

Monika MIŚKIEWICZ-NAWROCKA*

WPLYW ZMIAN DEMOGRAFICZNYCH NA ROZWÓJ SYSTEMU OPIEKI ZDROWOTNEJ W KRAJACH UE

DOI: 10.21008/j.0239-9415.2019.080.15

Obserwowane od wielu lat zmiany demograficzne w Unii Europejskiej wyraźnie uwypuklają proces starzenia się społeczeństwa, na który ogromny wpływ mają procesy płodności, śmiertelności i migracji. Zjawisko to jest ważnym problemem zarówno demograficznym, jak i społeczno-ekonomicznym, ponieważ prowadzi do wielu niekorzystnych konsekwencji, czyli np. do zmiany zasad funkcjonowania systemów zabezpieczenia społecznego, opieki zdrowotnej czy szkolnictwa. W starzejącym się społeczeństwie system opieki zdrowotnej odgrywa znaczącą rolę. Ze względu na rosnącą liczbę osób starszych rośnie popyt na usługi opiekuńcze i opiekę medyczną, a tym samym wzrasta liczba personelu medycznego oraz liczba miejsc w szpitalach, sanatoriach, kurortach i hospicjach.

W opracowaniu zostanie przeprowadzona analiza przestrzenna rozwoju systemu opieki zdrowotnej w krajach Unii Europejskiej, a także zostanie zbadany wpływ procesu starzenia się społeczeństw na rozwój systemu opieki zdrowotnej.

Słowa kluczowe: wskaźniki obciążenia demograficznego, miara Hellwiga, statystyka Morana, statystyka Geary'ego

1. WPROWADZENIE

W ostatnich latach coraz częściej analizę zjawisk ekonomicznych prowadzi się z wykorzystaniem metod i narzędzi statystyki bądź ekonometrii przestrzennej. Narzędzia te pozwalają na ocenę i porównanie zjawisk pod względem powiązań przestrzennych, tj. podobieństwa i różnicowania obiektów położonych w określonej odległości względem siebie. Metody przestrzenne stosuje się np. w badaniach zjawisk demograficznych, w analizie rynku pracy, w badaniu poziomu życia ludności oraz koncentracji ekonomicznej i handlowej, w analizie poparcia wyborcze-

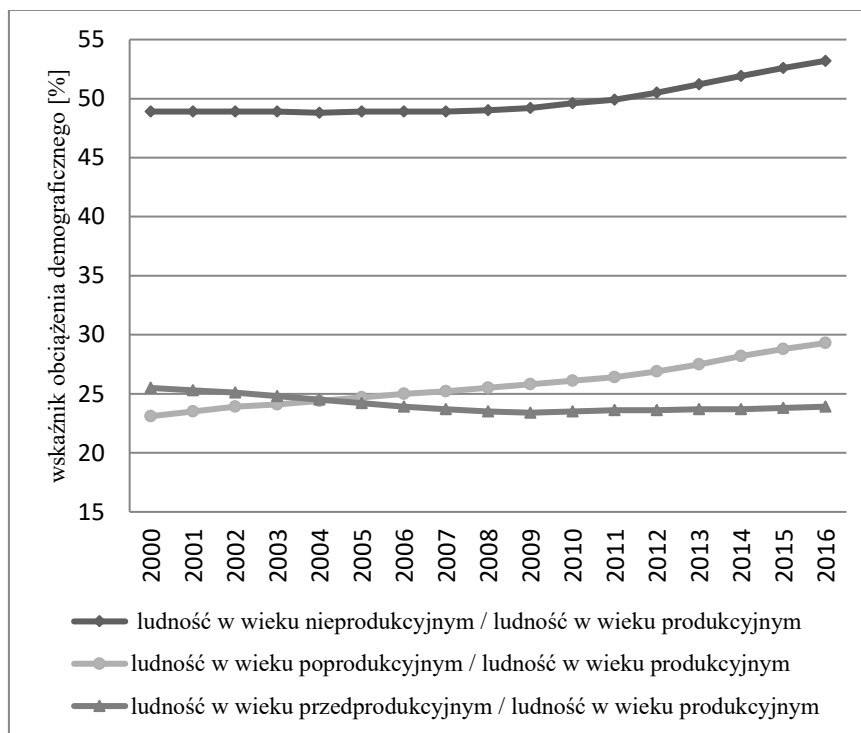
* Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach.

go, wyceny nieruchomości, czy też struktur przemysłowych (Pietrzykowski, 2011; Pośpiech, 2015). Istotnym elementem w badaniach demograficznych jest analiza skutków zmian w strukturze ludności. Postępujący na całym świecie proces starzenia się ludności prowadzi do zmian wielkości popytu i podaży w obszarze podstawowych usług społecznych związanych z poprawnym funkcjonowaniem służby zdrowia, zakładów opiekuńczych, szkolnictwa, czy też systemu zabezpieczeń społecznych.

Celem opracowania jest zbadanie zależności przestrzennych między krajami UE pod względem analizowanego zjawiska, jakim jest rozwój systemu opieki zdrowotnej związany ze starzeniem się społeczeństwa. W artykule dokonano krótkiej analizy procesu starzenia się społeczeństw w krajach unijnych oraz zaprezentowano oszacowane statystyki przestrzenne wykorzystane w analizach. Zastosowanie statystyk przestrzennych pozwoliło na ocenę autokorelacji przestrzennej – zjawiska, które oznacza powiązania przestrzenne między obszarami ze względu na wartość badanej zmiennej.

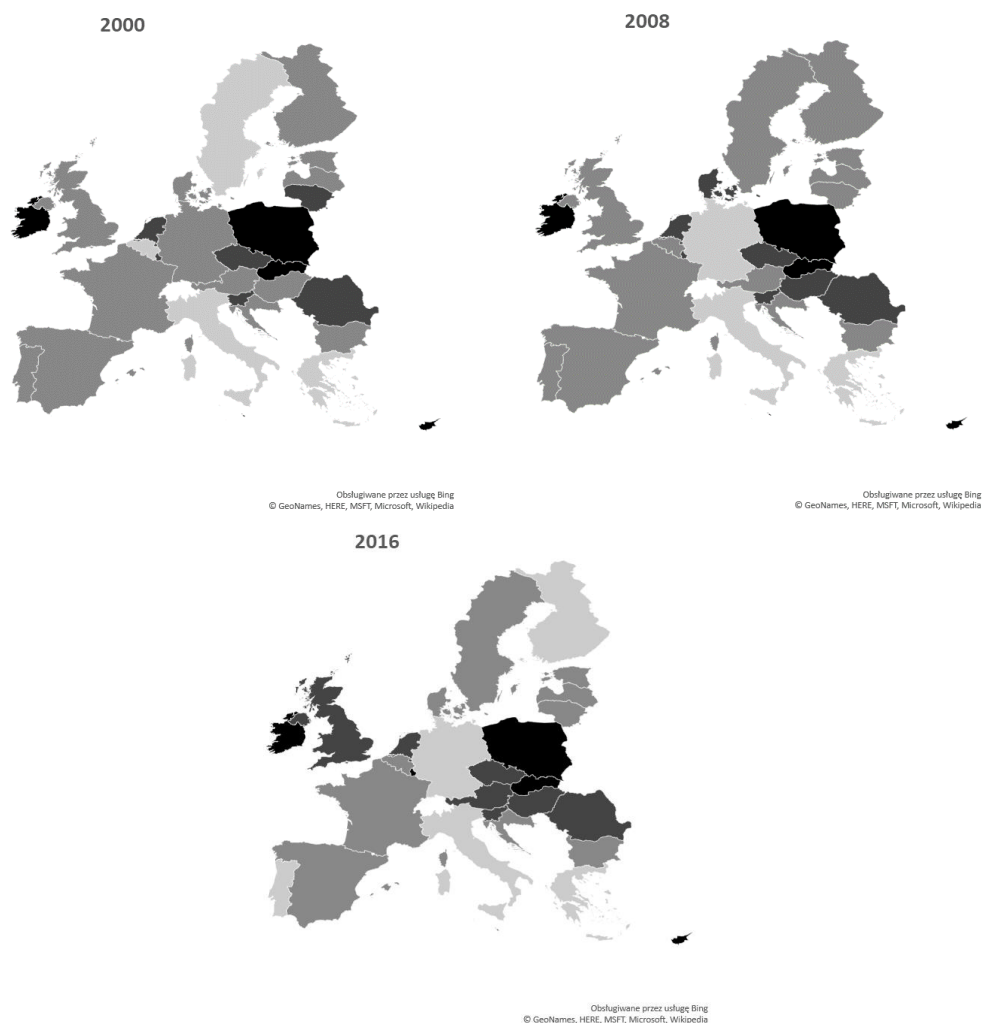
2. STARZEJĄCE SIĘ SPOŁECZEŃSTWA UE

Indeksy starości szacowane dla krajów Unii Europejskiej wyraźnie wskazują na postępujący proces starzenia się społeczeństw. Obserwując zmiany wartości wskaźników demograficznych w latach 2000–2016, można zauważyć, że grupy ludności w wieku 65 lat i więcej stają się coraz bardziej liczne. Jest to wynikiem wydłużania się czasu trwania życia, a także wpływu współczynników dzietności, reprodukcji i feminizacji. Na rysunku 1 przedstawiono wartości trzech wskaźników obciążenia demograficznego w Unii Europejskiej. Pierwszy z nich (ludność w wieku nieprodukcyjnym/ludność w wieku produkcyjnym) wyraża stosunek liczby ludności w wieku 0–14 lat oraz 65 lat i więcej do liczby ludności w wieku 15–64 lat. Na podstawie danych przedstawionych na rysunku 1 można zauważyć, że w latach 2000–2009 wartość tego wskaźnika była stabilna i wynosiła około 48,9%, a w kolejnych latach wzrosła do 54,6%. Oznacza to wzrost liczby ludności w wieku nieprodukcyjnym. Proces starzenia się społeczeństwa UE odzwierciedla też drugi z zaprezentowanych wskaźników (ludność w wieku poprodukcyjnym, czyli w wieku 65 lat i więcej/ludność w wieku produkcyjnym). W badanym okresie jego wartość wzrosła o ponad 7 p.p. – od poziomu 23,1% w 2000 r. do 30,5% w 2016 r., co oznacza zwiększenie liczby ludności w wieku 65 lat i więcej. Ostatni z wymienionych wskaźników (ludność w wieku przedprodukcyjnym, czyli 0–14 lat/ludność w wieku produkcyjnym) potwierdza powyższe wnioski. Malejące wartości tego wskaźnika sugerują, że w latach 2000–2016 z roku na rok rodzi się coraz mniej dzieci i wydłuża się czas trwania życia.



Rys. 1. Wskaźniki obciążenia demograficznego w UE w latach 2000–2016.
Opracowanie własne

Biorąc pod uwagę podział administracyjny UE, można zauważyć, że wskaźniki obciążenia demograficznego w poszczególnych państwach unijnych są silnie skorelowane ze wskaźnikami oszacowanymi dla UE w całym okresie 2000–2016. Na rysunku 2 przedstawiono podział państw UE na cztery grupy w zależności od wartości wskaźnika demograficznego „ludność w wieku poprodukcyjnym/ludność w wieku produkcyjnym” w latach 2000, 2008 i 2016. Najjaśniejszym kolorem zaznaczono grupę I – kraje, w których wartość wskaźnika obciążenia demograficznego jest największa. Kolorem jasnoszarym oznaczono grupę II, czyli kraje o umiarkowanej (powyżej średniej) wartości tego wskaźnika, kolorem ciemnoszarym – grupę państw o wartości umiarkowanej (poniżej średniej) (grupa III), a kolorem czarnym – grupę IV, czyli kraje o najmniejszej wartości rozpatrywanego wskaźnika. Z map przedstawionych na rysunku 2 wynika, że najwyższy odsetek ludności w wieku poprodukcyjnym odnotowano w badanych latach we Włoszech, w Grecji i w Niemczech, natomiast najniższym poziomem tego wskaźnika charakteryzowały się Irlandia, Cypr, Malta, Polska i Słowacja.



Rys. 2. Wskaźnik obciążenia demograficznego w państwach UE w latach 2000, 2008, 2016.
Opracowanie własne

3. AUTOKORELACJA PRZESTRZENNA

Kopczewska (2007) określa autokorelację przestrzenną jako sytuację, w której określone zjawisko w jednej jednostce przestrzennej powoduje zmniejszenie lub zwiększenie prawdopodobieństwa występowania tego zjawiska w jednostkach sąsiednich. Podstawą tej definicji jest fakt, że sąsiednie obiekty są do siebie bar-

dział podobne pod względem badanej cechy niż obiekty od siebie odległe (Tobler, 1970; Pośpiech, 2015). Miarą autokorelacji przestrzennej są przestrzenne statystyki globalne i lokalne. Do najpopularniejszych miar globalnych należą statystyka *I* Morana i statystyka *C* Geary’ego, które są syntetycznymi miarami podobieństwa obszarów pod względem badanej zmiennej. Wśród miar lokalnych można wyróżnić wskaźniki LISA (statystyka lokalna Morana, statystyka lokalna Geary’ego) oraz statystyki Getisa-Orda (Kopczewska, 2007; Suchecki, 2010).

Globalna statystyka *I* Morana służy do testowania globalnej autokorelacji przestrzennej między sąsiednimi jednostkami i jest wyrażona wzorem (Suchecki, 2010):

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (1)$$

gdzie:

x_i, x_j – wartości zmiennych w jednostkach przestrzennych i oraz j ,

\bar{x} – średnia arytmetyczna wartości zmiennej dla wszystkich jednostek,

$\mathbf{z} = [z_i]_{n \times 1} = [x_i - \bar{x}]_{n \times 1}$ – wektor kolumnowy,

$\mathbf{W} = [w_{ij}]_{n \times n}$ – macierz wag przestrzennych postaci:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{gdy } i\text{-ta jednostka jest sąsiadem } j\text{-tej jednostki,} \\ 0, & \text{gdy } i\text{-ta jednostka nie jest sąsiadem } j\text{-tej jednostki,} \\ 0, & \text{gdy } i = j, \end{cases}$$

$S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ – suma wszystkich elementów macierzy wag,

n – liczba jednostek przestrzennych,

$i, j = 1, \dots, n$.

Ponieważ Cliff i Ord (1973) udowodnili, że rozkład statystyki *I* Morana jest asymptotycznie normalny, jej istotność statystyczną weryfikuje się za pomocą statystyki:

$$Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \sim N(0,1), \quad (2)$$

gdzie:

$E(I)$ – wartość oczekiwana statystyki *I* Morana dana wzorem:

$$E(I) = -\frac{1}{n-1}, \quad (3)$$

$\text{Var}(I)$ – wariancja statystyki *I* Morana, która przy założeniu normalności bądź losowości próby wyraża się, odpowiednio, wzorami:

$$Var(I) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2}{(n^2 - 1) S_0^2} - \frac{1}{(n - 1)^2}, \quad (4)$$

$$Var(I) = \frac{n \left[(n^2 - 3n + 3) S_1 - n S_2 + 3 S_0^2 \right] - k \left[(n^2 - n) S_1 - 2n S_2 + 6 S_0^2 \right]}{(n - 1)(n - 2)(n - 3) S_0^2} - \frac{1}{(n - 1)^2} \quad (5)$$

przy czym

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2, \quad k = \frac{\frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 \right)^2},$$

pozostałe oznaczenia przyjęto jw.

Dodatnie i istotne wartości statystyki I Morana oznaczają podobieństwo badanych obiektów przestrzennych (autokorelacja dodatnia), natomiast ujemne wartości statystyki I oznaczają zróżnicowanie badanych obiektów (autokorelacja ujemna). Dla dodatniej autokorelacji przestrzennej mamy: $I > 1/(n - 1)$ oraz $Z_I > 0$, natomiast dla autokorelacji ujemnej: $I < 1/(n - 1)$ oraz $Z_I < 0$. Brak autokorelacji oznacza przestrzenną losowość i prawdziwe są zależności: $I \approx 1/(n - 1)$ oraz $Z_I \approx 0$.

Graficzną interpretacją statystyki globalnej Morana jest wykres punktowy, który obrazuje lokalne powiązania przestrzenne (tzw. klastry), obserwacje nietypowe i przestrzenną niestabilność. Na osi OX odkłada się standaryzowaną wartość badanej zmiennej, a na osi OY badaną standaryzowaną zmienną opóźnioną przestrzennie. Opóźnienie przestrzenne badanej zmiennej jest średnią ważoną wartości zmiennej w regionach sąsiednich zgodnie z przyjętymi wagami przestrzennymi (Woźniak, Sikora, 2007).

Drugą najpopularniejszą statystyką przestrzenną służącą do badania autokorelacji przestrzennej jest statystyka C Geary'ego, opisana formułą (Suchecki, 2010):

$$C = \frac{n - 1}{2 S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (6)$$

gdzie przyjęto oznaczenia jw.

Istotność statystyczną powyższej statystyki testuje się za pomocą wzoru:

$$Z_C = \frac{C - E(C)}{\sqrt{Var(C)}} \sim N(0,1), \tag{7}$$

gdzie:

$E(C) = 1$ – wartość oczekiwana statystyki C Geary’ego,

$Var(C)$ – wariancja statystyki C Geary’ego, która przy założeniu normalności bądź losowości dana jest, odpowiednio, wzorami:

$$Var(C) = \frac{(n-1)(2S_1 + S_2) - 4S_0^2}{2(n+1)S_0^2}, \tag{8}$$

$$Var(C) = \frac{(n-1)S_1[n^2 - 3n + 3(n-1)k] + S_0^2[n^2 - 3 - (n-1)^2k]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2} - \frac{\frac{1}{4}(n-1)S_2[n^3 + 3n - 6 - (n^2 - n + 2)k]}{(n-1)(n-2)(n-3)S_0^2}, \tag{9}$$

gdzie przyjęto oznaczenia jw.

Przy braku autokorelacji przestrzennej: $C \approx 1$ oraz $Z_C \approx 0$. Dla autokorelacji dodatniej zachodzi: $C \in (0,1)$ oraz $Z_C < 0$, natomiast dla autokorelacji ujemnej: $C \in (1,2)$ oraz $Z_C > 0$.

Za pomocą lokalnych wskaźników zależności przestrzennej można określić podobieństwa jednostki przestrzennej względem obiektów sąsiednich oraz istotność statystyczną tego zjawiska. Do oszacowania lokalnych statystyk przestrzennych stosuje się lokalne statystyki Morana, Geary’ego oraz Getisa i Orda. Statystyka lokalna Morana jest dana wzorem (Sucheckie, 2010):

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij}^* (x_j - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \tag{10}$$

gdzie: $\mathbf{W}^* = [w_{ij}^*]_{n \times n}$ – standaryzowana macierz wag zgodnie z formułą:

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^n w_{ij}}, \tag{11}$$

pozostałe oznaczenia przyjęto jw.

Rozkład lokalnej statystyki Morana również jest asymptotycznie normalny, a jej istotność statystyczną testuje się za pomocą statystyki I_S danej wzorem (Anselin, 1995):

$$Z_{I_i} = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{Var(I_i)}}, \quad (12)$$

gdzie:

$$E(I_i) = -\frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}}{n-1} - \text{wartość oczekiwana lokalnej statystyki } I_i \text{ Morana,}$$

$$Var(I_i) = \frac{(n-k) \sum_{i \neq j} w_{ij}^2}{n-1} + \frac{2(2k-n) \sum_{l \neq i} \sum_{h \neq i} w_{il} w_{ih}}{(n-1)(n-2)} - \left(\frac{\sum_{i \neq j} w_{ij}}{n-1} \right)^2 - \text{wariancja lokalnej}$$

statystyki I_i Morana,

pozostałe oznaczenia przyjęto jw.

Lokalna statystyka Morana w odróżnieniu od globalnej pozwala określić lokalne interakcje między obiektami przestrzennymi. Mierzy się na tej podstawie, czy jednostka przestrzenna jest otoczona przez regiony sąsiedzkie o podobnych bądź różnych wartościach badanej zmiennej w stosunku do rozmieszczenia losowego tych wartości w przestrzeni (Ojrzyńska, Twaróg, 2011).

Standaryzowana lokalna statystyka Morana przybiera wartości dodatnie, gdy obiekt jest otoczony przez podobne regiony sąsiedzkie o podobnych wartościach badanej zmiennej (autokorelacja dodatnia). Natomiast jeśli lokalna statystyka Morana przybiera wartości ujemne, oznacza to, że obiekt jest otoczony przez regiony o znacząco różnych wartościach badanej zmiennej (autokorelacja ujemna) (Ojrzyńska, Twaróg, 2011).

4. ANALIZA EMPIRYCZNA

Przedmiotem badania były kraje Unii Europejskiej w latach 2000, 2008 i 2016. Dane wykorzystane do analizy poziomu opieki zdrowotnej pochodzą z bazy danych Eurostat. Do obliczeń i graficznej prezentacji wyników wykorzystano program MS Excel.

W pierwszym etapie badań uporządkowano kraje ze względu na poziom rozwoju systemu opieki zdrowotnej, szacując syntetyczną miarę Hellwiga. Jako zestaw cech diagnostycznych wzięto pod uwagę: średnią długość pobytu w szpitalu liczoną w dniach (X_1), konsultacje medyczne przypadające na jednego mieszkańca (X_2), oczekiwaną długość życia kobiet w wieku 65 lat (X_3), oczekiwaną długość

życia mężczyzn w wieku 65 lat (X4), liczbę łóżek w szpitalach ogólnych na 1 tys. ludności (X5), liczbę lekarzy na 1 tys. ludności (X6), liczbę pielęgniarek i położnych na 1 tys. ludności (X7), liczbę dentystów na 1 tys. ludności (X8) oraz liczbę farmaceutów na 1 tys. ludności (X9). Stosując metodę parametryczną Hellwiga (Hellwig, 1981), wyeliminowano zmienne silnie skorelowane z innymi cechami. Jako zestaw cech diagnostycznych rozpatrywany w latach 2000, 2008 i 2016 przyjęto zmienne X1, X2, X3, X5 oraz X6.

Tabela 1. Miara Hellwiga dla państw UE w latach 2000, 2008, 2016

Jednostka terytorialna	2000	Ranga	2008	Ranga	2016	Ranga
Belgia	-0,1314	9	-0,0145	18	0,0665	14
Bulgaria	-0,4640	27	-0,0946	20	0,0360	19
Republika Czeska	-0,3965	26	-0,2168	26	-0,0959	26
Dania	-0,1343	10	0,0518	9	0,1400	9
Niemcy	0,1875	3	0,1670	5	0,2525	4
Estonia	-0,2922	22	-0,0633	19	0,0465	18
Irlandia	-0,1710	14	0,0325	11	0,1200	10
Grecja	-0,0981	8	0,1362	6	0,1702	8
Hiszpania	0,0270	5	0,1990	4	0,2638	3
Francja	0,3625	1	0,3322	1	0,3536	1
Chorwacja	-0,3474	25	-0,1795	25	-0,0535	24
Włochy	0,3520	2	0,2891	2	0,2926	2
Cypr	-0,1593	13	0,0414	10	0,1081	11
Łotwa	-0,3154	23	-0,1442	24	-0,0287	22
Litwa	-0,2728	21	-0,1166	22	-0,0583	25
Luksemburg	-0,2018	17	-0,1120	21	-0,0180	21
Węgry	-0,3244	24	-0,2205	27	-0,1332	28
Malta	-0,1940	16	-0,0047	16	0,0654	15
Holandia	-0,2409	20	0,0223	13	0,0250	20
Austria	-0,1496	12	0,0250	12	0,0789	12
Polska	-0,0490	6	0,1124	7	0,2236	5
Portugalia	-0,1464	11	-0,0056	17	0,0477	17
Rumunia	-0,1874	15	0,0011	15	0,0697	13
Słowenia	-0,2122	19	0,0033	14	0,0516	16
Słowacja	-0,5239	28	-0,2497	28	-0,1086	27
Finlandia	-0,2089	18	-0,1370	23	-0,0325	23
Szwecja	-0,0714	7	0,0991	8	0,1747	7
Wielka Brytania	0,0444	4	0,2364	3	0,2225	6

Opracowanie własne.

W celu uporządkowania krajów UE ze względu na poziom badanego zjawiska zastosowano miarę Hellwiga. W tabeli 1 przedstawiono wartości wspomnianej miary we wszystkich krajach UE oraz ich pozycję w rankingu w latach 2000, 2008, 2016. Czcionką pogrubioną zaznaczono państwa zajmujące najwyższe i najniższe lokaty w rankingu w badanym okresie.

Na podstawie wyników przedstawionych w tabeli 1 można stwierdzić, że najbardziej zaawansowany proces rozwoju systemu opieki zdrowotnej (pierwsza lokata w rankingu) występuje we Francji oraz we Włoszech. Są to kraje, w których odnotowano również największe wartości wskaźnika obciążenia demograficznego osobami w wieku poprodukcyjnym. Najmniej korzystną sytuację można zaobserwować w Słowacji, na Węgrzech i w Republice Czeskiej; te kraje w badanym okresie zajmowały ostatnie lokaty w rankingu, a ponadto odnotowano tam istotny wzrost wartości wskaźników obciążenia demograficznego, świadczące o postępującym procesie starzenia się społeczeństw w latach 2010–2016. Najbardziej stabilna sytuacja występuje w Republice Czeskiej, Danii, Chorwacji, we Francji, we Włoszech, w Malcie, Austrii i Szwecji. W badanych latach kraje te najczęściej zajmowały tę samą pozycję w rankingu ze względu na wartość miary Hellwiga przy jednocześnie zmieniającej się strukturze demograficznej społeczeństwa. Największym zróżnicowaniem charakteryzują się Belgia, Portugalia i Finlandia, gdzie nastąpiło pogorszenie sytuacji ze względu na poziom opieki zdrowotnej (spadek w rankingu), oraz Bułgaria z odnotowaną poprawą sytuacji (wzrost pozycji w rankingu). Oszacowane współczynniki korelacji rang Spearmana pomiędzy miarą Hellwiga a wskaźnikiem obciążenia demograficznego osobami w wieku poprodukcyjnym na poziomie 0,5282 (2000), 0,1713 (2008) i 0,2323 (2016) świadczą o malejącej sile powiązań między procesem starzenia się społeczeństw a dostosowaniem liczby usług opiekuńczo-medycznych wraz z upływem czasu.

W kolejnym etapie badań zbadano autokorelację przestrzenną procesu rozwoju systemu opieki zdrowotnej w krajach UE w latach 2000, 2008 i 2016. Wartości globalnej statystyki I Morana i globalnej statystyki C Geary'ego przedstawiono w tabelach 2 i 3.

Tabela 2. Wartości statystyki globalnej I Morana w państwach UE w latach 2000, 2008, 2016

Rok	I	$E(I)$	$Var(I)$	$Z(I)$	p -value
2000	0,3822	-0,0370	0,0275	2,5263	0,0058
2008	0,3166	-0,0370	0,0296	2,0551	0,0199
2016	0,3082	-0,0370	0,0298	1,9991	0,0228

Opracowanie własne.

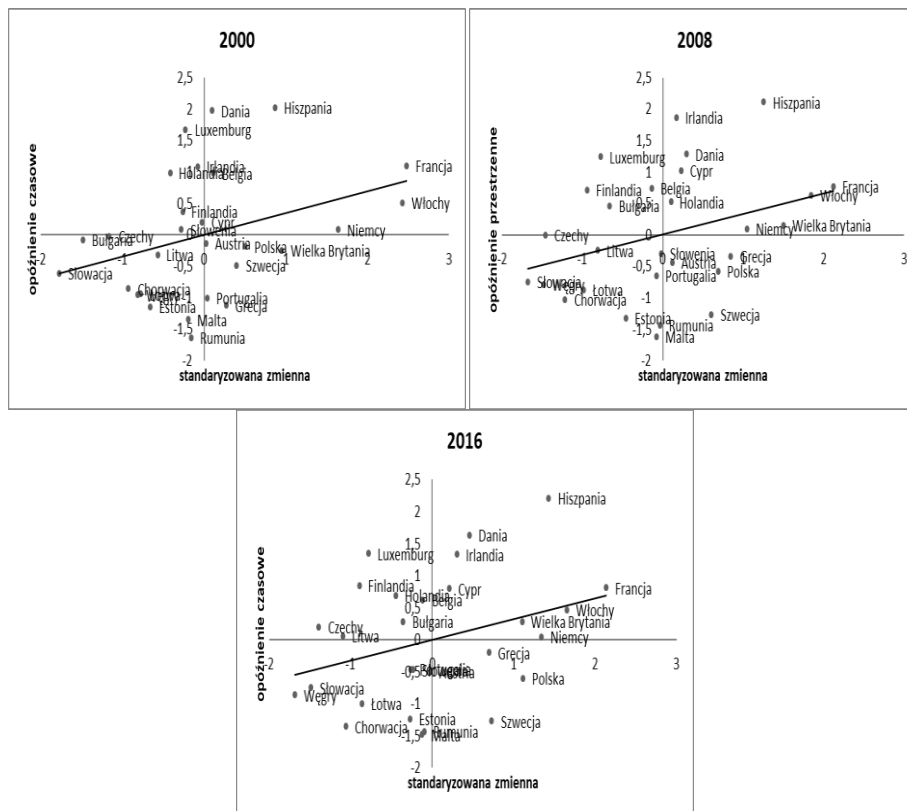
Analizując dane zawarte w tabeli 2, można stwierdzić, że w rozpatrywanych latach wartości statystyki globalnej I Morana są istotne statystycznie i większe od wartości oczekiwanej. Zatem występuje dodatnia autokorelacja przestrzenna między

krajami UE ze względu na poziom opieki zdrowotnej, co oznacza tworzenie się skupisk państw o podobnym poziomie badanego zjawiska. Jednocześnie zmniejszanie się wartości statystyki *I* Morana w badanych latach sugeruje osłabianie się zależności przestrzennej. Podobne wnioski można by wyciągnąć na podstawie obliczonych wartości globalnej statystyki *C* Geary’ego (tab. 3), które w 2000 i 2016 są większe niż 1, jednak wyniki te są statystycznie nieistotne.

Tabela 3. Wartości statystyki globalnej *C* Geary’ego w państwach UE w latach 2000, 2008, 2016

Rok	<i>C</i>	<i>E(C)</i>	<i>Var(C)</i>	<i>Z(C)</i>	<i>p-value</i>
2000	1,0528	1,0000	0,0886	0,1773	0,4296
2008	0,9305	1,0000	0,0583	-0,2877	0,6132
2016	1,0147	1,0000	0,0554	0,0623	0,4751

Opracowanie własne.



Rys. 3. Wykresy statystyki globalnej Morana – państwa UE w latach 2000, 2008, 2016. Opracowanie własne

Na rysunku 3 przedstawiono wykresy punktowe wartości statystyki globalnej Morana w latach 2000, 2008 i 2016. Położenie większości punktów w ćwiartkach I i III świadczy o występowaniu dodatniej autokorelacji przestrzennej. W każdym z przedstawionych okresów najbardziej korzystną sytuację ze względu na poziom rozwoju opieki zdrowotnej odnotowano w Hiszpanii, we Francji, w Niemczech, Danii i we Włoszech; kraje te tworzą klastry dużych wartości. Do państw o małych wartościach statystyki globalnej, tworzących grupy z podobnymi im obszarami, w każdym z rozpatrywanych okresów należą Estonia, Chorwacja, Łotwa, Węgry, Malta, Rumunia i Słowenia.

Kolejnym etapem badania było oszacowanie wartości lokalnych statystyki Morana w celu rozpoznania struktury przestrzennej. Obliczone wartości statystyki I_i w państwach UE w latach 2000, 2008, 2016 podano w tabeli 4. Pogrubioną czcionką zaznaczono istotne wartości statystyki lokalnej Morana.

Tabela 4. Wartości statystyki lokalnej Morana w krajach UE w latach 2000, 2008, 2016

Jednostka terytorialna	2000	2008	2016
1	2	3	4
Belgia	0,0990	-0,0901	-0,0686
Bułgaria	-0,0851	-0,2776	-0,1116
Republika Czeska	-0,1187	-0,0683	-0,3414
Dania	0,1635	0,3196	0,6394
Niemcy	0,2995	0,1296	0,1665
Estonia	0,5320	0,4685	0,2452
Irlandia	-0,0795	0,2612	0,3473
Grecja	-0,2116	-0,1913	-0,0530
Hiszpania	1,5131	2,2011	2,6421
Francja	2,4840	1,4247	1,5624
Chorwacja	0,5271	0,9508	1,0519
Włochy	1,2832	1,0268	0,7533
Cypr	-0,0069	0,1981	0,1512
Łotwa	0,4945	0,6465	0,6135
Litwa	0,0792	0,1240	-0,1427
Luksemburg	-0,3346	-0,8133	-0,9057
Węgry	0,5288	0,8722	1,0104
Malta	0,1836	0,0945	0,1378
Holandia	-0,3779	0,0478	-0,2811
Austria	0,0001	-0,0361	0,0062
Polska	-0,0159	-0,2910	-0,4415
Portugalia	-0,0259	0,0384	0,0752

tabela 4 cd.

1	2	3	4
Rumunia	0,1906	0,0415	0,0974
Słowenia	-0,0511	0,0043	0,0671
Słowacja	0,6690	0,9279	0,7646
Finlandia	-0,1083	-0,5872	-0,6780
Szwecja	-0,1083	-0,5872	-0,6780
Wielka Brytania	-0,0795	0,2612	0,3473

Opracowanie własne.

Rys. 4. Lokalne statystyki Morana w państwach UE w latach 2000, 2008, 2016.
Opracowanie własne

Z danych zamieszczonych w tabeli 4 wynika, że w badanym okresie lokalna statystyka Morana w przypadku Hiszpanii, Francji, Włoch, Węgier i Słowacji jest istotna i większa od 0. Oznacza to, że wymienione państwa tworzą tzw. klastry, czyli obiekty otoczone przez jednostki o znacząco podobnym poziomie rozwoju opieki zdrowotnej wyrażonym za pomocą syntetycznej miary Hellwiga. Podobną sytuację można odnotować w przypadku Niemiec w 2002 r. i Chorwacji w latach 2008 i 2016. Graficzną ilustrację klastrów przedstawiono na rysunku 4. Czarnym kolorem zaznaczono statystyki lokalne Morana istotne i dodatnie, a kolorem szarym – nieistotne.

5. PODSUMOWANIE

W opracowaniu dokonano analizy taksonomicznej stanu rozwoju systemu opieki zdrowotnej (miara Hellwiga) oraz sytuacji demograficznej (wskaźniki obciążenia demograficznego) w państwach UE, a także zbadano korelację przestrzenną procesów zawansowania rozwoju systemu opieki zdrowotnej w tych krajach. Na podstawie przeprowadzonych badań można zauważyć zarówno postępujący proces starzenia się społeczeństw krajów UE, jak również zmiany w rozwoju systemu opieki medycznej. Najbardziej zaawansowany proces starzenia się społeczeństwa odnotowano we Francji i we Włoszech przy jednocześnie najbardziej zaawansowanym rozwoju opieki zdrowotnej. Istotny proces starzenia się społeczeństwa odnotowano również w Słowacji, na Węgrzech i w Republice Czeskiej, jednakże państwa te charakteryzują się najmniej korzystną sytuacją pod względem opieki medycznej. Po dokonaniu klasyfikacji państw ze względu na oszacowane miary Hellwiga wykazano, że istnieje umiarkowana korelacja między poziomem rozwoju systemu opieki zdrowotnej a poziomem zaawansowania procesu starzenia się społeczeństw.

Ponadto przeprowadzone analizy potwierdziły istnienie dodatniej globalnej autokorelacji przestrzennej dla miary Hellwiga, opisującej poziom rozwoju opieki zdrowotnej w krajach UE. W badanym okresie Hiszpania, Francja, Niemcy, Dania i Włochy tworzyły klastry dużych wartości, co oznacza najkorzystniejszą sytuację pod względem rozwoju opieki medycznej. Podobne klastry tworzyły Estonia, Chorwacja, Łotwa, Węgry, Malta, Rumunia i Słowenia, jednak w tych państwach poziom rozwoju opieki był najniższy. Powiązania te uwidaczniają się również w analizie autokorelacji lokalnej. Tworzą się klastry, na podstawie których można zidentyfikować państwa cechujące się podobnymi wartościami miary syntetycznej opisującej poziom badanego zjawiska. Z przeprowadzonych badań wynika, że Hiszpania, Francja, Włochy, Węgry i Słowacja tworzą klastry jednostek o znacząco podobnym poziomie rozwoju opieki medycznej szacowanym za pomocą miary Hellwiga.

LITERATURA

- Anselin, I. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115.
- Arbia, G. (2006). *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Growth Convergence*. New York: Springer.
- Cliff, A.D., Ord, J.K. (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Hellwig, Z. (1981). Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych. In: W. Welfe (Ed.). *Metody i modele matematyczno-ekonomiczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*, 46–68. Warszawa: PWE.
- Kopczewska, K. (2006). *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*. Warszawa: Cedewu.pl.
- Ojrzyńska, A., Twaróg, S. (2011). Badanie autokorelacji przestrzennej krwiodawstwa w Polsce. *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Oeconomia*, 253, 129–141.
- Pietrzykowski, R. (2011). Wykorzystanie metod statystycznej analizy przestrzennej w badaniach ekonomicznych. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, 4, 97–112.
- Pośpiech, E. (2015). Analiza przestrzenna bezrobocia w Polsce. *Studia Ekonomiczne*, (227), 59–74.
- Sucheckie, B. (ed.) (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: C.H. Beck.
- Tobler, W. (1970). A computer Model Simulating Urban Growth in Detroit Region. *Economic Geography*, 46(2), 23–240.
- Woźniak, A., Sikora, J. (2007). Autokorelacja przestrzenna wskaźników infrastruktury wodno-ściekowej woj. małopolskiego. *Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich*, 4(2).
- www <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (15.04.2019).

THE IMPACT OF DEMOGRAPHIC CHANGES ON THE DEVELOPMENT OF THE HEALTHCARE SYSTEM IN EU COUNTRIES

Summary

The demographic changes in the European Union, that have been observed for many years clearly show the aging of the population, on which the processes of fertility, mortality and migration have a huge impact. This phenomenon is a serious problem of a demographic and socio-economic nature, because it leads to many adverse consequences, i.e., in policy changes in the functioning of social security systems, healthcare or education. In an aging society the healthcare system plays an important role. Due to the increasing number of the elderly population the demand for care services and medical care is increasing, and thus

there is a corresponding increase in medical personnel, the number of beds in hospitals, sanatoriums, health resorts and hospices.

The study includes a spatial analysis of medical care system development in the European Union and will research the impact of the aging society process on medical care system development.

Keywords: age dependency ratio, Hellwig measure, Moran statistic, Geary statistic