



Studia i Materiały. Miscellanea Oeconomicae
Rok 21, Nr 3/2017, tom I
Wydział Prawa, Administracji i Zarządzania
Uniwersytetu Jana Kochanowskiego w Kielcach

**Pomiar jakości życia w układach regionalnych i krajowych.
Dylematy i wyzwania**

Anna Kołodziejczak, Urszula Kaczmarek¹

ANALIZA ZRÓŻNICOWANIA REGIONALNEGO DOSTĘPNOŚCI DO USŁUG MEDYCZNYCH W POLSCE W LATACH 2006-2015

Streszczenie: Celem artykułu jest określenie zróżnicowania regionalnego dostępności do usług medycznych w Polsce w latach 2006-2015. Jako zmienną do badań przyjęto wskaźnik dostępności mierzony liczbą personelu medycznego przypadającego na 10 tys. mieszkańców w układzie powiatów. W badaniach zastosowano metodę autokorelacji przestrzennej, która pozwala wyodrębnić obszary (klastry) powiatów o podobnych wartościach badanego zjawiska oraz ukazuje wpływ sąsiedztwa i zależności przestrzennych występujących pomiędzy sąsiadującymi powiatami.

Słowa kluczowe: wskaźnik dostępności do usług medycznych, autokorelacja przestrzenna, powiaty, Polska

Wprowadzenie

Jakość życia stanowi podstawową kategorię rozwoju społeczno-gospodarczego. Strategiczne cele rozwojowe dotyczą właśnie zapewnienia wysokiej jakości życia mieszkańcom określonych regionów. Z uwagi na wieloaspektowość tego pojęcia, które ma wymiar ekonomiczny, społeczny, psychologiczny, środowiskowy, w badaniach jakości życia wykorzystywane są obiektywne wskaźniki ilościowe i jakościowe, rzeczowe i wartościowe (poziom i jakość życia) oraz subiektywne (tzw. poczucie jakości życia). Najczęściej jakość życia odnosi się ogólnie do stopnia zaspokojenia potrzeb ludności.

Wśród wielu kategorii potrzeb, bardzo wysoko usytuowanych w hierarchii wartości człowieka, szczególną rolę pełni zdrowie. WHO definiuje zdrowie jako stan

¹ Prof. UAM dr hab. Anna Kołodziejczak, dr Urszula Kaczmarek, Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu.

pełnego fizycznego, umysłowego i społecznego dobrostanu. Według Lalonde'a² występują cztery czynniki wpływające na stan zdrowia człowieka. Są to: biologia, środowisko, styl życia oraz opieka zdrowotna. Zatem zaspokajanie potrzeb zdrowotnych (usługi zdrowotne) nie ogranicza się tylko do opieki zdrowotnej i związanej z nią bezpośrednio infrastruktury i kadry medycznej, ale obejmuje również takie działalności jak: usługi społeczne, ochrona środowiska, kształtowanie prozdrowotnego stylu i warunków życia.

Prawo do ochrony zdrowia traktowane jest jako jedno z praw obywatelskich. Pakty Praw Człowieka, ustalając katalog tych praw, wymieniają prawo do ochrony zdrowia fizycznego i psychicznego³. Także w polskiej konstytucji w art. 68 ust. 2, zapisano prawo każdego obywatela do ochrony zdrowia. „Obywatelom, niezależnie od ich sytuacji materialnej, władze publiczne zapewniają równy dostęp do świadczeń opieki zdrowotnej finansowanych ze środków publicznych”⁴. Co ważne nie jakość, kompleksowość czy ciągłość udzielania świadczeń, a właśnie równy dostęp do systemu ochrony zdrowia został zawarty jako prawo konstytucyjne każdego Polaka. W 2017 r. rozpoczęła się kolejna reforma systemu ochrony zdrowia, w wyniku, której dotychczasowe powszechne ubezpieczenia zdrowotne (finansowanie ubezpieczeniowe) zastąpione będą, finansowaną z budżetu państwa, zasadą powszechnego zabezpieczenia prawa do świadczeń dla wszystkich potrzebujących rezydentów (obywateli RP stale zamieszkałych w Polsce i innych mających legalne prawo pobytu w Polsce), co uznawane jest właśnie jako realizacja konstytucyjnego prawa równego dostępu do świadczeń zdrowotnych. Jednak zasada równej dostępności indywidualnej do usług zdrowotnych nie jest zapewniona w odniesieniu do dostępności regionalnej, gdzie w poszczególnych regionach kraju obserwuje się silne zróżnicowanie wskaźników dostępności do infrastruktury zdrowia i kadry medycznej.

Celem niniejszego artykułu jest określenie zróżnicowania regionalnego dostępności do usług medycznych w Polsce w latach 2006-2015, stanowiącej jeden ze wskaźników jakości życia mieszkańców. Jak pokazują statystyki GUS, o ile polityka zdrowotna i system służby zdrowia mają wymiar ogólnokrajowy, to już stan zdrowia i dostępność do świadczeń medycznych ma charakter regionalny. Jako zmienną do badań przyjęto wskaźnik dostępności mierzony liczbą personelu medycznego przypadającego na 10 tys. mieszkańców w układzie powiatów. Do personelu medycznego zaliczono lekarzy, dentystów i pielęgniarki, którzy pracowali w zakładach opieki zdrowotnej, mieli swoje praktyki (dane na podstawie sprawozdań MZ-88). Dane nie obejmują jednostek, których właścicielami są MON, MSWiA oraz osób pracujących na uczelniach wyższych. Zakres badań obejmował lata 2006-2015. Obliczenia dokonano w programie *GeoDa*.

² M. Lalonde, *A New Perspective on the Canadians*. Working Document, Minister of National Health and Welfare, Ontario 1974.

³ G. Magnuszewska-Otulak, *Wybrane problemy polityki zdrowotnej w Polsce*, „Problemy Polityki Społecznej PAN” 2013, nr 21, s. 85-107.

⁴ Konstytucja Rzeczypospolitej Polski z dnia 2 kwietnia 1997 r., <http://www.sejm.gov.pl/prawo/konst/polski/kon1.htm>, (18.04.2017).

1. Metody badań

Autokorelacja przestrzenna jest to korelacja pomiędzy wartościami tej samej zmiennej w różnych punktach przestrzeni. Podobnym wariantem korelacji jest autokorelacja w czasie, gdzie wartość obserwacji zmiennej zależy od obserwacji wcześniejszych⁵. Autokorelacja w czasie ma charakter jednokierunkowy, podczas gdy autokorelacja przestrzenna jest wielokierunkowa. Szczegółowy przegląd zagadnień związanych z modelowaniem autokorelacji przestrzennej jak i źródłami tego pojęcia znajduje się w pracach Anselina⁶ i Getisa⁷. Autokorelacja przestrzenna na ogół jest definiowana jako wpływ procesu lub zjawiska w jednym punkcie/punktach przestrzeni na przebieg tego procesu lub zjawiska w innym punkcie przestrzeni. Zgodnie z Pierwszym Prawem Geografii sformułowanym przez Toblera⁸, takie oddziaływanie maleje wraz z odległością pomiędzy punktami. Konsekwencją zależności przestrzennej jest korelacja pomiędzy wartościami obserwacji jednej zmiennej w różnych punktach przestrzeni. Według Bivanda⁹ autokorelacja ma miejsce wówczas, gdy występowanie jednego zjawiska w jednej jednostce przestrzennej powoduje zwiększenie albo zmniejszenie prawdopodobieństwa wystąpienia danego zjawiska w jednostkach sąsiednich. Autokorelacja przestrzenna określa stopień związku wartości zmiennej dla danej jednostki przestrzennej z wartością tej samej zmiennej w innej jednostce (lokalizacji).

Najbardziej znanymi miernikami autokorelacji przestrzennej są: współczynnik autokorelacji I Morana, oraz współczynnik C Geary'ego. W niniejszej pracy wykorzystano współczynnik Morana, dlatego zostanie on teraz pokrótce przedstawiony. Współczynnik ten jest zdefiniowany następująco¹⁰:

$$I = \frac{n}{s_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2},$$

gdzie: n oznacza liczbę jednostek przestrzennych, c_{ij} oznacza elementy macierzy bezpośredniego sąsiedztwa C , s_0 oznacza sumę elementów macierzy C , x_i oznacza jednostki obserwacji.

Wartości współczynnika Morana mają określoną interpretację, pozwalając określić stopień autokorelacji przestrzennej. Jeżeli wartość współczynnika I Morana jest

⁵ D. A. Griffith, *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*, Springer, Berlin-Heidelberg, 2003.

⁶ L. Anselin, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht, 1988.

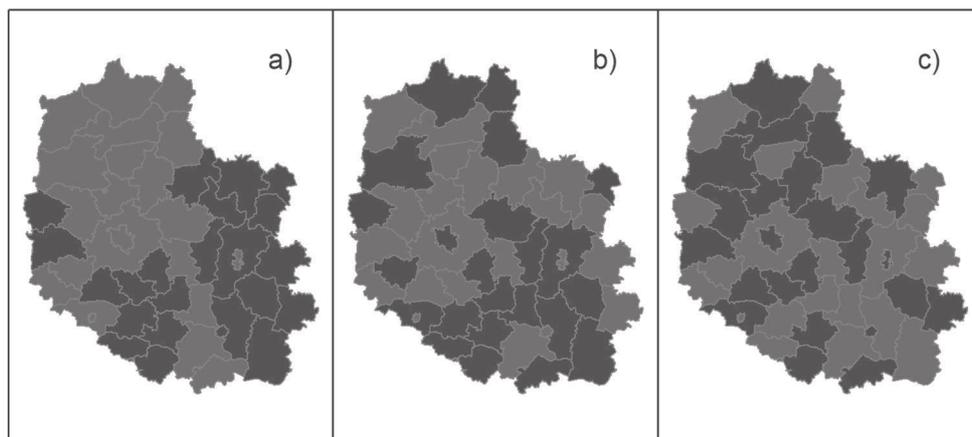
⁷ A. Getis, *Reflections on spatial autocorrelation*, „Regional Science and Urban Economics” 2007, vol. 37, p. 491-496.

⁸ W. Tobler, *A computer movie simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography” 1970, vol. 46, issue 2, p. 234-240.

⁹ R. Bivand, *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii*, [w:] *Analiza regresji w geografii*, Z. Chojnicki (red.), PWN, Poznań, 1980, s. 23-38.

¹⁰ P.A.P. Moran, *Notes on continuous stochastic phenomena*, „Biometrika” 1950, nr 37, s. 17-23.

większa od $-\frac{1}{n-1}$, to mówimy o dodatniej autokorelacji przestrzennej, w przeciwnym wypadku o ujemnej autokorelacji przestrzennej. Dla wartości zbliżonych do $-\frac{1}{n-1}$ przyjmuje się, że rozkład wartości zmiennej x w przestrzeni jest losowy.



Rycina 1. Autokorelacja przestrzenna: a) dodatnia $I=0,33$, b) randomizacja $I=0$, c) ujemna $I=-0,30$.

Źródło: T. Kossowski. *Metody i modele ekonometrii przestrzennej*, [w:] *GIS – platforma integracyjna geografii*, Z. Zwoliński (red.), Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań, 2009, s.145-165

Testowanie istotności współczynnika autokorelacji przestrzennej I Morana odbywa się za pomocą testu $Z(I)$:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}}$$

w którym $E(I) = -\frac{1}{n-1}$. Statystyka $Z(I)$ ma rozkład asymptotycznie normalny.

Zbieżność rozkładu powyższej statystyki do rozkładu normalnego jest dość povolna. W praktyce najczęściej nie korzysta się z dokładnego rozkładu statystyki, lecz wykorzystuje się test permutacyjny. Wyliczone dla każdej permutacji współczynniki autokorelacji przestrzennej są wykorzystywane do wygenerowania rozkładu empirycznego statystyki $Z(I)$ ¹¹. Zastosowanie miary autokorelacji przestrzennej I Morana pozwala na wykrycie zależności przestrzennej w badanym obszarze. Współczynnik ten ma charakter globalny, który syntetycznie charakteryzuje

¹¹ *Ibidem*.

autokorelację przestrzenną. Miary te jednak nie są wrażliwe na występowanie lokalnych zaburzeń wzorca autokorelacji przestrzennej i nie zawierają w sobie informacji o stopniu niestabilności wzorca autokorelacji przestrzennej w badanych jednostkach. W tym celu wykorzystuje się statystyki lokalne, których wartości są wyliczane dla każdej jednostki przestrzennej. Dzięki temu możliwe jest określenie, czy region jest otoczony przez sąsiadów o wysokich bądź niskich wartościach badanej zmiennej. Najczęściej takie badania prowadzi się w oparciu o Local Indicators of Spatial Association (LISA), które zostały zaproponowane przez Anselina¹². Jednym z nich jest lokalna statystyka Morana I_i , która pozwala identyfikować efekty aglomeracyjne oraz pokazuje klastry wysokich i niskich wartości¹³. Można dzięki temu wyodrębnić tzw. *Hot Spots*, czyli obszary wysokich wartości badanej zmiennej, otoczonych przez obszary o podobnych wartościach tej zmiennej, bądź analogicznie postąpić dla koncentracji niskich wartości.

Statystyka lokalna Morana jest wyliczana wg formuły:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j,$$

gdzie: z_i, z_j są odchyleniami od średniej. Statystyka lokalna Morana ma rozkład w przybliżeniu normalny, ale często występują problemy z ustaleniem dokładnego rozkładu. Jednostki o istotnych statystycznie wartościach I_i pozwalają na ustalenie klastrów o niskich (LL) lub wysokich (HH) wartościach badanej zmiennej, tj. przypisania do Hot albo Cold Spotów¹⁴. Można wyznaczyć również dwa typy obserwacji odstających: Low-High (LH) i High-Low (HL). Końcowym wynikiem analizy LISA jest wykreślenie map klastrów i obserwacji odstających, co zostało zrealizowane w tej pracy.

2. Wyniki badań

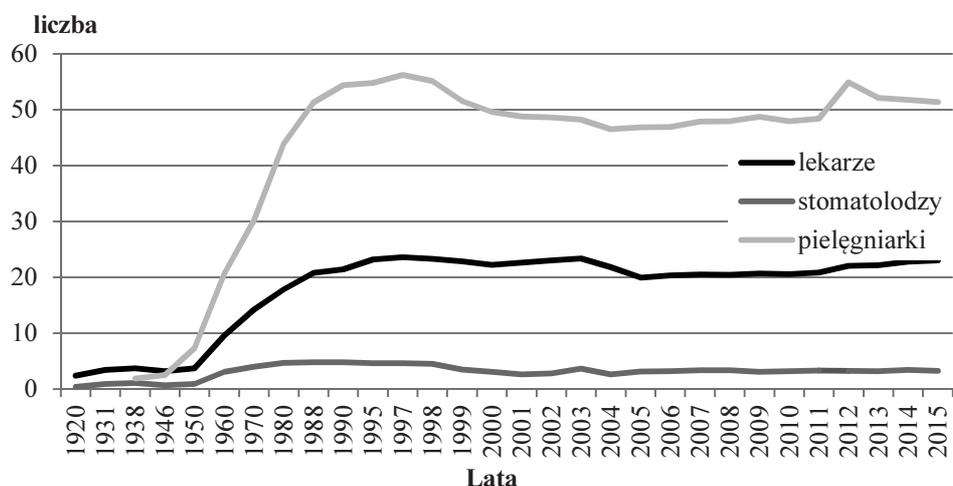
Na dostępność usług zdrowotnych, zarówno z zakresu podstawowej, jak i specjalistycznej opieki medycznej wpływa przede wszystkim liczba zasobów ludzkich i rzeczowych (kadra medyczna i infrastruktura). Brak tych zasobów może stanowić przyczynę niezaspokojenia potrzeb zdrowotnych mieszkańców regionu. Szczególnym problemem w sprawnym funkcjonowaniu systemu ochrony zdrowia jest terytorialne zróżnicowanie w rozmieszczeniu placówek, infrastruktury i kadry medycznej.

Zasoby kadry medycznej w Polsce zwiększały się sukcesywnie w latach powojennych do 1990 r. (wyk. 1). W następnych latach utrzymywały się na stałym poziomie z wyraźnym spadkiem po 2004 r., co wiązało się z migracjami zarobkowymi personelu medycznego do UE po otwarciu jej rynków pracy dla Polski.

¹² L. Anselin, *Local Indicators of Spatial Association-LISA*, „Geographical Analysis” 1995, vol. 27, p. 93-115.

¹³ T. Kossowski. *Metody i modele ekonometrii...*, s. 145-165.

¹⁴ *Ibidem*.



Wykres 1. Zasoby kadry medycznej na 10 tys. osób w Polsce w latach 1920-2015
Źródło: Dane GUS.

Tabela 1. Wskaźniki dostępności do usług medycznych w Polsce w latach 2006 i 2015

Wyszczególnienie	Wskaźniki dostępności do							
	lekarzy		dentystów		pielęgniarek		personelu medycznego	
	2006	2015	2006	2015	2006	2015	2006	2015
dolnośląskie	19,8	22,5	3,2	3,1	52,5	58,2	75,5	83,7
kujawsko-pomorskie	18,4	23,1	2,9	3,5	47,2	57,2	68,5	83,8
lubelskie	20,6	24,9	3,4	4,1	55,2	67,1	79,2	96,0
lubuskie	17,2	20,0	4,1	5,4	49,3	55,5	70,6	80,9
łódzkie	23,8	26,8	4,2	3,5	50,6	58,4	78,6	88,7
małopolskie	22,1	22,7	3,8	4,0	50,0	63,6	76,0	90,4
mazowieckie	22,8	27,1	2,7	2,6	51,3	65,5	76,8	95,2
opolskie	16,2	19,5	3,1	2,9	44,2	64,9	63,5	87,3
podkarpackie	18,4	21,0	4,3	4,7	51,3	68,7	74,0	94,5
podlaskie	22,3	25,3	3,8	4,1	52,6	62,4	78,6	91,9
pomorskie	19,5	22,3	2,7	3,4	46,4	50,4	68,7	76,1
śląskie	22,0	24,2	3,1	3,2	57,9	69,6	82,9	97,1
świętokrzyskie	20,3	23,2	2,7	3,7	52,0	68,1	75,0	95,0
warmińsko-mazurskie	16,2	20,7	2,4	3,0	45,8	54,0	64,5	77,7
wielkopolskie	16,5	15,1	1,9	0,9	46,3	45,9	64,7	61,8
zachodniopomorskie	19,7	24,1	4,4	3,9	44,4	52,5	68,6	80,4
Polska	20,3	23,0	3,2	3,3	50,6	60,7	74,1	86,9

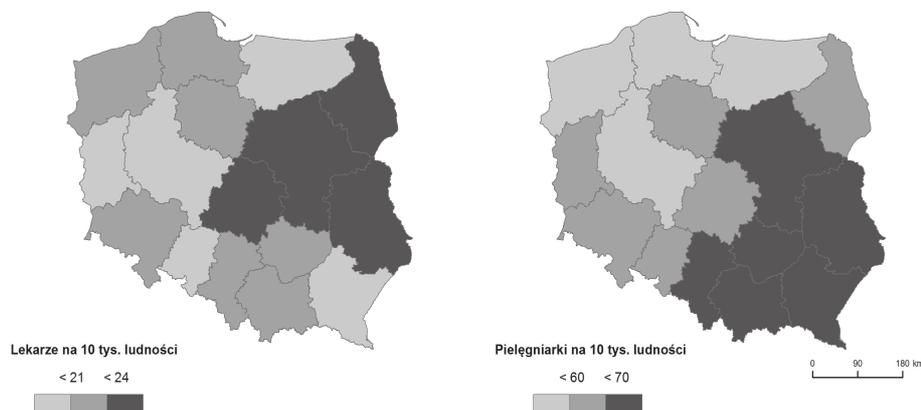
Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Dostępność do usług medycznych mierzona liczbą personelu medycznego tj. lekarzy, dentystów i pielęgniarek na 10 tys. osób w ostatniej dekadzie wzrosła. W 2006 r. wskaźnik ten wynosił 74,1, a w 2015 r. jego wartość stanowiła 86,9 (tab. 1). Największy wzrost odnotowano w grupie pielęgniarek, natomiast najmniejszy dotyczył kadry

dentystycznej. Co charakterystyczne poziom tego wzrostu nie jest równomierny w poszczególnych regionach. Dla przykładu w Wielkopolsce wskaźniki dostępności do kadry medycznej w ostatnich 10 latach zmniejszyły się.

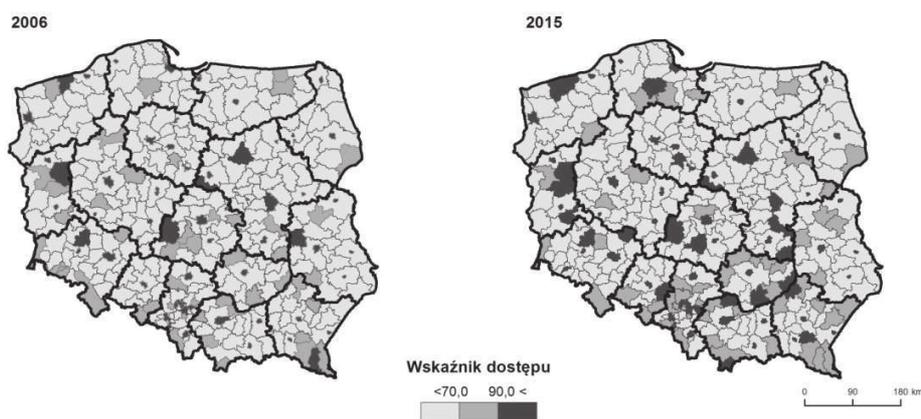
Liczba lekarzy i pielęgniarek w odniesieniu do liczby ludności w Polsce jest dużo niższa niż przeciętnie w krajach UE. W 2015 r. na 10 tys. mieszkańców przypadało zaledwie 23 lekarzy, 3,2 stomatologów i 60,7 pielęgniarek, co stanowiło np. jedynie połowę średniej w krajach OECD. W Polsce występuje deficyt personelu medycznego, zwłaszcza lekarzy i pielęgniarek. Ze względu na wzrost potrzeb zdrowotnych związanych ze starzeniem się społeczeństwa oraz emigracją personelu medycznego deficyt ten stale się pogłębia.

Cechą charakterystyczną jest dodatkowo dość silne zróżnicowanie przestrzenne tych wskaźników w Polsce, co oznacza nierównomierną dostępność do usług zdrowia (ryc. 2). Największą dostępnością charakteryzują się województwa wschodniej i środkowej części kraju.



Rycina 2. Zróżnicowanie regionalne kadry medycznej w Polsce w 2015 r.

Źródło: Opracowano na podstawie danych GUS.

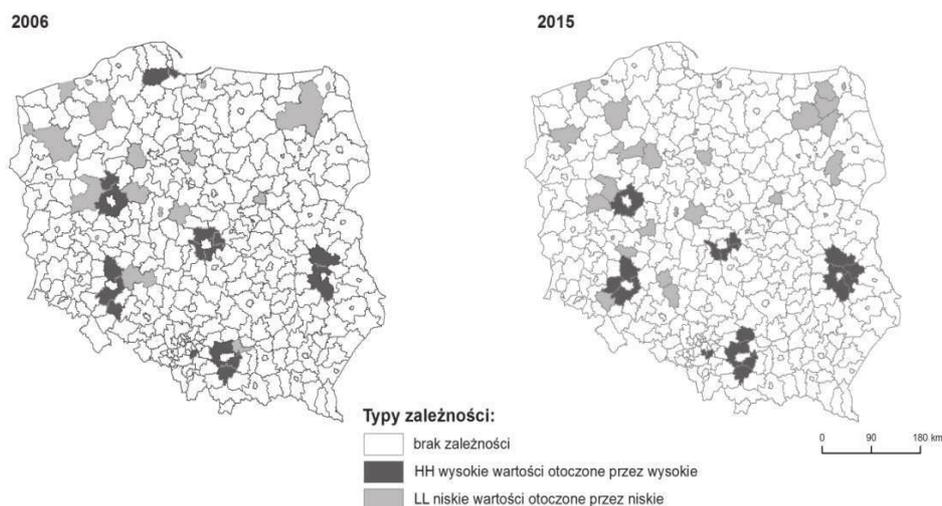


Rycina 3. Dostępność do usług medycznych w Polsce w latach 2006 i 2015

Źródło: Opracowano na podstawie danych GUS.

Zróznicowanie przestrzenne dostępności do usług medycznych jest wyraźne również w skali powiatów (ryc. 3). Najlepsza dostępność do usług medycznych występowała w powiatach grodzkich i powiatach położonych w środkowo-południowej części Polski.

Uzupełnieniem prowadzonej analizy jest zastosowanie metody autokorelacji przestrzennej w określeniu stopnia dostępności do usług zdrowotnych. Metoda autokorelacji przestrzennej pozwala wyodrębnić obszary (klastry) powiatów o podobnych wartościach badanego zjawiska oraz ukazuje wpływ sąsiedztwa i występujące zależności przestrzenne pomiędzy sąsiadującymi powiatami. W obliczeniach autokorelacji przestrzennej wykorzystano macierz wag przestrzennych powstałą w wyniku wierszowej standaryzacji macierzy sąsiedztwa. Jako kryterium sąsiedztwa przyjęto zasadę czterech najbliższych sąsiadów. Wybór takiego kryterium jest uzasadniony faktem, że powiaty w Polsce posiadają przeciętnie około czterech sąsiadów. Tak zdefiniowana macierz sąsiedztwa, a w konsekwencji macierz wag przestrzennych są niesymetryczne. Współczynniki autokorelacji przestrzennej liczby dostępnego personelu medycznego były istotne statystycznie (na poziomie 0,05) i w badanych latach ich wartość zmalała. Dla 2006 r. autokorelacja przestrzenna wynosiła - 0,105764, natomiast dla 2015 r. osiągnęła poziom - 0,0564804. Wyniki te pokazują wzrost autokorelacji przestrzennej poziomu dostępności w okresie 2006-2015 w Polsce. Dokładne rozpoznanie lokalnych zależności przestrzennych dokonano za pomocą analizy LISA, w której ponownie wykorzystano wierszowo standaryzowaną macierz wag przestrzennych uwzględniającą 4 najbliższych sąsiadów. Analizy dokonano dla lat 2006 i 2015. W przypadku dostępności do kadry medycznej można wyróżnić niewielkie skupiska przestrzenne (klastry) jednostek o podobnych wartościach (ryc. 4).



Rycina 4. Klastry przestrzenne niskiego i wysokiego dostępu do usług medycznych w Polsce w latach 2006 i 2015 zidentyfikowane metodą LISA

Źródło: Opracowano na podstawie danych GUS.

W 2006 r. występuje pięć zwartych homogenicznych obszarów o wysokich wartościach w powiatach zlokalizowanych w województwach: małopolskim, dolnośląskim, wielkopolskim, łódzkim i lubelskim. Klastry obszarów o niskich wartościach typu LL są podobnie spójnie przestrzennie jak klastry typu HH i występują w województwach kujawsko-pomorskim i warmińsko-mazurskim. Pozostałe klastry są zdecydowanie mniejsze i występują w województwach: wielkopolskim i zachodniopomorskim. W strukturze tych klastrów nie ma tzw. jednostek odstających (outliersów). W 2015 r. w stosunku do 2006 r. nastąpiło zmniejszenie zwartych homogenicznych obszarów o wysokich wartościach. Analiza koncentracji przestrzennej dostępności do usług medycznych potwierdza kształt zasięgów wokół powiatów grodzkich: Poznań, Łódź, Lublin, Kraków.

Podsumowanie

Stosowanie metody autokorelacji przestrzennej pozwala spojrzeć na badane zjawisko w aspekcie przestrzennym i stanowi z jednej strony istotne uzupełnienie prowadzonych analiz, a z drugiej potwierdzenie innymi metodami statystycznymi uzyskanych wyników. Pozyskane informacje o zależnościach przestrzennych charakteryzują rodzaj i siłę powiązań przestrzennych. Umożliwiają pełniejsze niż tradycyjne miary, określenie związków i zależności pomiędzy jednostkami terytorialnymi. Znajomość i zrozumienie struktur przestrzennych pozwala na trafniejsze przewidywanie zmian w równym dostępie do usług medycznych na etapie planowania zasobów kadry medycznej. Szczególną cechą autokorelacji przestrzennej jest wykorzystanie jej do analizy zmian w strukturze przestrzennej w aspekcie rozważań nad konwergencją oraz dywergencją rozwoju. Wyznaczona na podstawie statystyki globalnej *I* Morana autokorelacja przestrzenna pozwoliła zrealizować cel pracy. Tym samym uzyskano odpowiedź na pytanie: „Czy istnieje zależność pomiędzy powiatowymi zasobami kadry medycznej a ich rozmieszczeniem w Polsce?”. Analiza uzyskanych wyników pozwala jednoznacznie stwierdzić, iż występuje niezbyt silna ujemna autokorelacja przestrzenna, oznacza to, że rozmieszczenie powiatów pod względem dostępności do usług medycznych jest bardziej zróżnicowane. Analiza zjawisk za pomocą statystyk przestrzennych może wspomagać identyfikację obszarów, które charakteryzują się podobnymi lub odmiennymi wartościami badanych zmiennych, co umożliwi monitorowanie i kontrolę zjawiska.

Bibliografia

- Anselin L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht, 1988.
- Anselin L., *Local Indicators of Spatial Association-LISA*, „Geographical Analysis” 1995, vol. 27.
- Bivand R. *Autokorelacja przestrzenna a metody analizy statystycznej w geografii*, [w:] *Analiza regresji w geografii*, Chojnicki Z. (red.), PWN, Poznań 1980.
- Getis A., *Reflections on spatial autocorrelation*, „Regional Science and Urban Economics” 2007, vol. 37.
- Griffith D.A., *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*. Springer, Berlin-Heidelberg, 2003.

- Kossowski T., *Metody i modele ekonometrii przestrzennej*, [w:] *GIS – platforma integracyjna geografii*, Zwoliński Z. (red.), Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań 2009.
- Lalonde M., *A New Perspective on the Canadians*. Working Document, Minister of National Health and Welfare, Ontario 1974.
- Magnuszewska-Otulak G., *Wybrane problemy polityki zdrowotnej w Polsce*, „Problemy Polityki Społecznej PAN” 2013, nr 21.
- Moran P.A.P., *Notes on continuous stochastic phenomena*, „Biometrika” 1950, nr 37.
- Tobler W., *A computer movie simulating urban growth in the Detroit region*, „Economic Geography” 1970, vol. 46, issue 2.

Abstract

Analysis of regional differences in the access to medical health care from 2006 to 2015 in Poland

The aim of the article is to characterize the regional differences in the access to medical health care in Poland from 2006 to 2015. The access rate, which was measured by the number of medical staff per 10,000 inhabitants, was adopted as a variable in this research. The method of spatial autocorrelation which allows to separate the poviats areas (clusters) with a similar results concerning the subject in question was used as well. This method also shows the impact of neighbourhood and spatial dependencies occurring among adjoining poviats.

Keywords: the access rate to medical care, spatial autocorrelation, poviats, Poland