	0,56	0,73	0,19	0,58	0,57	0,00							
Podlaskie	0,70	0,42	0,25	0,60	0,62	0,36	0,60	0,42	0,29	0,00						
Pomorskie	0,51	0,23	0,39	0,30	0,58	0,30	0,35	0,61	0,40	0,53	0,00					
Śląskie	0,36	0,38	0,48	0,44	0,29	0,61	0,46	0,33	0,68	0,58	0,53	0,00				
Świętokrzyskie	0,42	0,32	0,25	0,44	0,26	0,49	0,45	0,39	0,53	0,40	0,51	0,35	0,00			
Warmińsko-mazurskie	0,57	0,25	0,37	0,32	0,64	0,38	0,56	0,53	0,35	0,42	0,32	0,57	0,49	0,00		
Wielkopolskie	0,53	0,24	0,38	0,32	0,58	0,26	0,36	0,62	0,38	0,52	0,12	0,55	0,50	0,33	0,00	
Zachodniopomorskie	0,23	0,29	0,49	0,17	0,37	0,61	0,45	0,53	0,66	0,64	0,43	0,38	0,39	0,43	0,45	0,00

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII*), opracowanie własne.

Tab. A4. Macierz odległości euklidesowej przeciętnej pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (miasto)

Województwo	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Wielkopolskie	Zachodniopomorskie
Dolnośląskie	0,00															
Kujawsko-pomorskie	0,33	0,00														
Lubelskie	0,44	0,17	0,00													
Lubuskie	0,32	0,24	0,30	0,00												
Łódzkie	0,30	0,38	0,51	0,47	0,00											
Małopolskie	0,44	0,32	0,32	0,41	0,54	0,00										
Mazowieckie	0,46	0,52	0,60	0,49	0,56	0,40	0,00									
Opolskie	0,40	0,26	0,32	0,44	0,41	0,42	0,65	0,00								
Podkarpackie	0,53	0,29	0,19	0,33	0,64	0,36	0,65	0,42	0,00							
Podlaskie	0,75	0,51	0,42	0,58	0,84	0,53	0,83	0,55	0,30	0,00						
Pomorskie	0,34	0,23	0,31	0,27	0,47	0,24	0,34	0,41	0,38	0,60	0,00					
Śląskie	0,39	0,25	0,33	0,39	0,37	0,40	0,57	0,20	0,43	0,57	0,37	0,00				
Świętokrzyskie	0,30	0,32	0,43	0,43	0,19	0,52	0,63	0,31	0,55	0,75	0,46	0,31	0,00			
Warmińsko-mazurskie	0,48	0,27	0,23	0,26	0,60	0,43	0,64	0,41	0,17	0,36	0,37	0,41	0,51	0,00		
Wielkopolskie	0,40	0,24	0,24	0,25	0,52	0,23	0,41	0,44	0,31	0,54	0,15	0,40	0,50	0,34	0,00	
Zachodniopomorskie	0,20	0,26	0,37	0,22	0,32	0,48	0,53	0,37	0,46	0,70	0,35	0,37	0,28	0,38	0,38	0,00

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII*), opracowanie własne.

Tab. A5. Macierz odległości euklidesowej przeciętnej pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku ludności w 2012 r. (wieś)

Województwo	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Wielkopolskie	Zachodniopomorskie
Dolnośląskie	0,00															
Kujawsko-pomorskie	0,43	0,00														
Lubelskie	0,67	0,54	0,00													
Lubuskie	0,20	0,26	0,63	0,00												
Łódzkie	0,58	0,53	0,24	0,58	0,00											
Małopolskie	0,70	0,33	0,52	0,55	0,60	0,00										
Mazowieckie	0,50	0,28	0,29	0,42	0,32	0,34	0,00									
Opolskie	0,70	0,74	0,64	0,72	0,61	0,78	0,67	0,00								
Podkarpackie	0,70	0,39	0,41	0,59	0,51	0,21	0,31	0,69	0,00							
Podlaskie	0,96	0,82	0,35	0,93	0,48	0,72	0,57	0,72	0,58	0,00						
Pomorskie	0,80	0,47	0,93	0,62	0,97	0,50	0,68	1,11	0,67	1,16	0,00					
Śląskie	0,48	0,48	0,46	0,47	0,36	0,56	0,41	0,37	0,52	0,67	0,88	0,00				
Świętokrzyskie	0,56	0,56	0,21	0,58	0,21	0,63	0,36	0,56	0,51	0,45	0,99	0,40	0,00			
Warmińsko-mazurskie	0,56	0,23	0,63	0,39	0,67	0,33	0,40	0,76	0,42	0,86	0,40	0,57	0,66	0,00		
Wielkopolskie	0,50	0,21	0,64	0,34	0,63	0,35	0,40	0,86	0,46	0,93	0,42	0,57	0,68	0,36	0,00	
Zachodniopomorskie	0,29	0,26	0,67	0,14	0,63	0,56	0,44	0,75	0,60	0,96	0,57	0,53	0,62	0,33	0,38	0,00

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII*), opracowanie własne.

Tab. A6. Macierz odległości euklidesowych z punktu widzenia różnic względnych w udziałach poszczególnych grup wieku populacji województw Polski (ogółem) w latach 2002–2012

Województwo	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Wielkopolskie	Zachodniopomorskie
Dolnośląskie	0															
Kujawsko-pomorskie	0,37	0														
Lubelskie	0,54	0,22	0													
Lubuskie	0,14	0,37	0,55	0												
Łódzkie	0,42	0,21	0,31	0,45	0											
Małopolskie	0,65	0,32	0,19	0,67	0,36	0										
Mazowieckie	0,45	0,31	0,34	0,52	0,24	0,35	0									
Opolskie	0,72	0,48	0,43	0,72	0,64	0,40	0,60	0								
Podkarpackie	0,64	0,33	0,18	0,63	0,46	0,21	0,47	0,31	0							
Podlaskie	0,77	0,49	0,34	0,76	0,62	0,34	0,59	0,28	0,22	0						
Pomorskie	0,34	0,13	0,28	0,37	0,24	0,35	0,26	0,47	0,38	0,53	0					
Śląskie	0,62	0,36	0,35	0,64	0,43	0,30	0,38	0,36	0,38	0,44	0,33	0				
Świętokrzyskie	0,42	0,13	0,15	0,41	0,26	0,30	0,33	0,46	0,26	0,42	0,21	0,39	0			
Warmińsko-mazurskie	0,41	0,33	0,41	0,36	0,52	0,52	0,54	0,43	0,40	0,47	0,35	0,50	0,32	0		
Wielkopolskie	0,37	0,17	0,31	0,38	0,11	0,39	0,29	0,62	0,45	0,61	0,21	0,44	0,25	0,47	0	
Zachodniopomorskie	0,17	0,36	0,55	0,09	0,45	0,66	0,53	0,71	0,62	0,77	0,36	0,64	0,41	0,37	0,39	0

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych; *Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII*), opracowanie własne.

Tab. A7. Macierze odległości euklidesowych z punktu widzenia struktury wieku ludności województw (ogółem) w 2012 r. według etapów (I–IX) regionalizacji metodą „średniej w regionie”

I etap	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Pomorskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Wielkopolskie	Zachodniopomorskie
Dolnośląskie	0															
Kujawsko-pomorskie	0,41	0														
Lubelskie	0,56	0,27	0													
Lubuskie	0,32	0,22	0,45	0												
Łódzkie	0,34	0,42	0,47	0,47	0											
Małopolskie	0,67	0,34	0,29	0,51	0,65	0										
Mazowieckie	0,41	0,38	0,45	0,42	0,43	0,44	0									
Opolskie	0,55	0,44	0,45	0,56	0,50	0,58	0,62	0								
Podkarpackie	0,75	0,40	0,30	0,56	0,73	0,19	0,58	0,57	0							
Podlaskie	0,70	0,42	0,25	0,60	0,62	0,36	0,60	0,42	0,29	0						
Pomorskie	0,51	0,23	0,39	0,30	0,58	0,30	0,35	0,61	0,40	0,53	0					
Śląskie	0,36	0,38	0,48	0,44	0,29	0,61	0,46	0,33	0,68	0,58	0,53	0				
Świętokrzyskie	0,42	0,32	0,25	0,44	0,26	0,49	0,45	0,39	0,53	0,40	0,51	0,35	0			
Warmińsko-mazurskie	0,57	0,25	0,37	0,32	0,64	0,38	0,56	0,53	0,35	0,42	0,32	0,57	0,49	0		
Wielkopolskie	0,53	0,24	0,38	0,32	0,58	0,26	0,36	0,62	0,38	0,52	0,12	0,55	0,50	0,33	0	
Zachodniopomorskie	0,23	0,29	0,49	0,17	0,37	0,61	0,45	0,53	0,66	0,64	0,43	0,38	0,39	0,43	0,45	0

II etap	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Zachodniopomorskie	Pomorskie i wielkopolskie
Dolnośląskie	0														
Kujawsko-pomorskie	0,41	0													
Lubelskie	0,56	0,27	0												
Lubuskie	0,32	0,22	0,45	0											
Łódzkie	0,34	0,42	0,47	0,47	0										
Małopolskie	0,67	0,34	0,29	0,51	0,65	0									
Mazowieckie	0,41	0,38	0,45	0,42	0,43	0,44	0								
Opolskie	0,55	0,44	0,45	0,56	0,50	0,58	0,62	0							
Podkarpackie	0,75	0,40	0,30	0,56	0,73	0,19	0,58	0,57	0						
Podlaskie	0,70	0,42	0,25	0,60	0,62	0,36	0,60	0,42	0,29	0					
Śląskie	0,36	0,38	0,48	0,44	0,29	0,61	0,46	0,33	0,68	0,58	0				
Świętokrzyskie	0,42	0,32	0,25	0,44	0,26	0,49	0,45	0,39	0,53	0,40	0,35	0			
Warmińsko-mazurskie	0,57	0,25	0,37	0,32	0,64	0,38	0,56	0,53	0,35	0,42	0,57	0,49	0		
Zachodniopomorskie	0,23	0,29	0,49	0,17	0,37	0,61	0,45	0,53	0,66	0,64	0,38	0,39	0,43	0	
Pomorskie i wielkopolskie	0,52	0,23	0,38	0,30	0,58	0,28	0,36	0,61	0,39	0,52	0,54	0,50	0,31	0,43	0

III etap	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Lubuskie i zachodniopomorskie
Dolnośląskie	0												
Kujawsko-pomorskie	0,41	0											
Lubelskie	0,56	0,27	0										
Łódzkie	0,34	0,42	0,47	0									
Małopolskie	0,67	0,34	0,29	0,65	0								
Mazowieckie	0,41	0,38	0,45	0,43	0,44	0							
Opolskie	0,55	0,44	0,45	0,50	0,58	0,62	0						
Podkarpackie	0,75	0,40	0,30	0,73	0,19	0,58	0,57	0					
Podlaskie	0,70	0,42	0,25	0,62	0,36	0,60	0,42	0,29	0				
Śląskie	0,36	0,38	0,48	0,29	0,61	0,46	0,33	0,68	0,58	0			
Świętokrzyskie	0,42	0,32	0,25	0,26	0,49	0,45	0,39	0,53	0,40	0,35	0		
Warmińsko-mazurskie	0,57	0,25	0,37	0,64	0,38	0,56	0,53	0,35	0,42	0,57	0,49	0	
Pomorskie i wielkopolskie	0,52	0,23	0,38	0,58	0,28	0,36	0,61	0,39	0,52	0,54	0,50	0,31	
Lubuskie i zachodniopomorskie	0,24	0,25	0,46	0,40	0,56	0,42	0,53	0,62	0,62	0,39	0,40	0,38	0

IV etap	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Łódzkie	Mazowieckie	Opolskie	Podlaskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Pomorskie i wielkopolskie	Lubuskie i zachodniopomorskie	Małopolskie i podkarpackie
Dolnośląskie	0												
Kujawsko-pomorskie	0,41	0											
Lubelskie	0,56	0,27	0										
Łódzkie	0,34	0,42	0,47	0									
Mazowieckie	0,41	0,38	0,45	0,43	0								
Opolskie	0,55	0,44	0,45	0,50	0,62	0							
Podlaskie	0,70	0,42	0,25	0,62	0,60	0,42	0						
Śląskie	0,36	0,38	0,48	0,29	0,46	0,33	0,58	0					
Świętokrzyskie	0,42	0,32	0,25	0,26	0,45	0,39	0,40	0,35	0				
Warmińsko-mazurskie	0,57	0,25	0,37	0,64	0,56	0,53	0,42	0,57	0,49	0			
Pomorskie i wielkopolskie	0,51	0,22	0,38	0,57	0,36	0,61	0,53	0,53	0,49	0,31	0		
Lubuskie i zachodniopomorskie	0,24	0,26	0,47	0,40	0,43	0,53	0,62	0,39	0,40	0,39	0,37	0	
Małopolskie i podkarpackie	0,69	0,35	0,28	0,67	0,49	0,56	0,32	0,63	0,50	0,35	0,32	0,58	0

V etap	Dolnośląskie	Lubelskie	Łódzkie	Mazowieckie	Opolskie	Podlaskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Lubuskie i zachodniopomorskie	Małopolskie i podkarpacie	Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie
Dolnośląskie	0											
Lubelskie	0,56	0										
Łódzkie	0,34	0,47	0									
Mazowieckie	0,41	0,45	0,43	0								
Opolskie	0,55	0,45	0,50	0,62	0							
Podlaskie	0,70	0,25	0,62	0,60	0,42	0						
Śląskie	0,36	0,48	0,29	0,46	0,33	0,58	0					
Świętokrzyskie	0,42	0,25	0,26	0,45	0,39	0,40	0,35	0				
Warmińsko-mazurskie	0,57	0,37	0,64	0,56	0,53	0,42	0,57	0,49	0			
Lubuskie i zachodniopomorskie	0,24	0,46	0,40	0,42	0,53	0,62	0,39	0,40	0,38	0		
Małopolskie i podkarpacie	0,70	0,28	0,68	0,50	0,56	0,32	0,63	0,50	0,36	0,58	0	
Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie	0,48	0,34	0,53	0,35	0,57	0,49	0,49	0,45	0,28	0,33	0,31	0

VI etap	Lubelskie	Łódzkie	Mazowieckie	Opolskie	Podlaskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Małopolskie i podkarpacie	Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie	Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie
Lubelskie	0										
Łódzkie	0,47	0									
Mazowieckie	0,45	0,43	0								
Opolskie	0,45	0,50	0,62	0							
Podlaskie	0,25	0,62	0,60	0,42	0						
Śląskie	0,48	0,29	0,46	0,33	0,58	0					
Świętokrzyskie	0,25	0,26	0,45	0,39	0,40	0,35	0				
Warmińsko-mazurskie	0,37	0,64	0,56	0,53	0,42	0,57	0,49	0			
Małopolskie i podkarpacie	0,28	0,68	0,50	0,56	0,32	0,63	0,50	0,36	0		
Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie	0,34	0,53	0,35	0,57	0,49	0,49	0,45	0,28	0,31	0	
Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	0,50	0,35	0,40	0,53	0,65	0,36	0,39	0,48	0,63	0,40	0

VII etap	Łódzkie	Mazowieckie	Opolskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Małopolskie i podkarpacie	Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie	Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	Podlaskie i lubelskie
Łódzkie	0									
Mazowieckie	0,43	0								
Opolskie	0,50	0,62	0							
Śląskie	0,29	0,46	0,33	0						
Świętokrzyskie	0,26	0,45	0,39	0,35	0					
Warmińsko-mazurskie	0,64	0,56	0,53	0,57	0,49	0				
Małopolskie i podkarpacie	0,68	0,50	0,56	0,63	0,50	0,36	0			
Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie	0,53	0,35	0,57	0,49	0,45	0,28	0,31	0		
Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	0,35	0,40	0,53	0,36	0,39	0,48	0,63	0,40	0	
Podlaskie i lubelskie	0,51	0,49	0,42	0,50	0,29	0,37	0,26	0,37	0,54	0

VIII etap	Łódzkie	Mazowieckie	Opolskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pom.	Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	Małopolskie, podkarpacie, podlaskie i lubelskie
Łódzkie	0								
Mazowieckie	0,43	0							
Opolskie	0,50	0,62	0						
Śląskie	0,29	0,46	0,33	0					
Świętokrzyskie	0,26	0,45	0,39	0,35	0				
Warmińsko-mazurskie	0,64	0,56	0,53	0,57	0,49	0			
Pomorskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie	0,53	0,35	0,57	0,49	0,45	0,28	0		
Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	0,35	0,40	0,53	0,36	0,39	0,48	0,40	0	
Małopolskie, podkarpacie, podlaskie i lubelskie	0,61	0,48	0,50	0,57	0,41	0,34	0,31	0,59	0

IX etap	Mazowieckie	Opolskie	Śląskie	Warmińsko-mazurskie	Pomorskie, mielkopolskie i mujawsko-pomorskie	Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	Małopolskie, podkarpacie, podlaskie i lubelskie	Łódzkie i świętokrzyskie
Mazowieckie	0							
Opolskie	0,62	0						
Śląskie	0,46	0,33	0					
Warmińsko-mazurskie	0,56	0,53	0,57	0				
Pomorskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie	0,35	0,57	0,49	0,28	0			
Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	0,40	0,53	0,36	0,48	0,40	0		
Małopolskie, podkarpacie, podlaskie i lubelskie	0,48	0,50	0,57	0,34	0,31	0,59	0	
Łódzkie i świętokrzyskie	0,42	0,45	0,29	0,59	0,50	0,35	0,54	0

X etap (ostatni)	Mazowieckie	Opolskie	Śląskie	Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	Małopolskie, podkarpacie, podlaskie i lubelskie	Łódzkie i świętokrzyskie	Pomorskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie
Mazowieckie	0						
Opolskie	0,62	0					
Śląskie	0,46	0,33	0				
Lubuskie, zachodniopomorskie i dolnośląskie	0,40	0,53	0,36	0			
Małopolskie, podkarpacie, podlaskie i lubelskie	0,48	0,50	0,57	0,59	0		
Łódzkie i świętokrzyskie	0,42	0,45	0,29	0,35	0,54	0	
Pomorskie, wielkopolskie, kujawsko-pomorskie i warmińsko-mazurskie	0,38	0,55	0,50	0,40	0,29	0,50	0

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII*), opracowanie własne.

Tab. A8. Macierz korelacji pomiędzy województwami z punktu widzenia struktury wieku populacji w 2012 r. (p<0,001)

Województwo	Dolnośląskie	Kujawsko-pomorskie	Lubelskie	Lubuskie	Łódzkie	Małopolskie	Mazowieckie	Opolskie	Podkarpackie	Podlaskie	Śląskie	Świętokrzyskie	Warmińsko-mazurskie	Zachodniopomorskie	Pomorskie i wielkopolskie
Dolnośląskie	1,000														
Kujawsko-pomorskie	,9806	1,000													
Lubelskie	,9700	,9959	1,000												
Lubuskie	,9905	,9962	,9879	1,000											
Łódzkie	,9928	,9793	,9685	,9831	1,000										
Małopolskie	,9483	,9860	,9905	,9755	,9421	1,000									
Mazowieckie	,9835	,9843	,9750	,9893	,9746	,9755	1,000								
Opolskie	,9682	,9764	,9767	,9681	,9725	,9602	,9566	1,000							
Podkarpackie	,9359	,9822	,9907	,9679	,9308	,9960	,9586	,9594	1,000						
Podlaskie	,9456	,9809	,9901	,9673	,9432	,9849	,9527	,9803	,9907	1,000					
Śląskie	,9704	,9941	,9887	,9920	,9616	,9909	,9886	,9578	,9825	,9708	1,000				
Świętokrzyskie	,9865	,9817	,9734	,9812	,9910	,9552	,9751	,9888	,9447	,9608	,9670	1,000			
Warmińsko-mazurskie	,9878	,9918	,9899	,9900	,9902	,9666	,9731	,9843	,9648	,9753	,9746	,9876	1,000		
Zachodniopomorskie	,9647	,9946	,9944	,9890	,9578	,9886	,9722	,9706	,9902	,9891	,9908	,9667	,9825	1,000	
Pomorskie i wielkopolskie	,9697	,9941	,9903	,9909	,9630	,9931	,9889	,9574	,9843	,9723	,9988	,9665	,9757	,9896	1,000

Źródło: GUS (*Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2012 r. Stan w dniu 31 XII*), opracowanie własne.

Tab. A9. Macierz współczynników korelacji pomiędzy wartościami zmiennych diagnostycznych w powiatach wraz z wartościami *p-value*, oceniającymi istotność statystyczną badanych związków, dla 2012 r.

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}
x_1	1,0000	**–,3171**	**–,6793**	**–,2293**	**–,7348**	**–,6037**	–,0218	–,0418	**–,7896**	**–,3273**
	p= –––	**p=,000**	**p=0,00**	**p=,000**	**p=0,00**	**p=0,00**	p=,673	p=,417	**p=0,00**	**p=,000**
x_2	**–,3171**	1,0000	**,4073**	**–,4936**	**–,1082**	**–,3292**	–,0914	**,1100**	**,2237**	–,0169
	p=,000	p= –––	**p=,000**	**p=0,00**	**p=,035**	**p=,000**	p=,076	**p=,032**	**p=,000**	p=,744
x_3	**–,6793**	**,4073**	1,0000	**,1679**	**,5864**	**,2508**	**–,3292**	,0702	**,7646**	**,2199**
	p=0,00	**p=,000**	p= –––	**p=,001**	**p=0,00**	**p=,000**	**p=,000**	p=,173	**p=0,00**	**p=,000**
x_4	**–,2293**	**–,4936**	**,1679**	1,0000	**,3404**	**,4511**	,0264	–,0721	**,1759**	–,0646
	p=,000	**p=0,00**	**p=,001**	p= –––	**p=,000**	**p=0,00**	p=,608	p=,161	**p=,001**	p=,209
x_5	**–,7348**	**–,1082**	**,5864**	**,3404**	1,0000	**,8857**	,0217	,0092	**,8102**	**,3415**
	p=0,00	**p=,035**	**p=0,00**	**p=,000**	p= –––	**p=0,00**	p=,673	p=,858	**p=0,00**	**p=,000**
x_6	**–,6037**	**–,3292**	**,2508**	**,4511**	**,8857**	1,0000	**,2669**	,0217	**,5467**	**,1706**
	p=0,00	**p=,000**	**p=,000**	**p=0,00**	**p=0,00**	p= –––	**p=,000**	p=,674	**p=0,00**	**p=,001**
x_7	–,0218	–,0914	**–,3292**	,0264	,0217	**,2669**	1,0000	**,1033**	**–,4142**	**–,1063**
	p=,673	p=,076	**p=,000**	p=,608	p=,673	**p=,000**	p= –––	**p=,044**	**p=,000**	**p=,039**
x_8	–,0418	**,1100**	,0702	–,0721	,0092	,0217	**,1033**	1,0000	–,0323	–,0465
	p=,417	**p=,032**	p=,173	p=,161	p=,858	p=,674	**p=,044**	p= –––	p=,531	p=,366
x_9	**–,7896**	**,2237**	**,7646**	**,1759**	**,8102**	**,5467**	**–,4142**	–,0323	1,0000	**,4181**
	p=0,00	**p=,000**	**p=0,00**	**p=,001**	**p=0,00**	**p=0,00**	**p=,000**	p=,531	p= –––	**p=,000**
x_{10}	**–,3273**	–,0169	**,2199**	–,0646	**,3415**	**,1706**	**–,1063**	–,0465	**,4181**	1,0000
	p=,000	**p=,744**	**p=,000**	**p=,209**	**p=,000**	**p=,001**	**p=,039**	**p=,366**	**p=,000**	p= –––

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych), opracowanie własne.

Tab. A10. Wyznaczanie globalnej i lokalnej statystyki Morana I w MS Excel w oparciu o wartości miernika Hellwiga, obliczone z punktu widzenia ogólnej sytuacji demograficznej w powiatach w 2012 r.

Kod powiatu	Nr	Powiat	x_i	$z = x_i = \bar{x}$	$z^T z$	$z^T W z$	$I_i = \frac{z^T W z}{z^T z}$	$\frac{I_i - \bar{I}}{S_{(I_i)}}$	*p-value*
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2208	1	Powiat lęborski	0,32	0,043	0,002	0,009	0,003	0,754	0,451
2211	2	Powiat pucki	0,51	0,234	0,055	0,029	0,009	3,547	0,000
2215	3	Powiat wejherowski	0,58	0,299	0,089	0,042	0,013	5,260	0,000
2262	4	Powiat m. Gdynia	0,23	–0,048	0,002	–0,006	–0,002	–1,203	1,771
2263	5	Powiat m. Słupsk	0,14	–0,138	0,019	–0,010	–0,003	–1,685	1,908
2264	6	Powiat m. Sopot	0,07	–0,206	0,042	0,008	0,003	0,695	0,487
2261	7	Powiat m. Gdańsk	0,25	–0,031	0,001	–0,003	–0,001	–0,797	1,574
2210	8	Powiat nowodworski	0,31	0,036	0,001	0,002	0,001	–0,107	1,085
3213	9	Powiat sławieński	0,31	0,029	0,001	0,002	0,001	–0,151	1,120
2205	10	Powiat kartuski	0,61	0,335	0,113	0,044	0,014	5,477	0,000
2818	11	Powiat gołdapski	0,30	0,024	0,001	0,000	0,000	–0,420	1,326
2802	12	Powiat braniewski	0,18	–0,094	0,009	0,002	0,001	–0,173	1,137
2204	13	Powiat gdański	0,65	0,375	0,141	0,036	0,011	4,382	0,000
2804	14	Powiat elbląski	0,31	0,036	0,001	–0,001	0,000	–0,565	1,428
2819	15	Powiat węgorzewski	0,18	–0,095	0,009	0,001	0,000	–0,234	1,185
2212	16	Powiat słupski	0,35	0,070	0,005	0,001	0,000	–0,236	1,187
2808	17	Powiat kętrzyński	0,21	–0,068	0,005	0,000	0,000	–0,430	1,333
3209	18	Powiat koszaliński	0,33	0,056	0,003	0,000	0,000	–0,344	1,269
2861	19	Powiat m. Elbląg	0,16	–0,112	0,013	–0,004	–0,001	–0,937	1,651
2012	20	Powiat suwalski	0,31	0,031	0,001	0,001	0,000	–0,285	1,225
3261	21	Powiat m. Koszalin	0,23	–0,050	0,003	–0,003	–0,001	–0,768	1,557
2809	22	Powiat lidzbarski	0,20	–0,080	0,006	0,000	0,000	–0,408	1,317
2206	23	Powiat kościerski	0,46	0,182	0,033	0,036	0,011	4,378	0,000
2801	24	Powiat bartoszycki	0,21	–0,062	0,004	0,002	0,001	–0,169	1,134
2063	25	Powiat m. Suwałki	0,35	0,074	0,005	0,002	0,001	–0,088	1,070
3201	26	Powiat białogardzki	0,21	–0,067	0,004	0,001	0,000	–0,203	1,161
2213	27	Powiat starogardzki	0,36	0,082	0,007	0,011	0,004	1,135	0,256
2009	28	Powiat sejneński	0,21	–0,071	0,005	–0,001	0,000	–0,574	1,434
2209	29	Powiat malborski	0,28	0,006	0,000	0,001	0,000	–0,307	1,242
2813	30	Powiat olecki	0,30	0,020	0,000	0,001	0,000	–0,284	1,223
3208	31	Powiat kołobrzeski	0,31	0,037	0,001	–0,001	0,000	–0,576	1,435
2201	32	Powiat bytowski	0,37	0,093	0,009	0,008	0,002	0,670	0,503
2814	33	Powiat olsztyński	0,41	0,135	0,018	–0,005	–0,001	–1,002	1,684
2806	34	Powiat giżycki	0,28	0,007	0,000	0,000	0,000	–0,396	1,308
2214	35	Powiat tczewski	0,33	0,053	0,003	0,005	0,002	0,274	0,784
2001	36	Powiat augustowski	0,28	0,008	0,000	0,000	0,000	–0,435	1,336
3207	37	Powiat kamieński	0,19	–0,087	0,008	0,001	0,000	–0,211	1,167
2810	38	Powiat mrągowski	0,31	0,036	0,001	0,000	0,000	–0,374	1,292
2805	39	Powiat ełcki	0,38	0,101	0,010	–0,001	0,000	–0,464	1,357
2203	40	Powiat człuchowski	0,25	–0,031	0,001	–0,001	0,000	–0,578	1,437
3263	41	Powiat m. Świnoujście	0,20	–0,082	0,007	–0,005	–0,002	–1,070	1,716

Tab. A10. (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2207	42	Powiat kwidzyński	0,34	0,065	0,004	0,003	0,001	–0,018	1,014
3262	43	Powiat m. Szczecin	0,21	–0,068	0,005	0,000	0,000	–0,428	1,331
3216	44	Powiat świdwiński	0,17	–0,109	0,012	0,002	0,001	–0,085	1,068
2216	45	Powiat sztumski	0,28	0,001	0,000	0,000	0,000	–0,385	1,300
2862	46	Powiat m. Olsztyn	0,23	–0,051	0,003	–0,007	–0,002	–1,323	1,814
3205	47	Powiat gryficki	0,27	–0,012	0,000	0,000	0,000	–0,370	1,288
2815	48	Powiat ostródzki	0,27	–0,007	0,000	0,000	0,000	–0,411	1,319
0416	49	Powiat tucholski	0,38	0,104	0,011	0,011	0,003	1,116	0,264
2816	50	Powiat piski	0,23	–0,048	0,002	–0,001	0,000	–0,542	1,412
2202	51	Powiat chojnicki	0,37	0,090	0,008	0,008	0,002	0,619	0,536
2817	52	Powiat szczycieński	0,27	–0,008	0,000	0,000	0,000	–0,426	1,330
0414	53	Powiat świecki	0,31	0,029	0,001	0,002	0,001	–0,096	1,076
3204	54	Powiat goleniowski	0,32	0,047	0,002	0,000	0,000	–0,431	1,333
2807	55	Powiat iławski	0,33	0,048	0,002	0,002	0,001	–0,175	1,139
2011	56	Powiat sokólski	0,16	–0,114	0,013	0,003	0,001	0,021	0,983
3218	57	Powiat łobeski	0,22	–0,053	0,003	0,000	0,000	–0,404	1,314
2812	58	Powiat nowomiejski	0,31	0,036	0,001	0,002	0,001	–0,112	1,089
3214	59	Powiat stargardzki	0,28	0,002	0,000	0,000	0,000	–0,396	1,308
3215	60	Powiat szczecinecki	0,24	–0,038	0,001	–0,003	–0,001	–0,759	1,552
2006	61	Powiat kolneński	0,25	–0,029	0,001	0,000	0,000	–0,433	1,335
0406	62	Powiat grudziądzki	0,36	0,083	0,007	0,002	0,001	–0,095	1,075
0462	63	Powiat m. Grudziądz	0,20	–0,080	0,006	–0,004	–0,001	–0,989	1,678
0413	64	Powiat sępoleński	0,35	0,073	0,005	0,006	0,002	0,352	0,725
2004	65	Powiat grajewski	0,23	–0,049	0,002	0,001	0,000	–0,293	1,231
2008	66	Powiat moniecki	0,12	–0,154	0,024	0,002	0,001	–0,161	1,128
3203	67	Powiat drawski	0,32	0,045	0,002	–0,002	–0,001	–0,676	1,501
2803	68	Powiat działdowski	0,30	0,023	0,001	0,000	0,000	–0,364	1,284
3211	69	Powiat policki	0,50	0,225	0,051	–0,003	–0,001	–0,860	1,610
0417	70	Powiat wąbrzeski	0,29	0,012	0,000	0,001	0,000	–0,250	1,198
2811	71	Powiat nidzicki	0,25	–0,028	0,001	0,000	0,000	–0,445	1,344
0402	72	Powiat brodnicki	0,35	0,075	0,006	0,002	0,001	–0,121	1,096
3031	73	Powiat złotowski	0,32	0,040	0,002	0,000	0,000	–0,435	1,337
2002	74	Powiat białostocki	0,34	0,066	0,004	–0,004	–0,001	–0,945	1,655
2007	75	Powiat łomżyński	0,31	0,034	0,001	–0,001	0,000	–0,477	1,367
3217	76	Powiat wałecki	0,20	–0,077	0,006	–0,001	0,000	–0,490	1,376
0404	77	Powiat chełmiński	0,30	0,027	0,001	0,003	0,001	0,037	0,971
0403	78	Powiat bydgoski	0,54	0,266	0,071	0,009	0,003	0,775	0,439
3019	79	Powiat pilski	0,28	0,007	0,000	0,000	0,000	–0,358	1,279
1422	80	Powiat przasnyski	0,26	–0,017	0,000	0,000	0,000	–0,389	1,303
3020	81	Powiat choszczeński	0,21	–0,063	0,004	0,001	0,000	–0,304	1,238
3212	82	Powiat pyrzycki	0,22	–0,059	0,003	0,000	0,000	–0,377	1,294
1413	83	Powiat mławski	0,24	–0,040	0,002	0,001	0,000	–0,318	1,249
0405	84	Powiat golubsko--dobrzyński	0,31	0,037	0,001	0,002	0,001	–0,067	1,053
2062	85	Powiat m. Łomża	0,21	–0,065	0,004	–0,002	–0,001	–0,694	1,512

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0461	86	Powiat m. Bydgoszcz	0,17	–0,106	0,011	–0,025	–0,008	–3,698	2,000
0415	87	Powiat toruński	0,48	0,200	0,040	0,001	0,000	–0,208	1,165
2061	88	Powiat m. Białystok	0,27	–0,007	0,000	0,000	0,000	–0,454	1,350
0412	89	Powiat rypiński	0,30	0,018	0,000	0,000	0,000	–0,348	1,272
1415	90	Powiat ostrołęcki	0,38	0,106	0,011	–0,001	0,000	–0,517	1,395
1461	91	Powiat m. Ostrołęka	0,26	–0,021	0,000	–0,002	–0,001	–0,687	1,508
0463	92	Powiat m. Toruń	0,22	–0,054	0,003	–0,011	–0,003	–1,847	1,935
0410	93	Powiat nakielski	0,33	0,055	0,003	0,005	0,001	0,234	0,815
3001	94	Powiat chodzieski	0,29	0,013	0,000	0,001	0,000	–0,266	1,209
1437	95	Powiat żuromiński	0,25	–0,023	0,001	0,000	0,000	–0,401	1,312
2014	96	Powiat zambrowski	0,28	0,007	0,000	0,000	0,000	–0,380	1,296
3210	97	Powiat myśliborski	0,26	–0,019	0,000	0,000	0,000	–0,425	1,329
0407	98	Powiat inowrocławski	0,21	–0,070	0,005	–0,004	–0,001	–0,961	1,663
0806	99	Powiat strzelecko--drezdenecki	0,27	–0,004	0,000	0,000	0,000	–0,397	1,309
2013	100	Powiat wysokomazowiecki	0,25	–0,024	0,001	0,001	0,000	–0,268	1,211
3002	101	Powiat czarnkowsko--trzcianecki	0,31	0,031	0,001	0,001	0,000	–0,268	1,211
0401	102	Powiat aleksandrowski	0,20	–0,072	0,005	–0,001	0,000	–0,464	1,358
2005	103	Powiat hajnowski	0,10	–0,175	0,031	0,007	0,002	0,608	0,543
1411	104	Powiat makowski	0,25	–0,031	0,001	–0,001	0,000	–0,571	1,432
1416	105	Powiat ostrowski	0,25	–0,030	0,001	0,000	0,000	–0,441	1,341
1402	106	Powiat ciechanowski	0,27	–0,004	0,000	0,000	0,000	–0,385	1,300
0408	107	Powiat lipnowski	0,30	0,021	0,000	0,000	0,000	–0,368	1,287
2003	108	Powiat bielski	0,21	–0,071	0,005	0,005	0,001	0,219	0,826
3206	109	Powiat gryfiński	0,29	0,011	0,000	0,000	0,000	–0,357	1,279
1427	110	Powiat sierpecki	0,25	–0,023	0,001	0,000	0,000	–0,413	1,320
1424	111	Powiat pułtuski	0,33	0,057	0,003	0,004	0,001	0,094	0,925
0861	112	Powiat m. Gorzów Wielkopolski	0,27	–0,006	0,000	–0,001	0,000	–0,549	1,417
0419	113	Powiat żniński	0,26	–0,018	0,000	–0,001	0,000	–0,565	1,428
0801	114	Powiat gorzowski	0,47	0,191	0,037	–0,003	–0,001	–0,727	1,533
3016	115	Powiat obornicki	0,42	0,147	0,022	0,017	0,005	1,828	0,067
0464	116	Powiat m. Włocławek	0,15	–0,129	0,017	0,000	0,000	–0,424	1,328
1420	117	Powiat płoński	0,24	–0,035	0,001	0,000	0,000	–0,455	1,351
3028	118	Powiat wągrowiecki	0,37	0,098	0,010	0,008	0,003	0,710	0,478
3021	119	Powiat poznański	0,60	0,326	0,106	0,024	0,007	2,839	0,005
3024	120	Powiat szamotulski	0,37	0,094	0,009	0,013	0,004	1,288	0,198
1429	121	Powiat sokołowski	0,20	–0,077	0,006	0,002	0,001	–0,100	1,080
2010	122	Powiat siemiatycki	0,15	–0,122	0,015	0,006	0,002	0,441	0,660
0409	123	Powiat mogileński	0,30	0,024	0,001	0,000	0,000	–0,335	1,263
3003	124	Powiat gnieźnieński	0,34	0,058	0,003	0,005	0,002	0,282	0,778
0803	125	Powiat międzyrzecki	0,26	–0,021	0,000	–0,001	0,000	–0,551	1,419
1435	126	Powiat wyszkowski	0,35	0,071	0,005	0,006	0,002	0,467	0,641
3014	127	Powiat międzychodzki	0,30	0,025	0,001	0,001	0,000	–0,233	1,184
0411	128	Powiat radziejowski	0,18	–0,096	0,009	0,001	0,000	–0,307	1,241

Tab. A10. (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1462	129	Powiat m. Płock	0,21	–0,064	0,004	–0,003	–0,001	–0,840	1,599
1419	130	Powiat płocki	0,33	0,052	0,003	–0,001	0,000	–0,570	1,431
1414	131	Powiat nowodworski	0,35	0,069	0,005	0,007	0,002	0,609	0,542
0418	132	Powiat włocławski	0,26	–0,018	0,000	0,001	0,000	–0,261	1,206
1434	133	Powiat wołomiński	0,53	0,252	0,064	0,025	0,008	3,027	0,002
0805	134	Powiat słubicki	0,27	–0,007	0,000	0,000	0,000	–0,433	1,335
3064	135	Powiat m. Poznań	0,17	–0,102	0,010	–0,033	–0,010	–4,858	2,000
1433	136	Powiat węgrowski	0,25	–0,030	0,001	–0,002	–0,001	–0,672	1,498
1408	137	Powiat legionowski	0,59	0,309	0,096	0,034	0,011	4,157	0,000
3030	138	Powiat wrzesiński	0,37	0,088	0,008	0,008	0,003	0,701	0,483
1410	139	Powiat łosicki	0,20	–0,078	0,006	0,001	0,000	–0,211	1,167
1432	140	Powiat warszawski zachodni	0,46	0,187	0,035	0,023	0,007	2,682	0,007
3015	141	Powiat nowotomyski	0,41	0,137	0,019	0,013	0,004	1,332	0,183
1404	142	Powiat gostyniński	0,20	–0,082	0,007	0,003	0,001	–0,019	1,016
1002	143	Powiat kutnowski	0,14	–0,141	0,020	0,008	0,003	0,708	0,479
3009	144	Powiat kolski	0,29	0,009	0,000	0,000	0,000	–0,443	1,342
3062	145	Powiat m. Konin	0,17	–0,109	0,012	–0,013	–0,004	–2,124	1,966
0807	146	Powiat sulęciński	0,26	–0,021	0,000	–0,001	0,000	–0,477	1,367
0808	147	Powiat świebodziński	0,29	0,013	0,000	0,000	0,000	–0,335	1,262
1465	148	Powiat m. st. Warszawa	0,30	0,022	0,000	0,005	0,001	0,231	0,817
3025	149	Powiat średzki	0,36	0,081	0,007	0,010	0,003	1,001	0,317
3005	150	Powiat grodziski	0,40	0,124	0,015	0,018	0,006	2,069	0,039
3023	151	Powiat słupecki	0,27	–0,002	0,000	0,000	0,000	–0,413	1,320
1428	152	Powiat sochaczewski	0,30	0,021	0,000	0,001	0,000	–0,284	1,223
1426	153	Powiat siedlecki	0,34	0,066	0,004	–0,001	0,000	–0,489	1,375
1004	154	Powiat łęczycki	0,16	–0,116	0,013	0,007	0,002	0,607	0,544
1412	155	Powiat miński	0,41	0,133	0,018	0,011	0,004	1,150	0,250
1464	156	Powiat m. Siedlce	0,29	0,018	0,000	0,001	0,000	–0,231	1,183
3026	157	Powiat śremski	0,33	0,055	0,003	0,006	0,002	0,387	0,699
0809	158	Powiat zielonogórski	0,37	0,093	0,009	0,002	0,001	–0,162	1,128
1421	159	Powiat pruszkowski	0,43	0,154	0,024	0,025	0,008	2,916	0,004
3010	160	Powiat koniński	0,40	0,119	0,014	–0,002	–0,001	–0,611	1,459
1005	161	Powiat łowicki	0,19	–0,084	0,007	0,004	0,001	0,113	0,910
1417	162	Powiat otwocki	0,44	0,159	0,025	0,015	0,005	1,626	0,104
1418	163	Powiat piaseczyński	0,55	0,270	0,073	0,027	0,008	3,193	0,001
3011	164	Powiat kościański	0,31	0,032	0,001	0,005	0,001	0,224	0,823
3029	165	Powiat wolsztyński	0,37	0,097	0,009	0,010	0,003	0,949	0,342
0802	166	Powiat krośnieński	0,25	–0,028	0,001	0,000	0,000	–0,433	1,335
0611	167	Powiat łukowski	0,28	0,006	0,000	0,000	0,000	–0,391	1,304
1405	168	Powiat grodziski	0,44	0,160	0,026	0,017	0,005	1,952	0,051
0661	169	Powiat m. Biała Podlaska	0,31	0,032	0,001	0,000	0,000	–0,373	1,291
1438	170	Powiat żyrardowski	0,30	0,023	0,001	0,001	0,000	–0,266	1,209

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3027	171	Powiat turecki	0,29	0,010	0,000	0,000	0,000	–0,372	1,290
3020	172	Powiat pleszewski	0,32	0,047	0,002	0,002	0,001	–0,168	1,134
1403	173	Powiat garwoliński	0,33	0,048	0,002	0,002	0,001	–0,173	1,137
1063	174	Powiat m. Skierniewice	0,33	0,049	0,002	0,002	0,001	–0,086	1,069
3006	175	Powiat jarociński	0,32	0,043	0,002	0,002	0,001	–0,075	1,060
0862	176	Powiat m. Zielona Góra	0,24	–0,040	0,002	–0,004	–0,001	–0,898	1,631
1011	177	Powiat poddębicki	0,21	–0,065	0,004	0,002	0,001	–0,109	1,087
1406	178	Powiat grójecki	0,28	0,000	0,000	0,000	0,000	–0,393	1,305
1015	179	Powiat skierniewicki	0,32	0,046	0,002	–0,001	0,000	–0,473	1,364
3013	180	Powiat leszczyński	0,49	0,211	0,044	0,010	0,003	0,943	0,345
0615	181	Powiat radzyński	0,27	–0,006	0,000	0,000	0,000	–0,389	1,303
1020	182	Powiat zgierski	0,24	–0,040	0,002	0,002	0,001	–0,090	1,072
0811	183	Powiat żarski	0,25	–0,022	0,000	0,000	0,000	–0,353	1,276
3063	184	Powiat m. Leszno	0,30	0,021	0,000	0,004	0,001	0,209	0,834
3007	185	Powiat kaliski	0,34	0,063	0,004	0,000	0,000	–0,326	1,256
0601	186	Powiat bialski	0,28	0,004	0,000	0,000	0,000	–0,403	1,313
0812	187	Powiat wschowski	0,38	0,102	0,010	0,007	0,002	0,560	0,576
1021	188	Powiat brzeziński	0,27	–0,002	0,000	0,000	0,000	–0,388	1,302
3017	189	Powiat ostrowski	0,32	0,043	0,002	0,001	0,000	–0,322	1,253
3061	190	Powiat m. Kalisz	0,19	–0,084	0,007	–0,004	–0,001	–0,966	1,666
3012	191	Powiat krotoszyński	0,29	0,013	0,000	0,001	0,000	–0,312	1,245
1061	192	Powiat m. Łódź	0,09	–0,185	0,034	–0,001	0,000	–0,534	1,407
0204	193	Powiat górowski	0,26	–0,015	0,000	–0,001	0,000	–0,521	1,398
3004	194	Powiat gostyński	0,32	0,041	0,002	0,003	0,001	–0,017	1,013
1003	195	Powiat łaski	0,25	–0,023	0,001	0,001	0,000	–0,298	1,234
1013	196	Powiat rawski	0,25	–0,027	0,001	0,000	0,000	–0,387	1,301
3022	197	Powiat rawicki	0,33	0,052	0,003	0,003	0,001	0,069	0,945
1016	198	Powiat tomaszowski	0,20	–0,074	0,006	0,000	0,000	–0,418	1,324
0804	199	Powiat nowosolski	0,30	0,024	0,001	0,001	0,000	–0,207	1,164
0616	200	Powiat rycki	0,19	–0,084	0,007	0,001	0,000	–0,282	1,222
0203	201	Powiat głogowski	0,31	0,033	0,001	0,001	0,000	–0,306	1,241
0613	202	Powiat parczewski	0,28	0,000	0,000	0,000	0,000	–0,391	1,305
1008	203	Powiat pabianicki	0,24	–0,040	0,002	0,001	0,000	–0,249	1,197
1014	204	Powiat sieradzki	0,22	–0,055	0,003	0,001	0,000	–0,273	1,215
0810	205	Powiat żagański	0,24	–0,033	0,001	0,000	0,000	–0,439	1,340
1401	206	Powiat białobrzeski	0,28	0,002	0,000	0,000	0,000	–0,393	1,306
1006	207	Powiat łódzki wschodni	0,37	0,097	0,009	–0,005	–0,002	–1,070	1,715
1019	208	Powiat zduńskowolski	0,27	–0,004	0,000	0,000	0,000	–0,367	1,287
0213	209	Powiat milicki	0,32	0,040	0,002	0,002	0,001	–0,131	1,104
0211	210	Powiat lubiński	0,27	–0,008	0,000	0,000	0,000	–0,390	1,304
0608	211	Powiat lubartowski	0,25	–0,023	0,001	0,000	0,000	–0,399	1,310
0216	212	Powiat polkowicki	0,32	0,048	0,002	–0,001	0,000	–0,461	1,355
1407	213	Powiat kozienicki	0,23	–0,043	0,002	0,000	0,000	–0,359	1,281
3018	214	Powiat ostrzeszowski	0,25	–0,025	0,001	0,000	0,000	–0,413	1,321

Tab. A10. (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1001	215	Powiat bełchatowski	0,28	0,002	0,000	0,000	0,000	–0,398	1,310
0619	216	Powiat włodawski	0,21	–0,070	0,005	0,001	0,000	–0,309	1,242
1463	217	Powiat m. Radom	0,19	–0,087	0,008	–0,009	–0,003	–1,531	1,874
1436	218	Powiat zwoleński	0,21	–0,067	0,004	0,002	0,001	–0,125	1,100
1007	219	Powiat opoczyński	0,24	–0,042	0,002	0,002	0,001	–0,115	1,092
1062	220	Powiat m. Piotrków Trybunalski	0,21	–0,062	0,004	–0,002	–0,001	–0,635	1,474
0614	221	Powiat puławski	0,24	–0,036	0,001	0,001	0,000	–0,224	1,177
0209	222	Powiat legnicki	0,25	–0,029	0,001	0,000	0,000	–0,347	1,271
1010	223	Powiat piotrkowski	0,31	0,029	0,001	–0,001	0,000	–0,488	1,374
1425	224	Powiat radomski	0,38	0,098	0,010	–0,006	–0,002	–1,156	1,752
1423	225	Powiat przysuski	0,20	–0,081	0,006	0,001	0,000	–0,192	1,152
1430	226	Powiat szydłowiecki	0,23	–0,045	0,002	0,002	0,001	–0,121	1,096
0610	227	Powiat łęczyński	0,32	0,043	0,002	–0,001	0,000	–0,515	1,393
0609	228	Powiat lubelski	0,37	0,095	0,009	–0,004	–0,001	–0,893	1,628
0214	229	Powiat oleśnicki	0,31	0,031	0,001	0,002	0,001	–0,156	1,124
0220	230	Powiat trzebnicki	0,38	0,103	0,011	0,005	0,002	0,329	0,742
0612	231	Powiat opolski	0,19	–0,085	0,007	0,003	0,001	0,066	0,947
3008	232	Powiat kępiński	0,30	0,022	0,000	–0,001	0,000	–0,540	1,411
1018	233	Powiat wieruszowski	0,21	–0,064	0,004	0,003	0,001	–0,042	1,034
0663	234	Powiat m. Lublin	0,21	–0,063	0,004	–0,001	0,000	–0,581	1,438
1009	235	Powiat pajęczański	0,22	–0,053	0,003	0,001	0,000	–0,259	1,205
0201	236	Powiat bolesławiecki	0,26	–0,017	0,000	0,001	0,000	–0,289	1,227
0222	237	Powiat wołowski	0,24	–0,041	0,002	–0,002	–0,001	–0,609	1,457
0223	238	Powiat wrocławski	0,53	0,256	0,066	0,006	0,002	0,357	0,721
0226	239	Powiat złotoryjski	0,23	–0,048	0,002	0,003	0,001	–0,019	1,015
0218	240	Powiat średzki	0,43	0,148	0,022	0,002	0,001	–0,116	1,093
0262	241	Powiat m. Legnica	0,19	–0,089	0,008	0,003	0,001	–0,048	1,038
1017	242	Powiat wieluński	0,26	–0,021	0,000	0,001	0,000	–0,290	1,228
1409	243	Powiat lipski	0,19	–0,082	0,007	0,005	0,001	0,234	0,815
0662	244	Powiat m. Chełm	0,18	–0,093	0,009	0,008	0,002	0,637	0,524
0210	245	Powiat lubański	0,19	–0,085	0,007	0,005	0,002	0,341	0,733
1012	246	Powiat radomszczański	0,22	–0,054	0,003	0,001	0,000	–0,193	1,153
0617	247	Powiat świdnicki	0,23	–0,051	0,003	0,001	0,000	–0,235	1,185
1608	248	Powiat oleski	0,22	–0,058	0,003	0,002	0,001	–0,090	1,072
0264	249	Powiat m. Wrocław	0,22	–0,054	0,003	–0,009	–0,003	–1,606	1,892
1604	250	Powiat kluczborski	0,17	–0,105	0,011	0,005	0,001	0,230	0,818
0212	251	Powiat lwówecki	0,18	–0,092	0,009	0,005	0,002	0,283	0,777
2605	252	Powiat konecki	0,21	–0,068	0,005	0,003	0,001	0,012	0,990
1606	253	Powiat namysłowski	0,18	–0,093	0,009	0,000	0,000	–0,437	1,338
0603	254	Powiat chełmski	0,19	–0,082	0,007	0,005	0,002	0,313	0,754
2610	255	Powiat skarżyski	0,17	–0,109	0,012	0,003	0,001	0,008	0,994
2611	256	Powiat starachowicki	0,21	–0,063	0,004	0,002	0,001	–0,125	1,099
2613	257	Powiat włoszczowski	0,23	–0,046	0,002	0,001	0,000	–0,190	1,151

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0225	258	Powiat zgorzelecki	0,19	–0,083	0,007	0,003	0,001	0,048	0,962
0606	259	Powiat krasnostawski	0,17	–0,108	0,012	0,002	0,000	–0,179	1,142
2406	260	Powiat kłobucki	0,27	–0,005	0,000	0,000	0,000	–0,362	1,283
0205	261	Powiat jaworski	0,19	–0,086	0,007	0,004	0,001	0,123	0,902
2607	262	Powiat ostrowiecki	0,16	–0,118	0,014	0,005	0,002	0,334	0,739
0215	263	Powiat oławski	0,39	0,111	0,012	0,004	0,001	0,089	0,929
0607	264	Powiat kraśnicki	0,23	–0,045	0,002	0,002	0,001	–0,082	1,065
1609	265	Powiat opolski	0,25	–0,027	0,001	0,002	0,001	–0,108	1,086
0219	266	Powiat świdnicki	0,22	–0,053	0,003	–0,001	0,000	–0,497	1,381
0206	267	Powiat jeleniogórski	0,21	–0,069	0,005	0,007	0,002	0,512	0,609
0604	268	Powiat hrubieszowski	0,15	–0,124	0,015	0,008	0,002	0,638	0,523
0261	269	Powiat m. Jelenia Góra	0,12	–0,159	0,025	0,011	0,003	1,068	0,286
2404	270	Powiat częstochowski	0,26	–0,016	0,000	0,001	0,000	–0,283	1,223
2661	271	Powiat m. Kielce	0,19	–0,085	0,007	–0,006	–0,002	–1,158	1,753
0207	272	Powiat kamiennogórski	0,17	–0,107	0,011	0,011	0,003	1,090	0,276
2464	273	Powiat m. Częstochowa	0,15	–0,124	0,015	0,001	0,000	–0,216	1,171
1601	274	Powiat brzeski	0,27	–0,009	0,000	0,000	0,000	–0,363	1,284
0620	275	Powiat zamojski	0,23	–0,044	0,002	0,003	0,001	0,040	0,968
2606	276	Powiat opatowski	0,17	–0,105	0,011	0,007	0,002	0,498	0,618
0202	277	Powiat dzierżoniowski	0,19	–0,088	0,008	0,004	0,001	0,092	0,926
0605	278	Powiat janowski	0,24	–0,032	0,001	0,000	0,000	–0,354	1,276
0217	279	Powiat strzeliński	0,25	–0,023	0,001	0,000	0,000	–0,412	1,319
1818	280	Powiat stalowowolski	0,21	–0,067	0,004	0,003	0,001	–0,009	1,007
2604	281	Powiat kielecki	0,34	0,068	0,005	–0,005	–0,002	–1,100	1,729
0602	282	Powiat biłgorajski	0,29	0,008	0,000	0,000	0,000	–0,416	1,322
0664	283	Powiat m. Zamość	0,21	–0,071	0,005	0,003	0,001	0,031	0,975
2407	284	Powiat lubliniecki	0,29	0,011	0,000	0,000	0,000	–0,425	1,329
1661	285	Powiat m. Opole	0,17	–0,107	0,011	0,003	0,001	–0,011	1,009
2609	286	Powiat sandomierski	0,16	–0,113	0,013	0,008	0,002	0,627	0,530
2409	287	Powiat myszkowski	0,24	–0,040	0,002	0,001	0,000	–0,221	1,175
0221	288	Powiat wałbrzyski	0,12	–0,156	0,024	0,014	0,004	1,502	0,133
1611	289	Powiat strzelecki	0,22	–0,059	0,003	0,002	0,001	–0,154	1,122
1864	290	Powiat m. Tarnobrzeg	0,20	–0,080	0,006	0,006	0,002	0,438	0,661
2602	291	Powiat jędrzejowski	0,25	–0,031	0,001	0,001	0,000	–0,192	1,152
2416	292	Powiat zawierciański	0,18	–0,093	0,009	0,005	0,002	0,310	0,757
0208	293	Powiat kłodzki	0,16	–0,118	0,014	0,016	0,005	1,695	0,090
2413	294	Powiat tarnogórski	0,31	0,035	0,001	–0,002	–0,001	–0,692	1,511
1820	295	Powiat tarnobrzeski	0,24	–0,042	0,002	0,002	0,001	–0,129	1,103
1208	296	Powiat miechowski	0,20	–0,082	0,007	0,003	0,001	–0,023	1,019
0618	297	Powiat tomaszowski	0,22	–0,059	0,004	0,003	0,001	0,070	0,944
1605	298	Powiat krapkowicki	0,19	–0,088	0,008	0,007	0,002	0,509	0,611
0224	299	Powiat ząbkowicki	0,13	–0,151	0,023	0,012	0,004	1,169	0,242
1812	300	Powiat niżański	0,24	–0,035	0,001	–0,001	0,000	–0,477	1,366
2612	301	Powiat staszowski	0,21	–0,065	0,004	0,002	0,001	–0,104	1,083
2608	302	Powiat pińczowski	0,19	–0,084	0,007	0,004	0,001	0,210	0,834

Tab. A10. (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2465	303	Powiat m. Dąbrowa Górnicza	0,15	–0,126	0,016	0,011	0,004	1,150	0,250
2601	304	Powiat buski	0,19	–0,086	0,007	0,003	0,001	0,072	0,942
2471	305	Powiat m. Piekary Śląskie	0,18	–0,094	0,009	0,007	0,002	0,582	0,560
1610	306	Powiat prudnicki	0,16	–0,117	0,014	0,009	0,003	0,875	0,382
2462	307	Powiat m. Bytom	0,14	–0,137	0,019	0,010	0,003	1,006	0,315
1808	308	Powiat leżajski	0,31	0,037	0,001	0,002	0,001	–0,159	1,126
2401	309	Powiat będziński	0,18	–0,096	0,009	0,008	0,002	0,618	0,536
2478	310	Powiat m. Zabrze	0,18	–0,096	0,009	0,005	0,001	0,230	0,818
1809	311	Powiat lubaczowski	0,20	–0,072	0,005	0,001	0,000	–0,278	1,219
2466	312	Powiat m. Gliwice	0,19	–0,087	0,008	0,001	0,000	–0,222	1,176
1811	313	Powiat mielecki	0,31	0,033	0,001	0,001	0,000	–0,318	1,250
2474	314	Powiat m. Siemianowice Śląskie	0,16	–0,113	0,013	0,011	0,003	1,120	0,263
1212	315	Powiat olkuski	0,26	–0,015	0,000	0,001	0,000	–0,299	1,235
2463	316	Powiat m. Chorzów	0,20	–0,075	0,006	0,009	0,003	0,793	0,428
2472	317	Powiat m. Ruda Śląska	0,21	–0,069	0,005	0,005	0,001	0,243	0,808
1607	318	Powiat nyski	0,20	–0,079	0,006	0,005	0,002	0,301	0,763
1603	319	Powiat kędzierzyńsko--kozielski	0,18	–0,101	0,010	0,007	0,002	0,502	0,615
2476	320	Powiat m. Świętochłowice	0,12	–0,156	0,024	0,015	0,005	1,572	0,116
1214	321	Powiat proszowicki	0,25	–0,026	0,001	–0,001	0,000	–0,499	1,382
2603	322	Powiat kazimierski	0,14	–0,135	0,018	0,003	0,001	0,030	0,976
2475	323	Powiat m. Sosnowiec	0,11	–0,163	0,027	0,014	0,004	1,551	0,121
2469	324	Powiat m. Katowice	0,14	–0,133	0,018	0,006	0,002	0,369	0,712
2470	325	Powiat m. Mysłowice	0,23	–0,049	0,002	0,003	0,001	–0,010	1,008
1204	326	Powiat dąbrowski	0,29	0,015	0,000	0,000	0,000	–0,413	1,321
2468	327	Powiat m. Jaworzno	0,24	–0,040	0,002	0,002	0,000	–0,183	1,145
1806	328	Powiat kolbuszowski	0,29	0,011	0,000	0,000	0,000	–0,353	1,276
1816	329	Powiat rzeszowski	0,43	0,151	0,023	0,007	0,002	0,607	0,544
2408	330	Powiat mikołowski	0,38	0,101	0,010	0,000	0,000	–0,387	1,301
2411	331	Powiat raciborski	0,24	–0,041	0,002	0,001	0,000	–0,306	1,240
1814	332	Powiat przeworski	0,30	0,025	0,001	0,001	0,000	–0,265	1,209
2405	333	Powiat gliwicki	0,30	0,018	0,000	0,000	0,000	–0,449	1,346
1203	334	Powiat chrzanowski	0,23	–0,043	0,002	–0,001	0,000	–0,574	1,434
1216	335	Powiat tarnowski	0,40	0,123	0,015	0,002	0,001	–0,076	1,060
1206	336	Powiat krakowski	0,43	0,148	0,022	0,007	0,002	0,496	0,620
2473	337	Powiat m. Rybnik	0,29	0,015	0,000	0,000	0,000	–0,358	1,280
2477	338	Powiat m. Tychy	0,25	–0,023	0,001	–0,001	0,000	–0,538	1,410
2412	339	Powiat rybnicki	0,34	0,068	0,005	0,001	0,000	–0,310	1,243
1602	340	Powiat głubczycki	0,17	–0,108	0,012	0,009	0,003	0,855	0,392
1261	341	Powiat m. Kraków	0,23	–0,047	0,002	–0,005	–0,002	–1,123	1,738
1810	342	Powiat łańcucki	0,36	0,086	0,007	0,006	0,002	0,426	0,670

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2414	343	Powiat bieruńsko-lędziński	0,38	0,106	0,011	–0,002	–0,001	–0,716	1,526
1803	344	Powiat dębicki	0,34	0,063	0,004	0,004	0,001	0,083	0,934
2479	345	Powiat m. Żory	0,30	0,023	0,001	0,001	0,000	–0,248	1,196
1863	346	Powiat m. Rzeszów	0,36	0,082	0,007	0,012	0,004	1,269	0,204
2410	347	Powiat pszczyński	0,40	0,119	0,014	0,005	0,001	0,219	0,826
1263	348	Powiat m. Tarnów	0,17	–0,111	0,012	–0,014	–0,004	–2,223	1,974
1219	349	Powiat wielicki	0,50	0,223	0,050	0,023	0,007	2,704	0,007
2415	350	Powiat wodzisławski	0,29	0,014	0,000	0,000	0,000	–0,404	1,313
2467	351	Powiat m. Jastrzębie-Zdrój	0,21	–0,068	0,005	–0,004	–0,001	–0,947	1,656
1815	352	Powiat ropczycko-sędziszowski	0,39	0,116	0,013	0,007	0,002	0,508	0,612
1213	353	Powiat oświęcimski	0,27	–0,011	0,000	–0,001	0,000	–0,467	1,360
1804	354	Powiat jarosławski	0,26	–0,021	0,000	0,000	0,000	–0,415	1,322
1209	355	Powiat myślenicki	0,46	0,184	0,034	0,024	0,008	2,867	0,004
1201	356	Powiat bocheński	0,41	0,130	0,017	0,017	0,005	1,905	0,057
1218	357	Powiat wadowicki	0,35	0,077	0,006	0,005	0,002	0,268	0,788
1819	358	Powiat strzyżowski	0,31	0,031	0,001	0,002	0,001	–0,086	1,069
2402	359	Powiat bielski	0,37	0,097	0,009	0,005	0,001	0,223	0,823
2461	360	Powiat m. Bielsko-Biała	0,27	–0,011	0,000	–0,001	0,000	–0,523	1,399
1805	361	Powiat jasielski	0,29	0,017	0,000	0,001	0,000	–0,244	1,193
1202	362	Powiat brzeski	0,36	0,081	0,007	0,010	0,003	0,924	0,355
1813	363	Powiat przemyski	0,35	0,072	0,005	0,001	0,000	–0,246	1,195
1862	364	Powiat m. Przemyśl	0,18	–0,095	0,009	–0,007	–0,002	–1,311	1,810
1802	365	Powiat brzozowski	0,35	0,069	0,005	0,004	0,001	0,159	0,874
2417	366	Powiat żywiecki	0,30	0,027	0,001	0,002	0,001	–0,119	1,095
1861	367	Powiat m. Krosno	0,23	–0,046	0,002	–0,001	0,000	–0,552	1,419
1215	368	Powiat suski	0,32	0,045	0,002	0,005	0,001	0,235	0,814
2403	369	Powiat cieszyński	0,36	0,082	0,007	0,003	0,001	–0,030	1,024
1207	370	Powiat limanowski	0,46	0,179	0,032	0,026	0,008	3,042	0,002
1262	371	Powiat m. Nowy Sącz	0,28	0,003	0,000	0,001	0,000	–0,303	1,238
1817	372	Powiat sanocki	0,30	0,018	0,000	0,000	0,000	–0,353	1,276
1211	373	Powiat nowotarski	0,40	0,123	0,015	0,017	0,005	1,914	0,056
1807	374	Powiat krośnieński	0,30	0,026	0,001	0,000	0,000	–0,329	1,258
1205	375	Powiat gorlicki	0,35	0,071	0,005	0,008	0,002	0,677	0,498
1210	376	Powiat nowosądecki	0,47	0,196	0,038	0,019	0,006	2,152	0,031
1217	377	Powiat tatrzański	0,37	0,092	0,009	0,011	0,004	1,136	0,256
1801	378	Powiat bieszczadzki	0,23	–0,043	0,002	–0,001	0,000	–0,476	1,366
1821	379	Powiat leski	0,23	–0,046	0,002	0,001	0,000	–0,315	1,248

Źródło: GUS (Bank Danych Lokalnych); opracowanie własne w MS Excel.

Punkt wyjścia w procedurze obliczania statystyki Morana I, wykorzystywanej do oceny globalnej autokorelacji przestrzennej, stanowił wektor $\boldsymbol{X}$ wartości miernika

rozwoju Hellwiga (wyznaczonych z punktu widzenia ogólnej sytuacji demograficznej w powiatach w 2012 r.).

Następnie, wyznaczony został wektor z, reprezentujący różnice poszczególnych wartości x_i od ich średniej, który poddano kolejnym przekształceniom (według wzoru 1.47), m.in. obliczony został iloczyn wartości tego wektora i macierzy $\boldsymbol{W}$ wag przestrzennych I rzędu, standaryzowanej wierszami, (zob. kolumny nr 4–6 w tab. A10). Wyznaczona wartość statystyki Morana, wynosząca 0,34, świadczy o istnieniu słabej autokorelacji globalnej.

$$I = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{k=1}^{n} w_{ik}^{*}(x_i - \bar{x})(x_k - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} = \frac{z^T W z}{z^T z} \qquad I = \frac{1{,}11}{3{,}23} = 0{,}34$$

gdzie: $\boldsymbol{W}$ to standaryzowana wierszami macierz sąsiedztwa powiatów.

W oparciu o formułę (1.48) wyznaczone zostały wartości lokalnej statystyki Morana, wskazujące na istnienie słabej autokorelacji przestrzennej w większości powiatów (zob. kolumna nr 7). Następnie wartości w poszczególnych lokalizacjach poddane zostały ocenie pod względem istotności statystycznej. W tym celu dokonano ich standaryzacji (zob. kolumna nr 8) i wyznaczono wartości *p–value* (zob. kolumna nr 9), odpowiadające najmniejszym poziomom istotności, pozwalającym na odrzucenie hipotezy H_0 (mówiącej o braku autokorelacji przestrzennej) na rzecz alternatywnej H_1 (wskazującej na istnienie tej zależności). Najczęściej hipotezę H_0 odrzuca się przy poziomie p mniejszym od 0,05 (takie podejście przyjęto w tym badaniu).