



Anna Sączewska-Piotrowska

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

PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE BOGACTWA DOCHODOWEGO W POLSCE

Streszczenie: Celem opracowania jest ocena zależności przestrzennej zasięgu bogactwa w Polsce na poziomie podregionów. Szczegółowe cele to: ocena ogólnego podobieństwa podregionów ze względu na zasięg bogactwa oraz wyróżnienie grup podregionów podobnych do swoich sąsiadów oraz podregionów różniących się od swoich sąsiadów. W analizie wykorzystano statystykę globalną Morana oraz statystyki lokalne Morana. Na podstawie przeprowadzonej analizy można stwierdzić, że podregiony Polski południowo-wschodniej tworzą klaster niskich wartości zasięgu bogactwa, czyli jest to grupa podregionów o niskich wartościach zasięgu bogactwa sąsiadujących z podregionami o równie niskim zasięgu bogactwa.

Słowa kluczowe: bogactwo dochodowe, przestrzenne zróżnicowanie, statystyka Morana.

JEL Classification: C33, C46, E24, R12.

Wprowadzenie

Badania rozkładu dochodów skupiają się przeważnie na gospodarstwach domowych dysponujących najniższymi dochodami, czyli na gospodarstwach ubogich. W literaturze rzadko można spotkać opracowania skupiające się na gospodarstwach bogatych, stąd zjawisko bogactwa dochodowego nie jest dobrze rozpoznane. Analizy bogactwa są zazwyczaj przeprowadzane na poziomie kraju, rzadko można znaleźć opracowania dotyczące przestrzennego zróżnicowania na poziomie makroregionów czy województw. Badania bogactwa na poziomie mniejszych jednostek terytorialnych nie były dotąd przeprowadzane w Polsce. Głównym celem niniejszego opracowania jest ocena zależności przestrzennej zasięgu bogactwa w Polsce na poziomie podregionów, przy czym zasięg ten

będzie mierzony odsetkiem bogatych gospodarstw domowych. Wyróżniono dwa cele szczegółowe. Pierwszym celem jest ocena ogólnego podobieństwa (ewentualnie stwierdzenie jego braku) podregionów ze względu na zasięg bogactwa. W przypadku gdy zasięg bogactwa w podregionie jest podobny do zasięgu w sąsiednich podregionach mówimy o tzw. autokorelacji przestrzennej. Drugim celem jest wyróżnienie grup podregionów podobnych do swoich sąsiadów oraz podregionów różniących się od swoich sąsiadów. Można się spodziewać, że bogactwo dochodowe nie będzie mocno skorelowane przestrzennie ze względu na występowanie bogatych „wysp” – dużych miast – wyróżniających się wysokimi odsetkami bogatych gospodarstw na tle otaczających ich podregionów. Ewentualnego podobieństwa można się spodziewać w przypadku sąsiadujących podregionów w Polsce południowo-wschodniej, w obrębie których brakuje wyraźnie rozwiniętego i dominującego ośrodka miejskiego. Na tej podstawie można przypuszczać, że podregiony z tej części Polski będą cechowały się zbliżonym, niskim odsetkiem bogatych gospodarstw domowych.

1. Bogactwo dochodowe

Badając bogactwo dochodowe, należy przede wszystkim zdefiniować to zjawisko. W literaturze można spotkać się z określeniem, że bogactwo to stan posiadania odpowiadający wąskiej elicie majątkowej społeczeństwa, szczytom jego najzamożniejszych warstw [Żarnowski, 1992]. Bogactwo jest więc identyfikowane z najwyższym poziomem zamożności, przy czym poziom dochodów nie jest tożsamy z poziomem zamożności [Radziukiewicz, 2006]. Bogactwo dochodowe jest pojęciem węższym niż bogactwo, ponieważ jest ono postrzegane jedynie przez pryzmat dochodów, będąc tym samym przeciwstawnym do ubóstwa dochodowego.

Kolejnym problemem pojawiającym się w badaniu bogactwa jest określenie minimalnej wysokości dochodów, jakie jednostka (najczęściej analizowane są gospodarstwa domowe) musi osiągnąć, aby została uznana za bogatą. W dotychczas przeprowadzonych badaniach pojawiają się:

- granice oparte na bezwzględnej wielkości dochodów, np. za bogate uważane są gospodarstwa domowe, których dochody wynoszą powyżej 5000 zł miesięcznie na osobę [Słaby, 2006], a według innych badań osoby bogate i zamożne to osoby osiągające miesięcznie dochód powyżej 7,1 tys. zł brutto [KPMG, 2014]. Metody oparte na bezwzględnej wartości dochodów mają tę wadę, że należy je każdorazowo korygować o poziom inflacji,

- granice, według których do gospodarstw bogatych zaliczany jest z góry określony odsetek gospodarstw domowych osiągających najwyższe dochody, najczęściej 5% lub 1% [Leigh, 2009]. Tak określone granice bogactwa nie pozwalają na analizę zmian odsetka bogatych gospodarstw domowych w czasie, ponieważ odsetek ten jest za każdym razem taki sam,
- granice, według których gospodarstwo można uważać za bogate, gdy jego dochody przekroczą 200%, 300% i 400% mediany rozkładu ekwiwalentnego [Brzeziński, 2010; Sączewska-Piotrowska, 2015]. Należy zaznaczyć, że przyjęcie zbyt wysokiej granicy bogactwa powoduje, że odsetek bogatych gospodarstw jest bardzo niski, co często uniemożliwia przeprowadzenie wiarygodnych badań z uwzględnieniem podziału gospodarstw domowych na grupy, np. ze względu na wykształcenie czy grupę wieku głowy gospodarstwa domowego. Granice bogactwa wyznaczone jako pewien procent mediany są określane w sposób analogiczny do granicy ubóstwa stosowanej przez Eurostat (ubóstwo jako 60% mediany rozkładu dochodu ekwiwalentnego).

2. Dane i metoda

Badanie przestrzennego zróżnicowania dochodów w Polsce na poziomie podregionów przeprowadzono w oparciu o dane projektu „Diagnoza społeczna” z 2015 r. [Rada Monitoringu Społecznego, 2015]. Badanie obejmowało ok. 11 tys. gospodarstw domowych. Ocenę przestrzennej autokorelacji przeprowadzono za pomocą globalnej statystyki Morana oraz lokalnych statystyk Morana. Statystyki te są zaliczane do technik eksploracyjnej analizy danych przestrzennych (ESDA – *explorative spatial data analysis*). Punktem wyjścia w metodach przestrzennych jest wyznaczenie macierzy wag przestrzennych. W przeprowadzonej analizie macierz ta jest standaryzowaną rzędami macierzą sąsiedztwa pierwszego rzędu o wymiarach $n \times n$. Sąsiadami danego podregionu są podregiony mające z nim wspólną granicę, a wagi są równe $\frac{1}{n}$, gdy region ma n sąsiadów. Globalną autokorelację testowano, stosując globalną statystykę Morana I [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 .

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 (*spatial lag*) jest średnią ważoną wartości zmiennej w sąsiednich jednostkach [Anselin i in., 2013]. Wartość statystyki Morana I jest interpretowana jako współczynnik regresji i wyświetlana jako nachylenie linii regresji na wykresie punktowym (tylko dla standaryzowanej wierszami macierzy wag). Ćwiartki wykresu Morana odpowiadają czterem rodzajom zależności przestrzennej:

- HH (I ćwiartka) – przestrzenne klastrowanie się wysokich wartości (potencjalne *hot spoty*),
- LL (III ćwiartka) – przestrzenne klastrowanie się niskich wartości (potencjalne *cold spoty*),
- LH (II ćwiartka) – niskie wartości otoczone wysokimi wartościami w sąsiednich jednostkach,
- HL (IV ćwiartka) – wysokie wartości otoczone niskimi wartościami u sąsiadów.

Punkty w II i IV ćwiartce są potencjalnymi przestrzennymi obserwacjami odstającymi.

Lokalna statystyka Morana dana jest wzorem:

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

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

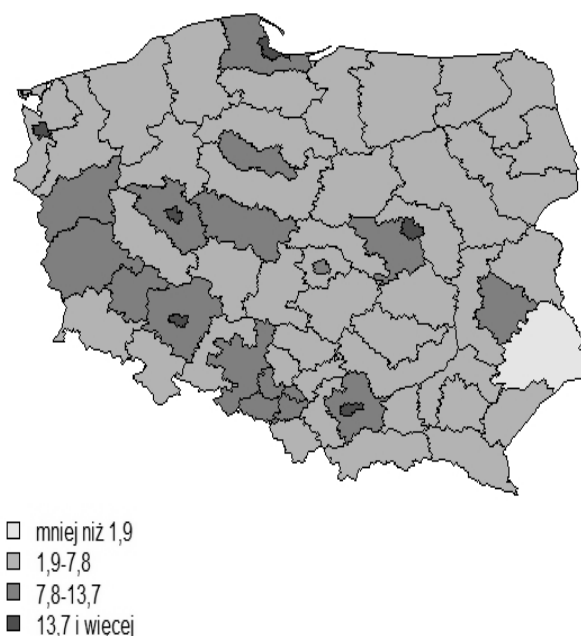
W przypadku lokalnej statystyki Morana, testy istotności opierają się najczęściej na warunkowej randomizacji lub podejściu permutacyjnym w celu uzyskania empirycznych tzw. pseudopoziomów istotności. Mała wartość p -value (np. $p < 0,05$) i $I_i > 0$ wskazuje istotną statystycznie pozytywną autokorelację 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). W opracowaniu przyjęto wartości p -value odpowiednio na poziomach 0,1 oraz 0,9.

W przeprowadzonej analizie gospodarstwo domowe zostało uznane za bogate, gdy jego dochody przekraczały 200% mediany rozkładu dochodów ekwiwalentnych (zastosowano zmodyfikowaną skalę ekwiwalentności OECD). Zastosowanie takiej granicy bogactwa pozwoliło zakwalifikować do grupy bogatych 7,8% gospodarstw domowych w Polsce.

Obliczenia i rysunki wykonano w programie R [R Development Core Team, 2015] stosując pakiety `spdep` [Bivand 2015b] i `maptools` [Bivand 2015a]. Mapa Polski z podziałem na podregiony jest dostępna na stronie Eurostatu [www1].

3. Bogactwo dochodowe – zróżnicowanie przestrzenne

W pierwszym kroku zaprezentowano zasięg bogactwa dochodowego w ujęciu przestrzennym w „tradycyjny” sposób, dzieląc zakres zmienności odsetka bogatych na cztery grupy w oparciu o średnią arytmetyczną i odchylenie standardowe (rys. 1).



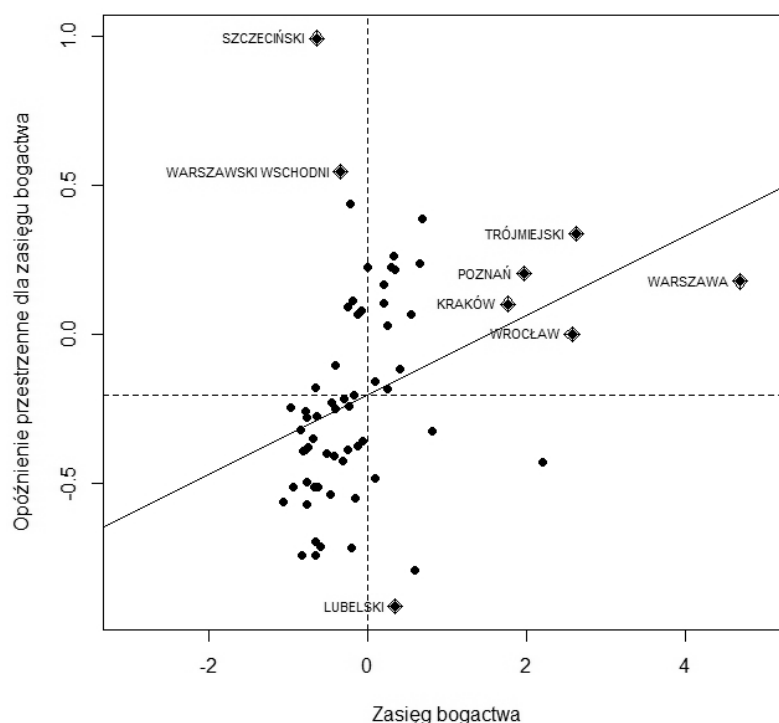
Rys. 1. Odsetek bogatych gospodarstw domowych

Źródło: Na podstawie [www2]. © EuroGeographics for the administrative boundaries.

Zdecydowanie najniższym odsetkiem bogatych gospodarstw domowych cechował się podregion chełmsko-zamojski (1,5% bogatych gospodarstw), natomiast największy odsetek gospodarstw bogatych był w miastach: Warszawa, Kraków, Wrocław, Poznań, Szczecin oraz w podregionie trójmiejskim. Należy zwrócić uwagę, że zasięg bogactwa w Warszawie wynosił aż 35,7%, natomiast w pozostałych wymienionych podregionach udział bogatych gospodarstw zawierał się w przedziale od 18,3% (Kraków) do 23,4% (podregion trójmiejski).

W pierwszym kroku wyznaczono macierz wag przestrzennych dla 66 podregionów w Polsce¹. 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 (po jednym sąsiadującym podregionie), natomiast najwięcej połączeń (dziewięć) ma podregion sandomiersko-jędrzejowski.

W następnym kroku obliczono wartość globalnej statystyki Morana ($I = 0,133$ przy $p = 0,031$), która wskazuje na statystycznie istotną słabą autokorelację przestrzenną, co oznacza słabe podobieństwo pomiędzy sąsiadującymi podregionami ze względu na zasięg bogactwa. Statystykę I wyświetlono jako nachylenie linii regresji na wykresie punktowym (rys. 2).



Rys. 2. Wykres punktowy Morana

Źródło: na podstawie [www2].

¹ Obecnie (od 1 stycznia 2015 r.) w Polsce są 72 podregiony, natomiast baza projektu „Diagnoza społeczna” zawiera informację o przynależności gospodarstw do podregionów według podziału sprzed 1 stycznia 2015 r.

Na wykresie wyróżniono obserwacje mające duży, nadmierny wpływ na analizę. Szczegółowe informacje o obserwacjach wpływowych zawiera tabela 1.

Tabela 1. Potencjalne obserwacje wpływowe

Podregion	dfb.1	dfb.x	diffit	cov.r	cook.d	hat
Warszawa	-0,13	-0,63	-0,65*	1,56*	0,21	0,35*
Warszawski wschodni	0,30	-0,10	0,31	0,88*	0,05	0,02
Kraków	0,03	0,05	0,05	1,10*	0,00	0,06
Lubelski	-0,28	-0,10	-0,30	0,90*	0,04	0,02
Poznań	0,05	0,11	0,12	1,11*	0,01	0,07
Szczeciński	0,52	-0,34	0,62*	0,64*	0,15	0,02
Wrocław	-0,06	-0,14	-0,15	1,16*	0,01	0,12*
Trójmiejski	0,08	0,20	0,22	1,16*	0,02	0,12*

* Szczegółowy opis funkcji: `diffs()`, `dfbetas()`, `covratio()`, `hatvalues()`, `cooks.distance()` można znaleźć w [www3].

Źródło: na podstawie [www2].

Potencjalnymi *hot spotami* są więc miasta Kraków, Poznań, Wrocław i Warszawa oraz podregion trójmiejski. Potencjalnymi przestrzennymi obserwacjami odstającymi są podregiony: szczeciński, warszawski wschodni i lubelski.

Tabela 2 przedstawia wartości statystyk lokalnych Morana oraz odpowiadające im wartości p .

Tabela 2. Wartości statystyk lokalnych Morana w podregionach

Podregion	I_i	$\Pr(z > 0)$
1	2	3
Białostocki	0,099	0,430
Bielski	-0,023	0,506
Bydgosko-toruński	-0,487	0,765
Bytomski	-0,021	0,505
Chelmsko-zamojski	0,605	0,062
Ciechanowsko-płocki	0,018	0,457
Częstochowski	0,206	0,273
Elbląski	0,102	0,386
Elcki	0,304	0,241
Gdański	0,089	0,409
Gliwicki	0,157	0,335
Gorzowski	-0,273	0,738
Grudziądzki	0,324	0,157
Jeleniogórski	-0,005	0,491
Kaliski	0,035	0,445
Katowicki	0,038	0,453
Kielecki	0,147	0,379
Koniński	-0,050	0,537
Koszaliński	0,180	0,334
Krakowski	-0,016	0,501

cd. tabeli 2

<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
Kraków	0,181	0,416
Krośnieński	0,465	0,118
Legnicko-głogowski	0,008	0,480
Leszczyński	-0,008	0,491
Lubelski	-0,328	0,723
Łomżyński	0,326	0,199
Łódzki	0,045	0,447
Łódź	-0,048	0,514
Nowosądecki	0,285	0,255
Nyski	0,121	0,368
Olsztyński	0,131	0,374
Opolski	-0,047	0,534
Ostrołęcko-siedlecki	0,258	0,209
Oświęcimski	0,064	0,423
Piński	0,240	0,207
Piotrkowski	0,246	0,202
Poznań	0,404	0,326
Poznański	0,034	0,452
Przemyski	0,620	0,081
Puławski	0,439	0,073
Radomski	0,273	0,215
Rybnicki	0,077	0,420
Rzeszowski	0,426	0,202
Sandomiersko-jędrzejowski	0,325	0,122
Sieradzki	0,215	0,231
Skiernewicki	0,105	0,360
Słupski	0,383	0,162
Sosnowiecki	0,043	0,431
Stargardzki	-0,097	0,571
Starogardzki	0,174	0,338
Suwalski	0,085	0,425
Szczecin	-0,961	0,926
Szczeciński	-0,645	0,833
Tarnobrzeski	0,494	0,065
Tarnowski	0,352	0,182
Trójmiejski	0,898	0,163
Tyski	0,021	0,460
Wałbrzyski	0,058	0,445
Warszawa	0,843	0,094
Warszawski wschodni	-0,186	0,679
Warszawski zachodni	0,271	0,217
Wrocławski	0,205	0,274
Wrocław	0,000	0,493
Wrocławski	0,000	0,482
Zielonogórski	0,069	0,427

Źródło: na podstawie [www2].

Statystyki lokalne są statystycznie istotne w przypadku sześciu podregionów: pięć z nich (pogrubiona czcionka w tabeli 2) jest otoczonych podregionami o podobnym zasięgu bogactwa, natomiast jeden (pogrubiona i pochyła czcionka w tabeli 2) są otoczone podregionami o odmiennym zasięgu bogactwa. Statystycznie istotne statystyki przedstawiono na rys. 3.



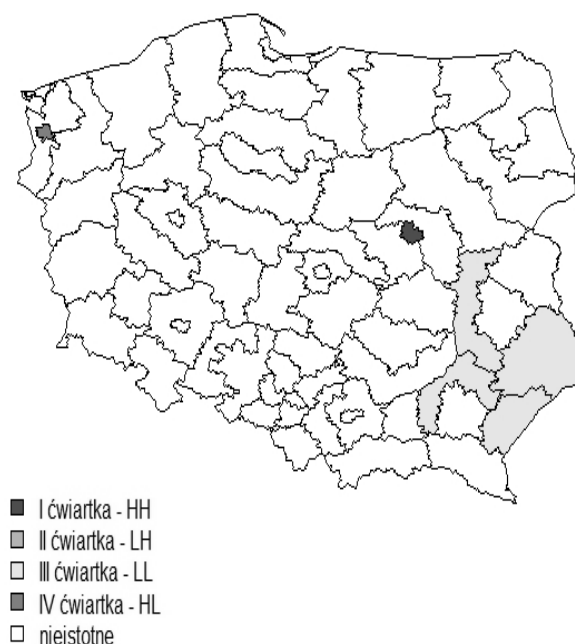
Rys. 3. Podregiony z istotnymi statystykami lokalnymi Morana

Źródło: na podstawie [www2]. © EuroGeographics for the administrative boundaries.

Na podstawie istotnych statystyk lokalnych Morana oraz przynależności podregionów do poszczególnych ćwiartek wykresu Morana wyznaczono reżimy przestrzenne, czyli obszary o zasadniczo podobnym lub różnym rozkładzie zasięgu bogactwa [Szubert, 2014]. Reżimy przestrzenne przedstawiono na rys. 4.

Miasto Warszawa jest podregionem, który cechuje się wysokim udziałem bogatych gospodarstw domowych, a sąsiadujące podregiony również cechują się wysokimi odsetkami bogatych gospodarstw. Miasto Warszawa jest więc tzw. *hot spotem*.

Odmienna sytuacja występuje w przypadku miasta Szczecin, które cechuje się relatywnie wysokim odsetkiem bogatych gospodarstw domowych w porównaniu do sąsiadujących w nim podregionów. Szczecin jest tzw. przestrzenną obserwacją odstającą.



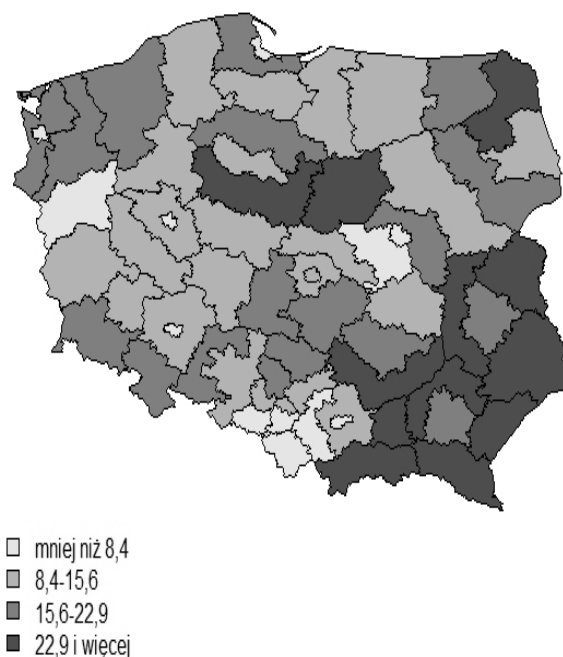
Rys. 4. Zasięg bogactwa dochodowego – reżimy przestrzenne

Źródło: na podstawie [www2]. © EuroGeographics for the administrative boundaries.

W Polsce południowo-wschodniej występuje duża grupa podregionów cechujących się niskim udziałem bogatych gospodarstw domowych sąsiadujących z podregionami o niskich udziałach bogatych gospodarstw. W skład tej grupy wchodzi podregiony: chełmsko-zamojski, przemyski, puławski oraz tarnobrzeski. Podregiony te tworzą więc homogeniczny obszar niskich wartości zasięgu bogactwa, czyli tzw. *cold spot*.

4. Ubóstwo dochodowe – wybrane informacje na temat zróżnicowania przestrzennego

Wyniki przestrzennej analizy zróżnicowania bogactwa dochodowego porównano z wynikami przestrzennej analizy ubóstwa. Jako granicę ubóstwa przyjęto 60% mediany rozkładu dochodów ekwiwalentnych. Przy tak wyznaczonej granicy ubóstwa zasięg tego niekorzystnego zjawiska objął 15,9% gospodarstw domowych w Polsce, przy czym najmniejszy zasięg był w mieście Warszawa (2,9%), natomiast największy w podregionach: nowosądeckim (32,6%), przemyskim (31,9%) oraz chełmsko-zamojskim (31,2%) (rys. 5).



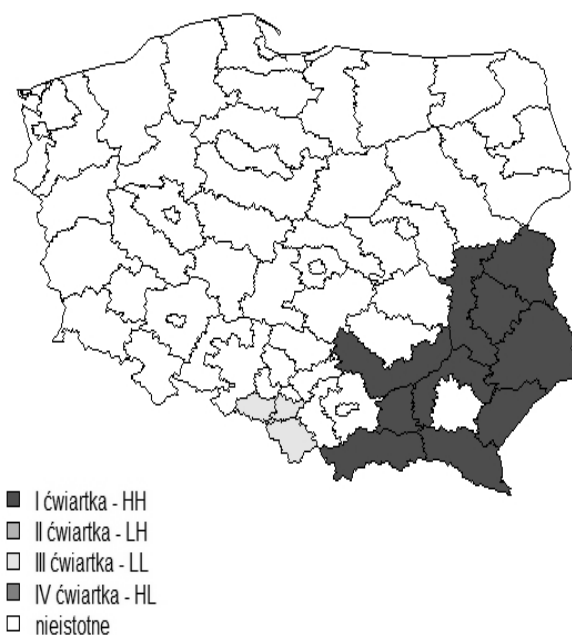
Rys. 5. Odsetek ubogich gospodarstw domowych

Źródło: na podstawie [www2]. © EuroGeographics for the administrative boundaries.

Stosując metody statystyki przestrzennej w analizie zasięgu ubóstwa, można zauważyć, że globalna statystyka Morana przyjmuje wyższą wartość ($I = 0,353$, $p = 0,000$) niż w przypadku analizy zasięgu bogactwa. Obliczona wartość świadczy o umiarkowanym podobieństwie podregionów ze względu na zasięg ubóstwa.

Analizując istotne statystyki lokalne Morana oraz przynależność podregionów do ćwiartek wykresu Morana wyznaczono reżimy przestrzenne (rys. 6).

Klaster przestrzenny niskich wartości (*cold spot*) tworzą podregiony: bielski, rybnicki oraz tyski. Klaster przestrzenny wysokich wartości (*hot spot*) tworzy dziesięć podregionów Polski południowo-wschodniej: bialski, chełmsko-zamojski, krośnieński, lubelski, nowosądecki, przemyski, puławski, sandomiersko-jędrzejowski, tarnobrzeski i tarnowski. Należy podkreślić, że w Polsce południowo-wschodniej jedynym podregionem, który nie wchodzi w skład *cold spotu* jest podregion rzeszowski. Oznacza to, że sytuacja pod względem zasięgu ubóstwa w tym podregionie jest relatywnie lepsza niż w sąsiadujących podregionach.



Rys. 6. Zasięg ubóstwa dochodowego – reżimy przestrzenne

Źródło: na podstawie [www2]. © EuroGeographics for the administrative boundaries.

Podsumowanie

Analizując zasięg bogactwa dochodowego na podstawie odsetka bogatych gospodarstw domowych, można stwierdzić, że największy udział bogatych gospodarstw występuje w dużych miastach, natomiast najmniejszy w podregionie chełmsko-zamojskim. Zastosowanie metod statystyki przestrzennej, czyli metod uwzględniających sąsiedztwo danych podregionów z innymi podregionami, pozwoliło wyróżnić grupę czterech podregionów z Polski południowo-wschodniej, będących w najgorszej sytuacji ekonomicznej. Podregiony te tworzą bowiem z jednej strony klastr niskich wartości zasięgu bogactwa, a z drugiej strony wchodzą w skład klastra wysokich wartości zasięgu ubóstwa. Pomoc całym grupom sąsiadujących podregionów znajdujących się w ciężkiej sytuacji ekonomicznej jest szczególnym wyzwaniem dla polityki społecznej, ponieważ wymaga działań o bardzo dużym zasięgu. Działania te muszą mieć przemyślany i długofalowy charakter, aby skutkować polepszeniem sytuacji ekonomicznej gospodarstw domowych w tak dużym regionie.

Literatura

- Anselin L., Murray A.T., Rey S.J. (2013), *Spatial Analysis* [w:] T.D. Little (red.), *The Oxford Handbook of Quantitative Methods. Vol. 2. Statistical Analysis*, Oxford University Press, New York, s. 154-174.
- 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/>.
- Brzeziński M. (2010), *Income Affluence in Poland*, „Social Indicators Research”, 99(2), s. 285-299.
- Kopczewska K. (2011), *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R Cran*, CeDeWu, Warszawa.
- KPMG w Polsce (2014), *Rynek dóbr luksusowych w Polsce. Edycja 2014*.
- Leigh A. (2009), *Top Incomes* [w:] W. Salverda, B. Nolan, T. Smeeding (red.), *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- Radziukiewicz M. (2006), *Zasięg ubóstwa w Polsce*, PWE, Warszawa.
- R Development Core Team (2015), *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, URL <http://www.R-project.org>.
- Sączewska-Piotrowska A. (2015), *Identyfikacja determinant bogactwa dochodowego z zastosowaniem modelu logitowego*, „Zarządzanie i Finanse”, R. 13, nr 4, cz. 2, Uniwersytet Gdański, Sopot, s. 241-259.
- Słaby T. (red.) (2006), *Konsumpcja elit ekonomicznych w Polsce – ujęcie empiryczne*, SGH, Warszawa.
- Szubert T. (2014), *Diversity of Life Values of Poles – Spatial and Dynamic Recognition*, Acta Universitatis Lodziensis, Folia Oeconomica 5(307), s. 117-131.
- Żarnowski J. (1992), *Bieda i dostatek 1918-1939* [w:] J. Sztetyła (red.), *Nędza i dostatek na ziemiach polskich od średniowiecza po XX wiek*, Seria: Instytut Historii Kultury Materialnej PAN, Semper, Warszawa.
- [www1] <http://ec.europa.eu/eurostat/web/gisco/geodata/reference-data/administrative-units-statistical-units> (dostęp: 15.06.2015).
- [www2] Rada Monitoringu Społecznego (2015), *Diagnoza społeczna: zintegrowana baza danych*, <http://www.diagnoza.com> (dostęp: 28.12.2015).
- [www3] Regression Diagnostics, http://sphweb.bumc.bu.edu/otlt/MPH-Modules/BS/R/R5_Correlation-Regression/R5_Correlation-Regression7.html (dostęp: 1.06.2016).

SPATIAL DIFFERENTIATION OF INCOME RICHNESS IN POLAND

Summary: The aim of the paper is to estimate spatial correlation of richness range in Poland by subregions. Specific objectives are: the evaluation of the overall similarity of subregions due to range of richness and the division of the subregions into groups of subregions similar to their neighbours and subregions different from their neighbours. There were used global and local Moran statistics in the analysis. Based on conducted analysis it can be stated that subregions in south-eastern Poland form a cluster of low values of richness range (group of subregions with low values of richness range neighbouring with subregions with also low range of richness).

Keywords: income richness, spatial differentiation, Moran statistics.