


Joanna Krupowicz

 <https://orcid.org/0000-0002-6843-5081>
Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Katedra Prognoz i Analiz Gospodarczych
joanna.krupowicz@ue.wroc.pl

DYWERGENCJA CZY KONWERCENCJA STARZENIA SIĘ LUDNOŚCI DUŻYCH MIAST W POLSCE?

Abstrakt: W dużych miastach, liczących co najmniej 100 tys. mieszkańców, widoczne są dysproporcje w strukturach ludności, a jej starzenie się ma dwa wymiary: następuje zarówno „od góry”, jak i „od dołu”. Celem badania jest ocena stopnia zaawansowania i zróżnicowania starzenia się ludności w dużych miastach w Polsce w perspektywie roku 2050. Szukano odpowiedzi na pytanie badawcze: czy duże miasta w Polsce będą się upodabniać pod względem starzenia się populacji? Wykorzystano modele beta- i sigma-konwergencji dla zmiennych charakteryzujących wskaźniki struktury ludności biologicznych grup wieku (0–14 lat, 15–64 lata, 65+ i 80+). Uzyskane wyniki pozwalają na stwierdzenie, że w perspektywie 2050 r. w miastach dojdzie do wyrównywania poziomów wskaźników cechujących dojrzałe grupy wieku struktur ludności (80+, 65+ i 15–64 lata). Oznacza to, że w przyszłości duże miasta będą się do siebie upodabniać starzeniem się ludności „od góry”. Jednocześnie do 2050 r. wzrośnie w nich zróżnicowanie udziału dzieci (w wieku 0–14 lat) i dorosłych (15–64 lata).

Słowa kluczowe: konwergencja, model beta-konwergencji, model sigma-konwergencji, starzenie się, struktury ludności, duże miasta

DIVERGENCE OR CONVERGENCE OF THE AGING POPULATION OF LARGE CITIES IN POLAND?

Abstract: In large cities (with at least 100,000 inhabitants), disproportions in population structures are visible, and the ageing population has two dimensions: both ‘from above’ and ‘from below’. The aim of the study is to assess the advancement and diversity of population ageing in large cities in Poland from the perspective of 2050. The research question to be investigated is ‘will large cities in Poland become similar in terms of ageing?’ Beta- and sigma-convergence models were used for variables characterizing indicators of population structure by biological age group (0–14 years, 15–64 years, 65+ and 80+). The obtained results allow us to conclude that from the perspective of 2050 cities will have become similar by equalizing the indicators for mature age groups (80+, 65+ and 15–64 years). This means that in the future large cities will become similar in population by ageing ‘from the top’. At the same time, until 2050, there will be differentiation in the proportion of children (aged 0–14), and that of adults (aged 15–64) in large cities will increase.

Keywords: convergence, beta-convergence model, sigma-convergence model, ageing, population structures, large cities

1. WPROWADZENIE

Analiza procesów ludnościowych w różnych zbiorowościach pokazuje, że z upływem czasu przebieg zmian staje się podobny. Zjawisko to jest uogólnianiem w teoriach transformacji demograficznej opisujących zarówno pierwsze, jak i drugie przejście demograficzne. Pierwsze przejście demograficzne pozwala wyjaśnić zmiany w odległej już historii społeczeństw Europy, Ameryki Północnej i Australii. W krajach, które mają za sobą ten proces, spodziewana stabilizacja umieralności i rodności została zakłócona. Pojawiły się nowe

przeobrażenia, polegające m.in. na spadku płodności, opóźnieniu zawarcia związku małżeńskiego, opóźnieniu urodzenia dziecka, wzroście liczby rozwodów czy wydłużaniu życia, składające się na drugie przejście demograficzne (Kotowska, 1999; Lesthaeghe, 1991; van de Kaa, 1987).

Wielkość i struktura populacji są kształtowane przez procesy urodzeń, zgonów i migracji. Efektem pierwszego przejścia demograficznego było przekształcenie progresywnej struktury ludności

(z licznymi rocznikami dzieci i mało licznymi rocznikami osób starszych) w strukturę stacjonarną (z podobnym udziałem roczników wieku dziecięcego i dojrzałego, a zmniejszającym się w miarę zbliżania się do granic trwania życia odsetkiem osób starszych). Z kolei cechą drugiego przejścia demograficznego jest starzenie się ludności, które ma dwa wymiary: malejące natężenie urodzeń powoduje starzenie się populacji „od dołu”, a na nasilenie tego procesu „od góry” ma wpływ rosnąca długość życia. Takie dwuwymiarowe starzenie się, utrzymujące się w warunkach ubytku naturalnego i dzietności znacznie poniżej poziomu zapewniającego reprodukcję prostą, może prowadzić do regresywnej struktury ludności (o małym udziale dzieci i dużym osób starszych).

Konwergencja demograficzna, wynikająca z istnienia wspólnej ścieżki zachowań demograficznych w społeczeństwach, ujawnia się jako podobieństwo przebiegu procesów demograficznych i przeobrażeń struktur ludności zachodzących w zbiorowościach o różnych rozmiarach. Populacje miejskie są szczególnym typem takich zbiorowości. W Polsce w 2020 r. w dużych miastach, liczących 100 tys. mieszkańców lub więcej, mieszkało 46,1% ogółu ludności miejskiej. Niemal we wszystkich dużych miastach odnotowano wówczas ubytek naturalny i ujemne saldo migracji. Prognozy Głównego Urzędu Statystycznego (GUS) wskazują, że do 2050 r. nastąpi spadek liczby ludności zamieszkującej miasta oraz zmniejszenie się udziału osób młodych przy jednoczesnym wzroście odsetka osób starszych. Ciekawe poznawczo staje się sprawdzenie, czy i jak upodabniają się struktury populacji dużych miast. Eksploracja podobieństw przebiegu zjawisk demograficznych i przemian struktur ludności zwykle ma charakter retrospektywny. Niniejsze badanie eksponuje prospektywny charakter, odnosi się bowiem do przyszłych struktur ludności z horyzontem prognoz w 2050 r. Mając na uwadze ograniczenia projekcji ludnościowych związane z przyjętymi założeniami prognostycznymi, można stwierdzić, że przewidywanie zjawisk demograficznych jest niepewne, ale akceptowalne, ponieważ wskazuje na kierunek i tempo ich zmian oraz pełni funkcję informacyjną w kształtowaniu polityki ludnościowej jednostek podziału terytorialnego (Cieślak, 2000; Szukalski, 2018).

Celem badania jest ocena stopnia zaawansowania i zróżnicowania starzenia się ludności w dużych miastach w Polsce w perspektywie 2050 r. Szukano odpowiedzi na pytanie badawcze: czy duże miasta w Polsce będą się upodabniać pod względem starzenia się ludności? Pozytywna odpowiedź na zadane pytanie byłaby argumentem uzasadniającym stosowanie podobnych rozwiązań w polityce ludnościowej i zdrowotnej takich jednostek.

2. PROBLEMATYKA BADAWCZA W LITERATURZE PRZEDMIOTU

Przegląd literatury i dotychczasowych badań dotyczących starzenia się populacji pozwala zauważyć dwa główne nurty badawcze. Pierwszy eksploruje wewnętrzną specyfikę i dynamikę procesu starzenia się, poszukuje źródeł zmian struktur demograficznych, odmiennej dynamiki podstawowych procesów i ich wpływu na sytuację demograficzną obecnie i w przyszłości (Dorius, 2008; Goldstein i in., 2009; Káčerová i in., 2014; Lutz i in., 2006; Preston i in., 1989). W drugim z nurtów starzenie się jest analizowane w odniesieniu do kwestii ekonomicznych, warunków życia, państwa dobrobytu, zabezpieczenia emerytalnego, konsekwencji dla rynku pracy (Bongaarts, 2004; Börsch-Supan, 2003, 2006; Lee i Mason, 2010), a także opieki zdrowotnej (Strzelecka, 2021).

W nurcie badawczym dotyczącym specyfiki i dynamiki starzenia się populacji naukowcy stosują różne mierniki charakteryzujące ten proces. Zwykle są to wskaźniki właściwe dla oceny wymiaru starzenia się „od góry” – dotyczą starszych grup wiekowych, począwszy od wskaźników udziału osób w wieku starszym, tj. 65 lat i więcej, przez wskaźniki podwójnego starzenia się, obciążeń demograficznych, a skończywszy na wskaźnikach syntetycznych. Badania dotyczą różnych krajów, w tym krajów Europy, ich regionów oraz miast. Naukowcy wykorzystują rozmaite metody: graficzne, aglomeracyjne, modele konwergencji, analizy przestrzennej. Przytoczone w dalszej części pozycje literaturowe uwzględniają co najmniej jeden element łączący je z przedstawianym w artykule badaniem: (a) wskaźniki oceny wymiarów starzenia się ludności, (b) stosowane modele konwergencji, (c) zakres czasowy z uwzględnieniem przyszłości oraz (d) zakres przestrzenny (miasta w Polsce).

Káčerová i in. (2014) przeprowadzili badanie przemian struktur ludności i zróżnicowania procesu starzenia się w krajach Europy, wykorzystując 11 mierników tego procesu i struktur wieku (m.in.: udział osób w wieku 0–14 lat, 65+, 80+, indeksy starości i obciążeń demograficznych, mediana wieku), które posłużyły do konstrukcji wskaźnika syntetycznego. Porównanie zaawansowania starzenia się przeprowadzono dla trzech lat: 1950, 2010 i 2060. W 1950 r. wszystkie 39 krajów Europy należało do trzech podtypów młodej populacji. W 2010 r. tylko ludność 11 państw pozostawała w typie młodej populacji, a większość krajów wykazywała cechy typów starej populacji. Natomiast w prognozowanym 2060 r. wszystkie badane kraje będą należeć do jednego z trzech podtypów populacji starej. Wasilewska (2017) wyróżniła cztery homogeniczne grupy w 27 krajach Unii Europejskiej ze względu na podobieństwo miernika syntetycznego starzenia się. Wskaźnik ten skonstruowała na podstawie czterech współczynników: udziału osób w starszych grupach

wieku (65+ i 80+), wskaźnika podwójnego starzenia się (odsetek osób w wieku 85+ w grupie osób w wieku 65+) i indeksu starości (relacja liczby osób w wieku 65+ do osób w wieku 0–14 lat). Zauważyła, że odpływ młodych po otwarciu rynków pracy UE nasilił dynamikę procesu starzenia się w krajach, których akcesja nastąpiła po 2004 r. (Wasilewska, 2017).

Kashnitsky i in. (2017) sprawdzali, czy zróżnicowanie starzenia się populacji w 263 regionach UE-27 rosło czy malało. Jako miernika tego procesu użyli wskaźnika obciążenia demograficznego, a badania realizowali w dwóch przedziałach – dotyczących przeszłości (lata 2003–2012) i przyszłości (2013–2042). Korzystali z modeli beta-konwergencji. Wskazali na konwergencję w przeważającej części lat 2003–2012 i przewidywaną konwergencję w pierwszej i trzeciej części prognozowanego okresu (2013–2022 i 2033–2042). Pokazali, że regiony Europy Wschodniej doganiają pozostałe regiony Europy ze względu na wyższą umieralność wśród osób w wieku produkcyjnym. Natomiast Posada i in. (2017) identyfikowali determinanty starzenia się w ujęciu regionalnym w Hiszpanii. Stosowali modele beta-konwergencji absolutnej i warunkowej. Potwierdzili konwergencję starzenia się regionów (gmin) Hiszpanii, wykazali ujemną zależność między początkowym udziałem osób starszych a wzrostem tego odsetka w latach 2001–2011.

W Polsce proces starzenia się ludności jest zróżnicowany przestrzennie i stanowi efekt przemian demograficznych składających się na pierwsze i drugie przejście demograficzne (Gołata i Kuropka, 2016; Kurek, 2008, 2011; Wolańska, 2013; Wójtowicz i in., 2019). Podogrodzka (2016a) sprawdzała, czy występuje przestrzenna konwergencja indeksu starości (obliczanego przy różnych granicach wieku starszego) w województwach w Polsce w latach 1991–2010. Jako metod badawczych użyła modeli konwergencji typu beta, sigma i gamma, modele miały wyłącznie wymiar graficzny. Wykazała występowanie sigma-konwergencji indeksu starości w województwach, ale nie zidentyfikowała beta-konwergencji. Przestrzenny obraz starości demograficznej nieznacznie różnił się w zależności od przyjętego sposobu liczenia indeksu i dynamiki jego zmian. Majdzińska (2021) badała podobieństwa regionów Polski (województw i ich stolic) pod względem struktur ludności w dwóch latach: 2002 i 2018. Wykorzystała wskaźniki struktury według biologicznych grup wieku, indeks starości oraz wskaźnik podobieństwa struktur. Używając metody Warda, dokonała klasyfikacji w obrębie każdego z województw. Wykazała, że charakteryzują się one wewnętrznym zróżnicowaniem pod względem struktury wieku populacji. Struktura wieku ludności stolic województw wyraźnie odbiega od struktury wieku ludności powiatów należących do województw, a różnice są tym większe, im wyższa jest liczba mieszkańców miasta wojewódzkiego. Co więcej, wyjątkowo odmienną strukturą populacji cechuje się Warszawa.

Janiszewska (2019) oceniała poziom i dynamikę procesu starzenia się populacji w polskich miastach. Przeprowadziła graficzną analizę rozkładu trzech mierników starości (wskaźnika starości osób w wieku 65+, indeksu starości oraz wskaźnika starzenia się demograficznego będącego punktową różnicą między udziałem ludności młodej i starszej). Analiza dla wybranych lat z przedziału 1995–2017 dotyczyła trzech klas miast wyróżnionych według ich funkcjonalności i liczby mieszkańców. Wykazała, że najbardziej zaawansowane w procesie starzenia się są największe miasta w Polsce (liczące co najmniej 100 tys. mieszkańców). Mają one najwyższe wartości odsetka osób starszych oraz indeksu starości. Dodatkowo w dużych miastach został osiągnięty wysoki poziom starości, a tempo tego procesu osłabło. Badaczka potwierdziła też jego zmienność w czasie i przestrzeni. Z kolei Szukalski (2017), analizując starzenie się miast wojewódzkich w wybranych latach z przeszłości (1990–2016) oraz z przyszłości (2020–2040), posługiwał się liczbą i udziałem osób w wieku 60+ oraz grup wieku 60–74, 75–84 lata i 85+ w grupie osób w wieku 60+. Zauważył, że we wszystkich miastach wojewódzkich – niezależnie od tempa wzrostu liczby i odsetka osób starszych – będzie występować podwójne starzenie się. Im starsza jest grupa seniorów, tym szybsze jest tempo wzrostu jej liczebności. Największym udziałem w poszczególnych grupach seniorów w przyszłości będą charakteryzować się te miasta, które cechował niski wzrost liczby ludności w dwóch pierwszych dekadach XXI w.

Warto podkreślić, że przedmiotem zainteresowań demografów jest proces starzenia się wybranych miast, np. Poznania (Gołata, 2015), Krakowa (Zborowski, 2005) czy Łodzi (Janiszewska i Dmochowska-Dudek, 2017; Szukalski, 2010).

3. DANE

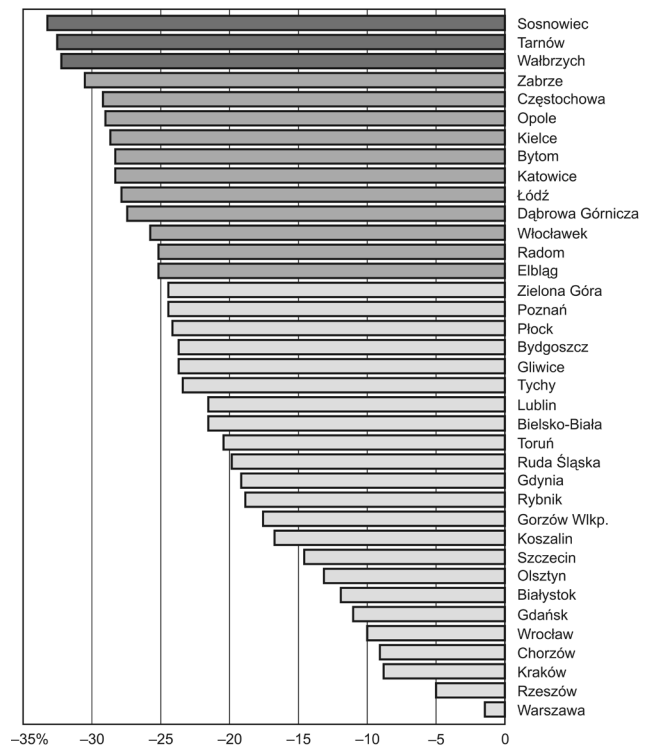
Do badania konwergencji struktur ludności dużych miast w Polsce posłużono się czterema wskaźnikami struktur biologicznych grup wieku: dzieci w wieku 0–14 lat, dorosłych w wieku 15–64 lata, starszych w wieku 65 lat i więcej oraz najstarszych w wieku 80 lat i więcej. Uwzględniono 37 dużych miast (o liczbie co najmniej 100 tys. ludności) w Polsce według stanu na 30 czerwca 2020 r. Analizowaną grupę stanowiły: Białystok, Bielsko-Biała, Bydgoszcz, Bytom, Chorzów, Częstochowa, Dąbrowa Górnicza, Elbląg, Gdańsk, Gdynia, Gliwice, Gorzów Wielkopolski, Katowice, Kielce, Koszalin, Kraków, Lublin, Łódź, Olsztyn, Opole, Płock, Poznań, Radom, Ruda Śląska, Rybnik, Rzeszów, Sosnowiec, Szczecin, Tarnów, Toruń, Tychy, Wałbrzych, Warszawa, Włocławek, Wrocław, Zabrze i Zielona Góra. Analiza dotyczyła przyszłości i obejmowała lata 2020–2050, z tego

przedziału czasowego dane dla 2020 r. były danymi rzeczywistymi, a z lat 2021–2050 – prognozowanymi. Liczby pochodziły z bazy danych GUS, opisywały rzeczywiste kształtowanie się struktur ludności dużych miast w 2020 r. (GUS, 2021), a także prognozowane kształtowanie się ich struktur do roku 2050 (GUS, 2014).

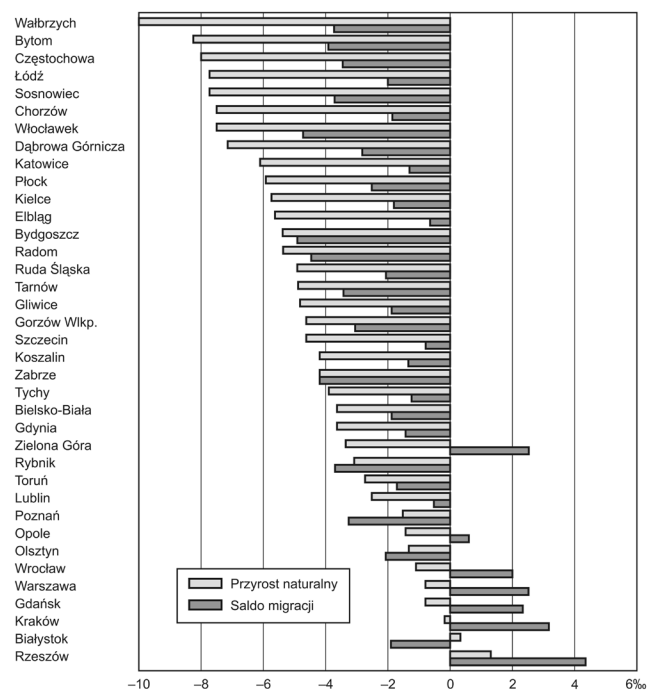
Wykorzystane w niniejszym badaniu prognozy ludności do 2050 r. dla dużych miast pochodzą z projekcji ludności powiatów oraz miast na prawach powiatu (GUS, 2014). Podstawę obliczeń stanowiły stany ludności według płci, wieku i powiatów na koniec 2013 r. w podziale administracyjnym obowiązującym na początku 2014 r. Prognozy ludności wyznaczono metodą kohortowo-składnikową, przyjmując założenia dotyczące płodności, umieralności i migracji¹. W odniesieniu do płodności uznano, że przez cały okres prognozy będzie następowało systematyczne zmniejszanie się różnicy we współczynniku dzietności pomiędzy miastem a wsią. Dodatkowo przyjęto, że będą się wyrównywać współczynniki dzietności pomiędzy miastami małymi (w powiatach ziemskich) i średnimi (na prawach powiatu do 300 tys. mieszkańców) a największymi (powyżej 300 tys. mieszkańców). W przypadku umieralności wzięto pod uwagę wojewódzkie parametry trwania życia, zróżnicowane ze względu na płeć oraz w przekroju miasto-wieś. W zakresie migracji strumienie napływu i odpływu (migracje wewnętrzne i zagraniczne) dla powiatów w przekroju miasto-wieś uzyskano z rozszacowania wojewódzkich strumieni napływu i odpływu ludności na podstawie średniej struktury różnicowania terytorialnego z ostatnich lat: dla migracji wewnętrznych okres 2010–2013, dla migracji zagranicznych – 2011–2013 (GUS, 2014).

W 2050 r. w porównaniu z 2020 r. liczba ludności 37 dużych miast w Polsce zmniejszy się z 10,556 mln osób do 8,768 mln osób, czyli o 16,9%. Aż w 27 miastach spadek ten będzie większy od przeciętnego (rysunek 1). Czternaście miast (Sosnowiec, Tarnów, Wałbrzych, Elbląg, Radom, Włocławek, Dąbrowa Górnicza, Łódź, Katowice, Bytom, Kielce, Opole, Częstochowa i Zabrze) doświadczy spadku populacji o co najmniej 1/4, w tym populacje trzech z nich zmaleją blisko o 1/3 (Sosnowiec o 33,2%, Tarnów o 32,6% i Wałbrzych o 32,3%). Z kolei miastami o najmniejszych ubytkach liczby ludności będą: Warszawa (spadek o 1,4%), Rzeszów (o 5,0%), Kraków (o 8,9%) i Chorzów (o 9,1%).

W 2020 r. w dużych miastach w Polsce odnotowano ubytek naturalny (–3,2‰) oraz ujemne saldo migracji (–0,5‰). W 25 spośród 37 dużych miast ubytek naturalny ludności był większy niż podana wartość dla dużych miast, a jedynie w dwóch z nich (Kraków i Białystok) liczba urodzeń przewyższała liczbę zgonów. Z kolei ubytek wędrowniczy ludności, co najmniej taki jak łącznie dla dużych miast, cechował aż 30 z nich. Dodatkowo saldo migracji wystąpiło w siedmiu miastach: w Opolu, we Wrocławiu, w Gdańsku, Zielonej Górze, Warszawie, Krakowie i Rzeszowie (rysunek 2).

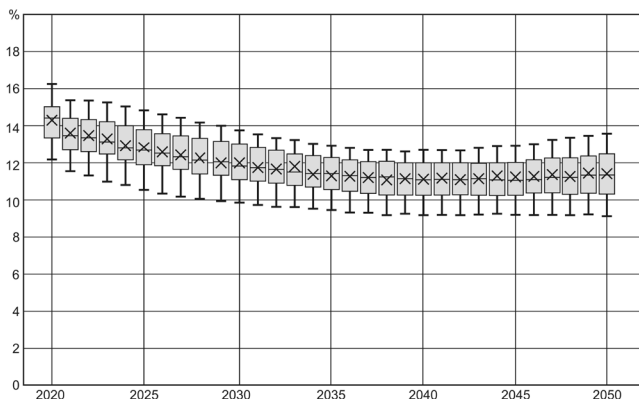


Rysunek 1. Względna zmiana liczby ludności w dużych miastach w Polsce w 2050 r. w porównaniu z 2020 r.
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (2014, 2021)

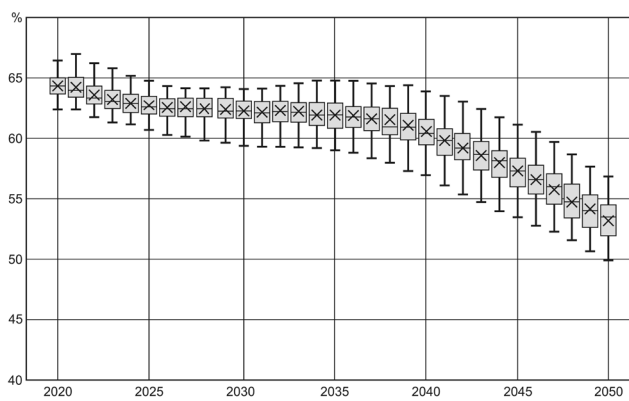


Rysunek 2. Współczynniki przyrostu naturalnego i ogólnego salda migracji w dużych miastach w Polsce w 2020 r.
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (2021)

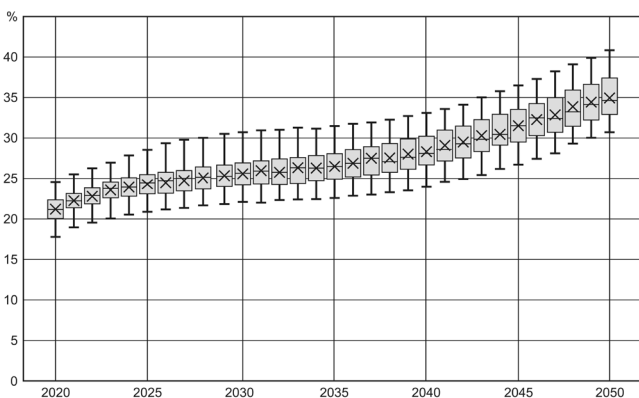
Na rysunkach 3–6 przedstawiono wartości wskaźników struktury ludności biologicznych klas wieku w dużych miastach w Polsce w latach 2020–2050, a podstawowe charakterystyki opisowe dla lat 2020 i 2050 zestawiono w tabeli 1.



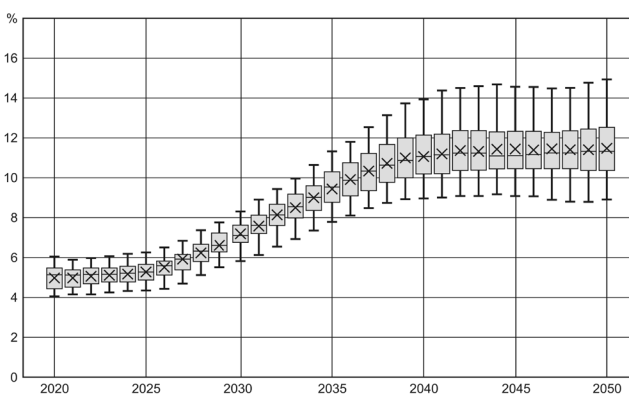
Rysunek 3. Wskaźniki udziału ludności w wieku 0–14 lat w dużych miastach w Polsce w okresie 2020–2050
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (2014, 2021)



Rysunek 4. Wskaźniki udziału ludności w wieku 15–64 lata w dużych miastach w Polsce w okresie 2020–2050
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (2014, 2021)



Rysunek 5. Wskaźniki udziału ludności w wieku 65 lat i więcej w dużych miastach w Polsce w okresie 2020–2050
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (2014, 2021)



Rysunek 6. Wskaźniki udziału ludności w wieku 80 lat i więcej w dużych miastach w Polsce w okresie 2020–2050
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (2014, 2021)

Tabela 1. Charakterystyki opisowe wskaźników struktury ludności w dużych miastach w Polsce w latach 2020 i 2050

Udział ludności w wieku	Rok	Minimum	Maksimum	Mediana
0–14 lat	2020	12,2	16,3	14,4
	2050	9,1	13,6	11,3
15–64 lata	2020	62,5	66,5	64,4
	2050	49,9	56,9	53,5
65+	2020	17,8	24,5	21,1
	2050	30,7	40,8	34,7
80+	2020	4,1	6,1	5,2
	2050	9,0	15,1	11,4

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (2014, 2021).

Prognozy GUS wskazują, że w dużych miastach w Polsce spadkowi udziału dzieci i dorosłych towarzyszyć będzie wzrost odsetka osób starszych i najstarszych. Taki kierunek zmian wskazuje na zaawansowanie procesu starzenia się populacji dużych

miast „od góry” i „od dołu”. Spośród 37 dużych miast w 2020 r. największy udział dzieci (0–14 lat) w ogóle ludności miasta obserwowano w Warszawie (16,5%). W 2050 r. miasto to będzie cechować również największy odsetek tej grupy, choć niższy niż wcześniej (13,6%). Z kolei miastem o najmniejszym udziale grupy najmłodszych w 2020 r. okazał się Wałbrzych, będzie nim również w 2050 r. (odpowiednio: 12,2% i 9,1%). Największa frakcja osób dorosłych (w wieku 15–64 lata) w 2020 r. występowała w Zabrzu (66,5%), a w 2050 r. będzie cechować Rzeszów (56,9%). Najmniejszy odsetek klasy dorosłych na początku badanego przedziału lat charakteryzował Łódź (62,5%), a na końcu tego okresu – Wałbrzych (49,9%). W każdym z dużych miast Polski udział osób w wieku 65 lat i więcej w ogóle ludności (czyli indeks starości) znacznie przekraczał 7%, klasyfikując duże miasta jako stare demograficznie w 2020 r., jak również w przyszłości. Największe wartości wskaźnika dotyczyły Lublina (24,5% w 2020 r.) i Tarnowa (40,8% w 2050 r.), najmniejsze zaś Rzeszowa (17,8% w 2020 r. i 30,7% w 2050 r.). Na zaawansowanie procesu starzenia się populacji dużych miast wskazuje również

wysoki odsetek osób w wieku 80 lat i więcej. W 2020 r. najniższym udziałem osób najstarszych cechowały się Tychy (4,1%), a najwyższym – Zabrze (6,1%). W 2050 r. prognozowana najmniejsza frakcja osób najstarszych dotyczyć będzie Warszawy i Wrocławia (9,0%), a największa – Tarnowa (15,1%).

W całym rozważanym okresie, tj. w latach 2020–2050, w dużych miastach w Polsce zmieniają się zarówno zakres wartości (czyli różnica maksymalnej i minimalnej wartości) poszczególnych wskaźników struktury, jak i mediana, czyli ich wartość przeciętna (tabela 1, rysunki 3–6). Zwiększanie się rozstępu wartości cechuje każdy z czterech wskaźników struktury. W 2050 r. w porównaniu z 2020 r. największy wzrost zakresu wartości wskaźnika (o 4,2 pkt proc.) dotyczy klasy osób najstarszych, czyli w wieku 80 lat i więcej, a najmniejszy – klasy dzieci (o 0,3 pkt proc.). Przy rosnącym zróżnicowaniu wartości wskaźników obserwuje się spadek mediany wskaźników struktury charakteryzujących młodszą frakcją populacji oraz frakcją dorosłych (odpowiednio o 3,1 pkt proc. oraz 10,6 pkt proc.). Wzrost wartości przeciętnej cechuje frakcje osób starszych i najstarszych (odpowiednio o 13,6 pkt proc. i 6,2 pkt proc.). Przedstawione różnokierunkowe zmiany wartości przeciętnej przy wzroście zróżnicowania wartości wskaźników struktury świadczą o tym, że proces starzenia się ludności odbywa się we wszystkich rozważanych grupach wiekowych i przebiega od podstawy ku górze piramidy wieku populacji. Ograniczeniami w tym wnioskowaniu jest jedynie niepewność dotycząca odtwarzania się populacji, zapisana zwłaszcza w założeniach płodności prognoz GUS z horyzontem w 2050 r.

4. METODY

Do badania podobieństwa przestrzennych zmian struktur ludności zastosowano modele beta-konwergencji absolutnej i warunkowej oraz sigma-konwergencji (Barro i Sala-i-Martin, 1992; Boyle i McCarthy, 1997; Sala-i-Martin, 1996). Beta-konwergencja absolutna oznacza, że obiekty (tu duże miasta) o początkowo mniejszej wartości zmiennej wykazują szybsze tempo wzrostu niż obiekty o początkowo wyższej wartości, zatem tempo wzrostu zmiennej zależy wyłącznie od wartości początkowej. W warunkowej beta-konwergencji uzależnia się tempo wzrostu od wartości początkowej zmiennej i innych zmiennych objaśniających, czyli można wywnioskować, że obiekty (duże miasta) o zbliżonym oddziaływaniu czynników upodabniają się do siebie. Sigma-konwergencja występuje, gdy zróżnicowanie wartości zmiennej między dużymi miastami maleje w czasie. Ten sposób badania był i jest wykorzystywany przede wszystkim do analizy podobieństwa zmian zjawisk gospodarczych, ale znajduje również

zastosowanie w badaniach procesów demograficznych (Borges, 2018; Dorius, 2008).

Absolutną beta-konwergencję weryfikowano na podstawie modelu 1 regresji, a warunkową beta-konwergencję weryfikowano na podstawie modelu 2 regresji:

Model 1

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = a + b \cdot \ln(y_{i0})$$

Model 2

$$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right) = a + b \cdot \ln(y_{i0}) + \sum_{j=1}^k b_j \cdot \ln(x_{j0})$$

gdzie:

$\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i0}}\right)$ – tempo zmian badanej zmiennej między końcowym i początkowym okresem analizy,

y_{it} – wartość badanej zmiennej w końcowym okresie analizy,

y_{i0} – wartość badanej zmiennej w początkowym okresie analizy,

x_{j0} – wartość zmiennej objaśniającej w początkowym okresie analizy,

a, b, b_j – parametry modelu; i – obiekt badania, $i = 1, \dots, N$.

Parametry obu modeli szacowano metodą najmniejszych kwadratów (MNK). Istotność parametru b badano testem t Studenta. Statystycznie istotna ujemna wartość parametru b oznacza występowanie konwergencji typu beta. Z kolei statystycznie istotna dodatnia wartość tego parametru wskazuje na występowanie dywergencji typu beta.

Model beta-konwergencji absolutnej pozwala uzyskać przeciętny, statystyczny obraz zbieżności lub rozbieżności badanych obiektów. Gdy zostaje potwierdzony ten typ konwergencji, można dokonać identyfikacji charakteru konwergencji/dywergencji zachodzących w poszczególnych obiektach. Otrzymuje się wówczas jednostkowy obraz (względem przeciętnego, czyli stanu równowagi) zbieżności lub rozbieżności. Określa się cztery możliwe sytuacje, odnosząc je do środka ciężkości modelu regresji. Konwergencja może mieć charakter (efekt) doganiania lub spowalniania, dywergencja zaś – charakter marginalizacji lub dystansowania (tabela 2).

Konwergencja o efekcie doganiania następuje wówczas, gdy obiekt wykazywał niższy od średniej dla badanych jednostek poziom analizowanej zmiennej przy wyższym od średniej tempie zmian. Konwergencja o efekcie spowalniania dotyczy jednostki, która mimo wyższej niż przeciętna wartości zmiennej wykazywała wolniejsze niż przeciętne tempo jej zmian. Dywergencja o charakterze marginalizacji zachodzi wtedy, gdy przy niższym niż przeciętna w obiektach poziomie zmiennej występuje mniejsze niż średnie tempo zmian. Z kolei dywergencja o charakterze dystansowania dotyczy

jednostki, która wykazywała wyższy od średniej dla ogółu jednostek poziom analizowanej zmiennej i jednocześnie większą od średniej dynamikę wzrostu.

Tabela 2. Identyfikacja charakteru konwergencji/dywergencji

Wyszczególnienie		Poziom wartości zmiennej w początkowym okresie	
		mniejszy niż średnia w obiektach	większy niż średnia w obiektach
Tempo zmian wartości zmiennej w okresie końcowym w porównaniu z okresem początkowym	większe niż średnia w obiektach	konwergencja, charakter doganiania	dywergencja, charakter dystansowania
	mniejsze niż średnia w obiektach	dywergencja, charakter marginalizacji	konwergencja, charakter spowalniania

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie modelu regresji miary zróżnicowania względem czasu weryfikowano sigma-konwergencję (Friedman, 1992):

Model 3

$$v_t = a + b \cdot t$$

gdzie:

v_t – współczynnik zmienności logarytmów badanej zmiennej w okresie t ,
 a, b – parametry modelu,
 t – okres badania, $t = 1, \dots, n$.

Parametry modelu 3 szacowano metodą MNK. Istotność parametru b badano testem t Studenta. Ujemna, statystycznie istotna wartość tego parametru świadczy o występowaniu sigma-konwergencji. Natomiast dodatnia i istotna wartość oznacza występowanie sigma-dywergencji.

Sigma-konwergencję/dywergencję potwierdzano także testem F dla dwóch wariancji:

$$F = \frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}_T^2},$$

gdzie:

$\hat{\sigma}_0^2$ – wariancja logarytmów badanej zmiennej w początkowym okresie,
 $\hat{\sigma}_T^2$ – wariancja logarytmów badanej zmiennej w końcowym okresie.

W razie przypuszczenia występowania sigma-konwergencji testuje się istotność spadku wariancji w okresie początkowym i okresie końcowym. Z kolei przypuszczenie dotyczące sigma-dywergencji testuje się, badając istotność wzrostu wariancji w porównywanych okresach.

Test istotności parametru b w modelu 3 sigma-konwergencji daje informację o zmianach zróżnicowania

wartości zmiennej w analizowanym przedziale czasu, natomiast test F wariancji odnosi się do zbadania istotności tych zmian jedynie w skrajnych okresach (początkowym i końcowym). Wnioskowanie o występowaniu konwergencji/dywergencji może być niejednoznaczne, gdy testy prowadzą do sprzeczności.

5. REZULTATY

Na podstawie wartości wskaźników demograficznych charakteryzujących struktury ludności w dużych miastach w Polsce zbudowano modele beta-konwergencji absolutnej (model 1) i beta-konwergencji warunkowej (model 2) dla przedziału lat 2020–2050. Wyniki estymacji parametrów modeli oraz ich weryfikacji testem t Studenta zamieszczono w tabeli 3 i tabeli 4 na s. 42.

Tabela 3. Parametry modeli beta-konwergencji absolutnej wskaźników struktur demograficznych w dużych miastach w Polsce w latach 2020–2050

Udział ludności w wieku	Parametry modelu 1			Wartość p parametru b
	b	a	R^2	
0–14 lat	0,1629	–0,6563	0,0382	0,1232
15–64 lata	–0,9383	3,7194	0,1766	0,0048
65+	–0,3790	1,6626	0,1619	0,0068
80+	–0,8831	2,2543	0,4176	0,0000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (2014, 2021).

Uzyskane wartości parametru b w modelach beta-konwergencji absolutnej trzech wskaźników charakteryzujących struktury ludności były ujemne (tabela 3). Duże miasta w Polsce o niskim udziale ludności w wieku 80+, 65+ oraz 15–64 lata w 2020 r. wykazują szybkie tempo zmian tego udziału w perspektywie roku 2050. Na poziomie istotności 0,05 można stwierdzić, że parametry b istotnie różniły się od zera, co świadczy o istnieniu tego typu konwergencji dla wymienionych wskaźników struktury. Oznacza to, że w 2050 r. w porównaniu z 2020 r. nastąpi proces upodobnienia się do siebie dużych miast w Polsce w zakresie odsetka osób najstarszych (80+), starszych (65+) oraz dorosłych (15–64 lata). Brak potwierdzenia beta-dywergencji (dodatnia wartość parametru b , statystycznie nieistotna) dotyczy tylko klasy dzieci (0–14 lat).

W modelach beta-konwergencji warunkowej (model 2) jako zmienne objaśniające uwzględniono: wartość badanej zmiennej (Y_0 – wskaźnik struktury w okresie początkowym, czyli w 2020 r.), dynamikę demograficzną (X_1 – relacja liczby urodzeń i zgonów w 2020 r.) oraz dynamikę ruchu wędrownego (X_2 – relacja napływu i odpływu migracyjnego w 2020 r.); por. rysunek 2. Zmienne X_1 i X_2 są odpowiednikami przyrostu

Tabela 4. Parametry modeli beta-konwergencji warunkowej wskaźników struktur demograficznych w dużych miastach w Polsce w latach 2020–2050

Zmienne modeli 2	Udział ludności w wieku							
	0–14 lat		15–64 lata		65+		80+	
	parametr	wartość p	parametr	wartość p	parametr	wartość p	parametr	wartość p
Wyraz wolny	-1,4842	0,0242	2,9113	0,0028	2,4678	0,0000	2,1361	0,0000
Y_0	0,4543	0,0549	-0,7358	0,0017	-0,6615	0,0000	-0,8851	0,0000
X_1	-0,1775	0,0260	0,0671	0,0014	-0,0815	0,1122	-0,1875	0,0178
X_2	0,0761	0,1232	0,0418	0,0182	-0,1147	0,0039	-0,2196	0,0016
R^2	0,1829		0,7179		0,6013		0,7941	

Objaśnienia: Y_0 – wartość badanej zmiennej w okresie początkowym, czyli roku 2020; X_1 – dynamika demograficzna w okresie początkowym; X_2 – dynamika ruchu wędrownego w okresie początkowym; R^2 – współczynnik determinacji modelu.

Zródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (2014, 2021).

naturalnego i salda migracji, których strumienie wpływają na stan liczebny ludności i kształtują jej strukturę. Strumienie migracyjne uwzględniały ogólny ruch wędrowny, czyli łącznie wewnętrzny i zagraniczny. Posługiwanie się zmiennymi X_1 i X_2 jako zmiennymi relatywnymi było niezbędne, bowiem logarytmy zmierzających można uzyskać wyłącznie dla dodatnich wartości zmiennych.

Statystycznie istotne ujemne wartości parametru b (przy zmiennej Y_0) uzyskano w przypadku trzech modeli (tabela 4). Duże miasta, cechujące się w 2020 r. niskim udziałem ludności w wieku: 80+, 65+ oraz 15–64 lata, wykazują szybkie tempo zmian tego odsetka w perspektywie 2050 r. Wyniki są zbieżne z uzyskanymi z modelu beta-konwergencji absolutnej. Co więcej, modele 2 warunkowej beta-konwergencji dla tych trzech wskaźników struktury były znacznie lepiej dopasowane do danych (współczynniki determinacji R^2 przekraczały wartość 0,6) niż odpowiednie modele 1 absolutnej beta-konwergencji.

Statystycznie istotne ujemne wartości parametru b_2 (przy zmiennej X_2) otrzymano dla dwóch modeli. Co oznacza, że duże miasta charakteryzujące się niską dynamiką ruchu wędrownego w 2020 r. odznaczają się szybkim tempem zmian udziału osób w wieku 65+ oraz w wieku 80+ w perspektywie 2050 r. Zatem miasta o przewadze odpływu migracyjnego nad napływem migracyjnym będą starzeć się szybciej „od góry” struktury ludności. Natomiast statystycznie istotna dodatnia wartość parametru b_2 w modelu dla wskaźnika udziału osób dorosłych pokazuje, że duże miasta o niskiej dynamice ruchu wędrownego wykazują wolne tempo zmian odsetka osób w wieku 15–64 lata.

Z kolei w modelach dla klas osób starszych parametr b_1 przy zmiennej określającej dynamikę demograficzną był ujemny. Duże miasta o niskiej dynamice demograficznej w 2020 r. charakteryzują się szybkim tempem zmian udziału osób w wieku starszym (65+ oraz 80+) w perspektywie roku 2050. Statystycznie istotna wartość tego parametru dotyczyła modelu dla

odsetka osób w wieku najstarszym, czyli 80+. Zatem miasta o przewadze zgonów nad urodzeniami będą szybciej starzeć się „od góry” struktury ludności.

W modelu dla udziału osób w wieku 15–64 lata parametry przy dynamice demograficznej i dynamice ruchu wędrownego były dodatnie i statystycznie istotne. Duże miasta o wysokiej dynamice demograficznej (przewadze urodzeń nad zgonami) oraz o wysokiej dynamice ruchu wędrownego (przewadze napływu migracyjnego nad odpływem) w perspektywie 2050 r. będzie cechować szybkie tempo zmian odsetka osób w wieku dorosłym.

Dla modelu beta-konwergencji warunkowej dla klasy najmłodszych (udziału osób w wieku 0–14 lat) charakterystyczne są najsłabsze walory poznawcze i diagnostyczne. Model ten jest niezbyt dobrze dopasowany do danych (R^2 znacznie poniżej 0,5). Statystycznie istotny ujemny znak parametru przy dynamice demograficznej jest zaskakujący merytorycznie, bo należałoby się spodziewać dodatniego znaku tego parametru. Ten brak zgodności merytorycznej i słabe dopasowanie modelu do danych mają podłoże w niepewności założeń co do dzietności, a w konsekwencji – niepewności prognoz liczby urodzeń i liczebności najmłodszych roczników ludności.

Jednostkowy charakter konwergencji/dywergencji wskaźników struktur ludności w dużych miastach w Polsce przedstawiono w tabeli 5. Zestawienie dotyczy wyłącznie trzech wskaźników struktury, dla których potwierdzono beta-konwergencję.

Proces konwergencji stwierdzono w zdecydowanej większości dużych miast, przy czym nieznacznie częściej występował efekt doganiania (13–16 miast) niż efekt spowalniania (12–15 miast). Należy zauważyć, że konwergencja o charakterze spowalniania wskaźników struktury osób starszych (65+) i osób najstarszych (80+) dotyczy w większości tych samych miast, podobnie jak konwergencja o charakterze doganiania wymienionych wskaźników. W ośmiu miastach (Białystok, Dąbrowa Górnicza, Elbląg, Radom, Ruda Śląska, Rybnik, Tychy

Tabela 5. Klasyfikacja dużych miast w Polsce ze względu na poziom i tempo zmian wskaźników struktury ludności w latach 2020–2050

Wyszczególnienie		Udział osób w wieku		
		15–64 lata	65+	80+
Konwergencja	efekt spowalniania	Białystok, Bytom, Dąbrowa Górnicza, Elbląg, Radom, Ruda Śląska, Rybnik, Tarnów, Tychy, Wałbrzych, Włocławek, Zabrze	Bielsko-Biała, Bydgoszcz, Gdynia, Gliwice, Katowice, Kielce, Koszalin, Łódź, Poznań, Sosnowiec, Szczecin, Wrocław	Bielsko-Biała, Bydgoszcz, Chorzów, Gdańsk, Gdynia, Gliwice, Katowice, Koszalin, Kraków, Łódź, Opole, Poznań, Szczecin, Warszawa, Wrocław, Zabrze
	efekt doganiania	Bielsko-Biała, Bydgoszcz, Gdańsk, Gdynia, Gliwice, Katowice, Koszalin, Kraków, Lublin, Łódź, Opole, Poznań, Szczecin, Warszawa, Wrocław	Białystok, Bytom, Elbląg, Gorzów Wielkopolski, Lublin, Płock, Radom, Ruda Śląska, Rybnik, Rzeszów, Toruń, Tychy, Zabrze	Białystok, Dąbrowa Górnicza, Elbląg, Gorzów Wielkopolski, Lublin, Płock, Radom, Ruda Śląska, Rybnik, Sosnowiec, Toruń, Tychy, Włocławek
Dywergencja	efekt marginalizacji	Częstochowa, Gorzów Wielkopolski, Kielce, Płock, Sosnowiec	Chorzów, Gdańsk, Kraków, Olsztyn, Warszawa, Zielona Góra	Olsztyn, Rzeszów, Zielona Góra
	efekt dystansowania	Chorzów, Olsztyn, Rzeszów, Toruń, Zielona Góra	Częstochowa, Dąbrowa Górnicza, Opole, Tarnów, Wałbrzych, Włocławek	Bytom, Częstochowa, Kielce, Tarnów, Wałbrzych

Źródło: opracowanie własne.

i Włocławek) frakcja najstarszej grupy wieku (80+) wykazywać będzie efekt doganiania (szybkie tempo zmian do 2050 r. przy niskim poziomie wskaźnika w 2020 r.), podczas gdy frakcję dorosłych (15–64 lata) będzie cechować efekt spowalniania (małe tempo zmian wskaźnika do 2050 r. przy wysokim poziomie wskaźnika w 2020 r.). Z kolei w 14 miastach (Bielsko-Biała, Bydgoszcz, Gdańsk, Gdynia, Gliwice, Katowice, Kraków, Lublin, Łódź, Opole, Poznań, Szczecin, Warszawa i Wrocław) odsetek najstarszej grupy wieku (80+) wykazywać będzie efekt spowalniania (niskie tempo zmian do 2050 r. przy wysokim poziomie wskaźnika w 2020 r.), podczas gdy odsetek dorosłych (15–64 lata) będzie cechować efekt doganiania (duże tempo zmian wskaźnika przy niskim poziomie wskaźnika). Chociaż dla udziału osób starszych (65+) w trzech miastach (Gdańsk, Kraków i Warszawa) zidentyfikowano dywergencję o charakterze marginalizacji (małe tempo zmian wskaźnika i niski poziom początkowej wartości),

to miasta te pod względem udziału osób najstarszych (80+) odznaczać się będą konwergencją o charakterze spowalniania (wysoki poziom początkowej wartości wskaźnika i małe tempo jego zmian). Natomiast w dwóch miastach (Dąbrowa Górnicza i Włocławek) odsetek osób starszych ujawnia dywergencję o charakterze dystansowania (szybkie tempo zmian przy wysokim poziomie wskaźnika), ale pod względem odsetka osób najstarszych miasta te będzie cechować konwergencja o charakterze doganiania (duże tempo zmian wskaźnika przy niskim poziomie wskaźnika).

Dla ustalenia, czy występuje sigma-konwergencja wskaźników demograficznych charakteryzujących strukturę ludności, oszacowano parametry modelu 3. Testowano także istotność wzrostu wariancji w okresie początkowym i końcowym rozważanego przedziału czasowego. Wyniki weryfikacji zestawiono w tabeli 6.

W latach 2020–2050 wartości współczynnika zmienności wykazywały trend rosnący, co pokazuje dodatnie

Tabela 6. Parametry modeli sigma-konwergencji wskaźników struktur demograficznych w dużych miastach w Polsce w latach 2020–2050

Udział ludności w wieku	Parametry modelu 3			Wartość p parametru b	Wariancja		F	Wartość p
	b	a	R^2		2020 r.	2050 r.		
0–14 lat	0,0003	0,0316	0,7998	0,0000	0,0057	0,0115	2,0213	0,0190
15–64 lata	0,0002	0,0028	0,9495	0,0000	0,0003	0,0011	4,1096	0,0000
65+	0,0000	0,0236	0,0247	0,1992	0,0053	0,0060	1,1293	0,3587
80+	-0,0005	0,0581	0,3450	0,0003	0,0150	0,0165	1,1014	0,3868

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (2014, 2021).

wartości parametrów b w trzech modelach tego typu. Statystycznie istotne były parametry b modeli wskaźników udziału klasy dzieci i klasy dorosłych, co oznacza występującą sigma-dywergencję, tj. zwiększające się w perspektywie 2050 r. zróżnicowanie wymienionych wskaźników w dużych miastach w Polsce. Test F potwierdza istotny statystycznie (na poziomie 0,05) wzrost wariancji w 2050 r. w porównaniu z 2020 r. dla tych dwóch wskaźników struktury. W przypadku wskaźnika struktury klasy osób w wieku starszym (65+) z upływem czasu spodziewane jest zwiększenie zróżnicowania tej frakcji ludności w dużych miastach. Określają to: dodatni (choć bardzo bliski zeru) parametr modelu oraz wariancja w 2050 r. większa od wariancji w 2020 r., jednakże testy nie potwierdzają istotności w tym względzie. Malejące w czasie zróżnicowanie dotyczyło wyłącznie wskaźnika udziału osób najstarszych, o czym świadczyła ujemna wartość parametru b w modelu konwergencji typu sigma (tabela 6). Parametr ten był statystycznie istotny na poziomie 0,05, co oznacza sigma-konwergencję. Zatem w dużych miastach w Polsce będzie się zmniejszać w czasie zróżnicowanie wartości wskaźnika charakteryzującego frakcję osób najstarszych, tj. w wieku 80 lat i więcej. Jednakże wariancja dla tego wskaźnika struktury jest większa w 2050 r. niż w 2020 r., a test F nie daje potwierdzenia, że wzrost ten jest statystycznie istotny.

6. PODSUMOWANIE

Uzyskane wyniki badania konwergencji struktur ludności dużych miast w Polsce pozwalają na stwierdzenie, że w przyszłości jednostki te będą upodabniać się do siebie poprzez wyrównywanie poziomów analizowanych zmiennych charakteryzujących dojrzałe grupy wieku struktur ludności. Wskazuje na to potwierdzona beta-konwergencja absolutna i warunkowa dla klasy osób najstarszych (w wieku 80+), starszych (65+) i klasy dorosłych (15–64 lata), zawarta w tabeli 7. Oznacza to, że w perspektywie 2050 r. duże miasta będą się upodabniać do siebie pod względem starzenia się ludności „od góry” ich struktur. Konwergencja o efekcie spowalniania lub doganiania wskaźników struktury osób starszych (65+) i najstarszych (80+) ujawnia się w przeważającej liczbie tych samych dużych miast, wśród których są te największe: Łódź, Poznań i Wrocław. Chociaż dla udziału osób starszych w trzech miastach (Gdańsk, Kraków i Warszawa) zidentyfikowano dywergencję o charakterze marginalizacji, to wymienione miasta pod względem udziału osób najstarszych będzie cechować konwergencja z efektem spowalniania.

Wnioskowanie o zmniejszającym się i/lub zwiększającym się w czasie zróżnicowaniu struktur ludności dużych miast w Polsce nie jest jednoznaczne.

W perspektywie roku 2050 zróżnicowanie udziału dzieci (w wieku 0–14 lat) i dorosłych (15–64 lata) w dużych miastach będzie się zwiększać. Wskazuje na to potwierdzona sigma-dywergencja dla tych dwóch zmiennych (tabela 7). Z kolei zmniejszać się będzie zróżnicowanie odsetka osób z najstarszej grupy wiekowej (80+), co pokazuje potwierdzona wyłącznie jednym testem sigma-konwergencja. O ile test istotności parametru b potwierdzał sigma-konwergencję lub sigma-dywergencję, o tyle test wariancji nie dał takiego poświadczenia. Tę niejednoznaczność wnioskowania należy wiązać z zastosowanymi narzędziami pomiaru sigma-konwergencji, które pozwalają na ocenę zróżnicowania w ustalonym przedziale czasu lub wyłącznie w okresach skrajnych tego przedziału czasowego. W badaniu okazało się, że zróżnicowanie wartości zmiennej malało w czasie w sposób istotny statystycznie, ale między początkowym a końcowym okresem badania zmiana tego zróżnicowania okazywała się nieistotna.

Tabela 7. Potwierdzenie typu konwergencji/dywergencji wskaźników struktur ludności w wielkich miastach w Polsce w latach 2020–2050

Udział ludności w wieku	Typy konwergencji			
	beta absolutna	beta warunkowa	sigma	
	test 1	test 1	test 1	test 2
0–14 lat	·	·	(tak)	(tak)
15–64 lata	tak	tak	(tak)	(tak)
65+	tak	tak	·	·
80+	tak	tak	tak	·

Objaśnienia: test 1 – test istotności parametru b ; test 2 – test F ; tak – potwierdzona konwergencja; (tak) – potwierdzona dywergencja; · – brak potwierdzenia.

Źródło: opracowanie własne.

Uznaje się, że warunkiem koniecznym, choć niedostatecznym, wystąpienia sigma-konwergencji jest obecność beta-konwergencji (Furceri, 2005; Quah, 1993). Jednocześnie sigma-konwergencja jest wystarczającym, lecz niekoniecznym warunkiem beta-konwergencji (Kusideł, 2013, s. 45). Oznacza to, że brak sigma-konwergencji nie pozwala jednocześnie stwierdzić, że obiekty o niskich wartościach początkowych nie wykazują większego tempa wzrostu niż inne. Taka sytuacja ujawniła się w niniejszym badaniu we wskaźniku struktury osób starszych (65+), dla którego potwierdzono beta-konwergencję, a nie uzyskano potwierdzenia sigma-konwergencji. Tę niejednoznaczność wnioskowania o dywergencji (lub konwergencji) także dla klasy dzieci (i dorosłych) można wyjaśnić niepewnością w zakresie prognozowania liczby urodzeń, narastającą wraz z horyzontem prognozy. Przyjęte w prognozie GUS założenia zmniejszania się dysproporcji wartości współczynnika dzietności w grupie miast największych

i niektórych średnich nie potwierdzają konwergencji starzenia się ludności „od dołu”. Prognozy liczby i struktury ludności zostały zbudowane przez GUS metodą kohortowo-składnikową. W tej metodzie niepewność prognoz uzyskiwanych z „postarzania” roczników ludności zmniejsza się wraz z przesuwaniem w górę piramidy wieku ludności. Zatem większa akceptowalność i pewność cechuje prognozy dla starszych roczników osób (grup wieku) niż dla roczników młodszych.

W rzeczywistości istnienie konwergencji i dywergencji zależy od wybranego wskaźnika służącego do pomiaru zjawiska, a także przyjętego przedziału czasu i badanych jednostek (obiektów) (Podogrodzka, 2016b). Konieczne jest zatem monitorowanie zachodzących zmian struktur ludności (z uwzględnieniem okresu epidemii COVID-19) i kolejnych prognoz ludnościowych (bo epidemia wpłynęła negatywnie na umieralność), w tym dla mniejszych jednostek podziału terytorialnego.

PRZYPISY

¹ W artykule pominięto sprawdzenie, czy założenia te znajdują potwierdzenie w trendach zmian ludnościowych. Weryfikacja założeń oraz monitorowanie prognoz może być przedmiotem osobnej publikacji. W nowej (z sierpnia 2023 r.) projekcji liczby ludności GUS uwzględnia się aktualne trendy procesów demograficznych w Polsce.

BIBLIOGRAFIA

- Barro, R.J., Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223–251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- Bongaarts, J. (2004). Population aging and the rising cost of public pensions. *Population and Development Review*, 30(1), 1–23. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2004.00001.x>
- Borges, G.M. (2018). Theories and measures of demographic convergence: An application to subnational levels in Latin America / Teorías y medidas de convergencia demográfica: Una aplicación a niveles subnacionales en América Latina. W: L. Simpson, L.M. González (red.), *¿Convergencia demográfica? Análisis comparativo de las tendencias demográficas subnacionales en América Latina y el Caribe* (s. 31–56). Asociación Latinoamericana de Población. https://files.alapop.org/alap/Serie-E-Investigaciones/N5/e_investigaciones_5_cap1_20_33.pdf
- Börsch-Supan, A. (2003). Labor market effects of population aging. *Labour*, 17(s1), 5–44. <https://doi.org/10.1111/1467-9914.17.specialissue.2>
- Börsch-Supan, A. (2006). Global ageing: What is at stake? *Ageing Horizons*, 4, 3–5. <https://www.ageing.ox.ac.uk/files/AH4%20Borsch-Supan.pdf>
- Boyle, G.E., McCarthy, T.G. (1997). Simple measure of β -convergence. *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, 59(2), 257–264. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00063>
- Cieślak, M. (2000). *Ludność województwa dolnośląskiego w perspektywie 2030 r.* Urząd Statystyczny we Wrocławiu. https://reader.digitarium.pcss.pl/Content/138174/172_ludnosc_w_perspektywie_2030-0000-00-0001.pdf
- Dorius, S.F. (2008). Global demographic convergence? A reconsideration of changing intercountry inequality in fertility. *Population and Development Review*, 34(3), 519–537. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2008.00235.x>
- Friedman, M. (1992). Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*, 30, 2129–2132. <https://miltonfriedman.hoover.org/internal/media/dispatcher/214983/full>
- Furceri, D. (2005). β and σ -convergence: A mathematical relation of causality. *Economics Letters*, 89(2), 212–215. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2005.05.026>
- Główny Urząd Statystyczny. (2014). *Prognoza dla powiatów i miast na prawie powiatu oraz podregionów na lata 2014–2050 (opracowana w 2014 r.)*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/prognoza-ludnosc/prognoza-dla-powiatow-i-miast-na-prawie-powiatu-oraz-podregionow-na-lata-2014-2050-opracowana-w-2014-r-,5,5.html>
- Główny Urząd Statystyczny. (2021). *Rocznik demograficzny 2021*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/roczniki-statystyczne/roczniki-statystyczne/rocznik-demograficzny-2021,3,15.html>
- Goldstein, J.R., Sobotka, T., Jasilioniene, A. (2009). The end of “lowest-low” fertility? *Population and Development Review*, 35(4), 663–699. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2009.00304.x>
- Gołata, E. (2015). Demograficzne uwarunkowania rozwoju miasta Poznania. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 77(1), 57–77. <https://doi.org/10.14746/rpeis.2015.77.1.4>
- Gołata, E., Kuroпка, I. (2016). Large cities in Poland in face of demographic changes. *Bulletin of Geography. Socio-economic Series*, 34, 17–31. <https://doi.org/10.1515/bog-2016-0032>
- Janiszewska, A. (2019). Starzenie się ludności w polskich miastach. *Space – Society – Economy*, 29, 45–69. <https://doi.org/10.18778/1733-3180.29.03>
- Janiszewska, A., Dmochowska-Dudek, K. (2017). Przestrzenne zróżnicowanie starzenia się ludności w Łodzi. *Space – Society – Economy*, 20, 9–22. <http://doi.org/10.18778/1733-3180.20.02>
- Káčerová, M., Ondačková, J., Mládek, J. (2014). Time-space differences of population ageing in Europe. *Hungarian Geographical Bulletin*, 63(2), 177–199. <https://doi.org/10.15201/hungeobull.63.2.4>
- Kashnitsky, I., de Beer, J., van Wissen, L. (2017). Decomposition of regional convergence in population aging across Europe. *Genus*, 73, artykuł 2. <https://doi.org/10.1186/s41118-017-0018-2>
- Kotowska, I.E. (red.). (1999). *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego* [zeszyt specjalny]. *Monografie i Opracowania / Szkoła Główna Handlowa*, 461.
- Kurek, S. (2008). *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*. Wydawnictwo Naukowe Akademii Pedagogicznej.
- Kurek, S. (2011). Zmiany w strukturze wieku ludności w miastach Polski na tle procesów suburbanizacji. *Studia Miejskie*, 3, 81–97. <https://czasopisma.uni.opole.pl/index.php/sm/article/view/2288>
- Kusideł, E. (2013). *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*. Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego. <http://doi.org/10.18778/7525-877-6>
- Lee, R., Mason, A. (2010). Fertility, human capital, and economic growth over the demographic transition. *European Journal of Population / Revue européenne de Démographie*, 26, 159–182. <http://doi.org/10.1007/s10680-009-9186-x>
- Lesthaeghe, R. (1991). *The second demographic transition in western countries: An interpretation* (Vrije Universiteit Brussel Inter-university Programme in Demography Working Papers No. 1991-2). <https://interfacedemography.be/wp-content/uploads/2016/02/WP-IPD-1991-2.pdf>
- 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*, s. 167–192. <https://doi.org/10.1553/populationyearbook2006s167>
- Majdzińska, A. (2021). Ocena homogeniczności regionów w Polsce z punktu widzenia struktury wieku ludności. *Space – Society – Economy*, 32, 131–151. <https://doi.org/10.18778/1733-3180.32.06>

- Podogrodzka, M. (2016a). Przestrzenna konwergencja indeksu starości w Polsce. *Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica*, 324(4), 51–65. <http://hdl.handle.net/11089/21227>
- Podogrodzka, M. (2016b). Starość demograficzna w Polsce. Ujęcie przestrzenne. *Studia i Prace WNEiZ US*, 45(2), 409–429. <https://doi.org/10.18276/sip.2016.45/2-32>
- Posada, D.G., Morollon, F.R., Viñuela, A. (2017). Ageing places in an ageing country: The local dynamics of the elderly population in Spain. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie / Journal of Economic and Human Geography*, 109(3), 332–349. <https://doi.org/10.1111/tesg.12294>
- Preston, S.H., Himes, C., Eggers, M. (1989). Demographic conditions responsible for population aging. *Demography*, 26, 691–704. <https://link.springer.com/article/10.2307%2F2061266?LI=true>
- Quah, D. (1993). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), 427–443. <https://doi.org/10.2307/3440905>
- Sala-i-Martin, X. (1996). The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019–1036. <https://doi.org/10.2307/2235375>
- Strzelecka, A. (2021). The field of “public health” as a component of sustainable development – Poland compared to the European Union. *Sustainability*, 13(18), artykuł 10351. <https://doi.org/10.3390/su131810351>
- Szukalski, P. (2010). Starzenie się ludności Łodzi na tle największych polskich miast od początku XX wieku. *Acta Universitatis Lodzensis. Folia Sociologica*, 35, 103–125. <http://hdl.handle.net/11089/264>
- Szukalski, P. (2017). Starzenie się ludności miast wojewódzkich – przeszłość, terażniejszość, przyszłość. *Demografia i Gerontologia Społeczna – Biuletyn Informacyjny*, 12, 103–125. <http://hdl.handle.net/11089/24279>
- Szukalski, P. (2018). Przyszłość demograficzna stolic województw: Na ile należy wierzyć w wyniki prognoz? *Demografia i Gerontologia Społeczna – Biuletyn Informacyjny*, 2, 1–6. <http://hdl.handle.net/11089/24791>
- van de Kaa, D.J. (1987). Europe's second demographic transition. *Population Bulletin*, 42(1), 1–59.
- Wasilewska, E. (2017). Demographical ageing of the EU member states' societies. *Zeszyty Naukowe SGGW w Warszawie – Problemy Rolnictwa Światowego / Scientific Journal Warsaw University of Life Sciences – SGGW – Problems of World Agriculture*, 17(4), 302–315. <https://doi.org/10.22630/PRS.2017.17.4.106>
- Wolańska, W. (2013). Przestrzenne zróżnicowanie starzenia się ludności Polski w latach 1995–2035. *Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica*, 291, 249–263. <http://hdl.handle.net/11089/4373>
- Wójtowicz, M., Kurek, S., Gałka, J. (2019). Proces starzenia się ludności miejskich obszarów funkcjonalnych (MOF) w Polsce w latach 1990–2016. *Studia Miejskie*, 33, 9–38. <https://doi.org/10.25167/sm.944>
- Zborowski, A. (2005). Quo vadis Cracovia, czyli prognoza ludności miasta. *Geografia i Sacrum*, 191–202. https://ruj.uj.edu.pl/xmlui/bitstream/handle/item/254197/zborowski_quo_vadis_cracovia_2005.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Artykuł wpłynął:

2 maja 2023

Zaakceptowano do druku:

17 września 2023