



Anna Sączewska-Piotrowska

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Ekonomii
Katedra Metod Statystyczno-Matematycznych w Ekonomii
anna.saczewska-piotrowska@ue.katowice.pl

ANALIZA UBÓSTWA W POLSCE W UJĘCIU PRZESTRZENNYM

Streszczenie: Głównym celem artykułu jest ocena zależności przestrzennej ubóstwa w Polsce. Analiza zostanie przeprowadzona na poziomie podregionów. Analiza przestrzenna danych pozwoli ocenić ogólne podobieństwo (lub jego brak) podregionów ze względu na zasięg ubóstwa. Wyodrębnione zostaną grupy podobnych podregionów oraz podregionów różniących się od swoich sąsiadów. W badaniu zostanie wykorzystana globalna i lokalna statystyka Morana oraz tradycyjna metoda (bez wykorzystania informacji o zasięgu ubóstwa w sąsiednich podregionach).

Słowa kluczowe: ubóstwo, podregiony Polski, autokorelacja przestrzenna, statystyka globalna i lokalna.

Wprowadzenie

Ubóstwo jest zjawiskiem zagrażającym gospodarstwom domowym w całej Polsce. Zasięg ubóstwa (mierzony odsetkiem ubogich gospodarstw domowych w ogóle) nie jest taki sam na całym obszarze Polski, jest przestrzennie zróżnicowany na poziomie makroregionów, województw, podregionów i jeszcze mniejszych jednostek terytorialnych. Walka z ubóstwem jest jednym z podstawowych zadań polityki społecznej, a zadanie to nie może zostać wykonane bez prawidłowej identyfikacji ubogich, którą można przeprowadzać uwzględniając cechy głowy gospodarstwa domowego (np. wiek, płeć), cechy gospodarstwa domowego (np. liczba osób) czy też miejsce zamieszkania gospodarstw domowych. Należy pamiętać, że gospodarstwa domowe zamieszkują wsie i miasta, ale jednocześnie leżą w obrębie większych jednostek terytorialnych, które mogą być podobne do siebie ze względu na odległość od dużych ośrodków miejskich

czy udział gruntów rolnych. W takiej sytuacji, ze względu na zbliżone warunki społeczno-ekonomiczne, zasięg ubóstwa w danej jednostce może być podobny do zasięgu ubóstwa w sąsiednich jednostkach. Mówimy wtedy o tzw. autokorelacji przestrzennej. Działania polityki społecznej, mające na celu walkę z ubóstwem, powinny uwzględniać przestrzenne podobieństwo (lub jego brak) jednostek terytorialnych ze względu na zasięg biedy, dzięki czemu działania te będą miały bardziej kompleksowy charakter i będą się cechowały większą skutecznością.

Celem artykułu jest ocena zależności przestrzennej zasięgu ubóstwa w Polsce na poziomie podregionów. Analiza przestrzenna danych pozwoli ocenić ogólne podobieństwo (lub jego brak) podregionów ze względu na zasięg ubóstwa. Wyodrębnione zostaną grupy podobnych podregionów oraz podregionów różniących się od swoich sąsiadów. Osiągnięcie zamierzonych rezultatów będzie możliwe dzięki zastosowaniu miar autokorelacji przestrzennej – globalnej oraz lokalnej statystyki Morana. Wyznaczenie wartości globalnej statystyki pozwoli stwierdzić, czy podregiony są bardziej zbliżone pod względem zasięgu ubóstwa z sąsiadującymi podregionami niż z odległymi podregionami, natomiast wartości lokalnych statystyk dostarczą informacji na temat podobieństwa/braku podobieństwa każdego z podregionów względem jego sąsiadów. Można się spodziewać, że ze względu na bliskość miast i podobne uprzemysłowienie, podregiony województwa śląskiego będą tworzyły klastr o zbliżonych, niskich wartościach odsetka gospodarstw ubogich. Można oczekiwać, że podregiony Polski wschodniej, a także południowo-wschodniej powinny być zgrupowane w klastr cechujący się wysokim udziałem gospodarstw ubogich, a jedynie duże miasta mogą stanowić wyspy cechujące się niskim odsetkiem ubogich. Można również oczekiwać, że wyspą charakteryzującą się niskim udziałem biednych gospodarstw domowych na tle sąsiadujących podregionów będzie miasto Warszawa.

1. Dane i metoda

Analiza ubóstwa w Polsce według subregionów bazuje na danych z projektu „Diagnoza społeczna” [www 1] za rok 2013. W bazie danych zawarta jest informacja o 12 355 gospodarstwach domowych. Na potrzeby analizy wykorzystano informację o dochodach gospodarstw domowych oraz o ich przynależności do jednego z 66 podregionów w Polsce¹.

¹ Od 1 stycznia 2015 r. w Polsce wyodrębniono 72 regiony.

Ubóstwo jest zjawiskiem, które może być postrzegane w sposób klasyczny bądź wielowymiarowy. W podejściu klasycznym ocena poziomu zaspokojenia potrzeb odbywa się wyłącznie przez pryzmat dochodów (lub wydatków), natomiast w podejściu wielowymiarowym przy identyfikacji osób ubogich uwzględnia się również czynniki pozadochodowe [Panek, Podgórski, Szulc, 1999, s. 12]. W analizie zastosowano podejście klasyczne, zgodnie z którym jako ubogie uznano te gospodarstwa domowe, których dochód jest niższy od 60% mediany rozkładu dochodów ekwiwalentnych. Zbliżone podejście jest stosowane przez Eurostat, a jedyna różnica polega na tym, że Eurostat oblicza udział ubogich osób w gospodarstwach domowych, a w przeprowadzonej analizie jest to udział ubogich gospodarstw. Stosując tę granicę, ubóstwo jest rozumiane w sposób relatywny, co oznacza, że przynależność gospodarstwa do sfery ubóstwa jest uzależniona od pozycji danego gospodarstwa domowego względem sytuacji przeciętnej. Jedną z pierwszych definicji ubóstwa relatywnego przyjęła Rada Wspólnot Europejskich w 1975 r. [*Council Decision of 22 July 1975...*, 1975], natomiast za pioniera tego podejścia uważa się P. Townsenda [1979]. Ubóstwo można również postrzegać w sposób absolutny, nie odnosząc się do sytuacji przeciętnej, lecz określając wartość dochodów potrzebnych do zakupu dóbr oraz usług zaspokajających niezbędne potrzeby gospodarstwa domowego. Obszerne badania nad ubóstwem, w ujęciu absolutnym, przeprowadzili Ch. Booth [1887] i S. Rowntree [1901], a w późniejszych latach W. Beveridge [1942] oraz M. Orshansky [1965, 1968]. Zaproponowana przez M. Orshansky'ego miara ubóstwa po dzień dzisiejszy jest podstawą oficjalnego pomiaru ubóstwa w Stanach Zjednoczonych [Ravallion, 2008]. Podejście absolutne jest również stosowane przez Bank Światowy. Szersza dyskusja na temat metodologii pomiaru ubóstwa jest zawarta w literaturze [Kalinowski, Łuczka-Bakuła, 2007; Panek, 2011].

Przed wyznaczeniem granicy ubóstwa, dochody gospodarstw domowych muszą zostać doprowadzone do porównywalności, tzn. należy uwzględnić liczbę osób i skład demograficzny gospodarstwa, licząc dochody ekwiwalentne. W analizie zastosowano zmodyfikowaną skalę OECD [Hagenaars i in., 1994], która przyjmuje wartość 1 dla osoby dorosłej, 0,5 dla każdej dodatkowej osoby dorosłej w gospodarstwie oraz wartość 0,3 dla dziecka (osoba mająca 14 lat lub mniej).

Należy zaznaczyć, że dokonane wybory granicy ubóstwa czy skal ekwiwalentności mają charakter subiektywny, a dokonanie innych wyborów może doprowadzić do uzyskania odmiennych rezultatów, odnoszących się do zasięgu ubóstwa w Polsce według podregionów.

Mając wyznaczony zasięg ubóstwa w poszczególnych jednostkach terytorialnych, można te jednostki podzielić na grupy o podobnych wartościach cechy, stosując w tym celu tradycyjną metodę, nieuwzględniającą informacje o lokali-

zacji cechy. Jeden z często stosowanych podziałów opiera się na wyznaczeniu grup z uwzględnieniem wartości średniej i odchylenia standardowego badanej cechy (tzw. metoda odchyleń standardowych). Jest to klasyczna metoda podziału jednostek na grupy. Należy jednak podkreślić, że w sytuacji, gdy w bazie danych zawarta jest informacja o lokalizacji badanej cechy (w naszym przypadku – o zasięgu ubóstwa), informacja ta zostaje bezpowrotnie tracona. Informacja taka może dotyczyć granic jednostek terytorialnych lub sąsiadów. Metody statystyki przestrzennej zwane również przeglądową analizy danych przestrzennych (ang. *explorative spatial data analysis* – ESDA), wykorzystują informacje zarówno o wartościach badanej zmiennej, jak i jej lokalizacji. Statystyki przestrzenne są często wykorzystywane do wizualizacji oraz ilościowej analizy danych przestrzennych. Techniki ESDA są efektywnym sposobem testowania istnienia procesów autokorelacji. Autokorelacja przestrzenna oznacza, że bliskie geograficznie obserwacje są bardziej podobne niż odległe obserwacje [Kopczewska, 2011, s. 69]. Techniki ESDA były stosowane do tej pory w Polsce w analizach przychodów budżetów [Wolny-Dominiak, Zeug-Żebro, 2012], krwiodawstwa [Ojrzyska, Twaróg, 2011] czy starzenia się ludności [Zeug-Żebro, 2014].

Głównym elementem analiz przestrzennych jest macierz wag przestrzennych, która jest zazwyczaj definiowana jako $n \times n$ standaryzowana rzędami macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu (ang. *row-standardized first order contiguity matrix*). „Sąsiedztwo pierwszego rzędu” oznacza, że rozważamy jedynie sąsiadów danej jednostki (np. według kryterium wspólnej granicy, które to kryterium przyjęto w analizie), w przypadku „sąsiedztwa drugiego rzędu” sąsiadami są dodatkowo sąsiedzi sąsiadów itd. Macierz wag jest tworzona przez standaryzację do jedynki binarnej macierzy sąsiedztwa. W macierzy binarnej wartość 1 oznacza, że jednostki mają wspólną granicę, wartość 0 – jednostki nie mają wspólnej granicy. „Standaryzacja rzędami” oznacza, że dla każdego wiersza i mamy $\sum_{j=1}^n w_{ij} = 1$. W badaniach empirycznych często jest stosowana standaryzacja zakładająca, że w_{ij} są równe $\frac{1}{n}$, gdy region ma n sąsiadów.

Do testowania globalnej autokorelacji przestrzennej można stosować globalną statystykę Morana I określoną wzorem [Kopczewska, 2011, s. 72]:

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

gdzie: x_i, x_j – wartości zmiennej w i -tej i j -tej jednostce przestrzennej

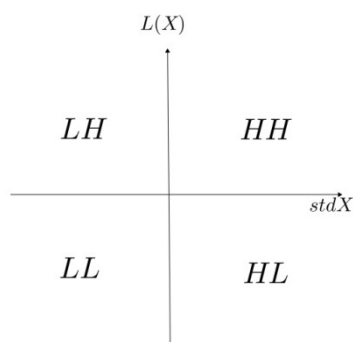
\bar{x} – średnia zmiennej ze wszystkich badanych jednostek

n – całkowita liczba jednostek przestrzennych uwzględnionych w badaniu

w_{ij} – element przestrzennej macierzy wag W .

Macierz W powinna być standaryzowana rzędami do jedynki. Statystyka globalna Morana przyjmuje wartości z zakresu $[-1,1]$: pozytywne, gdy testowane jednostki są podobne, negatywne – gdy nie ma podobieństwa pomiędzy nimi oraz bliskie zera – w przypadku losowego rozkładu jednostek. Testy istotności bazują na momentach teoretycznych lub na podejściu permutacyjnym (numeryczne podejście do testowania istotności statystyki). Testy istotności zostały szczegółowo opisane przez L. Anselina [2005].

Graficzną prezentacją globalnej statystyki Morana jest wykres punktowy statystyki Morana I . Wykres ten prezentuje standaryzowaną zmienną (oś X) i opóźnienie przestrzenne tej zmiennej (oś Y). Opóźnienie przestrzenne (ang. *spatial lag*) jest średnią ważoną wartości zmiennej w sąsiednich jednostkach [Anselin i in., 2013]. Analizowana zmienna oraz jej opóźnienie przestrzenne są standaryzowane, dlatego „obserwacje odstające” mogą zostać łatwo zilustrowane jako punkty oddalone o więcej niż dwie jednostki od początku układu współrzędnych. Są to „obserwacje odstające” w tym sensie, że nadmiernie wpływają na pozostałą część analizy [Anselin, Bao, 1997]. Potencjalne wpływowe obserwacje można również zidentyfikować stosując różne miary wpływu, np. DFFITS, miarę Cooka, DFBETAS. Wartość statystyki Morana I jest interpretowana w takim samym sposób jak współczynnik regresji i wyświetlana jako nachylenie linii regresji na wykresie punktowym (tylko dla standaryzowanej wierszami macierzy wag). Ćwiartki odpowiadają czterem rodzajom zależności przestrzennej. Dolna lewa oraz górna prawa ćwiartka wskazują na przestrzenne klastrowanie podobnych wartości: niskich wartości (tzn. mniejszych niż średnia) w dolnej lewej ćwiartce (LL) oraz wysokich wartości w górnej prawej ćwiartce (HH). Klastry niskich i wysokich wartości są odpowiednio potencjalnymi *cold spots* i *hot spots*. Górna lewa oraz dolna prawa ćwiartka wskazują przestrzenną zależność odmiennych wartości: górna lewa – niskie wartości otoczone wysokimi wartościami w sąsiednich jednostkach (LH), dolna prawa – wysokie wartości otoczone niskimi wartościami u sąsiadów (HL) [Anselin, 1995]. Punkty w ćwiartkach LH i HL są potencjalnymi przestrzennymi obserwacjami odstającymi. Opisane cztery typy zależności przedstawiono na rys. 1, gdzie zmienna standaryzowana jest oznaczona $stdX$, a opóźnienie przestrzenne $L(X)$.



Rys. 1. Wykres punktowy Morana

Statystyki lokalne Morana dostarczają informacji dotyczącej pozycji każdej obserwacji względem jej sąsiadów. W przypadku niestandardyzowanych wartości zmiennej i standaryzowanej wierszami macierzy wag, statystyka lokalna Morana jest dana wzorem:

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

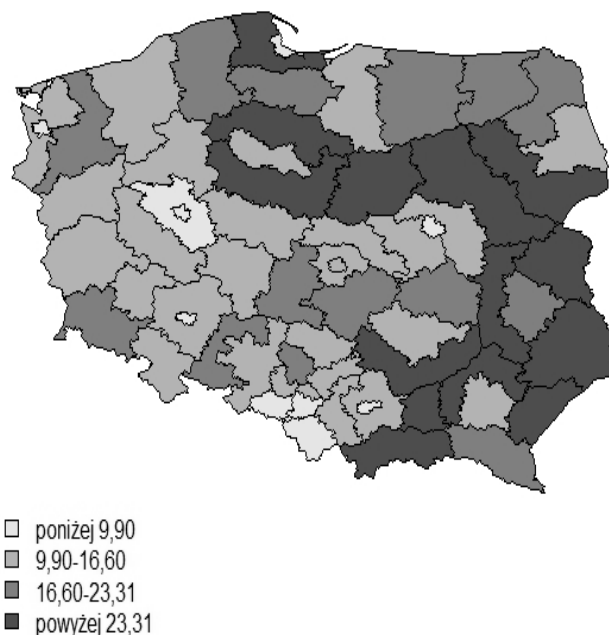
gdzie wszystkie elementy we wzorze są zdefiniowane jak w przypadku globalnej statystyki Morana I .

Testy istotności opierają się najczęściej na warunkowej randomizacji lub podejściu permutacyjnym w celu uzyskania empirycznych tzw. pseudo poziomów istotności. Mała wartość p -value (np. $p < 0,05$) i $I_i > 0$ wskazuje istotną statystycznie pozytywną autokorelację przestrzenną (obserwacja jest *hot spotem* lub *cold spotem*), wysoka p -value (np. $p > 0,95$) i $I_i < 0$ wskazuje statystycznie istotną negatywną autokorelację przestrzenną (obserwacja jest przestrzenną obserwacją odstającą).

2. Rezultaty

Wszystkie obliczenia i rysunki wykonano w programie R [R Development Core Team, 2015] używając pakietów *spdep* [Bivand, 2015b] i *maptools* [Bivand, 2015a]. Mapa Polski z podziałem na podregiony jest dostępna na stronie Eurostatu [www 2].

W pierwszej kolejności zaprezentowano zasięg ubóstwa w ujęciu przestrzennym w tradycyjny sposób, dzieląc zakres zmienności badanej cechy na cztery grupy w oparciu o średnią arytmetyczną oraz odchylenie standardowe. Wyniki przedstawia rys. 2.



Rys. 2. Zasięg ubóstwa w Polsce w 2013 r.

Źródło: Na podstawie: [www 1].

Największy zasięg ubóstwa znajduje się w pasie podregionów Polski południowo-wschodniej, wschodniej oraz pomiędzy północną a środkową częścią Polski. Zdecydowanie najmniejszym zasięgiem ubóstwa cechują się trzy sąsiadujące podregiony województwa śląskiego (bielski, rybnicki, tyski), a także duże miasta: Kraków, Poznań (wraz z podregionem poznańskim), Szczecin, Warszawa, Wrocław oraz Trójmiasto.

Analizę z użyciem ESDA rozpoczęto od wyznaczenia macierzy wag przestrzennych dla 66 podregionów w Polsce. Powiązania przestrzenne w macierzy wag przedstawiono na rys. 3.

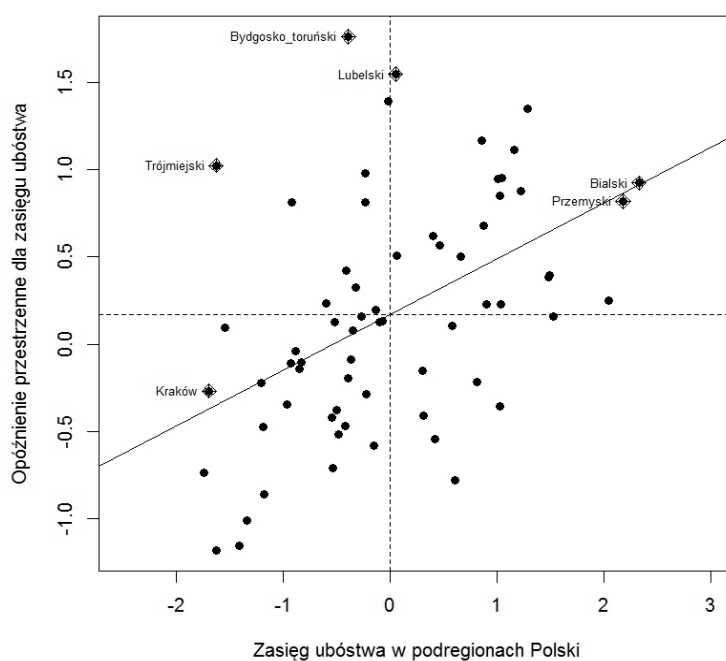
Liczba niezerowych powiązań jest równa 312, natomiast średnia liczba powiązań jest równa 4,73. Pięć podregionów (Kraków, Łódź, Poznań, Wrocław i podregion trójmiejski) ma jedno połączenie, natomiast najwięcej połączeń (dziewięć) ma podregion sandomiersko-jędrzejowski.

W kolejnym kroku obliczono wartość statystyki globalnej Morana, stosując podejście randomizacji. Statystyka Morana I jest statystycznie istotna (wartość p na poziomie 0,000) i wskazuje na umiarkowaną autokorelację przestrzenną ($I = 0,320$). Oznacza to, że występuje podobieństwo pomiędzy sąsiadującymi podregionami ze względu na zasięg ubóstwa. Statystyka globalna Morana została przedstawiona na wykresie punktowym Morana (rys. 4).



Rys. 3. Powiązanie przestrzenne w macierzy wag

Źródło: © EuroGeographics for the administrative boundaries.



Rys. 4. Wykres punktowy Morana zasięgu ubóstwa w podregionach Polski

Źródło: Na podstawie: [www 1].

Ogólny wzorzec przestrzennej zależności jest wyraźnie pozytywny, na co wskazuje współczynnik kierunkowy linii regresji (statystyka Morana I), jednak blisko 20 obserwacji pokazuje istnienie zależności pomiędzy niepodobnymi wartościami (ćwiartki: lewa górna i dolna prawa). Sześć zaznaczonych podregionów można uważać za „obserwacje odstające”: bialski, bydgosko-toruński, Kraków, lubelski, przemyski, trójmiejski. Trzy z wymienionych podregionów: bialski, przemyski oraz trójmiejski są oddalone o ok. dwa odchylenia standardowe od wartości średniej zasięgu ubóstwa (oś odciętych) oraz jednocześnie są dosyć oddalone (ok. jedno odchylenie standardowe) od wartości średniej opóźnienia przestrzennego (oś rzędnych). Podregiony bialski i przemyski są potencjalnymi *hot spotami*, natomiast podregion trójmiejski jest potencjalną przestrzenną obserwacją odstającą.

W tab. 1 zawarto wartości statystyk lokalnych Morana oraz odpowiadających im wartości p .

Tabela 1. Wartości statystyk lokalnych Morana w podregionach

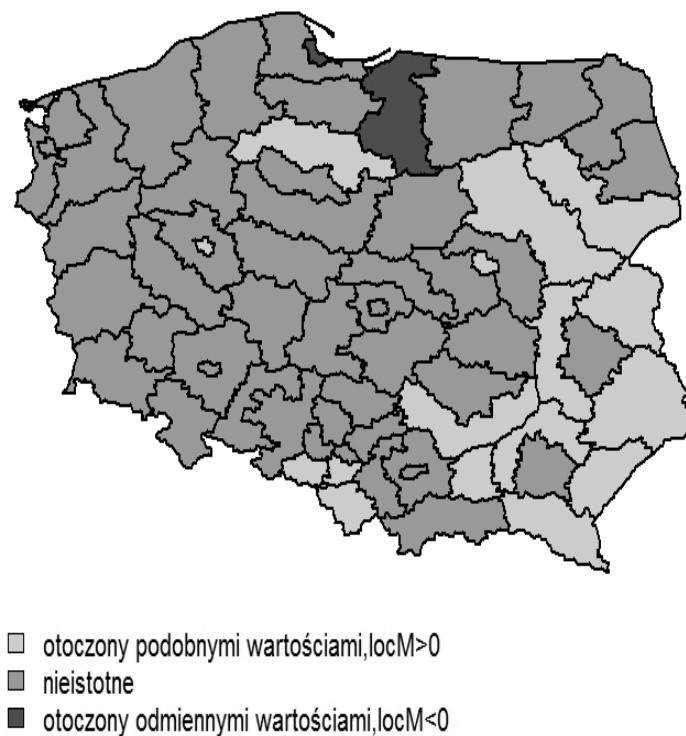
| Podregion | I_i | Pr ($z > 0$) |
|--------------------------|----------------|----------------|
| 1 | 2 | 3 |
| Bialski | 2,1851 | 0,0000 |
| Białostocki | -0,1875 | 0,5979 |
| Bielski | 1,6585 | 0,0015 |
| Bydgosko-toruński | -0,6989 | 0,8377 |
| Bytomski | -0,2313 | 0,6928 |
| Chelmsko-zamojski | 1,7593 | 0,0000 |
| Ciechanowsko-płocki | 0,2393 | 0,2204 |
| Częstochowski | -0,1062 | 0,5925 |
| Elbląski | -0,7599 | 0,9588 |
| Elcki | 0,6024 | 0,1005 |
| Gdański | -0,3696 | 0,7683 |
| Gliwicki | 0,3844 | 0,1754 |
| Gorzowski | 0,0872 | 0,4054 |
| Grudziądzki | 0,5986 | 0,0424 |
| Jeleniogórski | -0,1292 | 0,5932 |
| Kaliski | 0,0339 | 0,4495 |
| Katowicki | 0,2324 | 0,3040 |
| Kielecki | -0,2344 | 0,6516 |
| Koniński | -0,0129 | 0,4975 |
| Koszaliński | -0,0269 | 0,5095 |
| Krakowski | -0,0443 | 0,5297 |
| Kraków | 0,4644 | 0,3138 |
| Krośnieński | 1,0178 | 0,0080 |
| Legnicko-głogowski | 0,1202 | 0,3895 |
| Leszczyński | 0,0886 | 0,3852 |

cd. tabeli 1

| 1 | 2 | 3 |
|----------------------------------|----------------|---------------|
| Lubelski | 0,0810 | 0,4319 |
| Łomżyński | 1,0934 | 0,0048 |
| Łódzki | -0,0653 | 0,5411 |
| Łódź | 0,2543 | 0,3925 |
| Nowosądecki | 0,2471 | 0,2934 |
| Nyski | -0,0475 | 0,5298 |
| Olsztyński | 0,0310 | 0,4617 |
| Opolski | 0,1024 | 0,3808 |
| Ostrołęcko-siedlecki | 0,8900 | 0,0055 |
| Oświęcimski | 0,3369 | 0,2056 |
| Piłski | -0,0262 | 0,5131 |
| Piotrkowski | 0,0605 | 0,4092 |
| Poznań | 1,9549 | 0,0232 |
| Poznański | 0,5711 | 0,0856 |
| Przemyski | 1,8109 | 0,0001 |
| Puławski | 1,0088 | 0,0010 |
| Radomski | 0,2100 | 0,2807 |
| Rybnicki | 1,3720 | 0,0020 |
| Rzeszowski | -0,0285 | 0,5093 |
| Sandomiersko-jędrzejowski | 0,5777 | 0,0274 |
| Sieradzki | -0,1813 | 0,6922 |
| Skierniewicki | -0,1754 | 0,6734 |
| Słupski | 0,3373 | 0,2053 |
| Sosnowiecki | 0,0789 | 0,3956 |
| Stargardzki | -0,4814 | 0,8326 |
| Starogardzki | 0,2660 | 0,2801 |
| Suwalski | 0,2543 | 0,3158 |
| Szczecin | -0,1449 | 0,5740 |
| Szczeciński | 0,2000 | 0,3782 |
| Tarnobrzeski | 1,3171 | 0,0001 |
| Tarnowski | 0,9752 | 0,0104 |
| Trójmiejski | -1,6952 | 0,9553 |
| Tyski | 1,0321 | 0,0035 |
| Wałbrzyski | -0,0093 | 0,4957 |
| Warszawa | 1,3061 | 0,0284 |
| Warszawski wschodni | -0,1409 | 0,6268 |
| Warszawski zachodni | 0,0352 | 0,4481 |
| Wrocławski | 0,5182 | 0,0846 |
| Wrocław | 0,2719 | 0,3857 |
| Wrocławski | 0,0654 | 0,4103 |
| Zielonogórski | 0,1912 | 0,3344 |

Źródło: Na podstawie: [www 1].

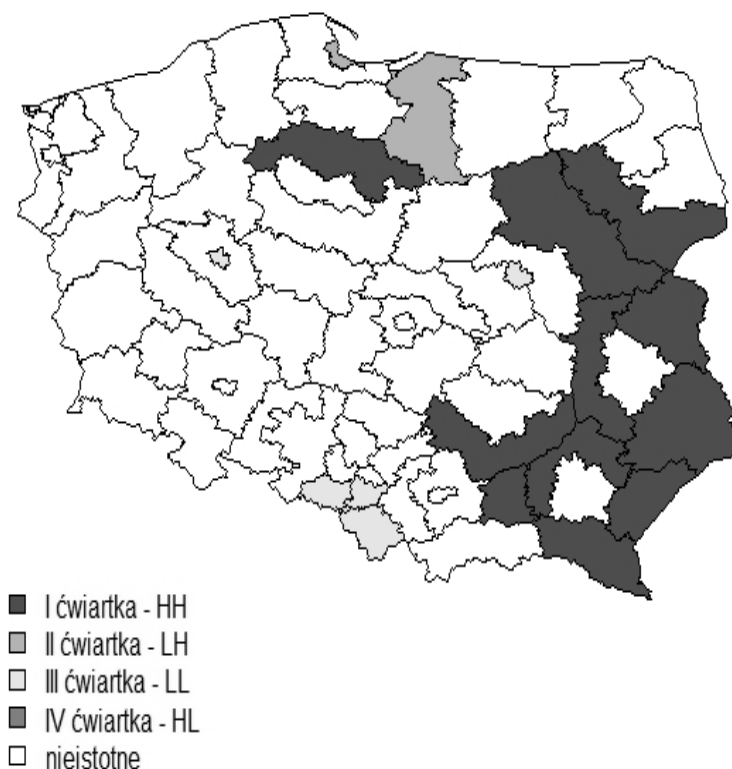
Statystyki lokalne Morana są statystycznie istotne w przypadku 18 podregionów: 16 z nich (pogrubiona czcionka w tab. 1) jest otoczonych podregionami o podobnym zasięgu ubóstwa, natomiast dwa (pogrubiona i pochyła czcionka w tab. 1) są otoczone podregionami o odmiennym zasięgu ubóstwa. Te dwa regiony są przestrzennymi obserwacjami odstającymi. Statystycznie istotne statystyki lokalne przedstawiono na rys. 5.



Rys. 5. Podregiony z istotnymi statystykami lokalnymi Morana

Źródło: Na podstawie: [www 1]. © EuroGeographics for the administrative boundaries.

Na podstawie wartości statystyk lokalnych Morana oraz przynależności podregionów do ćwiartek wykresu punktowego Morana zidentyfikowano reżimy przestrzenne (rys. 6), czyli obszary homogeniczne.



Rys. 6. Reżimy przestrzenne

Źródło: Na podstawie: [www 1]. © EuroGeographics for the administrative boundaries.

Klaster przestrzenny wysokich wartości (*hot spot*) tworzą podregiony Polski południowo-wschodniej i wschodniej oraz jeden podregion województwa kujawsko-pomorskiego (białski, chełmsko-zamojski, grudziądzki, krośnieński, łomżyński, ostrołęcko-siedlecki, przemyski, puławski, sandomiersko-jędrzejowski, tarnobrzesci, tarnowski), klaster niskich wartości – podregiony województwa śląskiego (bielski, rybnicki i tyski), a także miasta Warszawa oraz Poznań. Przestrzennymi obserwacjami odstającymi są podregiony elbląski i trójmiejski, które cechują się niskim zasięgiem ubóstwa, a sąsiadują z podregionami o wysokim zasięgu ubóstwa. Pozostałe wartości statystyk lokalnych Morana są statystycznie nieistotne.

Podsumowanie

Analiza przestrzenna ubóstwa została przeprowadzona w dwóch wersjach: stosując prostą, tradycyjną metodę podziału podregionów na grupy oraz metody statystyki przestrzennej. Można zauważyć, iż obydwie metody dały nieco odmienne rezultaty, jednak zgodnie wskazały, że zdecydowanie najwięcej podregionów, znajdujących się w najgorszej sytuacji materialnej, jest w południowo-wschodniej oraz wschodniej części Polski. Rezultaty dotyczące trzech podregionów województwa śląskiego: bielskiego, rybnickiego i tyskiego, również są zgodne – podregiony te cechują się najmniejszym zasięgiem ubóstwa. Należy wyraźnie zaznaczyć, że wyniki grupowania uzyskane za pomocą metody tradycyjnej, a także metod statystyki przestrzennej należy rozumieć w inny sposób. Przykładowo, podregion krośnieński (leżący w południowo-wschodnim krańcu Polski) znalazł się w grupie podregionów o najwyższym zasięgu ubóstwa w Polsce (metoda tradycyjna) oraz jednocześnie w grupie podregionów o najwyższym zasięgu ubóstwa otoczonych podregionami o podobnym, wysokim zasięgu ubóstwa (metody statystyki przestrzennej). Można więc zauważyć, iż techniki ESDA pozwalają na przeprowadzenie dokładniejszej analizy, umożliwiającej odniesienie sytuacji w podregionach do sąsiednich podregionów, a tym samym cenna informacja dotycząca lokalizacji wartości badanej cechy nie jest w tym przypadku tracona.

Literatura

- Anselin L. (1995), *Local Indicators of Spatial Association – LISA*, “Geographical Analysis”, Vol. 27(2), s. 93-115.
- Anselin L. (2005), *Spatial Regression Analysis in R. a Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science, <https://geodacenter.asu.edu/system/files/rex1.pdf> (dostęp: 15.08.2015).
- Anselin L., Bao S. (1997), *Exploratory Spatial Data Analysis Linking SpaceStat and ArcView* [w:] M.M. Fischer, A. Getis (eds.), *Recent Developments in Spatial Analysis. Spatial Statistics, Behavioral Modelling and Computational Intelligence*, Springer-Verlag, Berlin, s. 35-59.
- Anselin L., Murray A.T., Rey S.J. (2013), *Spatial Analysis* [w:] Little T.D. (ed.), *The Oxford Handbook of Quantitative Methods. Vol. 2. Statistical Analysis*, Oxford University Press, New York, s. 154-174.
- Beveridge W. (1942), *Social Insurance and Allied Services*, His Majesty's Stationery Office, London.

- Bivand R. (2015a), *Maptools. Tools for Reading and Handling Spatial Objects*, R package, Version 0.8-36, <https://cran.r-project.org/web/packages/maptools/>.
- Bivand R. (2015b), *Spdep. Spatial Dependence: Weighting Schemes, Statistics and Models*, R package, Version 0.5-88, <https://cran.r-project.org/web/packages/spdep/>.
- Booth C. (1887), *The Inhabitants of Tower Hamlets (School Board Division), Their Condition and Occupations*, "Journal of the Royal Statistical Society", Vol. 50, s. 326-401.
- Council Decision of 22 July 1975 Concerning a Programme of Pilot Schemes and Studies to Combat Poverty* (1975), 75/458/EEC, "Official Journal of the European Communities", No. L 199/34.
- Hagenaars A.J.M., Vos K. de, Zaidi M.A. (1994), *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Kalinowski S., Luczka-Bakuła W. (2007), *Ubóstwo ludności wiejskiej województwa wielkopolskiego*, Akademia Rolnicza, Poznań.
- Kopczewska K. (2011), *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R Cran*, CeDeWu.pl, Warszawa.
- Ojrzyńska A., Twaróg S. (2011), *Badanie autokorelacji przestrzennej krwiodawstwa w Polsce*, Acta Universitatis Lodzianensis, Folia Oeconomica, nr 253, s. 129-141.
- Orshansky M. (1965), *Counting the Poor: Another Look at the Poverty Profile*, „Social Security Bulletin”, Vol. 28, s. 3-29.
- Orshansky M. (1968), *The Shape of Poverty in 1966*, „Social Security Bulletin”, Vol. 31, s. 3-31.
- Panek T. (2011), *Ubóstwo, wykluczenie społeczne i nierówności. Teoria i praktyka pomiaru*, SGH, Warszawa.
- Panek T., Podgórski J., Szulc A. (1999), *Ubóstwo: teoria i praktyka pomiaru*, Monografie i opracowania, nr 453, SGH, Warszawa.
- R Development Core Team (2015), *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, <http://www.R-project.org>.
- Ravallion M. (2008), *Poverty Lines* [w:] S.N. Durlauf, L.E. Blume (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan, New York.
- Rowntree B.S. (1901), *Poverty: Study of Town Life*, Macmillan, London.
- Townsend P. (1979), *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living*, Penguin Books, London.
- Wolny-Dominiak A., Zeug-Żebro K. (2012), *Spatial Statistics in the Analysis of Country Budget Incomes in Poland with R CRAN*, Proceedings of 30th International Conference Mathematical Methods in Economics, s. 992-997.
- Zeug-Żebro K. (2014), *Analiza przestrzenna procesu starzenia się polskiego społeczeństwa*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Uniwersytet Szczeciński, nr 36(2), s. 441-456.

[www 1] Rada Monitoringu Społecznego (2013), *Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych*, <http://www.diagnoza.com> (dostęp: 29.10.2014).

[www 2] <http://ec.europa.eu/eurostat/web/gisco/geodata/reference-data/administrative-units-statistical-units> (dostęp: 15.06.2015).

POVERTY ANALYSIS IN POLAND IN SPATIAL APPROACH

Summary: The main objective of this paper is to study spatial dependence of poverty in Poland. The analysis will be conducted on the level of subregions. Spatial analysis of the data will allowed to evaluate the overall similarity of subregions in Poland in the field of poverty. There will be separated groups of similar subregions and subregions differing from neighboring subregions. There will be used global and local Moran statistics and traditional method (without using information about poverty range in neighboring subregions).

Keywords: poverty, subregions in Poland, spatial autocorrelation, global and local statistics.