

DOI:10.18276/sip.2016.45/2-32

Małgorzata Podogrodzka*

Szkoła Główna Handlowa

STAROŚĆ DEMOGRAFICZNA W POLSCE. UJĘCIE PRZESTRZENNE

Streszczenie

W ocenie stopnia zaawansowania starości demograficznej wykorzystuje się wiele miar, ale czy ich przestrzenna analiza prowadzi do podobnych wniosków? Analiza prowadzona jest dla lat 1991–2013 według płci i województw. Określono konwergencję typu beta, gamma i sigma oraz wpływ urodzeń i zgonów na stopień zaawansowania starości demograficznej.

Słowa kluczowe: struktura wieku ludności, starość, starzenie się

Wstęp

W ocenie stopnia zaawansowania starości demograficznej wykorzystuje się wiele miar. Do najpopularniejszych należą te, które przedstawiają relację między liczbą osób w określonych dwóch grupach wieku, między innymi indeks starości, wskaźnik starości czy młodości lub współczynniki obciążenia demograficznego (Kowaleski, 2013). Ukazują one tylko „wycinek” struktury wieku ludności, co oznacza, że nie uwzględniają informacji o wszystkich grupach wieku. Określenie progu starości demograficznej sprawia również wiele problemów, a najczęściej jest to moment zakończenia aktywności zawodowej ludności. Dlatego też zaproponowano inne miary. Do najpopularniejszej należy przeciętne dalsze trwanie życia, gdzie próg starości określa liczba lat, która pozostała jednostce jeszcze do przeżycia.

* Adres e-mail: mpodog@sgh.waw.pl.

W tym przypadku zaproponowano również wiele wskaźników, których konstrukcja opiera się na relacjach między pozostałą liczbą lat do przeżycia oraz liczbą lat już przeżytych, między innymi potencjalny indeks starości czy potencjalny współczynnik obciążenia osobami starszymi (Sanderson, Scherbov, 2005, 2007). Innym podejściem jest wyznaczenie miary opisującej cały rozkład na przykład mediany (Kosiński, 1967), decyli czy kwartyli (Kowaleski, 2013), współczynnika koncentracji Giniego (d'Albis, Collard, 2013), wskaźnika struktury wieku (Kurek, 2002, 2008), asymetrii rozkładu (Cieślak, 2004), miary relatywnej luki starości (Kot, Kurkiewicz, 2004), indeksu niepodobieństwa (Rowland, 1996), indeksu podobieństwa struktur (Podogrodzka, 2014). W ocenie zmian w czasie tego procesu wykorzystuje się przede wszystkim informacje o relacjach między punktowymi wartościami przedstawionych wyżej wskaźników starości (Długosz, 1997, 1998; Kurek, 2008; Kowaleski, 2013), iloraz między średnim rocznym tempem wzrostu liczby ludności w wieku starszym a średnim rocznym tempem wzrostu liczby ludności ogółem (Kondrat, 1972; Frątczak, 2002) oraz agregatowy indeks struktury ludności liczony jako iloraz umieralności faktycznej i standardowej w badanej zbiorowości (Wieniecki, 1981).

W polskiej literaturze przedmiotu można znaleźć wiele prac poświęconych zagadnieniom natężenia oraz dynamiki starości demograficznej w ujęciu przestrzennym. Wśród nich można wymienić między innymi prace (Długosz, 1997; Kurek, 2004, 2008; Potrykowska, 2003; Kowaleski, 2013; Kowaleski, Szukalski, 2004, 2006; Podogrodzka, 2014, 2015). W opracowaniach tych wykorzystywano przede wszystkim wskaźniki struktury, a do opisu ich zmian wartości w czasie – indeksy dynamiki. Analizy te dotyczyły ludności ogółem, w podziale na płeć oraz zamieszkałej na obszarach miejskich i wiejskich. Badanie zjawiska starości demograficznej może mieć charakter statyczny lub dynamiczny. W tym pierwszym przypadku analizuje się stopień jego zaawansowania na określonym obszarze w danym punkcie czasowy. W drugim zaś interesuje nas natężenie tych zmian w czasie. W obu jednak sytuacjach dąży się do wykrycia pewnych prawidłowości w ujęciu przestrzennym, które mają na celu wyodrębnienie grup jednostek (typologia, regionalizacja), które odznaczają się podobnymi własnościami.

Ukazanie różnic w stopniu zaawansowania starości demograficznej w ujęciu przestrzennym jest niezwykle ważne zwłaszcza wtedy, gdy formułowane są różne polityki odnoszące się do zagadnień społecznych czy gospodarczych na szczeblu krajowym. Nieuwzględnienie bowiem tego czynnika może prowadzić już „na samym wstępie” do niepowodzenia przyjętych założeń, szczególnie w kontekście ochrony zdrowia czy zabezpieczenia społecznego.

Celem artykułu jest ukazanie przestrzennego zróżnicowania stopnia zaawansowania starości demograficznej przy wykorzystaniu różnych miar oraz ocena, na ile uzyskane wyniki prowadzą do podobnych wniosków. Analiza prowadzona jest osobno dla populacji kobiet i mężczyzn według województw dla lat 1991–2013. Przeprowadzona analiza pozwoli na weryfikację następujących hipotez badawczych: 1) z czasem obszary o początkowym niskim stopniu zaawansowania starości demograficznej wykazują coraz to większe tempo tych zmian (konwergencja typu beta); 2) z czasem odnotowujemy spadek przestrzennych różnic w stopniu zaawansowania starości demograficznej (konwergencja typu sigma); 3) przestrzenny obraz stopnia zaawansowania starości demograficznej uległ zmianie w czasie (konwergencja typu gamma); 4) płeć nie jest czynnikiem różnicującym ocenę przestrzennej konwergencji starości demograficznej.

W prowadzonych rozważaniach za obiekt do porównań przyjęto województwo. Jest to region administracyjny kraju, który charakteryzuje się wysokim stopniem instytucjonalizacji, stanowi podstawową jednostkę strukturyzacji i organizacji przestrzennej. W analizie za zmienne objaśniające starość demograficzną przyjęto: wskaźnik młodości, wskaźnik starości, przeciętne dalsze trwanie życia oraz podobieństwo struktur.

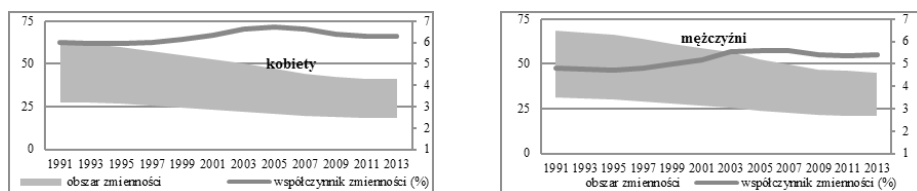
W literaturze przedmiotu wyróżniamy 3 rodzaje konwergencji. Konwergencja typu beta analizuje, w jakim stopniu poziom zmiennej wpływa na tempo jej zmian wartości w czasie. W tym celu wyznacza się korelację między wartością zmiennej na początku badanego okresu a miarą dynamiki. W ocenie tempa starzenia się ludności wykorzystano liniową funkcję trendu. Miary rozproszenia (współczynnik zmienności, obszar zmienności) pozwalają określić stopień zmniejszania się przestrzennych dysproporcji w wartości danej zmiennej w czasie, a tym samym konwergencję typu sigma. Konwergencja typu gamma bada stabilność rozkładu zmiennej w czasie. Najczęściej używaną miarą w tym przypadku jest współczynnik korelacji rang. Do delimitacji obszarów podobnych ze względu na natężenie oraz dynamikę starości demograficznej wykorzystano metodę aglomeracyjną. Jednorodne grupy województw wyznaczono na podstawie relacji między przekrojową średnią arytmetyczną a k -liczbą przekrojowych odchyleń standardowych, gdzie $k = 1, 2, 3$ (Pociecha, Podolec, Sokołowski, Zając, 1988; Nowak, 1990; Grabiński, 1992; Grabiński, Wydimus, Zeliaś, 1989; Młodak, 2006). Utworzono 6 klas podobnych województw.

W opracowaniu wykorzystano dane o ludności według 5-letnich grup wieku „zaczepnięte” ze stron internetowych Eurostat. Wszystkie analizy statystyczne wykonano przy użyciu programu komputerowego Statistica.

1. Wskaźnik młodości

W latach 1991–2013 we wszystkich województwach w populacji kobiet i mężczyzn odnotowujemy stały spadek wartości wskaźnika młodości, to jest odsetka osób w wieku poniżej 19 roku życia, a tym samym pogłębiający się w nich proces starzenia się ludności. Przekrojowe miary statystyczne wyznaczone dla trendu wskazują, że u kobiet jego minimalna wartość wynosiła $-1,89$, a maksymalna $-1,38$. Dla mężczyzn wartości te to odpowiednio: $-1,77$ oraz $-1,35$. Oznacza to, że dynamika starości demograficznej odmiennie kształtowała się między województwami, ale z czasem odnotowujemy spadek przestrzennych różnic w wartości tej miary (ocenianych obszarem zmienności). Dodatkowo to przestrzenne ujednocnianie się wartości dynamiki było nieco wyraźniejsze w zbiorowości kobiet niż mężczyzn. Współczynnik zmienności wskazuje zaś na relatywnie duże przestrzenne zróżnicowanie wskaźnika młodości i dodatkowo zmieniające się w czasie, ale z tendencją do spadku tych dysproporcji (rysunek 1).

Rysunek 1. Przekrojowe miary rozproszenia odsetka ludności w wieku 0–19 lat według płci w Polsce w latach 1991–2013

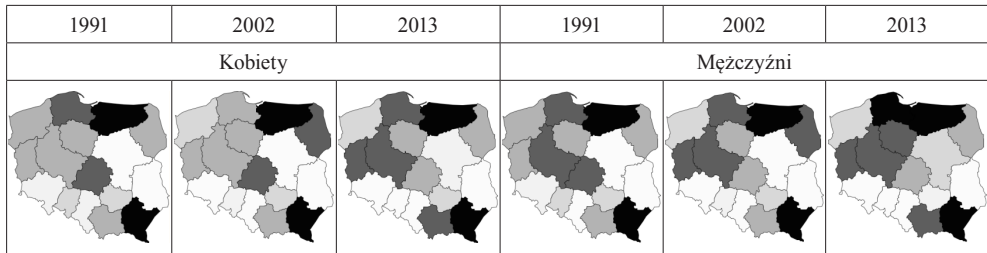


Źródło: obliczenia własne.

Przestrzenny obraz wskaźnika młodości nie był stabilny w czasie, ale jedynie nieznacznie różniący się między populacją kobiet i mężczyzn. Na początku lat dziewięćdziesiątych województwa charakteryzujące się najniższymi wartościami tej miary położone były głównie w części środkowo-wschodniej i południowo-zachodniej kraju, natomiast najwyższe w części Polski środkowo-północnej i południowo-wschodniej. Dekadę później obraz ten nie uległ wyraźnej zmianie, ale 20 lat później już część Polski północnej, środkowo-zachodniej oraz południowo-wschodniej była wyraźnie młodsza od jej części południowo-zachodniej oraz środkowo-wschodniej. Nie odnotowano zaś istotnej zależności między natężeniem zmian w czasie wskaźnika młodości a jego wartością na początku lat dziewięćdziesiątych. W tych województwach, gdzie

odsetek osób w wieku poniżej 19 lat był relatywnie wysoki, z czasem spadek tej wartości mógł być zarówno niewielki, jak i bardzo wyraźny (rysunek 2).

Rysunek 2. Odsetek ludności w wieku 0–19 lat według płci i województw w Polsce w latach 1991–2013*



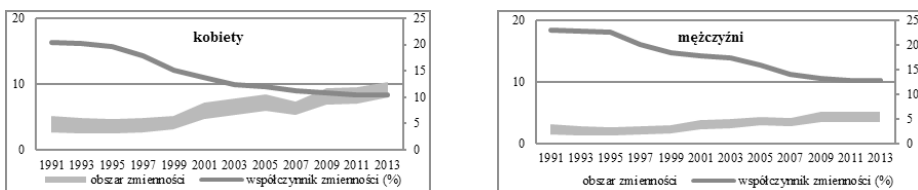
* im kolor ciemniejszy, tym wyższe wartości wskaźnika

Źródło: obliczenia własne.

2. Wskaźnik starości

Wskaźnik starości wyznaczony jako udział osób w wieku 75 lat w ogólnej liczbie ludności z czasem rósł we wszystkich województwach i w obu badanych zbiorowościach. Minimalna wartość współczynnika trendu w populacji kobiet wynosiła 2,73, a maksymalna 4,32, podczas gdy u mężczyzn to odpowiednio: 5,28 oraz 9,19. Tym samym w populacji mężczyzn proces starzenia się był wyraźnie intensywniejszy niż u kobiet oraz wyraźnie zróżnicowany przestrzennie. Jednocześnie miary rozproszenia wskazują na ujednocnianie się natężenia starości demograficznej w podobnym stopniu w zbiorowości kobiet i mężczyzn (rysunek 3).

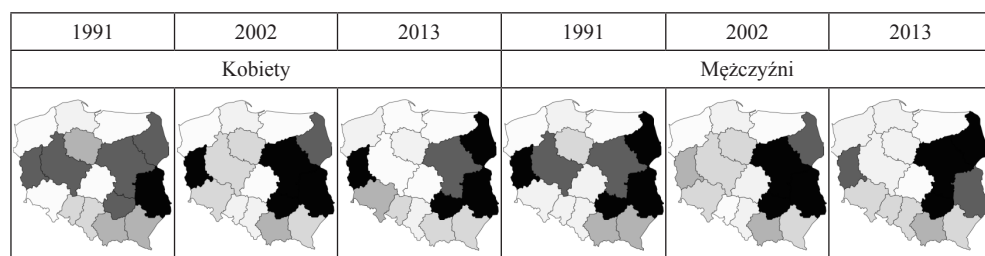
Rysunek 3. Przekrojowe miary rozproszenia odsetka ludności w wieku 75 lat i więcej według płci w Polsce w latach 1991–2013



Źródło: obliczenia własne.

W obu badanych zbiorowościach przestrzenny obraz wskaźnika starości był zbliżony, ale zmieniający się w czasie. Prawie w całym badanym okresie większość województw charakteryzująca się wysokim udziałem osób w wieku 75 lat i więcej położona była głównie we wschodniej i środkowo-zachodniej części Polski. W przypadku województw o najniższych wartościach tej miary sytuacja wyglądała nieco inaczej. Początkowo to część północna i południowo-zachodnia charakteryzowała się relatywnie niskimi wartościami, ale dwie dekady później był to wprawdzie nadal obszar Polski północnej, ale też i jej część centralna. Przestrzenne tempo starzenia się ludności nie zależało od odsetka osób w tym wieku na początku badanego okresu (rysunek 4).

Rysunek 4. Odsetek ludności w wieku 75 lat i więcej według płci i województw w Polsce w latach 1991–2013*



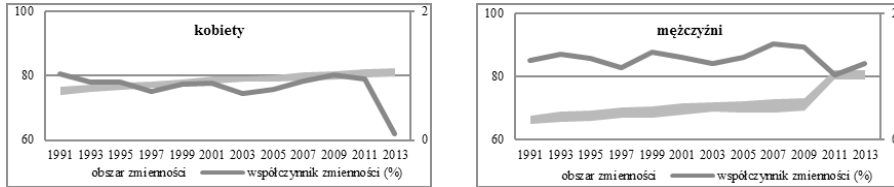
* im kolor ciemniejszy, tym wyższe wartości wskaźnika

Źródło: obliczenia własne.

3. Przeciętne dalsze trwanie życia

Za jedną z syntetycznych miar opisujących strukturę wieku ludności można uznać przeciętne dalsze trwanie życia w chwili poczęcia. Z czasem we wszystkich województwach i w obu badanych zbiorowościach wartość tej miary rosła. Współczynniki trendu przyjmowały w populacji kobiet wartości od 0,25 do 0,33, a u mężczyzn od 0,26 do 0,35, co oznacza, że przestrzenne zmiany w podobnym stopniu dotyczyły obu populacji. Równocześnie miary rozproszenia wskazują na tendencję do przestrzennego ujednoczenia się wartości tej miary, która jednak podlegała w badanym okresie licznym wahaniom (rysunek 5).

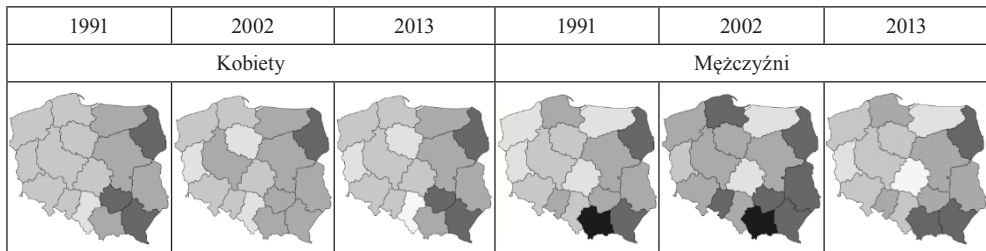
Rysunek 5. Przekrojowe miary statystyczne przeciętnego dalszego trwania życia według płci w Polsce w latach 1991–2013



Źródło: obliczenia własne.

W populacji kobiet i mężczyzn przestrzenny obraz przeciętnego dalszego trwania życia tylko nieznacznie się różnił i stale w czasie część Polski wschodniej odznaczała się wyraźnie wyższymi wartościami tej miary niż inne części kraju. Można powiedzieć, że im dalej od wschodniej granicy Polski, tym niższe wartości tej miary. Na obszarach, gdzie przeciętne dalsze trwanie życia było już i tak relatywnie wysokie, przyrost wartości tej miary w czasie były wyraźniejszy niż tam, gdzie jej wartości były relatywnie niskie (rysunek 6).

Rysunek 6. Przeciętne dalsze trwanie życia według płci i województw w Polsce w latach 1991–2013*



* im kolor ciemniejszy, tym wyższe wartości wskaźnika

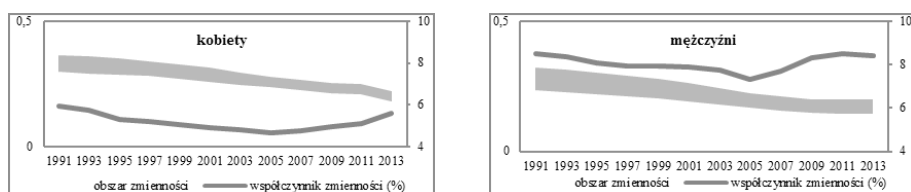
Źródło: obliczenia własne.

4. Metoda podobieństwa struktur

Wykorzystując metodę podobieństwa struktur, można stwierdzić, że starzenie się struktur ludności wystąpiło we wszystkich województwach, ale w populacji kobiet było ono nieco wolniejsze i mniej zróżnicowane przestrzennie. Wartości

współczynników trendu u kobiet przyjmowały wartości od $-214,9$ do $-142,8$, a u mężczyzn odpowiednio od $-229,7$ do $-137,5$. Obserwujemy też nieznaczne przestrzenne zróżnicowanie struktur wieku ludności, ale z tendencją do spadku tych różnic w obu badanych populacjach (rysunek 7).

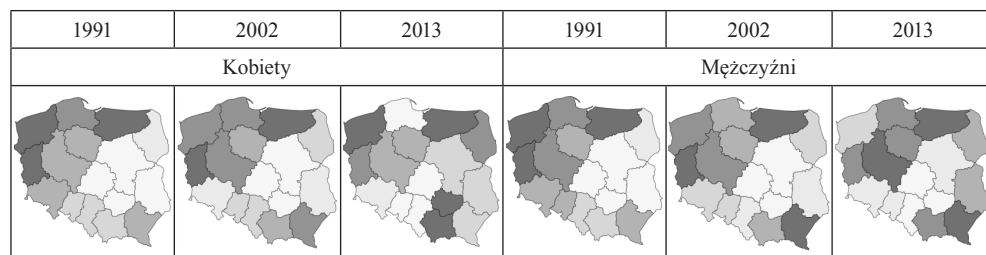
Rysunek 7. Przekrojowe miary rozproszenia podobieństwa struktur wieku według płci w Polsce w latach 1991–2013



Źródło: obliczenia własne.

Przestrzenny obraz struktur wieku ludności ulegał zmianie w czasie, ale był podobny w populacji kobiet i mężczyzn. W pierwszych dwóch dekadach badanego okresu większość województw odznaczających się relatywnie młodą strukturą wieku położona była w części północnej i zachodniej Polski, a te, dla których była ona jedynie nieco starsza, znajdowały się w części centralnej. W kolejnych latach obraz ten nie był już tak jednorodny i województwa o podobnej strukturze wieku rozlokowane były w różnych częściach kraju. Nie odnotowaliśmy natomiast wyraźnej przestrzennej zależności między dynamiką zmian struktury wieku a jej strukturą na początku badanego okresu (rysunek 8).

Rysunek 8. Podobieństwo struktur wieku według płci i województw w Polsce w latach 1991, 2002 i 2013*



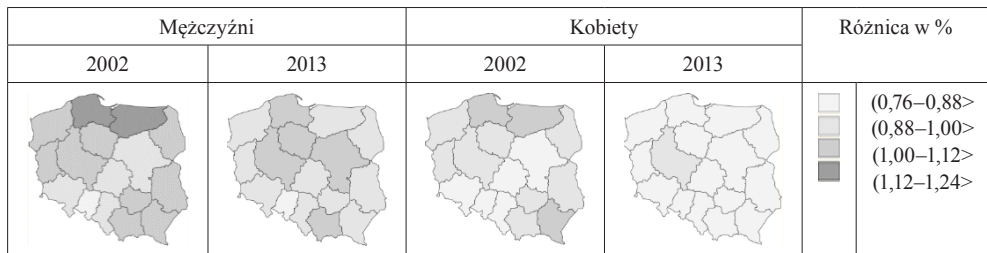
* im kolor jaśniejszy, tym starsza struktura wieku

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Natężenie oraz dynamika procesu starzenia się ludności zależy od 3 procesów demograficznych, to jest płodności, umieralności i migracji. One to wpływają też na ocenę przestrzennej konwergencji. O ile w tym pierwszym przypadku jednoznacznie można stwierdzić, że spadek urodzeń sprzyja starzeniu się struktur ludności, o tyle dla dwóch pozostałych wpływ ten nie jest już tak jednoznacznie określony. Spadek umieralności w młodszych grupach wieku odmładza strukturę wieku ludności, ale spadek w starszych grupach ją postarza. W przypadku ruchu wędrownego ludności dodatnie przepływy w młodszych grupach wieku odmładzają strukturę wieku ludności, ale ujemne ją postarzają. Odwrotnie sytuacja ma się w grupach starszych¹. I tak, dokonując oceny wpływu liczby urodzeń na strukturę wieku ludności, wyznaczono hipotetyczny wskaźnik starości, to jest założono, że w badanych latach odnotowano zerową liczbę urodzeń, a następnie porównano go ze wskaźnikiem starości² i stwierdzono, że we wszystkich województwach brak urodzeń postarzałby strukturę wieku ludności. Dużo większy wpływ tego czynnika odnotowano w 2002 niż w 2013 roku oraz w populacji mężczyzn niż kobiet (rysunek 9).

Rysunek 9. Grupy województw podobnych ze względu na różnice między wskaźnikiem starości a hipotetycznym (bez urodzeń) w latach 2002 i 2013



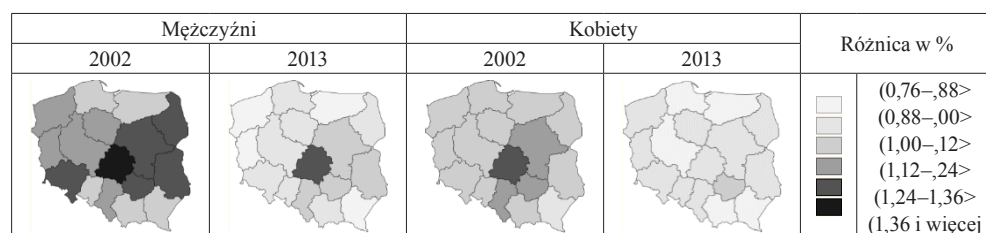
Źródło: obliczenia własne.

¹ Ze względu na dostępność danych statystycznych i ich wiarygodność pominiemy ocenę wpływu migracji na struktury wieku ludności.

² Iloraz między wskaźnikiem hipotetycznym a rzeczywistym oznacza, że gdyby w badanych latach urodzenia były na poziomie zerowym, to stopień zaawansowania starości demograficznej byłby wyższy o $x\%$.

Oceniając wpływ umieralności na starość demograficzną, zastosowano ten sam sposób podejścia co przy płodności. Gdyby zatem w obu badanych latach umieralność w młodszych grupach wieku, to jest do 44 lat, kształtowała się na poziomie zerowym, to we wszystkich województwach wskaźnik starości byłby niższy od rzeczywiście obserwowanego. Wyraźniejsze zmiany odnotowano dla roku 2002 oraz w zbiorowości mężczyzn (rysunek 10).

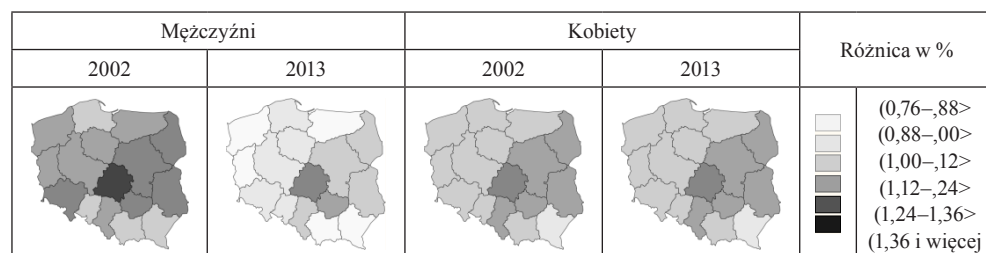
Rysunek 10. Grupy województw podobnych ze względu różnice między wskaźnikiem starości a hipotetycznym (bez zgonów w młodszych grupach wieku) w latach 2002 i 2013



Źródło: obliczenia własne.

Przyjmując teraz założenie, że w starszych grupach wieku umieralność jest na poziomie zerowym, to we wszystkich województwach wartość hipotetyczne byłyby wyższe od rzeczywistych. Również i tu wpływ tego czynnika był wyraźniejszy w roku 2002 oraz w populacji mężczyzn (rysunek 11).

Rysunek 11. Grupy województw podobnych ze względu na różnicę między wskaźnikiem starości a hipotetycznym (bez zgonów w starszych grupach wieku) w latach 2002 i 2013



Źródło: obliczenia własne.

Wpływ ruchu naturalnego ludności na starość demograficzną odmiennie kształtował się w badanych jednostkach przestrzennych, ale można stwierdzić, że był on wyraźniejszy w roku 2002 niż dekadę później oraz w populacji mężczyzn.

Wybór miary oceniającej przestrzenne zróżnicowanie struktur wieku ludności może prowadzić do nieco odmiennych wniosków. Występowanie konwergencji typu sigma odnotowaliśmy w każdym przypadku (przestrzenne ujednocianie się stopnia zaawansowania starości demograficznej oraz struktur wieku ludności), ale beta i gama zależały od przyjętej miary. Brak konwergencji typu beta odnotowaliśmy jedynie dla wskaźnika młodości i wskaźnika starości (przestrzenny obraz starości demograficznej był względnie stabilny w czasie), a o konwergencji typu beta możemy mówić jedynie w przypadku podobieństwa struktur (im młodsza była struktura wieku na początku badanego okresu, tym dynamika jej starzenia się była intensywniejsza). Płeć nie była zaś czynnikiem różnicującym uzyskane oceny konwergencji. Gdyby struktura wieku ludności w województwach była podobna do struktury ustabilizowanej, to uzyskalibyśmy takie same wyniki. Ponieważ tak nie jest, stąd ich odmienność. Wydaje się zatem, że wybór miary starości demograficznej zależy od celu badania. Jeżeli dokonujemy oceny stopnia jego zaawansowania (ujęcie statyczne), to wskazane jest raczej stosowanie miar wyrażających relację między dwoma grupami wieku. Jeżeli zaś analiza dotyczy dynamiki starzenia się ludności, to należy jednak używać miar, które w swojej konstrukcji uwzględniają całą strukturę wieku ludności. W podejściu tym eliminujemy bowiem wpływ wyżów i niżów demograficznych na jej postać.

Literatura

- Cieślak, M. (2004). Pomiar procesu starzenia się ludności. *Studia Demograficzne*, 2, 3–16.
- d'Albis, H., Collard, F. (2013). Age Groups and the Measure of Population Aging. *Demographic Research*, 29, 617–640.
- Długosz, Z. (1997). Stan i dynamika starzenia się ludności Polski. *Czasopismo Geograficzne*, 68, 227–232.
- Długosz, Z. (1998). Próba określenia zmian starości demograficznej Polski w ujęciu przestrzennym. *Wiadomości Statystyczne*, 3, 15–25.
- Frączak, E. (2002). Proces starzenia się ludności Polski. *Studia Demograficzne*, 2, 3–28.
- Grabiński, T. (1992). *Metody taksonometrii*. Kraków: Wyd. AE w Krakowie.
- Grabiński, T., Wydymus, S., Zeliaś, A. (1989). *Metody taksonometrii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*. Warszawa: PWN.
- <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database> (12.03.2014).

- Kot, S.M., Kurkiewicz, J. (2004). The New Measures of the Population Ageing. *Studia Demograficzne*, 2, 17–29.
- Kondrat, W. (1972). Zmiany w strukturze ludności według płci i wieku w latach 1950, 1960, 1970. *Studia i Prace Statystyczne*, 40, 62–72.
- Kosiński, L. (1967). *Geografia ludności*. Warszawa: PWN.
- Kowaleski, J.T. (2013). *Przestrzenne zróżnicowanie starzenia się ludności Polski. Przyczyny, etapy, następstwa*. Łódź: Wyd. UŁ.
- Kowaleski, J.T., Szukalski, P. (red.). (2004). *Nasze starzejące się społeczeństwo. Nadzieje i zagrożeni*. Łódź: Wyd. UŁ.
- Kowaleski, J.T., Szukalski, P. (red.). (2006). *Starość i starzenie się jako doświadczenie jednostek i zbiorowości ludzkich*. Łódź: Wyd. UŁ.
- Kurek, S. (2004). The Spatial Distribution of Population Ageing in Poland in the Years 1988–2002. *Bulletin of Geography*, 2, 65–76.
- Kurek, S. (2008). *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*. Kraków: AP w Krakowie.
- Młodak, A. (2006). *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*. Warszawa: Difin.
- Nowak, E. (1990). *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-gospodarczych*. Warszawa: PWE.
- Pociecha, J., Podolec, B., Sokołowski, A., Zając, K. (1988). *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Warszawa: PWN.
- Podogrodzka, M. (2014). Przestrzenne zróżnicowanie ludności według wieku w Polsce w 1991–2010. *Studia Ekonomiczne Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 167, 62–76.
- Podogrodzka, M. (2015). O przestrzennym zróżnicowaniu struktur wieku ludności w Polsce, 1991–2011. *Kwartalnik KES Studia i Prace, SGH*, 1, 35–58.
- Potrykowska, A. (2003). Przestrzenne zróżnicowanie procesu starzenia się ludności i migracji osób w starszym wieku w Polsce. *Przegląd Geograficzny*, 1, 41–59.
- Rowland, D.T. (1996). Population Momentum as a Measure of Aging. *European Journal of Population*, 12, 41–61.
- Sanderson, W., Scherbov, S. (2005). Average Remaining Lifetimes Can Increase as Human Populations Age. *Nature*, 435, 811–813.
- Sanderson, W., Scherbov, S. (2007). A New Perspective on Population Ageing. *Demographic Research*, 16, 27–58.
- Wieniecki, I.G. (1981). *Starzenie się ludności i metody statystyczne jego pomiaru*. W: *Metody statystyczne w demografii* (s. 76–90). Warszawa: PWN.

A SPATIAL CONVERGENCE OF THE AGE IN POLAND

Abstract

In the assessment of the age and ageing a lot of measures are being exploited. What spatial analysis is leading them to similar conclusions? In deliberations indices by women and men and voivodships, 1991–2013. A convergence of the type beta, gamma and sigma were determined and the influence of births and deaths on the age.

Translated by Malgorzata Podogrodzka

Keywords: structure of the age of the population, old age, ageing

JEL Code: HS4

