



Monika Miśkiewicz-Nawrocka

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Zarządzania
Katedra Statystyki, Ekonometrii i Matematyki
monika.miskiewicz@ue.katowice.pl

ANALIZA ROZWOJU SYSTEMU OPIEKI ZDROWOTNEJ W ŚWIETLE POSTĘPUJĄCEGO PROCESU STARZENIA SIĘ SPOŁECZEŃSTWA W POLSCE W LATACH 2006-2015

Streszczenie: Zachodzące od lat 80. XX w. zmiany demograficzne w Polsce wyraźnie uwypuklają proces starzenia się społeczeństwa, na który ogromny wpływ mają procesy: rozrodczości, umieralności i migracji. Zjawisko to jest poważnym problemem zarówno demograficznym, jak i społeczno-ekonomicznym, gdyż prowadzi do wielu niekorzystnych konsekwencji, np. zmiany zasad funkcjonowania systemów zabezpieczenia społecznego, opieki zdrowotnej czy szkolnictwa. W opracowaniu przeprowadzono analizę przestrzenną rozwoju systemu opieki zdrowotnej w Polsce, z uwzględnieniem podziału na województwa, a także podjęto próbę weryfikacji, czy wraz z postępowaniem procesu starzenia się społeczeństwa następuje rozwój systemu opieki zdrowotnej w Polsce w latach 2006-2015.

Słowa kluczowe: potencjał demograficzny, proces starzenia się społeczeństwa, system opieki zdrowotnej, syntetyczny wskaźnik Perkala, autokorelacja przestrzenna.

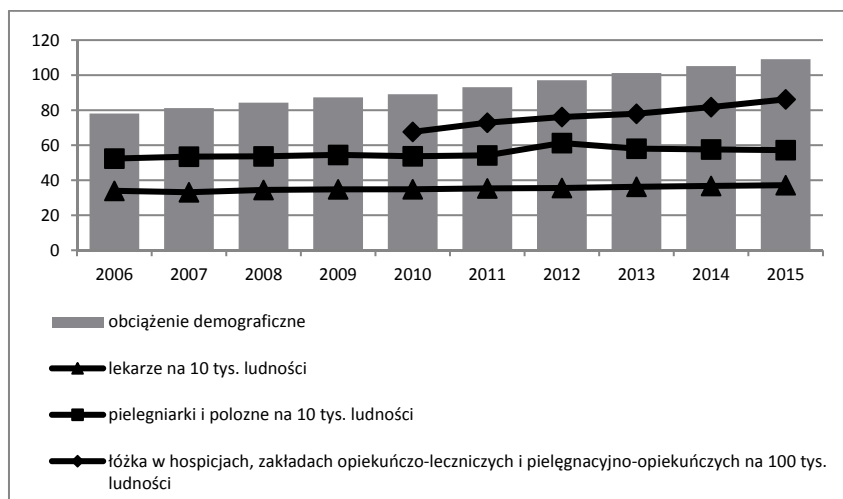
JEL Classification: J19, I39, C4.

Wprowadzenie

Zmiany w liczbie i strukturze ludności polskiego społeczeństwa można zauważyć już na podstawie obserwacji przyrostu rzeczywistego liczby ludności oraz współczynników dzietności ogólnej i reprodukcji brutto, dla których od 1950 r. wyraźnie kształtuje się tendencja malejąca. W okresie objętym badaniem, tj. w latach

2006-2015, rzeczywisty przyrost liczby ludności w Polsce był stabilny i oscylował wokół 0. Wysoki w 1950 r. wskaźnik dzietności ogólnej równy 3,705 stopniowo malał i w badanym okresie przeciętnie kształtował się na poziomie 1,294. Oznacza to, że liczba dzieci, które średnio urodziłaby kobieta w wieku rozrodczym (15-49 lat), na przestrzeni 60 lat zmniejszyła się o 2,4. Podobne wnioski można wyciągnąć, obserwując średnią liczbę córek urodzonych przeciętnie przez kobietę w wieku rozrodczym, tj. współczynnik reprodukcji brutto. Natomiast uzyskane w latach 2002-2013 wartości współczynnika dzietności są zbyt niskie (poniżej 2,10) i nie gwarantują zastępowalności pokoleń [Miśkiewicz-Nawrocka, 2015].

W starzejącym się społeczeństwie istotną rolę odgrywa system opieki zdrowotnej. Ze względu na zwiększającą się liczbę ludności starszej, wzrasta zapotrzebowanie na usługi opiekuńczo-pielęgnacyjne i lecznicze, a co za tym idzie, wymagane są zwiększenie liczebności personelu medycznego, ilości miejsc w szpitalach, sanatoriach, uzdrowiskach czy hospicjach. Na rysunku 1 przedstawiono zmiany liczebności personelu medycznego, liczby łóżek w zakładach opiekuńczo-leczniczych (brak danych za lata 2006-2009) oraz wskaźnika obciążenia demograficznego w Polsce w latach 2006-2015. Na podstawie przedstawionych danych można zaobserwować gwałtowny wzrost wskaźnika obciążenia demograficznego (liczby ludności w wieku poprodukcyjnym do liczby ludności w wieku przedprodukcyjnym) z poziomu 78,1 w 2006 r. do poziomu 109,1 w 2015 r., przy praktycznie niewielkim wzroście liczby personelu medycznego (lekarze, pielęgniarki i położne na 10 tys. ludności) z poziomu 86,3 w 2006 r. do 94,4 w 2015 r.



Rys. 1. Zmiany liczebności personelu medycznego, liczby łóżek w hospicjach, zakładach opiekuńczo-leczniczych i pielęgnacyjno-opiekuńczych oraz wskaźnika obciążenia demograficznego w Polsce w latach 2006-2015

1. Miara syntetyczna Perkala

Jedną z metod oceny potencjału badanego zjawiska (poziomu rozwoju regionu) jest metoda taksonomiczna – metoda Perkala, bazująca na konstrukcji miary syntetycznej m_i . Miara ta opiera się na zobrazowaniu zmienności grupy cech w zbiorze różnych obiektów w jednym roku.

Wyższa wartość wskaźnika syntetycznego oznacza korzystniejszą sytuację obiektu pod względem poziomu rozwoju. Wskaźnik Perkala szacuje się jako średnią arytmetyczną cech x'_{ij} :

$$m_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x'_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

gdzie:

n – liczba uwzględnionych cech,

x'_{ij} jest standaryzowaną wartością j -tej cechy dla i -tego obiektu,

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}, \quad \text{gdy } x_{ij} \text{ jest wartością stymulandy,} \quad (2)$$

$$x'_{ij} = -\frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{S_j}, \quad \text{gdy } x_{ij} \text{ jest wartością destymulandy,} \quad (3)$$

gdzie:

x_{ij} jest wartością pierwotną j -tej cechy dla i -tego obiektu,

\bar{x}_j jest wartością średniej arytmetycznej j -tej cechy,

S_j jest wartością odchylenia standardowego j -tej cechy.

2. Statystyki przestrzenne

Przez autokorelację przestrzenną rozumie się sytuację, w której określone zjawisko w jednej jednostce przestrzennej wpływa na zmniejszenie lub zwiększenie prawdopodobieństwa występowania tego zjawiska w sąsiednich jednostkach [Kopczewska, 2006]. Miarą autokorelacji przestrzennej są przestrzenne statystyki globalne i lokalne. Do miar globalnych należą statystyki Morana i Geary'ego [Moran, 1950].

Globalna statystyka Morana wyrażona jest wzorem [Kopczewska, 2006]:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

gdzie:

x_i, x_j – wartości zmiennych w jednostce przestrzennej 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,

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

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

S_0 – suma wszystkich elementów macierzy wag,

n – liczba jednostek przestrzennych,

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

Rozkład statystyki Morana jest asymptotycznie normalny [Cliff, Ord, 1973].

Jej istotność statystyczną testuje się za pomocą statystyki I_s danej wzorem:

$$I_s = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \quad (5)$$

gdzie:

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \text{ – wartość oczekiwana statystyki Morana,}$$

$$Var(I) = \frac{n^2 S_1 - n S_2 + 3 S_0^2}{(n^2 - 1) S_0^2} - \frac{1}{(n-1)^2} \text{ – wariancja statystyki Morana,}$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2, \quad S_2 = \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ji} \right)^2,$$

pozostałe oznaczenia jw.

Dodatnie i istotne wartości statystyki I oznaczają podobieństwo badanych jednostek przestrzennych w określonej odległości (autokorelacja dodatnia), natomiast ujemne wartości statystyki I oznaczają zróżnicowanie badanych jednostek (autokorelacja ujemna). Brak autokorelacji oznacza przestrzenną losowość.

Graficzną interpretacją statystyki globalnej Morana jest wykres punktowy, który obrazuje lokalne związki 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.

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. Statystyka lokalna Morana dana jest wzorem [Suchecki, 2010]:

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

gdzie: oznaczenia jw.

Rozkład lokalnej statystyki Morana również jest asymptotycznie normalny [Anselin, 1995]. Jej istotność statystyczną testuje się za pomocą statystyki I_S danej wzorem [Suchecki, 2010]:

$$I_{Si} = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{Var(I_i)}} \quad (7)$$

gdzie:

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

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

lokalnej statystyki Morana,

$$k = \frac{\frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^4}{\left(\frac{1}{n} \sum_i (x_i - \bar{x})^2 \right)^2},$$

pozostałe oznaczenia jw.

Lokalna statystyka Morana w odróżnieniu od globalnej pozwala określić lokalne interakcje pomiędzy jednostkami przestrzennymi. Mierzy, 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 przyjmuje wartości dodatnie, gdy obiekt jest otoczony przez podobne regiony sąsiedzkie o podobnych wartościach badanej zmiennej (autokorelacja dodatnia). Natomiast, jeśli lokalna statystyka Morana przyjmuje wartości ujemne, oznacza to, że obiekt jest otoczony przez regiony o znacząco różnych wartościach badanej zmiennej (autokorelacja ujemna) [Ojrzyńska, Twaróg, 2011].

3. Analiza empiryczna

Przedmiotem badania były wszystkie województwa Polski w latach 2006-2015. W pierwszym etapie badań dokonano uporządkowania województw ze względu na poziom badanego zjawiska, jakim jest rozwój systemu opieki zdrowotnej, szacując syntetyczną miarę Perkala. W tabeli 1 przedstawiono zestaw cech diagnostycznych wziętych pod uwagę w badaniu, uwzględniając podział na stymulanty (S) i destymulanty (D). Dobór poniższych miar wynikał z analizy czynników determinujących zachodzących zmian.

Tabela 1. Zestaw zmiennych diagnostycznych dla oceny stanu rozwoju systemu opieki zdrowotnej

X1	Lekarze posiadający prawo wykonywania zawodu medycznego na 10 tys. ludności	S
X2	Pielęgniarki i położne na 10 tys. ludności	S
X3	Podstawowa opieka zdrowotna – porady na 10 tys. ludności	S
X4	Przychodnie podległe samorządowi terytorialnemu (stan na 31.12)	S
X5	Liczba ludności na łóżko w szpitalach ogólnych	D
X6	Szpitalny oddział ratunkowy – liczba ludności, której udzielono świadczenia zdrowotnego ogółem (%)	S
X7	Apteki ogólnodostępne na 10 tys. ludności	S

Stosując metodę parametryczną Hellwiga [Hellwig], wyeliminowano zmienne silnie skorelowane z innymi cechami, tj. te zmienne, które są nośnikami podobnych informacji. Ze względu na nieznaczne różnice występujące w zbiorach zmiennych centralnych w kolejnych latach, jako zestaw cech diagnostycznych rozpatrywany w latach 2006-2015 pod uwagę wzięto wszystkie zmienne. W celu uporządkowania województw Polski, ze względu na poziom wielowymiarowego zjawiska, zastosowano taksonomiczną miarę Perkala. W tabeli 2 przedstawiono wartości miary Perkala oraz pozycję w rankingu dla wszystkich województw w latach 2006, 2010, 2015. Pogrubieniem zaznaczono województwa, które zajmują najwyższe i najniższe lokaty w rankingu w całym badanym okresie.

Tabela 2. Miara Perkala opisująca stan rozwoju systemu opieki zdrowotnej w Polsce w latach 2006, 2010, 2015

Jednostka terytorialna	2006		2010		2015	
	Miara Perkala	Ranga	Miara Perkala	Ranga	Miara Perkala	Ranga
Dolnośląskie	0,528486	9	0,587335	6	0,569799	8
Kujawsko-pomorskie	0,539873	8	0,554678	9	0,579647	7
Lubelskie	0,646342	4	0,659105	3	0,678407	3
Lubuskie	0,440102	11	0,326847	16	0,306806	16
Łódzkie	0,666704	2	0,71247	2	0,729905	2
Małopolskie	0,648157	3	0,649866	4	0,649732	4
Mazowieckie	0,741926	1	0,814858	1	0,780118	1
Opolskie	0,333986	15	0,372714	14	0,359428	14
Podkarpackie	0,552928	6	0,554381	10	0,580468	6
Podlaskie	0,551564	7	0,55988	7	0,538062	10
Pomorskie	0,416995	13	0,46463	11	0,494722	11
Śląskie	0,59059	5	0,610646	5	0,589206	5
Świętokrzyskie	0,47103	10	0,55926	8	0,550443	9
Warmińsko-mazurskie	0,287238	16	0,336727	15	0,334878	15
Wielkopolskie	0,424279	12	0,446519	12	0,451514	12
Zachodniopomorskie	0,358483	14	0,428485	13	0,433762	13

Na podstawie wyników przedstawionych w tab. 2 można stwierdzić, że najbardziej zaawansowany proces rozwoju systemu opieki zdrowotnej (1 lokata w rankingu) występuje w województwie mazowieckim, a następnie w łódzkim. Najmniej korzystną sytuację można odnotować w województwach lubuskim, opolskim i warmińsko-mazurskim, które w badanym okresie zajmowały końcowe miejsca w rankingu.

W tabeli 3 przedstawiono podstawowe charakterystyki opisowe oszacowanych miar Perkala dla województw Polski w latach 2006-2015. Na podstawie danych zawartych w tab. 3 można ocenić, że miary tendencji centralnej w roku 2015 są wyższe niż w 2006 r., co świadczy o tym, że stan rozwoju systemu opieki zdrowotnej w województwach Polski znacznie się poprawił.

W kolejnym etapie badań dokonano uporządkowania województw ze względu na poziom rozwoju badanego zjawiska, jakim jest proces starzenia się społeczeństwa. W tabeli 4 przedstawiono zestaw cech diagnostycznych wziętych pod uwagę w tej części badania, uwzględniając podział na stymulanty (S) i destymulanty (D).

Tabela 3. Charakterystyki opisowe miary Perkala opisującej stan rozwoju systemu opieki zdrowotnej w Polsce w latach 2006-2015

Rok	Średnia	Mediana	Min	Max	Rozstęp	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności
2006	0,5124	0,5342	0,2872	0,7419	0,4547	0,1258	0,2455
2007	0,5185	0,5395	0,2676	0,7702	0,5026	0,1288	0,2483
2008	0,5242	0,5408	0,2978	0,7517	0,4539	0,1273	0,2428
2009	0,5322	0,5549	0,2853	0,7788	0,4936	0,1318	0,2476
2010	0,5399	0,5570	0,3268	0,8149	0,4880	0,1327	0,2457
2011	0,5355	0,5533	0,3118	0,7959	0,4840	0,1363	0,2545
2012	0,5441	0,5630	0,3283	0,7491	0,4209	0,1284	0,2360
2013	0,5468	0,5706	0,3370	0,7554	0,4183	0,1253	0,2291
2014	0,5455	0,5632	0,3319	0,7746	0,4427	0,1291	0,2366
2015	0,5392	0,5601	0,3068	0,7801	0,4733	0,1327	0,2461

Tabela 4. Zestaw zmiennych diagnostycznych dla oceny procesu starzenia się społeczeństwa polskiego

X1'	Przeciętne dalsze trwanie życia mężczyźni w wieku 0 (lata)	S
X2'	Przeciętne dalsze trwanie życia kobiety w wieku 0 (lata)	S
X3'	Wskaźnik obciążenia demograficznego – ludność w wieku nieprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym (os.)	D
X4'	Wskaźnik obciążenia demograficznego – ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku przedprodukcyjnym (os.)	D
X5'	Wskaźnik obciążenia demograficznego – ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym (os.)	D
X6'	Ruch naturalny – Urodzenia żywe na 1000 ludności	S
X7'	Współczynnik dzietności	S
X8'	Współczynnik reprodukcji brutto	S

Stosując metodę parametryczną Hellwiga, ponownie wyeliminowano zmienne silnie skorelowane z innymi cechami. Ze względu na nieznaczne różnice występujące w zbiorach zmiennych centralnych w kolejnych latach, jako zestaw cech diagnostycznych rozpatrywany w latach 2006-2015 wybrano następujące zmienne centralne: X3, X6, X9, X10, X11, X15, X32. W tabeli 5 przedstawiono wartości miary Perkala oraz pozycję w rankingu dla wszystkich województw w latach 2006, 2010, 2015. Pogrubieniem zaznaczono województwa, które zajmują najwyższe i najniższe lokaty w rankingu w całym badanym okresie.

Tabela 5. Miara Perkala opisująca stan rozwoju procesu starzenia się społeczeństwa polskiego w latach 2006, 2010, 2015

Jednostka terytorialna	2006		2010		2015	
	Miara Perkala	Ranga	Miara Perkala	Ranga	Miara Perkala	Ranga
Dolnośląskie	0,0318	7	-0,0609	10	0,2610	5
Kujawsko-pomorskie	-0,0782	8	0,1318	6	0,1517	6
Lubelskie	0,5193	3	0,5636	3	0,5072	4
Lubuskie	-0,2918	11	-0,2556	11	-0,2136	11
Łódzkie	1,3033	1	1,3343	1	1,4739	1
Małopolskie	-0,5067	15	-0,6722	15	-0,8559	16
Mazowieckie	-0,1497	9	-0,0566	9	0,1138	7
Opolskie	0,1073	6	0,2848	4	-0,1990	10
Podkarpackie	-0,4333	13	-0,5163	13	-0,7818	15
Podlaskie	0,4429	4	0,1926	5	-0,1517	9
Pomorskie	-0,7419	16	-0,7933	16	-0,7142	14
Śląskie	0,1353	5	0,1281	7	0,5871	3
Świętokrzyskie	0,6709	2	0,7465	2	0,6764	2
Warmińsko-mazurskie	-0,3490	12	-0,4185	12	-0,5675	13
Wielkopolskie	-0,4528	14	-0,5770	14	-0,2996	12
Zachodniopomorskie	-0,2075	10	-0,0313	8	0,0123	8

Na podstawie wyników przedstawionych w tab. 5 można stwierdzić, że najbardziej zaawansowany proces starzenia się społeczeństwa (1 lokata w rankingu) występuje w województwie łódzkim. Najkorzystniejszą sytuację można odnotować w województwach pomorskim i małopolskim, które w badanym okresie zajmowały głównie 15. i 16. lokatę w rankingu.

Porównując dane zawarte w tab. 2 i 5, można zaobserwować, że w badanym okresie 2006-2015 województwa łódzkie, kujawsko-pomorskie, dolnośląskie, lubelskie i podlaskie charakteryzują się niewielkimi różnicami pozycji w rankingach ze względu na procesy zaawansowania rozwoju systemu opieki zdrowotnej oraz starzenia się społeczeństwa. Natomiast największe zróżnicowanie pomiędzy badanymi cechami występuje w województwach małopolskim, mazowieckim i podkarpackim, gdzie proces starzenia się społeczeństwa jest bardziej zaawansowany niż rozwój opieki zdrowotnej (wyższe pozycje w rankingu opisującym proces starzenia się społeczeństwa) oraz opolskim i świętokrzyskim, gdzie poziom rozwoju opieki zdrowotnej jest bardziej zaawansowany niż proces starzenia się społeczeństwa (wyższe pozycje w rankingu opisującym proces rozwoju opieki zdrowotnej).

W celu zbadania korelacji pomiędzy stanem zaawansowania procesu starzenia się społeczeństwa a stanem systemu opieki zdrowotnej w Polsce w latach 2006-2015 oszacowano współczynnik korelacji rang Spearmana. Wyniki podano w tab. 6.

Tabela 6. Współczynnik korelacji rang Spearmana.

Rok	2006	2007	2008	2009	2010
Współczynnik korelacji rang Spearmanna	0,4882	0,4765	0,4471	0,5794	0,5000
Rok	2011	2012	2013	2014	2015
Współczynnik korelacji rang Spearmanna	0,4412	0,4029	0,3382	0,3324	0,3412

Wartości współczynników korelacji rang Spearmana wskazują na umiarkowaną zgodność pomiędzy badanymi zjawiskami w wybranych latach.

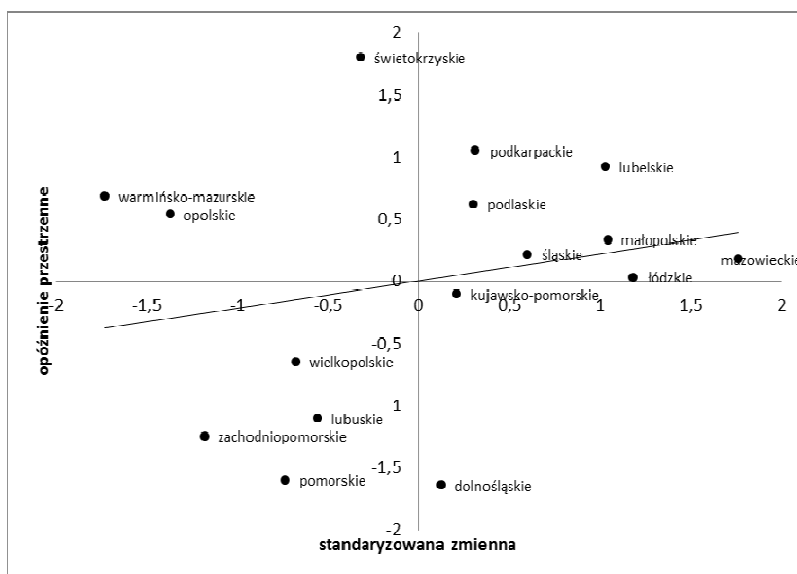
W kolejnym etapie badań zbadano autokorelację przestrzenną procesu rozwoju systemu opieki zdrowotnej w Polsce w latach 2006-2015. Wartości obliczonych statystyk globalnej i lokalnej Morana przedstawiono odpowiednio w tab. 7 i 8.

Tabela 7. Wartości statystyki globalnej Morana w latach 2006, 2010 i 2015

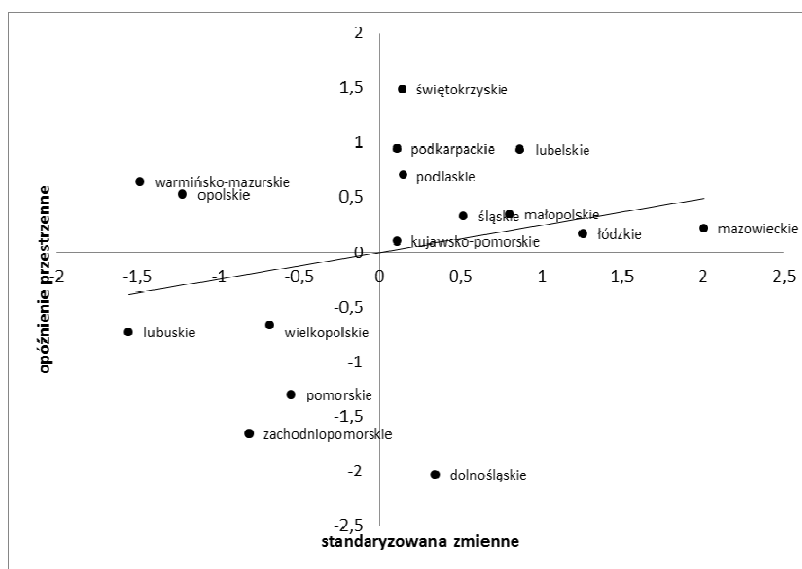
Rok	<i>I</i>	<i>I_s</i>	<i>p-value</i>
2006	0,0961	1,1597	0,1231
2010	0,1478	1,5284	0,0632
2015	0,1340	1,4301	0,0763

Analizując dane zawarte w tab. 6, można stwierdzić, że wartości statystyki globalnej Morana są statystycznie istotne.

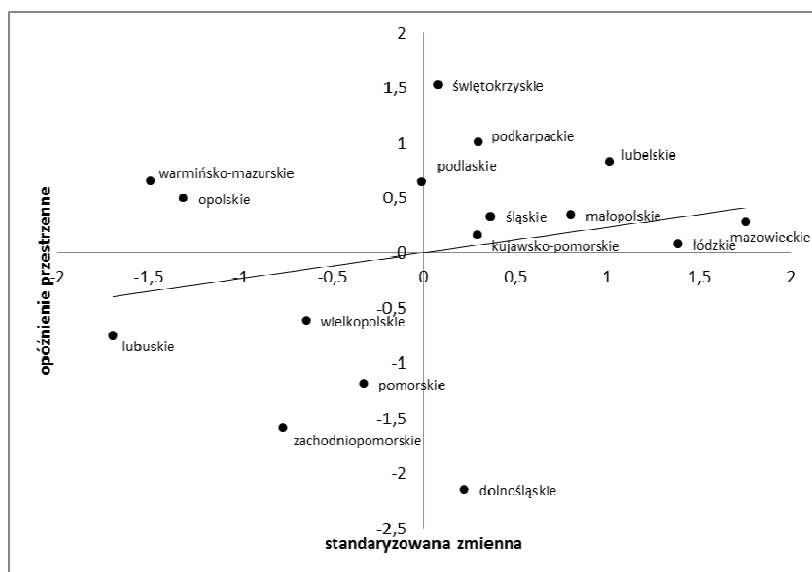
Na rysunkach 2-4 przedstawiono wykresy punktowe wartości statystyki globalnej Morana w latach 2006, 2010 i 2015. Położenie większości punktów w I i III ćwiartce świadczy o występowaniu dodatniej autokorelacji przestrzennej. W każdym z przedstawionych okresów najbardziej korzystną sytuację ze względu na proces starzenia się społeczeństwa mają województwa: mazowieckie, śląskie, podkarpackie, lubelskie, podlaskie, małopolskie, łódzkie, tworzące klastry wysokich wartości. Do województw o niskich wartościach, zgrupowanych wśród podobnych im obszarów w każdym z rozpatrywanych okresów, należą wielkopolskie, lubuskie, zachodniopomorskie i pomorskie.



Rys. 2. Wykres statystyki globalnej Morana dla roku 2006



Rys. 3. Wykres statystyki globalnej Morana dla roku 2010



Rys. 4. Wykres statystyki globalnej Morana dla roku 2015

Kolejnym etapem badania było oszacowanie wartości lokalnych statystyki Morana w celu rozpoznania struktury przestrzennej. Obliczone wartości statystyki I_i podano w tab. 8.

Tabela 8. Statystyka lokalna Morana

Jednostka terytorialna	2002			2008			2014		
	I	I(s)	p-value	I	I(s)	p-value	I	I(s)	p-value
Łódzkie	0,0442	-0,0667	0,1094	0,1949	-0,0667	0,1094	0,1359	-0,0667	0,1094
Mazowieckie	0,2133	-0,0667	0,1094	0,3717	-0,0667	0,1094	0,4019	-0,0667	0,1094
Małopolskie	0,2210	-0,0667	0,2982	0,2178	-0,0667	0,2980	0,2146	-0,0667	0,2981
Śląskie	0,0867	-0,0667	0,2038	0,1354	-0,0667	0,2037	0,0943	-0,0667	0,2037
Lubelskie	0,5666	-0,0667	0,2038	0,5568	-0,0667	0,2037	0,5779	-0,0667	0,2037
Podkarpackie	0,1948	-0,0667	0,2982	0,0682	-0,0667	0,2980	0,2040	-0,0667	0,2981
Podlaskie	0,1140	-0,0667	0,2982	0,0723	-0,0667	0,2980	-0,0037	-0,0667	0,2981
Świętokrzyskie	-0,3366	-0,0667	0,1094	0,1397	-0,0667	0,1094	0,0824	-0,0667	0,1094
Lubuskie	0,3443	-0,0667	0,2982	0,6351	-0,0667	0,2980	0,7146	-0,0667	0,2981
Wielkopolskie	0,2405	-0,0667	0,0825	0,2518	-0,0667	0,0824	0,2135	-0,0667	0,0824
Zachodnio-pomorskie	0,8297	-0,0667	0,2982	0,8056	-0,0667	0,2980	0,7273	-0,0667	0,2981
Dolnośląskie	-0,1147	-0,0667	0,2982	-0,4256	-0,0667	0,2980	-0,2897	-0,0667	0,2981
Opolskie	-0,4521	-0,0667	0,2038	-0,4688	-0,0667	0,2037	-0,4688	-0,0667	0,2037
Kujawsko-pomorskie	-0,0087	-0,0667	0,1472	0,0127	-0,0667	0,1471	0,0438	-0,0667	0,1471
Pomorskie	0,6630	-0,0667	0,2038	0,4204	-0,0667	0,2037	0,2253	-0,0667	0,2037
Warmińsko-mazurskie	-0,7139	-0,0667	0,2038	-0,6767	-0,0667	0,2037	-0,6840	-0,0667	0,2037

Z danych zawartych w tab. 8 wynika, że wartości statystyki lokalnej Morana są statystycznie nieistotne.

Podsumowanie

W opracowaniu przeprowadzono analizę taksonomiczną stanu rozwoju systemu opieki medycznej oraz sytuacji demograficznej województw Polski, a także zbadano korelację przestrzenną procesu zawansowania rozwoju systemu opieki zdrowotnej. Na podstawie przeprowadzonych badań można stwierdzić, że w latach 2006-2015 prawie wszystkie analizowane województwa charakteryzowały się zmianami poziomu rozwoju systemu opieki medycznej. Dokonując klasyfikacji województw ze względu na oszacowane miary Perkala, pokazano, że istnieje umiarkowana korelacja pomiędzy poziomem rozwoju systemu opieki medycznej a poziomem zaawansowania procesu starzenia się społeczeństwa w województwach Polski.

Przeprowadzone analizy korelacji przestrzennej sytuacji demograficznej w województwach Polski na podstawie globalnej i lokalnej statystyki Morana, okazały się statystycznie nieistotne.

Literatura

- Anselin L. (1995), *Local Indicators of Spatial Association – LISA*, "Geographical Analysis", No. 27(2), s. 93-115.
- Cliff A.D., Ord J.K. (1973), *Spatial Autocorrelation*, Pion, London.
- Hellwig Z. (1981), *Wielowymiarowa analiza porównawcza i jej zastosowanie w badaniach wielocechowych obiektów gospodarczych* [w:] W. Welfe (red.), *Metody i modele matematyczno-ekonomiczne w doskonaleniu zarządzania gospodarką socjalistyczną*, PWE, Warszawa, s. 46-68.
- Kopczewska K. (2006), *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R CRAN*, CeDeWu.pl, Warszawa.
- Miśkiewicz-Nawrocka M. (2015), *Analiza porównawcza czynników wpływających na zmiany demograficzne w Polsce* [w:] J. Mika, M. Miśkiewicz-Nawrocka (red.), *Metody i modele analiz ilościowych w ekonomii i zarządzaniu*, cz. 7, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice, s. 34-58.
- Moran P.A.P. (1950), *Notes on Continuous Stochastic Phenomena*, "Biometrika", Vol. 37(1), s. 17-23.
- Ojrzyńska A., Twaróg S. (2011) *Badanie autokorelacji przestrzennej krwiodawstwa w Polsce* [w:] J. Suchecka (red.), *Ekonometria przestrzenna i regionalne analizy ekonomiczne*, „Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomia”, nr 253, s. 129-141.
- Suhecki B., red. (2010), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.

**ANALYSIS OF THE DEVELOPMENT OF HEALTH CARE SYSTEM
IN POLAND IN THE YEARS 2006-2015**

Summary: The demographic changes occurring in Poland since the 80s of the twentieth century clearly show the aging of the population, which the processes of fertility, mortality and migration have a huge impact. This phenomenon is a serious problem of demographic and socio-economic because it leads to many adverse consequences, i.e. policy changes the functioning of social security, health and education. In the study will carry out spatial analysis of the demographic potential and the level of unemployment in Poland, and will research the impact of the level of unemployment on the process of aging society in Poland in the years 2005-2014.

Keywords: demographic potential, aging of the population, health care system, Perkal synthetic indicator, spatial autocorrelation.