

PRZESTRZENNA AUTOKORELACJA WYBRANYCH PRZYCZYŃ ZGONÓW W WOJEWÓDZTWIE ŚLĄSKIM W LATACH 2004-2006

ŚLĄSKI
PRZEGLĄD
STATYSTYCZNY
Nr 8(14)

Zofia Mielecka-Kubiś, Marek Dziembała
Akademia Ekonomiczna w Katowicach

ISSN 1644-6739

1. Wprowadzenie

Analiza rozpowszechnienia zgonów z różnych przyczyn na danym obszarze oraz szukanie ich uwarunkowań przyczynowych jest wstępnym etapem w wielu badaniach epidemiologii, którą można określić jako: „naukę, zajmującą się badaniem przyczyn rozwoju i szerzenia się procesów zakaźnych, a także innych chorób niezakaźnych i stanów patologicznych, występujących masowo w zbiorowiskach ludzi i spowodowanych czynnikami fizycznymi, chemicznymi, warunkami socjalnymi lub brakiem bądź niedoborem koniecznych dla ustroju czynników” [Nowa encyklopedia... 1995, s. 257].

Przestrzenne zróżnicowanie umieralności bada się w Polsce od wielu lat¹. Główny Urząd Statystyczny w Warszawie systematycznie publikuje szereg danych oraz opracowań dotyczących kształtowania się tego zjawiska w Polsce (np. [Ludność, stan... 2009]). Problemy przestrzennego zróżnicowania zjawisk demograficznych, w tym także umieralności, są także przedmiotem zainteresowania i troski rządu (np. [Potrykowska 2003]). W poprzednich latach w celu badania przestrzennego zróżnicowania umieralności i innych zjawisk demograficznych stosowano najczęściej proste metody opisu statystycznego oraz metody taksonomiczne. Z reguły sporządzano także mapy, obrazujące nasilenie badanego zjawiska w badanym rejonie. W ostatnich latach, dzięki rozwojowi specyficznych metod statystyki i ekonome-

¹ Por. np. [Andryszek, Indulski 2001; Antczak, Lewandowska-Gwarda 2009; Bijak 2005; Gazińska, Dmytrów 2006; Kuropka 1998; Kuropka, 2009; Łagodziński 1997; Paradyś 2002; Rączaszek 2004; Wojtyniak, Rabczenko, Seroka 1999; Wróblewska 2006] i wiele innych.

trii, systemu informacji geograficznej (GIS), a także dzięki dostępności odpowiednich danych statystycznych, możliwe stały się takie badania przestrzennego zróżnicowania zgonów z różnych przyczyn, których celem jest zarówno opis, jak i zrozumienie kształtowania się tych zjawisk. Oprócz map obrazujących natężenie zgonów z różnych przyczyn na badanych obszarach – celem jest tu opis kształtowania się zjawiska w przestrzeni, można wykorzystać metody statystyki i ekonometrii przestrzennej, w tym metody autokorelacji przestrzennej, pozwalające wyróżnić regiony bardziej do siebie podobne (lub bardziej zróżnicowane), niż wynikałoby to z losowego ich rozmieszczenia (por. [Antczak, Lewandowska-Gwarda 2009]). Wyniki takiej analizy mogą okazać się przydatne w określaniu czynników ryzyka dla różnych przyczyn zgonów.

Celem artykułu jest analiza zróżnicowania standaryzowanych, ze względu na wiek, współczynników zgonów, obliczonych dla wybranych przyczyn zgonów w powiatach woj. śląskiego, i zbadanie, czy wykazują one autokorelację przestrzenną. Jako standard przyjęto modelową, europejską strukturę wieku ludności [Holzer 1989, s. 79].

2. Uwagi metodologiczne

Autokorelacja przestrzenna (zależność przestrzenna) określa występowanie systematycznych zmian przestrzennych (występują wartości podobne) lub innego wzorca przestrzennego. Dodatnia autokorelacja oznacza, że obiekty w regionie są bardziej podobne do obiektów sąsiednich, niż wynikałoby to z ich losowego rozmieszczenia, przy ujemnej autokorelacji są one natomiast bardziej zróżnicowane. W statystyce przestrzennej wykorzystuje się dwa typy miar: globalne i lokalne. Miary globalne charakteryzują autokorelację przestrzenną lub ogólne podobieństwo regionów w sposób syntetyczny, za pomocą jednej liczby. Miary lokalne wyznacza się dla każdego obiektu. Ich znajomość pozwala wnioskować, czy dany obiekt otoczony jest podobnymi, czy różnymi pod badanym względem obiektami – uzyskiwana jest informacja o pozycji każdego z obiektów względem sąsiadów.

Globalną autokorelację przestrzenną pozwala mierzyć m.in. statystyka globalna *I* Morana. Przy jej konstrukcji przyjmuje się następujące założenia:

- stacjonarności przestrzennego procesu stochastycznego; wystarczy tu spełnienie założenia o słabej stacjonarności (wartość oczekiwana i wariancja przestrzennego procesu stochastycznego jest stała, a autokorelacja zależy jedynie od odległości między badanymi obiektami), przy czym przestrzenny proces stochastyczny należy rozumieć jako związek funkcyjny pomiędzy badaną zmienną losową w danej lokalizacji oraz tą samą zmienną w innych lokalizacjach [Anselin 1999, s. 6];
- izotropiczności, co oznacza, iż wzorce przestrzenne nie powinny zależeć od kierunku badania obiektów w regionie.

W rozważaniach nad autokorelacją przestrzenną niezbędna jest znajomość macierzy wag przestrzennych \mathbf{W} , która określa zakładaną strukturę zależności przestrzennych. Niżej zastosowano sposób jej budowy w oparciu o kryterium sąsiedztwa rzędu I; otrzymano binarną, symetryczną i kwadratową macierz \mathbf{W} ($n \times n$), o elementach w_{ij} określonych jako:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{gdy obiekt } i \text{ jest sąsiadem obiektu } j \\ & \text{(mają wspólną granicę)} \\ w_{ij} = 0, & \text{gdy obiekt } i \text{ nie jest sąsiadem obiektu } j \\ & \text{(nie mają wspólnej granicy)} \\ w_{ii} = 0, & \text{elementy diagonalne macierzy } W. \end{cases}$$

Suma elementów w każdym wierszu macierzy \mathbf{W} powinna być równa 1 [Kopczewska 2006, s. 55], przyjęto więc, że $w_{ij} = 1/n$, gdy dany obiekt ma n sąsiadów.

Autokorelacja przestrzenna może być formalnie wyrażona jako:

$$\text{Cov}[y_i, y_j] = E[y_i y_j] - E[y_i] \times E[y_j] \neq 0 \quad \text{dla } i \neq j, \quad (1)$$

gdzie i, j oznaczają indywidualne obserwacje (lokalizacje), a y_i, y_j oznaczają wartości badanej zmiennej losowej w danej lokalizacji.

Najczęściej używanym testem dla autokorelacji przestrzennej jest test oparty na statystyce I Morana, która jest zdefiniowana [Kopczewska 2006, s. 72]:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}, \quad (2)$$

gdzie y_i – jest obserwacją w obiekcie i , \bar{y} – średnia we wszystkich badanych obiektach, w_{ij} – element przestrzennej macierzy wag \mathbf{W} .

Wnioskowanie statystyczne w oparciu o statystykę I Morana bazuje na zbieżności jej rozkładu do rozkładu normalnego. Nadzieja matematyczna statystyki I Morana jest określona jako

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

Jest to wartość bliska zeru, a wartości statystyki I Morana bliskie $E(I)$ wskazują na losowość układu przestrzennego. Wariancję $D^2(I)$ statystyki I Morana można oszacować przy założeniu [Zeliaś 1991, s. 105], że $[y_i]$ ($i = 1, 2, 3, \dots, n$) są realizacjami niezależnych zmiennych losowych Y_i o rozkładzie normalnym. Wariancję tę można oszacować także [Zeliaś 1991, s. 104] przy założeniu o losowości statystyki I (zaobserwowane wartości I traktuje się jako jedno z $n!$ możliwych wartości tej statystyki).

Następnie weryfikuje się hipotezę o braku korelacji przestrzennej $H_0 : I = 0$ wobec alternatywy $H_1 : I \neq 0$. Sprawdzian $I_S = \frac{I - E(I)}{D(I)}$

ma, przy prawdziwości hipotezy zerowej, rozkład normalny.

Inną metodą pozwalającą wnioskować o autokorelacji przestrzennej jest wykres punktowy Morana. Wykres ten konstruuje się w ten sposób, iż na osi X odkłada się wartości zmiennej $z_i = y_i - \bar{y}$, na osi Y wartości badanej zmiennej opóźnione przestrzennie (Wz_i).

Obszar wykresu dzieli się na cztery ćwiartki [Kopczewska 2006, s. 74]:

- punkty położone w lewej dolnej ćwiartce (LL) oraz prawej górnej (HH) świadczą o istnieniu autokorelacji dodatniej,
- punkty położone w ćwiartce lewej górnej (HL) oraz prawej dolnej (LH) świadczą o istnieniu autokorelacji ujemnej,
- równomierne rozłożenie punktów świadczy o braku autokorelacji.

Na wykresach tych, wykonanych w programie R Cran, wyznaczona jest ponadto linia regresji (z_i, Wz_i). W trakcie obliczeń określono obserwacje potencjalnie wpływające na położenie linii regresji².

Prowadząc badania autokorelacji przestrzennej, można rozważać także, czy dany obiekt jest otoczony przez obiekty o podobnych lub różnych wartościach badanej zmiennej Y – w porównaniu z losowym rozmieszczeniem wartości tej zmiennej w sąsiednich obiektach. Do tego celu można wykorzystać m.in. statystykę lokalną Morana I_i , zdefiniowaną jako

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_j (y_j - \bar{y})^2 / n}, \quad (4)$$

o nadziei matematycznej danej wzorem³

$$E(I_i) = \frac{-1}{n-1} \sum_{j=1}^n w_{ij}. \quad (5)$$

Interpretacja statystyki I_i wynika wprost z interpretacji statystyki globalnej I – jeśli, $I_i > E(I_i)$ to oznacza, że i -ty obiekt otoczony jest przez podobne sobie, tj. jeśli wartość badanej zmiennej w i -tym obiekcie jest wysoka, to w sąsiednich obiektach jest ona także wysoka i odwrotnie. Jeśli natomiast zachodzi $I_i < E(I_i)$, oznacza to, że i -ty obiekt otoczony jest przez obiekty odmienne pod względem wartości badanej zmiennej Y (obiekt o wysokiej wartości Y otoczony jest przez obiekty o niskich wartościach tej zmiennej i odwrotnie). Dla statystyki lokalnej Morana I_i test istotności oparty jest na rozkładzie wynikającym z warunkowej randomizacji lub permutacji i przyjęcia pseudopoziomu istotności, tu $\beta = 0,05$, $1-\beta = 0,95$ [Anselin 1995], cyt. za [Kopczewska 2006, s. 90].

Zastosowanie statystyk lokalnych pozwala więc na określenie obiektów różnych od innych w danym regionie (*outliers*) oraz kla-

² Problem obserwacji wpływowych jest szczegółowo omówiony np. w [Ostasiewicz 1998, s. 249-276].

³ [Anselin 1995], cyt. za [Schabenberger, Gotway 2005, s. 25].

strów obiektów o podobnych wartościach badanej zmiennej Y . Wykorzystując wartości statystyki lokalnej oraz wykresy punktowe Morana, można skonstruować mapy obrazujące przynależność danego obiektu do poszczególnych ćwiartek tego wykresu, co pozwala na ilustrację istniejącego w danym regionie wzorca autokorelacji przestrzennej.

W prezentowanej pracy badano występowanie autokorelacji przestrzennej standaryzowanych ze względu na wiek współczynników zgonów obliczonych dla wybranych przyczyn zgonów w powiatach woj. śląskiego oraz ogólnego współczynnika zgonów dla tego obszaru przy zastosowaniu statystyki globalnej I Morana oraz statystyki lokalnej Morana I_i . Wyniki tych badań zostały zilustrowane wykresami punktowymi Morana oraz mapami. Liczba zgonów spowodowanych niektórymi przyczynami w części powiatów woj. śląskiego była niewielka, więc aby ograniczyć zakres wahań losowych, badanie oparto na wartościach przeciętnych współczynników zgonów z lat 2004-2006.

Dane statystyczne otrzymano z GUS w Warszawie. Obliczenia wykonano w programie R Cran, rysunki w programach Statistica oraz Excel.

3. Prezentacja wyników empirycznych

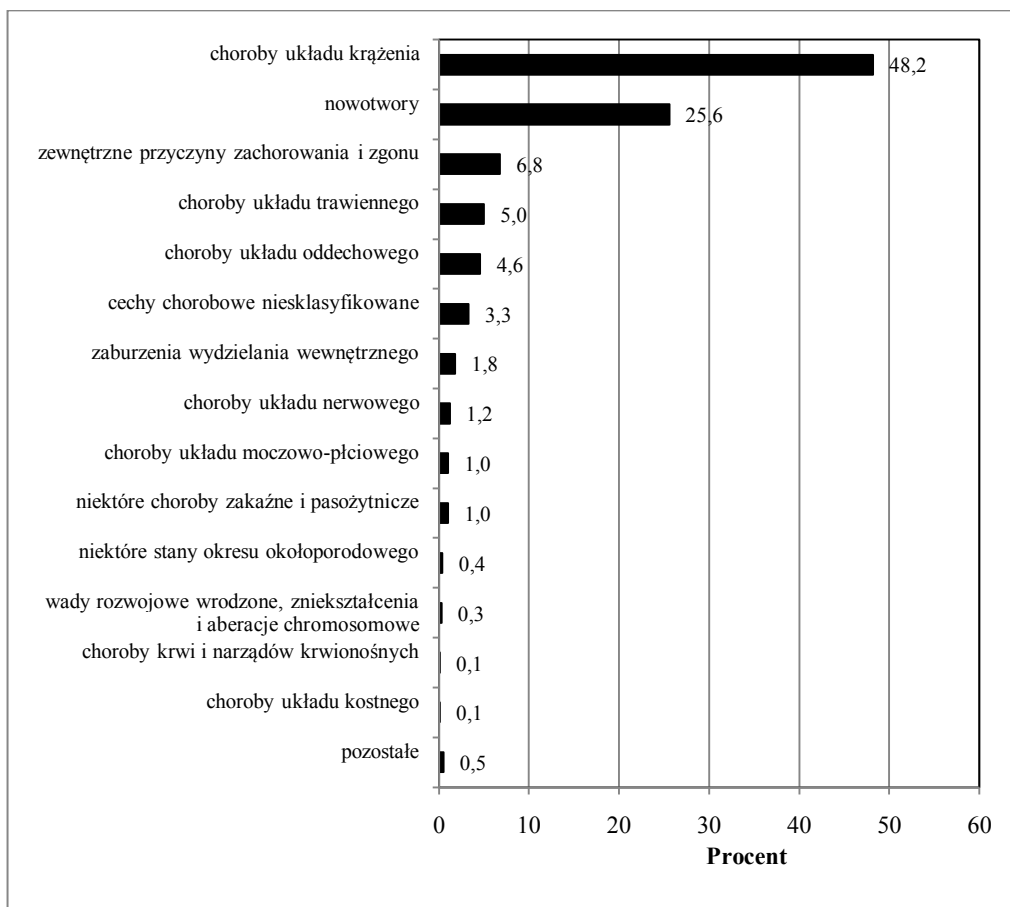
Rysunek 1 przedstawia procentowy udział zgonów z wybranych przyczyn w woj. śląskim w latach 2004-2006. Okazuje się, że najczęstszą przyczyną zgonu były w badanym okresie choroby układu krążenia (ponad 48% wszystkich zgonów) oraz nowotwory (blisko 26%). Wysoki udział (blisko 7%) miały także zewnętrzne przyczyny zachorowania i zgonu. Struktura ta nie odbiega od struktury zgonów według wyróżnionych przyczyn w tym czasie w całym kraju⁴.

W związku z przedstawioną strukturą zgonów według wybranych przyczyn przedmiotem dalszych rozważań były standaryzowane ze względu na wiek współczynniki zgonów ogółem oraz dla najczęstszych przyczyn zgonów woj. śląskim w badanym okresie, tj. dla:

- zgonów ogółem (Y_0),

⁴ Odpowiednio około 46%, 25% i 7%. Obliczenia własne na podstawie Roczników Demograficznych GUS 2005, 2006, 2007.

- chorób układu krążenia (Y_1),
- nowotworów (Y_2),
- zewnętrznych przyczyn zachorowań i zgonów (Y_3).



Rys. 1. Udział procentowy zgonów z wybranych przyczyn w ogóle zgonów w woj. śląskim w latach 2002-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na wstępie zbadano zróżnicowanie wartości współczynników zgonów Y_0 , Y_1 , Y_2 i Y_3 w powiatach woj. śląskiego w badanym okresie. Wyniki zaprezentowano w tab. 1, a ilustrują je rys. 1-4.

Tabela 1. Wybrane charakterystyki opisowe współczynników zgonów Y_0 , Y_1 , Y_2 i Y_3

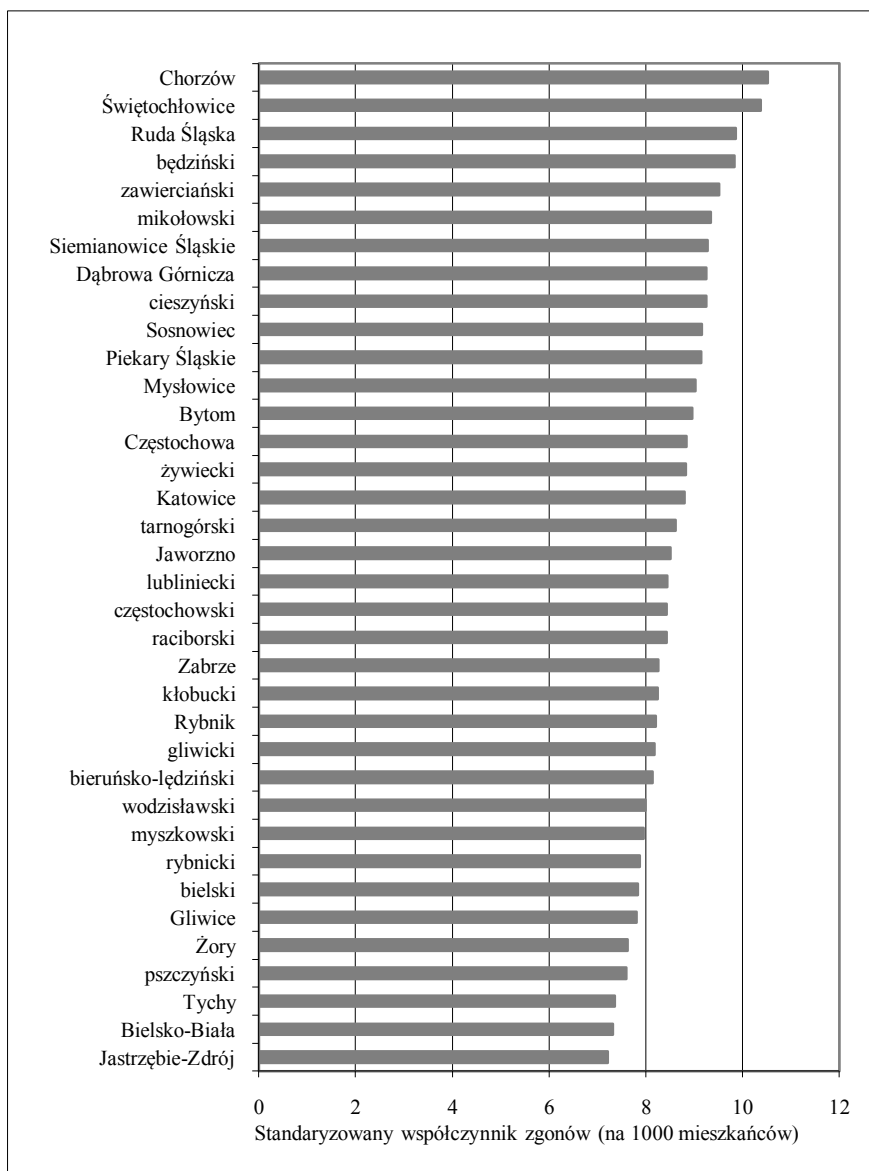
Charakterystyki opisowe	Y_0	Y_1	Y_2	Y_3
Średnia ważona	0,0086	0,0041	0,0022	0,0006
Minimum	0,0072	0,0028	0,0019	0,0005
Maksimum	0,0105	0,0049	0,0027	0,0009
Współczynnik zmienności (%)	9,66	12,91	9,38	17,40

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Można spostrzec, iż w obrębie powiatów woj. śląskiego największym zróżnicowaniem wartości cechował się w badanym okresie współczynnik zgonów z przyczyn zewnętrznych (Y_3). Okazuje się także, że najwyższy poziom standaryzowanego ogólnego współczynnika zgonów (Y_0) zaobserwowano (rys. 2) w tym czasie w trzech miastach należących do byłego Górnośląskiego Okręgu Przemysłowego (w Chorzowie, Świętochłowicach, Rudzie Śląskiej), najniższy natomiast – w Jastrzębiu Zdroju, Bielsku-Białej oraz Tychach – miastach leżących w mało uprzemysłowionej części woj. śląskiego.

Najwyższym poziomem wartości współczynnika zgonów na choroby układu krążenia (Y_1) cechował się (rys. 3) powiat żywiecki oraz Świętochłowice i Chorzów, najniższym – Jastrzębie-Zdrój, Gliwice i Zabrze. W przypadku współczynnika zgonów na nowotwory (Y_2) najwyższe wartości przybrał on (rys. 4) w Chorzowie, Mysłowicach i Siemianowicach Śląskich, a najniższe – w powiecie kłobuckim, Bielsku-Białej i powiecie gliwickim. Dla czwartego z badanych współczynników, tj. współczynnika zgonów z przyczyn zewnętrznych (Y_3), najwyższe wartości zaobserwowano (rys. 5) w Świętochłowicach, powiecie będzińskim i cieszyńskim, a najniższe – w powiecie lublińskim, Tychach i powiecie pszczyńskim⁵.

⁵ Tego typu hierarchia współczynników zgonów trwa już od szeregu lat, por. [Dziembała 1991].



Rys. 2. Wartości ogólnego standaryzowanego współczynnika zgonów Y_0 (na 1000 mieszkańców) według powiatów woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Z powyższych rozważań wynika, że omawiane współczynniki zgonów cechowały się sporym zróżnicowaniem zarówno co do wielkości, jak i co do zróżnicowania przestrzennego. Wobec tego zbadano, czy wykazywały one w badanym okresie autokorelację przestrzenną.

W tabeli 2 zaprezentowano wyniki testowania hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej dla rozważanych współczynników zgonów na podstawie globalnej statystyki Morana I , natomiast w tab. 3 wyniki testowania hipotezy o istotności statystyk lokalnych Morana I_i .

Tabela 2. Wyniki testowania hipotezy o braku autokorelacji przestrzennej dla Y_0, Y_1, Y_2, Y_3

Zmienna	Wartość statystyki Morana I	Wartość sprawdzianu I_s	Odrzucenie H_0 ($\alpha = 0,05$)
założenie o normalności			
Y_0	0,539	5,489	tak
Y_1	0,343	3,592	tak
Y_2	0,544	5,485	tak
Y_3	0,463	4,755	tak
założenie o losowości			
Y_0	0,539	5,467	tak
Y_1	0,343	3,584	tak
Y_2	0,544	5,535	tak
Y_3	0,463	4,774	tak

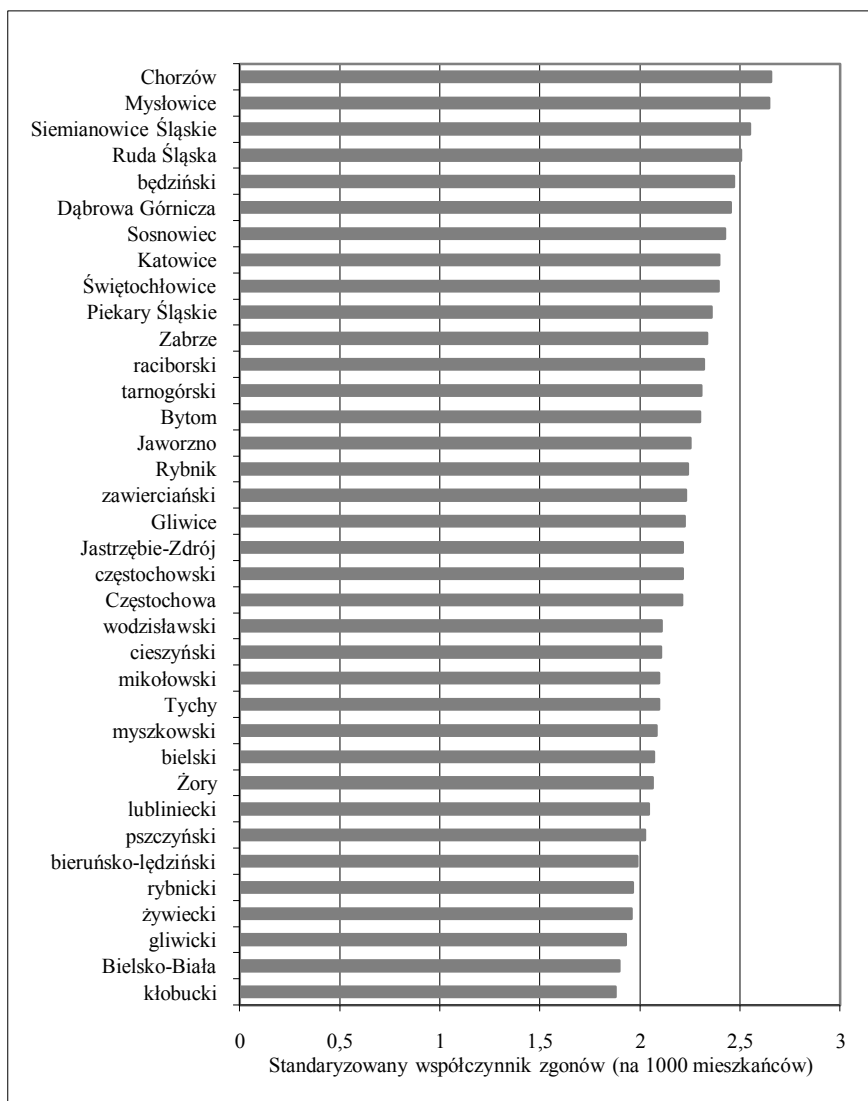
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Rysunki 6-17 prezentują wykresy punktowe Morana oraz mapy, obrazujące przestrzenne zróżnicowanie każdej rozważanej zmiennej.



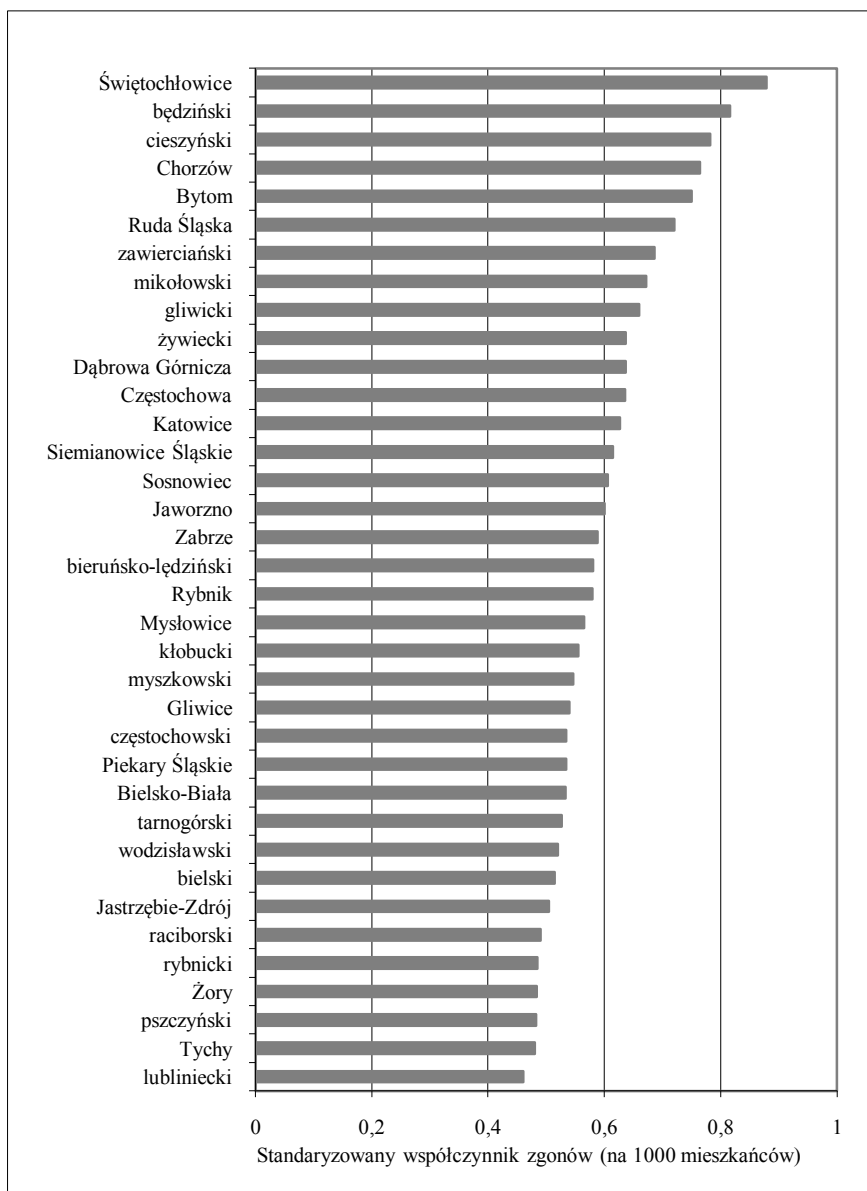
Rys. 3. Wartości standaryzowanego współczynnika zgonów na choroby układu krążenia Y_1 (na 1000 mieszkańców) według powiatów woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



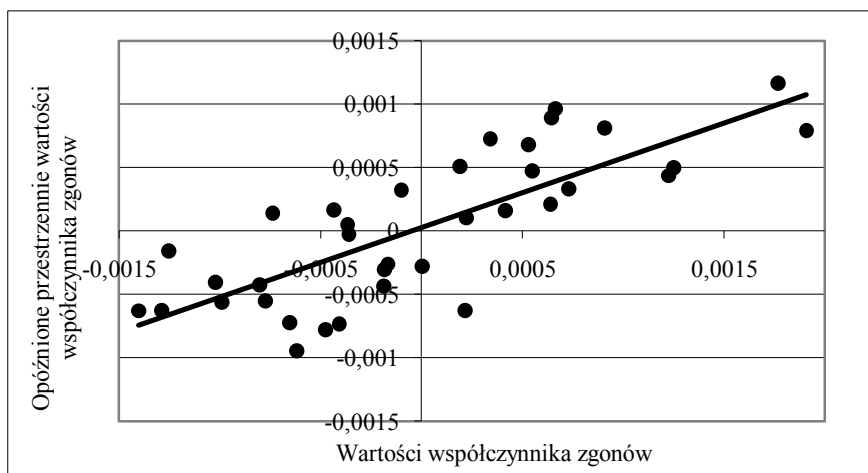
Rys. 4. Wartości standaryzowanego współczynnika zgonów na nowotwory Y_2 (na 1000 mieszkańców) według powiatów woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



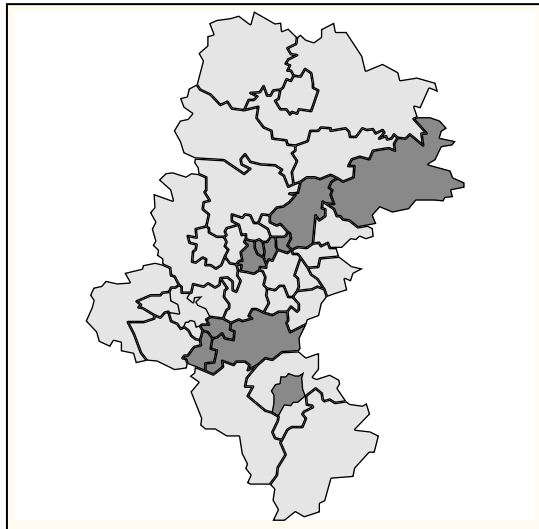
Rys. 5. Wartości standaryzowanego współczynnika zgonów z przyczyn zewnętrznych (na 1000 mieszkańców) według powiatów woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Rys. 6. Wykres punktowy Morana dla ogólnego standaryzowanego współczynnika zgonów (Y_0) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

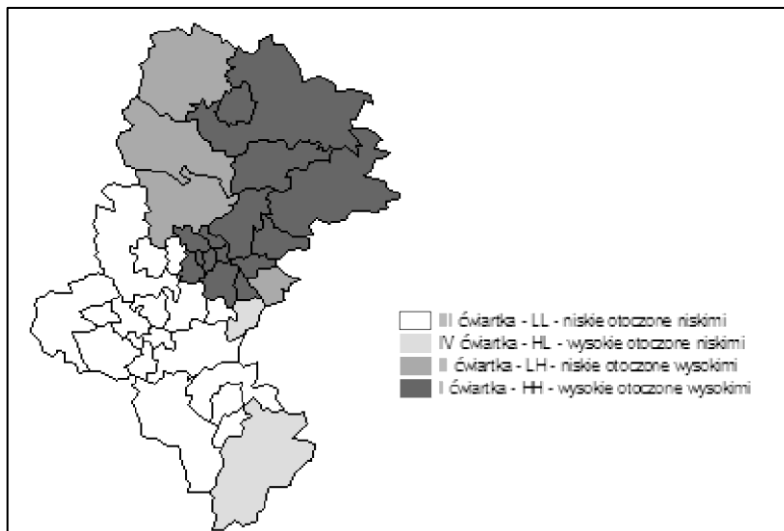
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Uwaga: Powiaty o statystycznie istotnych wartościach statystyki lokalnej Morana wyróżniono ciemniejszą barwą.

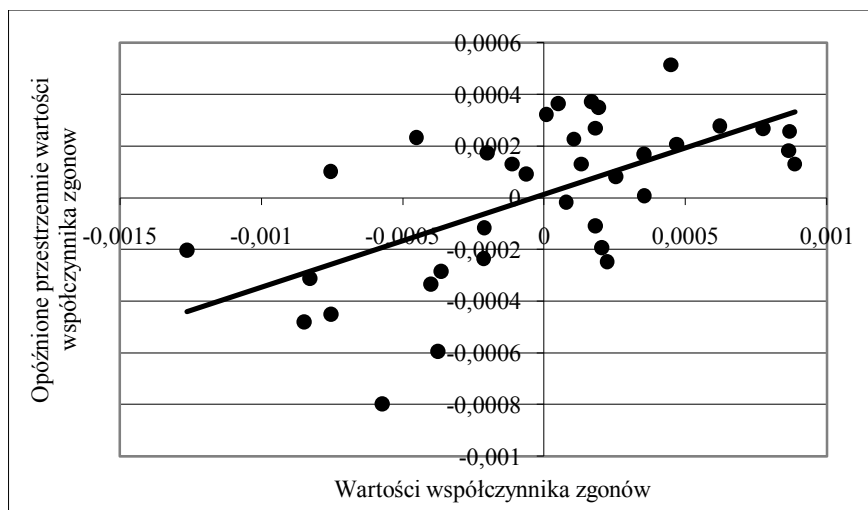
Rys. 7. Statystyki lokalne Morana dla ogólnego standaryzowanego współczynnika zgonów (Y_0) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



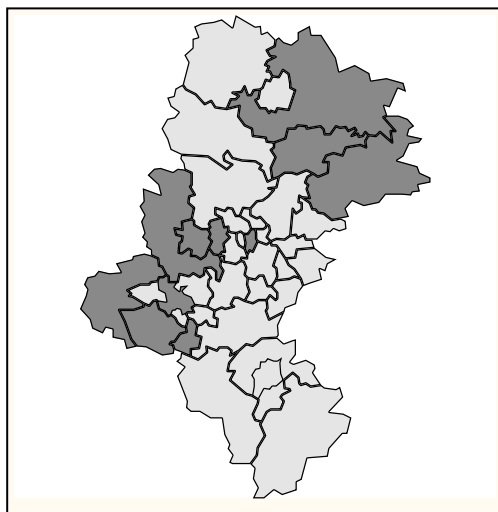
Rys. 8. Przynależność powiatów woj. śląskiego do ćwiartek z wykresu punktowego Morana dla ogólnego standaryzowanego współczynnika zgonów (Y_0) w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Rys. 9. Wykres punktowy Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów na choroby układu krążenia (Y_1) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

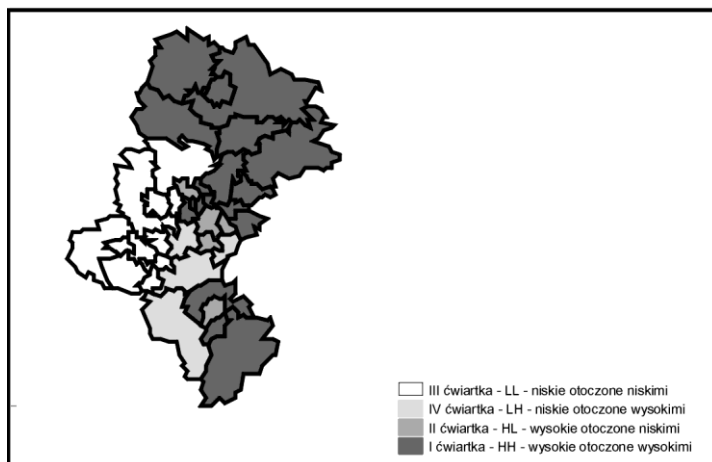
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Uwaga: Powiaty o statystycznie istotnych wartościach statystyki lokalnej Morana wyróżniono ciemniejszą barwą.

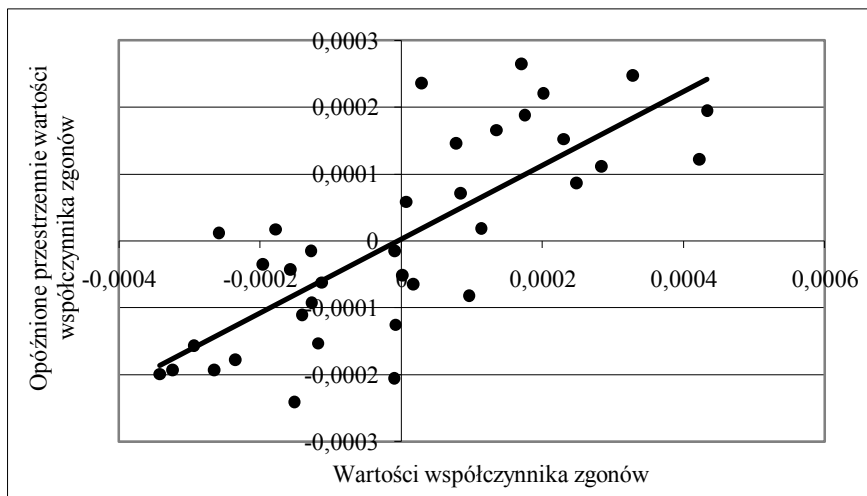
Rys. 10. Statystyki lokalne Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów na choroby układu krążenia (Y_1) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



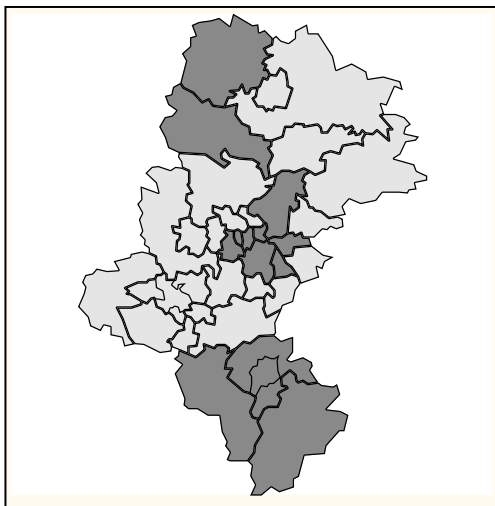
Rys. 11. Przynależność powiatów woj. śląskiego do ćwiartek z wykresu punktowego Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów na choroby układu krążenia (Y_1) w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Rys. 12. Wykres punktowy Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów na nowotwory (Y_2) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

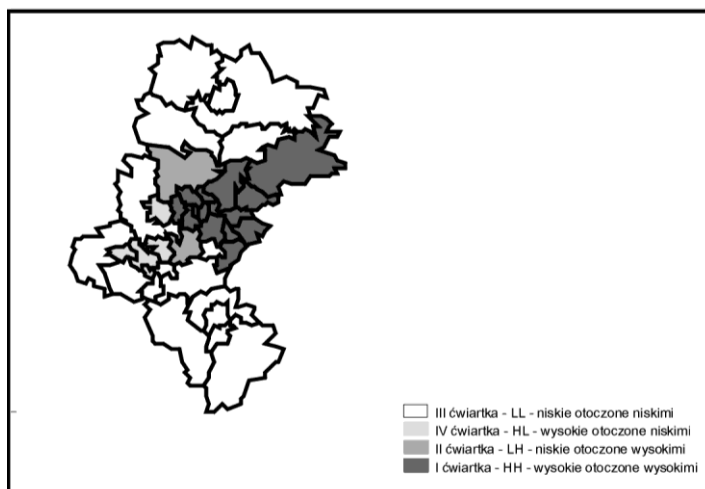
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Uwaga: Powiaty o statystycznie istotnych wartościach statystyki lokalnej Morana wyróżniono ciemniejszą barwą.

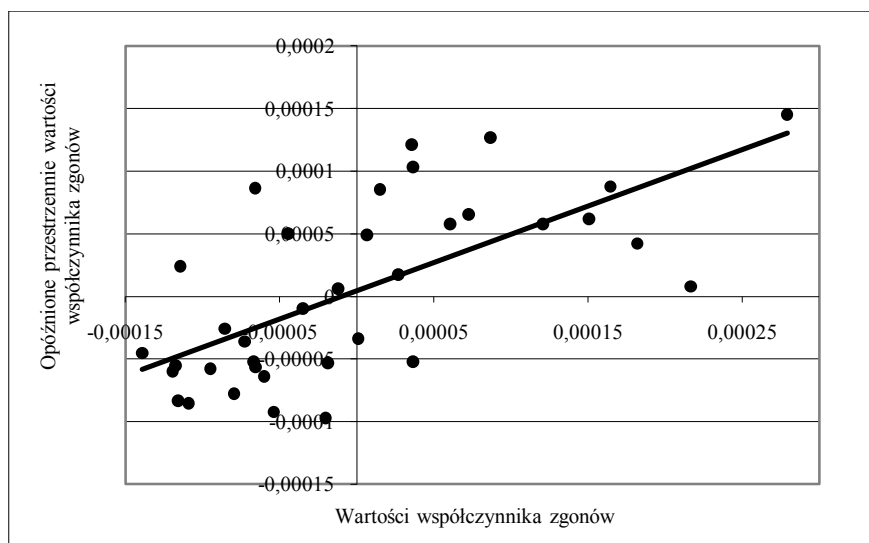
Rys. 13. Statystyki lokalne Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów na nowotwory (Y_2) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



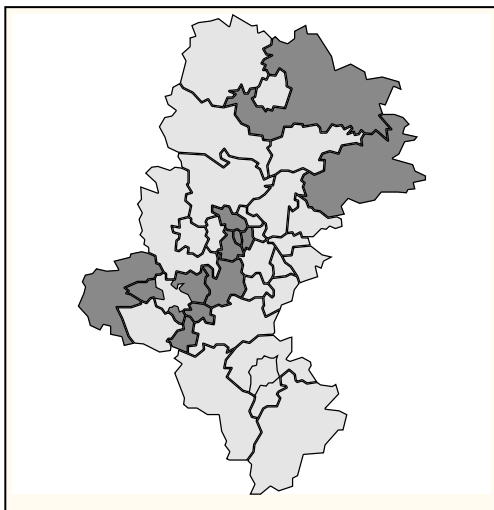
Rys. 14. Przynależność powiatów woj. śląskiego do ćwiartek z wykresu punktowego Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów na nowotwory (Y_2) w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Rys. 15. Wykres punktowy Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów z przyczyn zewnętrznych (Y_3) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

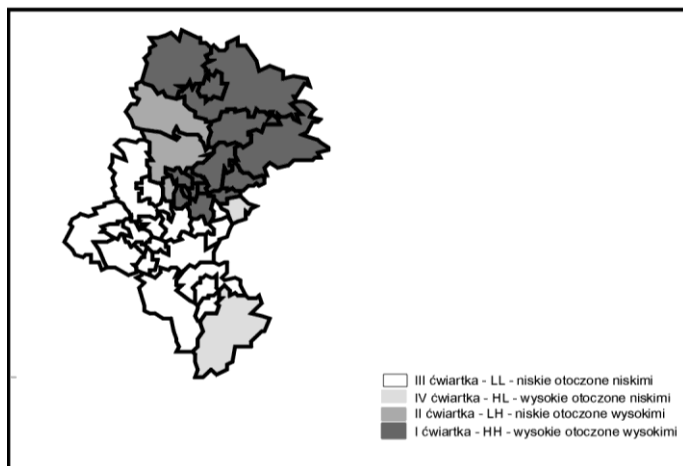
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Uwaga: Powiaty o statystycznie istotnych wartościach statystyki lokalnej Morana wyróżniono ciemniejszą barwą.

Rys. 16. Statystyki lokalne Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów z przyczyn zewnętrznych (Y_3) w powiatach woj. śląskiego w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Rys. 17. Przynależność powiatów woj. śląskiego do ćwiartek z wykresu punktowego Morana dla standaryzowanego współczynnika zgonów z przyczyn zewnętrznych (Y_3) w latach 2004-2006

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 3. Statystyki lokalne Morana (I_i), sprawdzian testu ($Z.I_i$) oraz odpowiadające mu

Powiat	Y_0			Y_1		
	I_i	$Z.I_i$	$Pr(z>0)$	I_i	$Z.I_i$	$Pr(z>0)$
Będziński	0,793	2,653	0,004	0,366	1,277	0,101
Bielski	0,633	1,416	0,078	0,185	0,457	0,324
Bieruńsko-lędzki	-0,002	0,065	0,474	-0,074	-0,111	0,544
Cieszyński	0,552	1,410	0,079	-0,005	0,057	0,477
Częstochowski	0,202	0,561	0,287	0,651	1,655	0,049
Gliwicki	0,082	0,358	0,360	0,506	1,730	0,042
Kłobucki	-0,107	-0,143	0,557	0,090	0,217	0,414
Lubliniecki	-0,027	0,003	0,499	0,010	0,083	0,467
Mikołowski	0,064	0,276	0,391	-0,149	-0,359	0,640
Myszkowski	0,363	0,952	0,171	0,782	1,971	0,024
Pszczynski	0,700	2,164	0,015	-0,209	-0,538	0,705
Raciborski	0,530	1,194	0,116	1,114	2,447	0,007
Rybnicki	0,191	0,652	0,257	0,408	1,297	0,097
Tarnogórski	-0,153	-0,402	0,656	0,092	0,391	0,348
Wodzisławski	0,693	1,544	0,061	1,412	3,088	0,001
Zawierciański	1,094	2,403	0,008	0,872	1,931	0,027
Żywiecki	-0,200	-0,252	0,599	0,436	0,683	0,247
Bielsko-Biała	1,196	1,799	0,036	-0,055	-0,039	0,516
Bytom	0,369	1,075	0,141	-0,399	-1,002	0,842
Chorzów	2,244	6,147	0,000	0,596	1,691	0,045
Częstochowa	0,034	0,092	0,463	0,069	0,143	0,443
Dąbrowa Górnicza	0,857	1,616	0,053	0,255	0,518	0,302
Gliwice	0,508	0,979	0,164	1,540	2,867	0,002
Jastrzębie-Zdrój	1,217	3,027	0,001	0,813	2,047	0,020
Jaworzno	-0,048	-0,035	0,514	0,079	0,197	0,422
Katowice	0,146	0,608	0,272	-0,131	-0,358	0,640
Mysłowice	0,100	0,275	0,392	-0,022	0,015	0,494
Piekary Śląskie	0,536	1,373	0,085	0,225	0,616	0,269
Ruda Śląska	0,930	2,846	0,002	0,010	0,116	0,454
Rybnik	0,363	0,952	0,171	0,656	1,666	0,048
Siemianowice Śląskie	0,952	2,097	0,018	0,236	0,567	0,285
Sosnowiec	0,389	1,015	0,155	0,064	0,226	0,411
Świętochłowice	3,066	5,649	0,000	0,841	1,589	0,056
Tychy	0,290	0,681	0,248	-0,289	-0,559	0,712
Zabrze	0,014	0,103	0,459	0,976	2,443	0,007
Żory	0,828	2,081	0,019	0,394	1,028	0,152

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS. Uwaga: tłustym drukiem wyróż-

prawdopodobieństwo [$Pr(z>0)$] dla zmiennych Y_0, Y_1, Y_2, Y_3

Y_2			Y_3		
I_i	$Z.I_i$	$Pr(z>0)$	I_i	$Z.I_i$	$Pr(z>0)$
0,508	1,726	0,042	0,163	0,623	0,267
0,863	1,900	0,029	0,209	0,511	0,305
0,142	0,413	0,340	0,247	0,675	0,250
0,988	2,461	0,007	0,094	0,299	0,383
0,427	1,101	0,135	0,724	1,842	0,033
0,003	0,103	0,459	0,350	1,231	0,109
1,088	2,030	0,021	0,329	0,658	0,255
1,614	3,499	0,000	-0,210	-0,391	0,652
-0,072	-0,130	0,552	0,593	1,859	0,032
0,278	0,743	0,229	0,447	1,163	0,122
0,367	1,171	0,121	0,469	1,487	0,068
0,010	0,082	0,467	0,762	1,703	0,044
-0,210	-0,537	0,704	0,931	2,867	0,002
-0,074	-0,146	0,558	-0,259	-0,747	0,773
0,060	0,190	0,425	0,642	1,445	0,074
0,010	0,081	0,468	1,039	2,301	0,011
1,211	1,812	0,035	-0,180	-0,223	0,588
1,481	2,207	0,014	0,330	0,531	0,298
0,268	0,799	0,212	0,881	2,477	0,007
2,000	5,465	0,000	1,364	3,789	0,000
0,047	0,111	0,456	0,408	0,645	0,259
0,830	1,559	0,059	0,355	0,705	0,240
-0,002	0,049	0,480	0,364	0,721	0,236
0,021	0,120	0,452	0,676	1,724	0,042
0,161	0,344	0,366	-0,003	0,047	0,481
0,781	2,815	0,002	0,044	0,256	0,399
1,223	2,667	0,004	0,032	0,130	0,448
0,530	1,351	0,088	-0,539	-1,247	0,894
0,750	2,304	0,011	0,659	2,053	0,020
-0,031	-0,006	0,502	0,186	0,524	0,300
1,925	4,161	0,000	0,122	0,325	0,373
1,054	2,620	0,004	0,030	0,144	0,443
1,067	1,991	0,023	3,829	7,093	0,000
0,045	0,156	0,438	0,673	1,511	0,065
0,051	0,192	0,424	-0,007	0,053	0,479
0,158	0,452	0,326	0,913	2,303	0,011

niono statystyki istotne ($\beta = 0,05, 1 - \beta = 0,95$).

Wniosek ten potwierdza analiza wykresów Morana badanych współczynników zgonów. Rysunek 6 prezentuje wykres Morana dla ogólnego współczynnika zgonów (Y_0). Prawie wszystkie obserwacje (z wyjątkiem pięciu) leżą w lewej dolnej ćwiartce (LL) bądź prawej górnej (HH), co świadczy o istnieniu klastrów powiatów o zbliżonych wartościach badanego współczynnika. Występują w tym przypadku cztery obserwacje wpływowe: Chorzów i Świętochłowice (miasta o najwyższym poziomie tego współczynnika) oraz Jastrzębie-Zdrój i powiat żywiecki (charakteryzujące się niskim jego poziomem).

Istnienie dodatniej autokorelacji przestrzennej ogólnego współczynnika zgonów (Y_0) w powiatach woj. śląskiego potwierdzają wyniki analizy statystyk lokalnych Morana I_i (tab. 3). Dla ($\beta = 0,05$, $1-\beta = 0,95$) w kilku powiatach, tj. w Świętochłowicach, Chorzowie, Rudzie Śląskiej oraz Jastrzębiu-Zdroju, powiecie zawierciańskim, Żorach, powiatach będzińskim i pszczyńskim, wyróżniono statystycznie istotne wartości tych statystyk. Powiaty te stanowią *hot spots*, co w tym przypadku oznacza, że wartości statystyki lokalnej Morana I_i są tu szczególnie wysokie. Powiaty te wyróżniono ciemniejszą barwą na rys. 7, rys. 8 prezentuje natomiast przynależność – ze względu na zmienną Y_0 – powiatów woj. śląskiego do poszczególnych ćwiartek wykresu punktowego Morana. Można zauważyć klastry powiatów o wysokich wartościach ogólnego współczynnika zgonów (część północna województwa, a w szczególności część północno-wschodnia) oraz o niskich jego wartościach (część południowa województwa, wyjątkiem jest tu powiat żywiecki, leżący w południowo-zachodnim krańcu woj. śląskiego, cechujący się dość znacznym poziomem ogólnego współczynnika zgonów Y_0).

Dla współczynnika zgonów na choroby układu krążenia (Y_1) także zaobserwowano istnienie autokorelacji przestrzennej dodatniej, słabszej jednakże niż w przypadku zmiennej Y_0 (tab. 2), co potwierdza analiza wykresu punktowego Morana dla tej zmiennej (rys. 9). Zaobserwowano wystąpienie trzech obserwacji wpływowych, tj.: Świętochłowice, Zabrze i Jastrzębie-Zdrój. Statystycznie istotne (dodatnie) wartości statystyki lokalnej Morana I_i zaobserwowano w przypadku zmiennej Y_1 (tab. 3) w Chorzowie, Gliwicach, Zabrzu, Rybniku, Jastrzębiu-Zdroju oraz powiatach: wodzisławskim, raciborskim, częstochowskim, gliwickim, myszkowskim i zawierciańskim, co ilustruje

rys. 10. Można zauważyć, że wartości te koncentrują się w północno-wschodniej i środkowo-zachodniej części woj. śląskiego. Także w przypadku współczynnika zgonów na choroby układu krążenia (Y_1) można wyróżnić klastry powiatów o zbliżonych jego wartościach (rys. 11). Okazuje się, że niskimi wartościami tego współczynnika cechuje się środkowo-zachodnia część woj. śląskiego, a wysokimi – część północna i południowo-zachodnia.

Jak wspomniano, najwyższą dodatnią autokorelację przestrzenną wykazywał w badanym czasie współczynnik zgonów na nowotwory (Y_2). Jedyne cztery obserwacje odstają nieco od ćwiartek LL i HH wykresu punktowego Morana (rys. 12). W tym przypadku wystąpiły cztery obserwacje wpływowe – dla Częstochowy, Chorzowa, Jaworzna oraz powiatu lublinieckiego. Statystycznie istotne wartości statystyki lokalnej Morana I_i (tab. 3) zaobserwowano w tym przypadku dla powiatów: będzińskiego, bielskiego, cieszyńskiego, kłobuckiego, lublinieckiego, żywieckiego oraz dla Bielska-Białej, Chorzowa, Katowic, Mysłowic, Rudy Śląskiej, Siemianowic Śląskich, Sosnowca i Świętochłowic. Można spostrzec (rys. 13), że wartości te skupiają się w trzech obszarach, przy czym w wymienionych miastach (z wyjątkiem Bielska-Białej) występują wysokie wartości współczynnika zgonów na nowotwory, a w pozostałych powiatach – niskie. Klaster powiatów o najwyższych wartościach omawianego współczynnika stanowią miasta byłego Górnośląskiego Okręgu Przemysłowego oraz powiaty położone w środkowo-wschodniej części woj. śląskiego (rys. 14).

Dla czwartej badanej zmiennej, tj. współczynnika zgonów z przyczyn zewnętrznych (Y_3), wyróżniono dwie obserwacje wpływowe (rys. 15) – dla Świętochłowic oraz powiatu będzińskiego, a statystycznie istotne wartości statystyki lokalnej Morana I_i (tab. 3, rys. 16) zaobserwowano dla Bytomia, Chorzowa, Jastrzębia-Zdroju, Rudy Śląskiej, Świętochłowic i Zor oraz powiatów: częstochowskiego, miłkowskiego, raciborskiego, rybnickiego i zawierciańskiego. Także w tym przypadku można zaobserwować występowanie klastrów powiatów o zbliżonych wartościach tego współczynnika zgonów (rys. 17) – północna, a w szczególności północno-wschodnia część województwa cechuje się wysokimi jego wartościami, a południowo-wschodnia część – niskimi.

4. Podsumowanie

Dla rozważanych współczynników zgonów, zarówno ogólnego, jak i dla współczynników zgonów z wybranych przyczyn, wyróżniono w woj. śląskim klastry powiatów o wysokich i niskich wartościach.

W najgorszej sytuacji pod względem badanych przyczyn zgonów znajdowały się w woj. śląskim duże miasta byłego Górnośląskiego Okręgu Przemysłowego oraz powiaty położone w północno-wschodniej części województwa. W najlepszej sytuacji były powiaty położone w południowo-zachodniej, a w przypadku współczynnika zgonów na nowotwory także w północnej części woj. śląskiego.

Przedstawione wyżej rozważania potwierdzają przydatność metod statystyki przestrzennej w rozważaniach epidemiologicznych. Na podstawie analizy wartości odpowiednich statystyk oraz rysunków i map można nie tylko wyodrębnić obszary o wyższym i niższym zagrożeniu daną przyczyną zgonu, lecz także określić przestrzenne związki wyróżnionych obszarów pod badanym względem, co może zaowocować wykryciem wspólnych dla danego klastra obiektów przyczyn istnienia wysokiego lub niskiego ryzyka zgonu z określonej przyczyny.

Literatura

- Andryszek Cz., Indulski J., *Zróznicowanie przestrzenne trendów umieralności z uwzględnieniem obszarów ekologicznego zagrożenia*, „Zdrowie Publiczne” 2001, nr 1.
- Anselin L., *Local Indicators of Spatial Association – LISA*, „Geographical Analysis” 1995, no. 27.
- Anselin L., *Spatial Econometrics*, Bruton Center School of Social Sciences, University of Texas at Dallas, Richardson (TX) 1999.
- Antczak E., Lewandowska-Gwarda K., *Zastosowanie metod eksploracyjnej analizy danych przestrzennych w badaniu poziomu umieralności w Polsce*, [w:] Taksonomia nr 16, UE, Wrocław 2009.
- Bijak J., *Estymacja względnego ryzyka zgonu według przyczyn: porównanie metody tradycyjnej oraz empirycznego podejścia Bayesowskiego na przykładzie Czech, Holandii i Polski w latach 1994-1996*, „Studia Demograficzne” 2005, nr 1.
- Dziembała L.J., *Badanie zagrożenia życia na obszarze kłęski ekologicznej*, AE, Katowice 1991.
- Holzer J.Z., *Demografia*, PWE, Warszawa 1989.
- Gazińska M., Dmytrów K., *Zastosowanie prostych metod taksonomicznych w analizie nadumieralności mężczyzn w Polsce*, [w:] Ekonometria nr 4, AE, Wrocław 2006.

- Kopczewska K., *Ekonometria i statystyka przestrzenna*, CeDeWu.pl, Wydawnictwa Fachowe, Warszawa 2006.
- Kuroпка I., *Przydatność wybranych modeli umieralności do prognozowania natężenia zgonów w Polsce*, [w:] *Ekonometria* nr 24, UE, Wrocław 2009.
- Kuroпка I., *Trwanie życia mieszkańców Dolnego Śląska*, „Wiadomości Statystyczne” 1998, nr 10.
- Ludność, stan i struktura w przekroju terytorialnym, stan w dniu 31.XII. 2008*, Informacje i opracowania statystyczne, GUS, Warszawa 2009.
- Łagodziński W., *Przyczynki do przestrzennego zróżnicowania samobójstw*, „Wiadomości Statystyczne” 1997, nr 9.
- Nowa encyklopedia powszechna PWN*, PWN, Warszawa 1995, t. 2.
- Ostasiewicz W. (red.), *Statystyczne metody analizy danych*, AE, Wrocław 1998.
- Paradysz J. (red.), *Statystyka regionalna w służbie samorządu lokalnego i biznesu*. Internetowa Oficyna Wydawnicza Centrum Statystyki Regionalnej, Poznań, 2002.
- Potrykowska A., *Przestrzenne zróżnicowanie procesów*, [w:] *Sytuacja demograficzna Polski. Raport 2001*, Rządowa Rada Ludnościowa, Warszawa 2003.
- Rączaszek A., *Przestrzenne zróżnicowanie umieralności według wieku*, [w:] J.T. Kowalewski, P. Szukalski (red.), *Nasze starzejące się społeczeństwo. Nadzieje i zagrożenia*, Uniwersytet Łódzki, Łódź 2004.
- Schabenberger O., Gotway C.A., *Statistical Methods for Spatial Data Analysis*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, London – New York 2005.
- Wojtyński B., Rabczenko D., Seroka W., *Umieralność w Polsce z powodu przyczyn nieodkrytych i nieznanych*, Prace Naukowe Państwowego Zakładu Higieny w Warszawie, Warszawa 1999.
- Wróblewska W., *Analiza umieralności w Polsce w latach 1970-2003. Dekompozycja zmian w oczekiwanej trwaniu życia noworodka*, „Studia Demograficzne” 2006, nr 1.
- Zeliaś A. (red.), *Ekonometria przestrzenna*, PWE, Warszawa 1991.

Spatial autocorrelation of selected causes of deaths in Silesian Voivodeship in the years 2004-2006

Summary: In the last years, due to the development of spatial statistics and econometrics, as well as of geographic information system (GIS) and the availability of statistical data, it became possible to conduct deepened research on spatial variation of deaths from different causes.

In the paper differences in total and specific mortality rates, standardized according to age structure, among districts of Silesian Voivodeship, Poland, are studied, using the methods of spatial statistics; it is analysed whether they show spatial autocorrelation.

It has been stated that the considered mortality rates show positive spatial autocorrelation. It is possible to distinguish clusters of districts of high and low values of the mortality rates.

The worst situation, according to the considered causes of deaths, was observed in the big cities of the former Upper Silesian Industrial District and in the north-east part of

the voivodeship. The best situation was found in the districts in the south-west part of the Silesian Voivodeship, and in the case of cancer mortality rates also in the north part.

The results of the study confirm the usefulness of spatial statistics methods in the epidemiological research.