

*Justyna Kujawska\**  
*Magdalena Reich\*\**

## ANALIZA PRZESTRZENNA ZGONÓW W POLSCE W PRZEKROJU PODREGIONÓW

### 1. WPROWADZENIE

Oczekiwana długość życia w momencie narodzin wynosiła w Polsce w 2012 roku dla kobiet 81 lat, a dla mężczyzn 72,7 lat, i od 1990 roku wydłużyła się odpowiednio o 5,8 lat i 6,5 lat. Wartości te pozostają nadal niekorzystne na tle krajów Europy zachodniej, gdzie kobiety żyją przeciętnie o 3 lata dłużej, a mężczyźni o 8 lat. Wydłużenie wartości oczekiwanej długości życia zostało osiągnięte między innymi dzięki malejącej śmiertelności niemowląt, która w roku 1990 wynosiła 19,3; w 2000 – 8,1 a w 2012 – 4,6 zgonów na 1 000 urodzeń żywych. Na przestrzeni ostatnich dwóch dekad spadała umieralność mężczyzn (szczególnie tych w wieku produkcyjnym), ale wskaźniki ich śmiertelności w Polsce dalej pozostają niekorzystne (Wojtyniak, Goryński, Moskaiewicz 2012: 39). Wysoka nadumieralność mężczyzn (19 400 osób w 2012 roku) rozpoczyna się już w wieku nastoletnim i wynika głównie z przyczyn zewnętrznych (wypadków, wypadków komunikacyjnych, samobójstw i samookaleceń). W późniejszym okresie życia jest konsekwencją głównie niewłaściwego stylu życia. Kobiety w wieku produkcyjnym najczęściej umierają z powodu chorób nowotworowych (nowotwory układu oddechowego, piersi) (Wojtyniak, Goryński, Moskaiewicz 2012: 57-66), a mężczyźni z powodu chorób układu krążenia. Przyczyn wysokiej śmiertelności z powodu chorób układu krążenia i nowotworów w stosunku do krajów zachodnich UE należy upatrywać w niezdrowym modelu żywieniowym. Niskie spożycie owoców i warzyw, ryb, wysokie- produktów przetworzonych z dużą zawartością tłuszczów oraz niska aktywność fizyczna są głównymi przyczynami zachorowań na choroby cywilizacyjne (Opolski 2011: 80-88). Innymi determinantami

---

\* Politechnika Gdańska, Wydział Zarządzania i Ekonomii.

\*\* Politechnika Gdańska, Wydział Zarządzania i Ekonomii.

zgonów są: niestabilne warunki pracy i płacy, nierówności dochodowe, stres, palenie tytoniu, nadwaga i otyłość oraz procesy związane ze starzejącym się społeczeństwem.

Celem opracowania jest zbadanie wpływu czynników społeczno-ekonomicznych na liczbę zgonów w Polsce w przekroju podregionów w 2012 roku. Zastosowano model autoregresji przestrzennej Spatial Autoregressive Model – SAR. Do badania wykorzystano informacje statystyczne pochodzące z Banku Danych Lokalnych GUS.

## 2. DETERMINANTY ZGONÓW W LITERATURZE

Badanie przyczyn zgonów jest priorytetem dla osób odpowiedzialnych za zdrowie publiczne w każdym kraju. Są to ważne badania dla Światowej Organizacji Zdrowia (WHO) (*Causes of Death in the World. 1990, 2005, 2010*), których efektem są tezy dla programów profilaktyki zdrowotnej w poszczególnych krajach i publikacje w znaczących czasopismach (np. Lim, Vos, Flaxman i in. 2012: 2224-2260). Lim, Vos, Flaxman i in. wskazali szereg czynników ryzyka, które mogą stać się przyczyną zachorowań i zgonów. Czynniki ryzyka są między innymi:

- nadciśnienie tętnicze;
- wysoki poziom cholesterolu;
- nadwaga;
- cukrzyca;
- niskie spożycie warzyw i owoców;
- palenie papierosów;
- nadmierne spożywanie alkoholu;
- niska aktywność fizyczna;
- niezdrowa dieta;
- stres;
- zanieczyszczenie powietrza<sup>1</sup>.

Osoby odpowiedzialne za systemy opieki zdrowotnej poszczególnych państw starają się zapobiegać zgonom poprzez promocję, programy zdrowotne i profilaktyczne oraz odpowiednie działania medyczne. Niektóre czynniki społeczno-ekonomiczne również przyczyniają się do zwiększonej śmiertelności w różnych regionach świata. Często przyczyną zgonów w krajach biednych jest niedożywienie, a determinantą za nią odpowiedzialną są bardzo niskie dochody

---

<sup>1</sup> P. Matyaszczyk, K. Hoffmann, W. Bryl wskazali te czynniki, jako główne przyczyny zachorowań na choroby układu krążenia (Matyaszczyk, Hoffmann, Bryl 2011: 255-262).



przyczyniające się do ubóstwa indywidualnego lub społecznego. Zostało udowodnione, że niska śmiertelność nie występuje w krajach bogatych, ale tych, które mają egalitarny rozkład dochodów (Daniels, Kawachi, Kennedy 1999: 221)<sup>2</sup>.

Autorzy Kennelly, O'Shea, Garvey zwracają uwagę, że mniejsza śmiertelność występuje wśród osób, które są akceptowane społecznie. W przeprowadzonym przez nich badaniu zmienną odpowiedzialną za ten czynnik była liczba osób będących członkami organizacji społecznych lub liczba osób, które pracowały charytatywnie na rzecz różnych organizacji. Pozostałymi determinantami zgonów były: oczekiwana długość życia dla kobiet i mężczyzn w momencie narodzin, śmiertelność okołoporodowa i śmiertelność niemowląt, nierówności dochodowe mierzone współczynnikiem Gini'ego, liczba pracujących lekarzy, wydatki na zdrowie per capita, udział wydatków publicznych na zdrowie w ogólnych wydatkach, PKB per capita, spożycie alkoholu oraz owoców i warzyw na mieszkańca, palenie tytoniu na mieszkańca (Kennelly, O'Shea, Garvey 2003: 2367-2377).

Badania czynników wpływających na śmiertelność w grupie osób 20–64 lat w Słowacji podjęli się badacze: Rosicova, Madarasova Geckova, van Dijk, Rosic, Zezula, Groothoff. Udało się im znaleźć istotną statystycznie zależność pomiędzy śmiertelnością mężczyzn w wieku produkcyjnym 20–64 lata, a wykształceniem, bezrobociem i dochodami. Taka zależność nie była istotna statystycznie dla grupy kobiet w wieku produkcyjnym (Rosicova, Madarasova Geckova, van Dijk i in. 2009: 274-282).

W poszczególnych regionach Polski występuje duże zróżnicowanie w długości przeciętnego trwania życia. Odpowiedzialnymi za tę sytuację są zróżnicowane regionalnie współczynniki natężenia zgonów. Duży wpływ na ich wielkość mają czynniki społeczno-ekonomiczne. Jednym z priorytetów w dziedzinie zdrowia publicznego jest niwelowanie różnic zdrowotnych, zgodnie z drugim celem przyjętej w 1998 roku Światowej Deklaracji Zdrowia „*Zdrowie dla wszystkich w XXI wieku*”. Sygnatariuszem tej deklaracji jest także Polska. Zakłada ona redukcję do 2020 roku różnic zdrowotnych pomiędzy grupami społeczno-ekonomicznymi wewnątrz krajów przynajmniej o jedną czwartą, dzięki istotnej poprawie stanu zdrowia subpopulacji znajdujących się w niekorzystnym położeniu (Miller, Opolski, 2008: 282-289). Stąd też były podejmowane próby określenia czynników wpływających na śmiertelność Polaków. Autorzy Pikala, Bryła, Marcinkowski, Maniecka-Bryła, badali korelację pomiędzy wartościami standaryzowanych współczynników zgonów, ogółem w 16 województwach Polski, a wybranymi cechami społeczno-

---

<sup>2</sup> Zmiany i zróżnicowanie umieralności w regionach próbuje się również wyjaśnić za pomocą np. teorii przejścia demograficznego, koncepcji przejścia epidemiologicznego i zdrowotnego, co nie prowadzi do wyjaśnienia obserwowanych współcześnie tendencji umieralności (Okólski 2005: 41-46), (por. Okólski, Fihel 2012: 280-284).

ekonomicznymi: przeciętnym miesięcznym wynagrodzeniem brutto, stopą bezrobocia, oraz odsetkiem osób z wyższym wykształceniem. Ujemna korelacja występowała pomiędzy standaryzowanymi współczynnikami zgonów, a odsetkiem osób z wyższym wykształceniem i przeciętnym wynagrodzeniem brutto, a dodatnia pomiędzy stopą bezrobocia (Pikala, Bryła, Marcinkowski, Maniecka-Bryła 2013: 35-39).

### 3. ŚMIERTELNOŚĆ W POLSCE I JEJ PRZYCZYNY<sup>3</sup>

Na niektóre czynniki jak wiek, płeć czy rasa, które zwiększają ryzyko wystąpienia choroby i śmierci, ludzie nie mają wpływu. W Polsce w roku 2012 zmarło 384 788 osób, gdy dla porównania w roku 2000 – 368 028, a w 1990 r. – 390 343 osoby. Liczba zgonów na przestrzeni ostatnich 10 lat wzrosła o ponad 16 000 osób. W Polsce od 1990 do 1998 roku notowany był stopniowy spadek liczby zgonów a od 1999 r. niewielki ich wzrost.

W 2012 roku surowy wskaźnik zgonów wyniósł 10 osób na 1 000 mieszkańców, przy czym dla mężczyzn wyniósł 10,8 osób a dla kobiet 9,2. Wyższa śmiertelność mężczyzn niż kobiet występuje już w wieku 15–19 lat, nasila się u osób powyżej 40 roku i obniża dopiero w wieku 80 lat i więcej. W 1990 roku wskaźnik zgonów dla obu płci wynosił 10,2 osoby na 1 000 mieszkańców, dla mężczyzn 11,3 dla kobiet 9,2.

W Tabelicy 1 wyszczególniono 7 podstawowych przyczyn zgonów. Były one powodem aż 90% wszystkich przyczyn śmierci Polaków w 2012 roku.

Tablica 1. Najczęstsze przyczyny zgonów w Polsce w 2012 r.

LP.	Przyczyny zgonów	Liczba zgonów	Udział w %
1	Choroby układu krążenia ogółem	177 578	46
2	Nowotwory ogółem	98 747	26
3	Zewnętrzne przyczyny zachorowania i zgonu – ogółem	23 569	6
4	Choroby układu oddechowego ogółem	20 148	5
5	Choroby układu trawiennego ogółem	16 563	4
6	Zaburzenia wydzielania wewnętrznego, stanu odżywiania i przemiany metabolicznej ogółem	7 535	2
7	Choroby układu nerwowego i narządów zmysłów	5 748	1

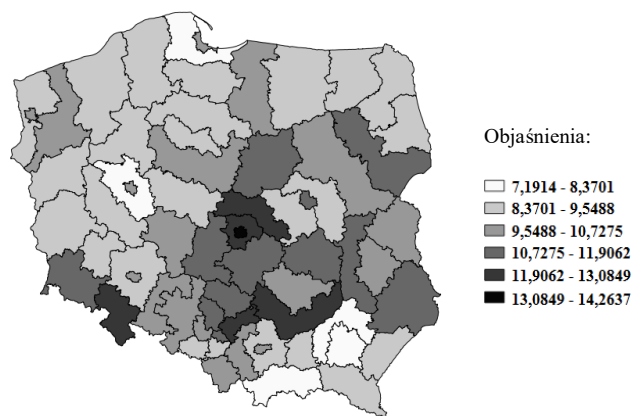
Źródło: opracowanie własne na podstawie Banku Danych Lokalnych, GUS.

<sup>3</sup> Wszystkie prezentowane w tym rozdziale informacje statystyczne pochodzą z Roczników statystycznych Rzeczypospolitej Polskiej i Roczników demograficznych, wydawanych przez GUS.



Choroby układu krążenia oraz nowotwory są od wielu lat najczęstszymi przyczynami zgonów, odpowiadają za ponad 70% przyczyn śmierci (Wojtyniak, Goryński, Moskalewicz 2012: 51-86).

Na poniższym rysunku (Rysunek 1) przedstawiono graficzne rozłożenie wskaźników zgonów w podregionach w Polsce w 2012 roku w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców. Im ciemniejszy kolor, tym względna liczba zgonów jest wyższa.



Rysunek 1. Zgony na 1 000 mieszkańców w 2012 roku w podregionach

Źródło: opracowanie własne na podstawie informacji BDL, GUS.

Zauważyć można, iż najwięcej zgonów w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców w 2012 roku odnotowano w takich podregionach jak: m. Łódź, skierniewickim oraz sosnowskim.

Z kolei najmniej zgonów w analogicznych warunkach jak powyżej odnotowano w podregionach: gdańskim, poznańskim, tarnobrzeskim, rzeszowskim i nowosądeckim.

W 2012 roku najwięcej osób – 12,4 na 1 000 mieszkańców zmarło w województwie łódzkim i tendencja ta utrzymuje się już od wielu lat, przy czym mężczyzn 13,5 osoby, a kobiet 11,5 osoby na 1 000 mieszkańców. Powyżej 10 osób na 1 000 mieszkańców zmarło także w województwach: świętokrzyskim, śląskim, dolnośląskim, lubelskim, mazowieckim i opolskim. Najmniej w województwach podkarpackim i pomorskim – mniej niż 9 osób. Mężczyzn najmniej umiera w podkarpackim, pomorskim i wielkopolskim – 9,2–9,8 osób na 1 000 mieszkańców, a kobiet w podkarpackim, warmińsko-mazurskim i pomorskim 8,1–8,2 osoby.

Największe nasilenie zgonów z powodu chorób układu krążenia występuje w województwach: świętokrzyskim, łódzkim i lubelskim – 5,6–5,3 osoby. Najmniejsza śmiertelność z powodu tych schorzeń występuje w województwach: warmińsko-mazurskim, pomorskim i wielkopolskim (wartość niższa niż 4 osoby). Z powodu nowotworów najwięcej osób zmarło

w województwach: łódzkim, śląskim, dolnośląskim i kujawsko-pomorskim (2,8 osoby). Najmniejsza śmiertelność z powodu nowotworów występowała w województwach podkarpackim i lubelskim (2,0–2,3 osoby).

#### 4. OPISOWA ANALIZA DANYCH

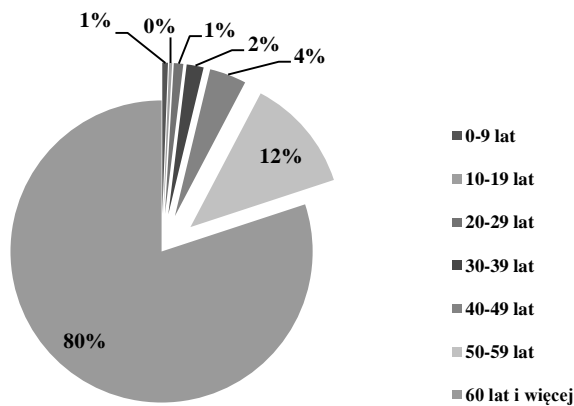
Wyjściowy model zgonów dla podregionów w Polsce w 2012 roku, został zaproponowany następująco:

$$ZO_{2012} \left( LP60^{(+)}_{2012}, WB^{(-)}_{2012}, ZP^{(+)}_{2007}, UW^{(-)}_{2011}, UB^{(+)}_{2012} \right), \quad (1)$$

gdzie:  $ZO$  – zgony ogółem na 1 000 mieszkańców,  $LP60$  – udział ludności powyżej 60 roku życia w populacji podregionu,  $WB$  – przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto,  $ZP$  – zanieczyszczenie powietrza na 1 km<sup>2</sup>,  $UW$  – udział osób z wyższym wykształceniem w populacji podregionu,  $UB$  – udział bezrobotnych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym.

W zaproponowanym modelu zmienną objaśnianą stanowi liczba zgonów w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców. Zmiennymi objaśniającymi są zmienne, które w dużym stopniu odzwierciedlają czynniki ryzyka, przyczyniające się do zwiększonej śmiertelności. Zaliczono do nich: udział osób w wieku 60 lat i więcej w ogólnej liczbie ludności, udział bezrobotnych zarejestrowanych w stosunku do liczby osób w wieku produkcyjnym, udział osób z wyższym wykształceniem, przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto oraz zanieczyszczenie powietrza na 1 km<sup>2</sup>.

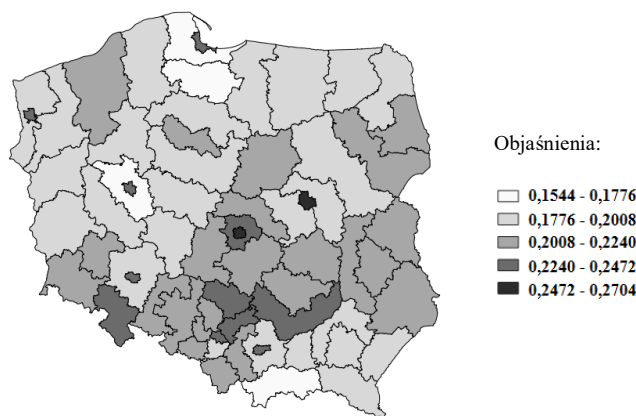
Zgodnie z przeprowadzoną analizą, w Polsce w 2012 roku najwięcej zgonów odnotowano wśród osób w wieku 60 lat i więcej. W tej grupie wiekowej było aż 80% wszystkich przypadków śmierci. Udział poszczególnych grup wiekowych w śmiertelności w Polsce w 2012 roku został zaprezentowany na Rysunku 2. W związku z powyższym, jako jedną ze zmiennych objaśniających w modelu został przyjęty udział ludności w wieku 60 lat i więcej.



Rysunek 2. Udział grup wiekowych w strukturze zgonów w 2012 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie BDL, GUS.

W 2012 roku w Polsce żyło 8 045 232 osób w wieku powyżej 60 lat i stanowili oni 20% społeczeństwa. Dla porównania, w roku 2000 było 6 422 500 osób w wieku powyżej 60 roku życia, i wówczas stanowili oni niecałe 17% ogółu mieszkańców. Większy udział, o ponad 3 punkty procentowe, w strukturze społeczeństwa osób powyżej 60 roku życia przyczynia się do wzrostu wskaźników umieralności.



Rysunek 3. Udział osób w wieku 60 lat i więcej w strukturze ludności Polski w 2012 r.

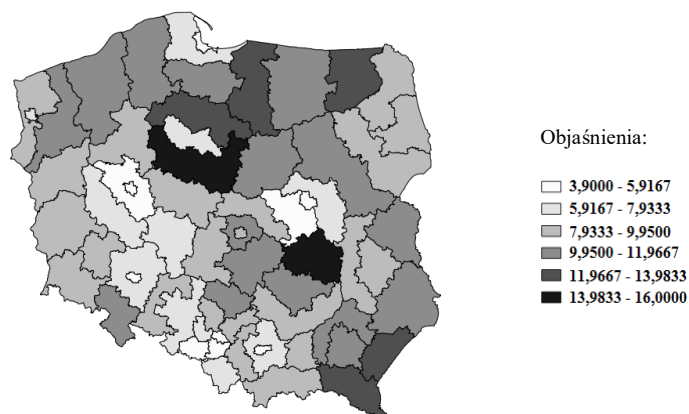
Źródło: opracowanie własne na podstawie BDL, GUS.

Na Rysunku 3, zaprezentowane zostało przestrzenne zróżnicowanie udziału osób w wieku powyżej 60 lat w podregionach w Polsce w 2012 roku. Największy odsetek osób w omawianej grupie wiekowej występuje w m. Łódź (27%), m. Warszawa (25%), podregionie trójmiejskim (24,7%) oraz w m. Wrocław (24,2%). Z kolei najmniejszym odsetkiem osób powyżej 60 roku

życia charakteryzowały się: podregion gdański (15,4%), poznański (16,7%), starogardzki (17,4%) oraz nowosądecki (17,6%).

Kolejną zmienną objaśniającą liczbę zgonów stanowił udział osób bezrobotnych w społeczeństwie podregionu. Zmienna ta w pewnym stopniu odzwierciedla z jednej strony poziom zamożności społeczeństwa, a z drugiej – poziom problemów społecznych. Spośród prezentowanych przez GUS danych dotyczących bezrobocia, zdecydowano się wykorzystać zmienną – udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym. Wartości tych danych dla podregionów w Polsce w 2012 roku zostały zaprezentowane na Rysunku 4.

Najwyższy udział osób bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w 2012 roku obserwowano w podregionach: radomskim (16%), wrocławskim (14,2%), ełckim (13,7%) oraz przemyskim (13%). Z kolei najniższy udział osób bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w 2012 roku obserwowano w podregionach: m. Poznań (3,9%), trójmiejskim (4,4%), m. Warszawa (4,6%) oraz m. Wrocław (4,7%).

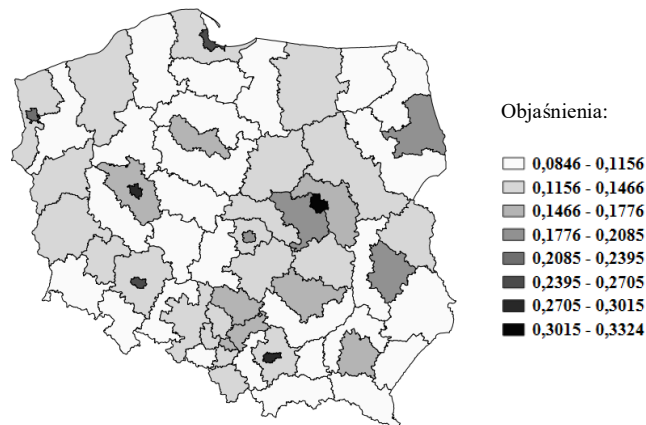


Rysunek 4. Udział bezrobotnych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w 2012 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie BDL, GUS.

Ostatnią zmienną objaśniającą stanowił udział osób z wyższym wykształceniem w ogóle społeczeństwa badanego podregionu. Ze względu na fakt, iż zmienna ta nie jest publikowana przez GUS corocznie, w modelu zastosowano dane z roku 2011, wychodząc tym samym z założenia, że udział osób z wyższym wykształceniem w ogóle społeczeństwa nie uległ znaczącym zmianom w ciągu roku. Na Rysunku 5 przedstawiono przestrzenne zróżnicowanie omawianej zmiennej.





Rysunek 5. Udział osób z wyższym wykształceniem w ogólnej liczbie ludności w 2011 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie BDL, GUS.

Najwyższym odsetkiem osób z wyższym wykształceniem w populacji charakteryzowały się takie podregiony jak: m. Warszawa (33,2% ludności), m. Kraków (27,9% ludności), m. Poznań (27,1% ludności) oraz m. Wrocław (26,7% ludności). Z kolei najniższy odsetek osób z wyższym wykształceniem w 2011 roku odnotowano w takich podregionach jak: grudziądzki (8,4%), nowosądecki (9,4%), starogardzki (9,5%), wrocławski (9,6%) oraz ełcki (9,8%).

Dwie zmienne: przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto oraz zanieczyszczenie powietrza na 1 km<sup>2</sup> nie wpływają statystycznie istotnie na wielkość zgonów w modelu, stąd ze względu na objętość opracowania nie zostały omówione.

## 5. METODA BADANIA

W celu określenia statystycznej istotności parametrów oraz wpływu zmiennych objaśniających, a także zweryfikowania hipotezy o istotności statystyki Morana informującej o istnieniu autoregresji przestrzennej, oszacowano model przy użyciu klasycznej metody najmniejszych kwadratów.

Oszacowany model przy użyciu KMNK przedstawia się następująco:

$$ZO_{2012} = -2,46 + 65,83 LP60_{2012} - 11,96 UW_{2011} + 0,05 UB_{2012}, \quad (2)$$

gdzie:  $ZO$  – zgony ogółem na 1 000 mieszkańców,  $LP60$  – udział ludności powyżej 60 roku życia w populacji podregionu,  $UW$  – udział osób z wyższym

wykształceniem w populacji podregionu,  $UB$  – udział bezrobotnych w ogóle ludności w wieku produkcyjnym podregionu.

W modelu zastosowano macierz wag w konfiguracji królowej, ponieważ założono, iż efekty występujące w najbliższych podregionach będą miały największy wpływ na kształtowanie się umieralności w danym podregionie.

Na podstawie oszacowanych parametrów strukturalnych, przyjmując zasadę *ceteris paribus* można powiedzieć, iż:

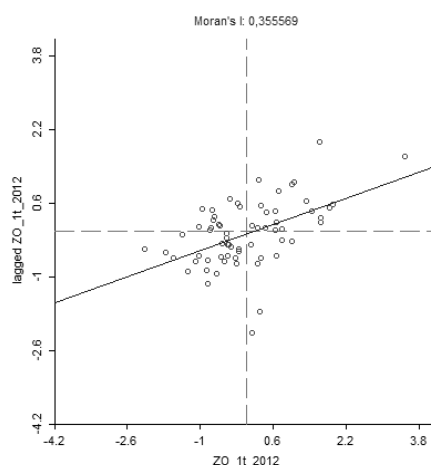
- wzrost udziału liczby ludności powyżej 60 roku życia w społeczeństwie o 1 punkt procentowy powoduje wzrost zgonów przypadających na 1 000 mieszkańców średnio o około 65,83 zgonu,
- wzrost udziału liczby osób z wyższym wykształceniem w społeczeństwie o 1 punkt procentowy powoduje spadek zgonów przypadających na 1 000 mieszkańców średnio o około 11,96 zgonów,
- wzrost udziału osób bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie osób w wieku produkcyjnym o 1 punkt procentowy przyczynia się do wzrostu zgonów w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców średnio o około 0,05 zgonu.

Kierunek korelacji pomiędzy zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi jest zgodny z założeniami. Ponadto wszystkie parametry są statystycznie istotne na poziomie  $\alpha=0,1^4$ , a zmienne objaśniające istotnie wpływają na wyjaśnienie zmiennej objaśnianej. Współczynnik determinacji  $R^2$  dla oszacowanego modelu wynosi około 84%, tym samym można powiedzieć, że zmienność teoretyczna stanowi około 84% zmienności rzeczywistej.

Analizę przestrzenną rozpoczęto od zbadania autokorelacji przestrzennej wartości zmiennej objaśnianej za pomocą statystyki i wykresu rozproszenia Morana. Do obliczeń zastosowano aplikację GeoDa. Na Rysunku 6 przedstawiono wykres Morana. Można zauważyć, że obserwacje w dużej części skupiają się w I i III ćwiartce, co wskazywać może na występowanie dodatniej autokorelacji przestrzennej.

---

<sup>4</sup> Na poziomie istotności  $\alpha=0,05$  jedynie udział osób bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym nie miał statystycznie istotnego wpływu na kształtowanie się zgonów w podregionach w Polsce w 2012 r. (załącznik 1).



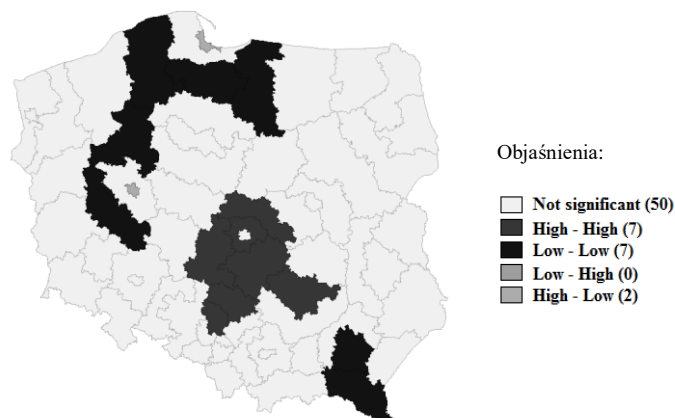
Rysunek 6. Wykres Morana dla zmiennej zgony w przekroju podregionów

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu GeoDa.

Wykonany permutacyjny test potwierdza wnioski płynące z wykresu Morana i tym samym wskazuje na statystyczną istotność statystyki Morana  $I^5$ . Tym samym można wnioskować o dodatniej autokorelacji przestrzennej liczby zgonów w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców w podregionach w Polsce w 2012 r. Dodatnia autokorelacja przestrzenna wskazuje, iż skupiska tworzą podregiony o wysokiej lub o niskiej śmiertelności względnej.

Przy użyciu aplikacji GeoDa oszacowano wartości lokalnej statystyki LISA, pozwalającej na graficzną prezentację występowania skupień, co zostało przedstawione na Rysunku 7. Można zauważyć, iż skupienie podregionów o niskiej śmiertelności względnej tworzą: podregiony województwa pomorskiego (z wyjątkiem podregionu trójmiejskiego i gdańskiego), zachodnia część województwa warmińsko mazurskiego oraz częściowo również podregiony województwa wielkopolskiego i podkarpackiego. Natomiast skupienia o wysokiej śmiertelności tworzą podregiony województwa łódzkiego (poza miastem Łódź), jak również sąsiadujące z nim podregiony województwa świętokrzyskiego i śląskiego.

<sup>5</sup> Zgodnie z obliczeniami wykonanymi przy pomocy programu GeoDa, otrzymano nierówność:  $I=0,3556 > E(I)=-0,0154$  (gdzie:  $I$  – statystyka Morana  $I$ ,  $E(I)$  – aproksymacja wartości oczekiwanej), która wskazuje na występowanie autokorelacji dodatniej.



Rysunek 7. Mapa skupień statystyki lokalnej LISA

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem GeoDa.

Wyniki testu Morana  $I$  wskazują na przestrzenne skorelowanie reszt oraz na zasadność stosowania modeli ekonometrii przestrzennej. Przy wyborze wariantu modelu regresji przestrzennej SAR/SEM kierowano się procedurą opisaną przez B. Suheckiego (Suhecki 2010: 301-302). Zarówno test  $LMSAR$  jak i test  $LMSEM$  okazały się być statystycznie istotne (Tablica 2), co nie dawało jednoznaczności przy wyborze odpowiedniego wariantu.

Tablica 2. Wartości wybranych statystyk w modelu względnej liczby zgonów

Test	Wartość testu	Wartość prawdopodobieństwa
Moran's $I$ (error)	4,4103951	0,0000103
Lagrange Multiplier (lag)	14,6485799	0,0001295
Robust LM (lag)	5,7784214	0,0162241
Lagrange Multiplier (error)	14,7999495	0,0001195
Robust LM (error)	5,9297910	0,0148870

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem GeoDa.

Wartości sprawdzianów testów odpornych  $RLM$  wskazywały, iż w omawianym przypadku należałoby zastosować model  $SEM$  ( $RLMSEM > RLMSAR$ ). Jednakże różnica między  $RLMSAR$  i  $RLMSEM$  była niewielka (zaledwie 0,15), zdecydowano się na oszacowanie dwóch wariantów modelu i wybranie tego, który będzie posiadał lepsze charakterystyki.

Model  $SEM$ , który zgodnie z procedurą wyboru zaproponowaną przez Suheckiego, powinno się oszacować, posiada parametry, które są nieistotne na przyjętym poziomie istotności  $\alpha=0,1$ . Ponadto wyniki testu Breusch'a-Pagan'a wskazują na występowanie heteroskedastyczności wariancji składnika losowego. Natomiast w modelu  $SAR$  nie występują powyższe nieprawidłowości. Ponadto test ilorazu wiarygodności  $LR$  potwierdza prawidłowość uwzględniania

efektów przestrzennych w modelu i wskazuje na jego poprawną postać analityczną.

W związku z powyższym, zdecydowano się na przedstawienie wyników modelu Spatial Autoregressive Model (SAR), tj. modelu autoregresji przestrzennej, który w notacji macierzowej można zapisać następująco (Arbia 2006: 110; Suchecki 2010: 248)<sup>6</sup>:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}. \quad (3)$$

Oszacowany model SAR przedstawia się następująco:

$$\begin{aligned} ZO_{2012} = & -4,34 + 60,00LP60_{2012} - 9,72UW_{2011} + 0,05UB_{2012} + \\ & + 0,28W\_ZO_{2012}, \end{aligned} \quad (4)$$

gdzie:  $W\_ZO$  – obraz przestrzenny liczby zgonów w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców według podregionów w 2012 roku.

Na podstawie oszacowanych parametrów strukturalnych, przyjmując zasadę *ceteris paribus* można powiedzieć, iż:

- wzrost udziału liczby ludności powyżej 60 roku życia w społeczeństwie o 1 punkt procentowy powoduje wzrost zgonów przypadających na 1 000 mieszkańców średnio o około 60,00 osób. Wielkość tego parametru jest 6 razy wyższa niż przeciętny wskaźnik zgonów, ale dotyczy grupy osób powyżej 60 roku życia, dla której dostępne statystyki wykazują najwyższą umieralność,
- wzrost udziału liczby osób z wyższym wykształceniem w społeczeństwie o 1 punkt procentowy powoduje spadek zgonów przypadających na 1 000 mieszkańców średnio o około 9,72 zgonu. W wielu badaniach potwierdziło się, że poziom wykształcenia społeczeństwa ma duży wpływ na liczbę zgonów,
- wzrost udziału osób bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie osób w wieku produkcyjnym o 1 punkt procentowy przyczynia się do wzrostu zgonów w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców średnio o 0,05 zgonu. Bezrobocie jest przyczyną średnio jednego zgonu na 20 000 mieszkańców,
- wzrost zgonów na 1 000 mieszkańców w sąsiednich podregionach o jedność powoduje wzrost zgonów na 1000 mieszkańców w podregionie  $i$ -tym średnio o 0,28. Nie należy tej zmiennej interpretować dosłownie, gdyż w sąsiednich podregionach podobne czynniki mają wpływ na liczbę zgonów jak w rozpatrywanym podregionie (np. zanieczyszczenie powietrza). Więcej

<sup>6</sup> Do badania śmiertelności niemowląt w Brazylii także zastosowano model co prawda panelowy z efektami stałymi i autoregresją przestrzenną (Barufi, Haddad, Paez 2012: 181-196).

niż połowa osób umiera w warunkach szpitalnych nie zawsze w podregionie, w którym zamieszkiwała.

Parametry modelu są istotne na poziomie istotności  $\alpha = 0,1$ <sup>7</sup>, a stojące przy nich zmienne statystycznie istotnie wpływają na liczbę zgonów w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców w podregionach.

## 6. WNIOSKI KOŃCOWE

Na podstawie przedstawionych wyników można powiedzieć, iż zastosowanie modeli ekonometrii przestrzennej do badania umieralności w podregionach w Polsce jest zasadne. Badanie potwierdziło, że czynniki społeczne, demograficzne i ekonomiczne mają wpływ na kształtowanie się śmiertelności w podregionach w Polsce.

Co więcej, determinanty warunkujące zgony na świecie, warunkują również zgony w naszym kraju. Przeprowadzone badania mogłyby okazać się pomocne w alokowaniu środków przeznaczanych na profilaktykę zdrowotną. Ponadto wykorzystując narzędzia benchmarkingu można adaptować rozwiązania stosowane przez inne kraje, w których śmiertelność jest mniejsza (np. aktywny tryb życia, czy modele żywieniowe).

W modelach opisywanych w niniejszej publikacji, nie zastosowano zmiennych, wynikających z działalności systemu opieki zdrowotnej, jak np. liczby personelu medycznego w przeliczeniu na 10 000 mieszkańców, czy też przeciętnego czasu pobytu pacjenta w szpitalu. Niestety, dla przyjętego przekroju, jakim są podregiony, nie wszystkie dane statystyczne są publikowane, podobnie jak informacje związane z przeciętnym miesięcznym spożyciem warzyw i owoców, alkoholu, papierosów, czy też dane związane z udziałem osób otyłych. Zmienne te mogą mieć znaczący wpływ na kształtowanie się zdrowia społeczeństwa, a tym samym statystyczny wpływ na umieralność Polaków.

Z punktu widzenia otrzymanych wyników, kolejne badania powinny skupić się na znalezieniu determinant warunkujących śmiertelność według płci. Z punktu naukowego interesujące byłoby zbadanie podobieństw/różnic pomiędzy skupiskami podregionów, w których śmiertelność jest wysoka oraz niska.

---

<sup>7</sup> Tak jak w przypadku KMNK, na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  jedynie udział osób bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym nie miał statystycznie istotnego wpływu na kształtowanie się zgonów w podregionach w Polsce w 2012 roku.



## BIBLIOGRAFIA

- Arbia G. (2006), *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*, Springer-Verlag, Berlin.
- Barufi A. M., Haddad E., Paez A. (2012) *Infant mortality in Brazil, 1980-2000: A spatial panel data analysis*, „BMC Public Health”, no. 12, ss. 181-196.
- Causes of Death in the World 1990, 2005, 2010*, <http://healthintelligence.drupalgardens.com/content/causes-death-world-1990-2005-2010>, (dostęp z dn. 20.05.2014 r.)
- Daniels N., Kawachi I., Kennedy B. P. (1999), *Why justice is good for our health: The social determinants of health inequalities*, „Daedalus”, vol. 4, no. 128, ss. 215-251.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik demograficzny 2013*, Warszawa.
- Główny Urząd Statystyczny, *Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 1999, 2011, 2013*, Warszawa.
- Kennelly B., O’Shea E., Garvey E. (2003), *Social capital, life expectancy and mortality: a cross-national examination*, „Social Science & Medicine”, no. 56, ss. 2367-2377.
- Lim S. S., Vos T., Flaxman A. D., i in. (2012), *A comparative risk assessment of burden of disease and injury attributable to 67 risk factors and risk factor clusters in 21 regions, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010*, „Lancet”, no. 380, ss. 2224-2260.
- Matyaszczyk P., Hoffmann K., Bryl W. (2011), *Epidemiologia wybranych czynników ryzyka chorób układu krążenia*, „Przegląd Kardiologiczny”; t. 4, nr 6, ss. 255-262.
- Miller M., Opolski J. (2008), *Zdrowie Publiczne w Polsce a polityka zdrowotna w świetle dokumentów Światowej Organizacji Zdrowia*, *Borgis – Postępy Nauk Medycznych* nr 4, ss. 282-289.
- Okólski M. (2005), *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, Scholar, Warszawa.
- Okólski M., Fihel A. (2012), *Demografia. Współczesne zjawiska i teorie*. Scholar, Warszawa.
- Opolski J. (2011), *Zdrowie Publiczne. Wybrane zagadnienia*, Centrum Medyczne Kształcenia Podyplomowego, tom 1, Warszawa.
- Pikala M., Bryła M., Marcinkowski J. T., Maniecka-Bryła I. (2013), *Uwarunkowania społeczno-ekonomiczne umieralności w Polsce*, „Hygeia Public Health”, t. 1, nr 48, ss. 35-39.
- Richardson E. A., Pearce J., Richard Mitchell R., Niamh K. Shortt N. K., Tunstall H. (2013), *Have regional inequalities in life expectancy widened within the European Union between 1991 and 2008?*, „European Journal of Public Health”, vol. 24, no. 3, ss. 357-363.
- Rosicova K., Madarasova Geckova A., Jitse P. van Dijk J. P., Rosic M., Zezula I., Johan W. Groothoff J. W. (2009), *Socioeconomic indicators and ethnicity as determinants of regional mortality rates in Slovakia*, „International Journal of Public Health” no. 54, ss. 274-282.
- Suhecki B. (red.) (2010), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C.H Beck.
- Wojtyniak B., Goryński P., Moskalewicz B. (red.), (2012), *Sytuacja zdrowotna ludności Polski i jej uwarunkowania*, „Narodowy Instytut Zdrowia Publicznego – Państwowy Zakład Higieny”, Warszawa.

## ABSTRAKT

W Polsce w 2012 r. statystycznie na 1 000 mieszkańców zmarło 10 osób, przy czym co najmniej 7 z powodu chorób układu krążenia i nowotworów. W porównaniu z krajami Europy Zachodniej wartości te świadczą o złej sytuacji zdrowotnej polskiego społeczeństwa. Można przypuszczać, że odpowiedzialnymi za wyższe wskaźniki śmiertelności w Polsce są czynniki

ryzyka, takie jak stres spowodowany brakiem pracy, niepewność otrzymania wynagrodzenia, nieaktywny tryb życia, niezdrowe nawyki żywieniowe, nadwaga i otyłość.

Celem opracowania jest zbadanie istotności wpływu determinant społeczno-ekonomicznych na liczbę zgonów w podregionach w Polsce w 2012 roku. Narzędziem realizacji celu jest liniowy model ekonometryczny uwzględniający zależności przestrzenne.

Jako zmienną objaśnianą przyjęto liczbę zgonów w podregionach w Polsce w przeliczeniu na 1 000 mieszkańców w 2012 roku. Wyniki estymacji modelu pozwalają wnioskować o wpływie wykształcenia, bezrobocia i struktury wiekowej populacji na liczbę zgonów oraz o braku wpływu czynników związanych z zamożnością takich jak przeciętne wynagrodzenia brutto i PKB per capita.

### **SPATIAL ECONOMETRIC ANALYSIS OF SOCIO-ECONOMIC DETERMINANTS OF MORTALITY IN POLISH SUB-REGIONS**

#### **ABSTRACT**

In Poland, in 2012 statistically at 1 000 inhabitants died 10 people, with at least 7 due to cardiovascular disease and cancer. In comparison with Western European countries, these values indicate poor health situation of Polish society. It can be assumed that responsible for the higher mortality rates in Poland are the stress caused by lack of work, the uncertainty of remuneration, the inactive lifestyle, unhealthy eating habits, overweight and obesity.

The aim of this paper is to examine the significance of socio-economic determinants and their influence on deaths number in sub-regions in Poland in 2012. The method used is the linear econometric model with the spatial relationships.

As a dependent variable the relative number of deaths in sub-regions in Poland per 1 000 inhabitants in 2012 is used. The results estimation indicate on the significant impact of education, unemployment and age on mortality in Poland and on the lack of influence of factors associated with affluence, such as the average gross wages and GDP per capita.



Załącznik 1. Wyniki oszacowania modelu przy użyciu KMNK

SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION

Data set : 20140609  
 Dependent Variable : Z02012 Number of Observations: 66  
 Mean dependent var : 9,94914 Number of Variables : 4  
 S.D. dependent var : 1,22625 Degrees of Freedom : 62

R-squared : 0,842001 F-statistic : 110,136  
 Adjusted R-squared : 0,834356 Prob(F-statistic) : 8,42478e-025  
 Sum squared residual: 15,6803 Log likelihood : -46,2208  
 Sigma-square : 0,252909 Akaike info criterion : 100,442  
 S.E. of regression : 0,5029 Schwarz criterion : 109,2  
 Sigma-square ML : 0,237581  
 S.E of regression ML: 0,487423

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	-2,458757	0,7256044	-3,388564	0,0012258
LP60_2012	65,82525	3,790227	17,3671	0,0000000
UB_2012	0,05228625	0,02961227	1,765696	0,0823705
UW_2011	-11,96037	1,902456	-6,286805	0,0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 32,422979

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	0,6046295	0,7391054

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	3	1,301537	0,7287682
Koenker-Bassett test	3	1,637777	0,6508548

SPECIFICATION ROBUST TEST

TEST	DF	VALUE	PROB
White	9	6,853076	0,6524131

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX : 20140609.gal

(row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0,336443	4,4103951	0,0000103
Lagrange Multiplier (lag)	1	14,6485799	0,0001295
Robust LM (lag)	1	5,7784214	0,0162241
Lagrange Multiplier (error)	1	14,7999495	0,0001195

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem GeoDa.



## Załącznik 2. Wyniki oszacowania modelu SAR

## SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL LAG MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Data set : 20140609  
 Spatial Weight : 20140609.gal  
 Dependent Variable : ZO\_2012 Number of Observations: 66  
 Mean dependent var : 9,94914 Number of Variables : 5  
 S.D. dependent var : 1,22625 Degrees of Freedom : 61  
 Lag coeff. (Rho) : 0,286847

R-squared : 0,879621 Log likelihood : -37,8812  
 Sq. Correlation : - Akaike info criterion : 85,7623  
 Sigma-square : 0,181012 Schwarz criterion : 96,7106  
 S.E of regression : 0,425455

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_ZO_2012	0,2868473	0,06263616	4,57958	0,0000047
CONSTANT	-4,343716	0,7358335	-5,903124	0,0000000
LP60_2012	60,00015	3,516461	17,06265	0,0000000
UB_2012	0,04620765	0,02505426	1,844303	0,0651388
UW_2011	-9,721918	1,74094	-5,584292	0,0000000

## REGRESSION DIAGNOSTICS

## DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

## RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	3	0,5301616	0,9122168

## DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

## SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : 20140609.gal

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	16,67929	0,0000443

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem GeoDa.

Załącznik 3. Wyniki oszacowania modelu SEM

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION

Data set : 20140609  
 Spatial Weight : 20140609.gal  
 Dependent Variable : ZO\_2012 Number of Observations: 66  
 Mean dependent var : 9,949138 Number of Variables : 4  
 S.D. dependent var : 1,226248 Degrees of Freedom : 62  
 Lag coeff. (Lambda) : 0,681482

R-squared : 0,897475 R-squared (BUSE) : -  
 Sq. Correlation : - Log likelihood : -36,340136  
 Sigma-square : 0,154165 Akaike info criterion : 80,6803  
 S.E of regression : 0,392638 Schwarz criterion : 89,4389

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	-1,119596	0,6047196	-1,851429	0,0641077
LP60_2012	60,04625	3,24831	18,48538	0,0000000
UB_2012	0,04308885	0,02797642	1,540184	0,1235154
UW_2011	-12,8134	1,69148	-7,575259	0,0000000
LAMBDA	0,6814819	0,09844233	6,922651	0,0000000

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	3	7,698406	0,0526738

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : 20140609.gal

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	19,76132	0,0000088

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem GeoDa.