

Mateusz Hałka

Uniwersytet Marii Curie-Skłodowskiej

Wydział Ekonomiczny

Katedra Statystyki i Ekonometrii

mateusz.halka@umcs.pl,  <https://orcid.org/0000-0002-8329-8003>

Analiza przestrzennego zróżnicowania ubóstwa w Polsce

Zarys treści: Celem artykułu jest analiza przestrzennego zróżnicowania zjawiska ubóstwa skrajnego, relatywnego oraz ustawowego według województw w Polsce. W badaniu zastosowano narzędzia autokorelacji przestrzennej w ujęciu globalnym i lokalnym. Na podstawie przeprowadzonej analizy potwierdzono zależności przestrzenne zjawisk, wyodrębniono skupiska województw podobnych oraz te, których charakter wyraźnie odbiegał od sąsiednich regionów. Materiałem źródłowym były dane pochodzące z Banku Danych Lokalnych, dotyczące udziału gospodarstw domowych zagrożonych zjawiskiem ubóstwa.

Słowa kluczowe: ubóstwo, ubóstwo w województwach, autokorelacja przestrzenna

Wprowadzenie

Ubóstwo jest jednym z kluczowych wyzwań dla współczesnych gospodarek – zarówno tych rozwiniętych, jak i rozwijających się. Zjawisko to jest na stałe związane z ludzką egzystencją i występuje we wszystkich krajach i we wszystkich zamieszkiwanych regionach. Skala ubóstwa oraz jego charakter są wyraźnie zróżnicowane w przestrzeni, co wynika z różnic w poziomie rozwoju gospodarczego regionów, ale też uwarunkowań społecznych, instytucjonalnych, geograficznych i kulturowych. Jednoznaczne zdefiniowanie ubóstwa jest wymagające, bowiem pojęcie to funkcjonuje w wielu obszarach tematycznych w różnych dziedzinach nauk. Czynnikiem wspólnym jest negatywny wydźwięk tego zjawiska oraz przekonanie, że pomimo podejmowania działań nie jest możliwe całkowite jego wyeliminowanie (Zabielska 2007).

Problematyka ubóstwa obejmuje liczne kategorie tego zjawiska, dlatego też rozważania należy rozpocząć od usystematyzowania pojęcia, zgodnie z wiedzą naukową oraz obowiązującymi normami prawnymi. Literatura przedmiotu jest bogata w opracowania poruszające kwestie ubóstwa (Panek 2008, Jakóbczak

2010, Golinowska 2018). Temat jest niezwykle istotny społecznie, a jego dokładne zbadanie może stanowić podstawę do opracowania właściwie dopasowanej polityki społecznej, zarówno w ujęciu krajowym, jak i regionalnym. Niestety większość opracowań ma charakter opisowy i bazuje na krajowych danych przekrojowych (Mikuła 2011, Giełda 2014). Niewiele jest źródeł poruszających regionalny lub lokalny charakter zjawiska, a zwłaszcza w kontekście statystycznej analizy zależności pomiędzy regionami. Wśród stosowanych metod ilościowych w literaturze spotykane są metody taksonomiczne (Jewczak, Korczak 2020) lub modele regresji (Karpińska i in. 2021). Niewiele jest natomiast analiz bazujących na autokorelacji przestrzennej, gdzie m.in. wyodrębniane są skupiska podobnych obszarów (Kołodziejczak, Kossowski 2016). Metody przestrzenne mają zastosowanie w analizach zjawisk demograficznych, społecznych czy ekonomicznych, co bardzo dobrze wpisuje się w badaną problematykę (Pietrzykowski 2011).

Celem opracowania jest analiza zróżnicowania przestrzennego przy wykorzystaniu metod analizy autokorelacji przestrzennej dla wyodrębnionych kategorii ubóstwa. Część empiryczna wykonana została w oparciu o dane Banku Danych Lokalnych przy użyciu oprogramowania opartego na języku programistycznym R.

Artykuł składa się z 3 części. Rozważania rozpoczęto od systematyki pojęcia oraz opisu danych dotyczących ubóstwa w Polsce. Następnie opisana została metodologia badawcza, w tym specyfika metod przestrzennych w ujęciu globalnym i lokalnym. W ostatniej części zaprezentowano wyniki obliczeń, a na ich podstawie sformułowano wnioski.

Przegląd literatury

Rozpowszechnione definicje określają ubóstwo jako zjawisko społeczne, które polega na braku wystarczających środków materialnych, niezbędnych do zaspokojenia potrzeb życiowych jednostki lub rodziny (Wojnowski (red.) 2005) lub „niemożność osiągnięcia minimalnego standardu życiowego” (Ciura 1997). Określenia te są bardzo ogólne i nie wyczerpują złożoności opisywanego zjawiska, zaś odpowiednie zdefiniowanie opisywanej kategorii jest kluczowe w ocenie zasięgu i głębokości jego występowania. Wiele opracowań dotyczących analiz ubóstwa bazuje na dualnym podziale, wyróżniając podejście klasyczne i wielowymiarowe (Panek 2008). Klasyczne podejście związane jest z oceną stopnia zaspokojenia potrzeb ludności poprzez analizę dochodów i wydatków, co ma niebagatelne znaczenie w kształtowaniu miar statystyki publicznej (Golinowska 2018). Natomiast podejście wielowymiarowe uwzględnia również czynniki pozaekonomiczne, obejmując szerszy kontekst zjawiska. Podejście to uzyskało aprobatę Komisji Europejskiej, która na szczycie w Laeken w 2021 r. przyjęła zestaw 18 wskaźników mających na celu pomiar ubóstwa w obszarze dochodowym, zatrudnienia, zdrowia oraz edukacji (Atkinson i in. 2002). Wyodrębnienie wspomnianych wymiarów łączy ubóstwo z innymi pokrewnymi kategoriami, m.in. jakością życia lub wykluczeniem społecznym (Golinowska 2006).

Kolejne kryterium podziału oparte jest na sposobie pomiaru, w którym wyróżnić można kategorię obiektywną – opartą na niezależnych wskaźnikach, oraz subiektywną, w której decydujące znaczenie ma samoocena respondentów (Kalbarczyk i in. 2024). Analiza obiektywnego sposobu pomiaru ubóstwa prowadzi do dalszego wyodrębnienia dwóch jego wymiarów – absolutnego oraz względnego. Pierwszy z nich odnosi się do stopnia zaspokojenia podstawowych potrzeb człowieka, zdefiniowanych w ściśle określonych kategoriach ilościowych i wartościowych. Podejście to obarczone jest znaczną dozą relatywizmu, gdyż ustalenie poziomu podstawowych potrzeb uzależnione jest od stopnia rozwoju społeczno-ekonomicznego kraju lub regionu badania (Panek 2007). Ponadto z uwagi na fakt, że zakres podstawowych potrzeb społecznych ulega relatywnie niewielkim zmianom, wzrost ogólnego poziomu dochodów może prowadzić do zaspokojenia egzystencjalnych potrzeb całego społeczeństwa, a w konsekwencji do całkowitego wyeliminowania ubóstwa absolutnego (Giełda 2014). Natomiast kategoria ubóstwa obiektywnego w wymiarze względnym oparta została na odniesieniu poziomu zaspokojenia potrzeb danej jednostki (np. osoby lub gospodarstwa domowego) do poziomu zaspokojenia potrzeb osiąganego przez inne jednostki w danej społeczności. Ograniczanie takiej kategorii ubóstwa opiera się na zmniejszaniu nadmiernych dysproporcji w zaspokajaniu potrzeb, lecz całkowite jej wyeliminowanie nie jest możliwe (Panek 2008). Alternatywnie do powyższych kategorii można zastosować podejście subiektywne oceny ubóstwa, w ramach którego sami respondenci dokonują oceny, czy posiadany dochód jest zbyt niski w stosunku do potrzeb. Z racji, że każda jednostka posiada indywidualne preferencje, problematyczne staje się ujęcie wyrażonych opinii w kategorii absolutne i względne (Kalbarczyk i in. 2024).

W statystyce publicznej stosowane są konkretne mierniki mające na celu monitorowanie liczby osób ubogich w wymienionych kategoriach klasyfikacji. Podstawowym narzędziem wyodrębnienia osób doświadczających ubóstwa jest linia ubóstwa, rozumiana jako granica oddzielająca osoby ubogie od osób nieubogich. Metodologia badań przyjmuje cztery linie ubóstwa, tj. oparte na wybranym mierniku lub grupie mierników: linia ubóstwa bezwzględnego (obiektywnego absolutnego), relatywnego (obiektywnego względnego) oraz subiektywnego, a także czwarta linia będąca połączeniem elementów wszystkich wymienionych (Rackowska 2006).

Ubóstwo bezwzględne można określać jako stan, w którym jednostki nie dysponują odpowiednimi dochodami, aby zaspokoić swoje podstawowe potrzeby (np. żywienie) bez popadania w długi. Do jego pomiaru używane są metody potrzeb podstawowych, metoda wskaźnika wydatków żywnościowych, metoda wskaźnika kosztów stałych oraz metoda wskaźnika wydatków całkowitych. W ramach metody potrzeb podstawowych wyróżnić można elementarne kategorie socjalne stosowane w Polsce, tj. minimum egzystencji oraz minimum socjalne (Golinowska 2001).

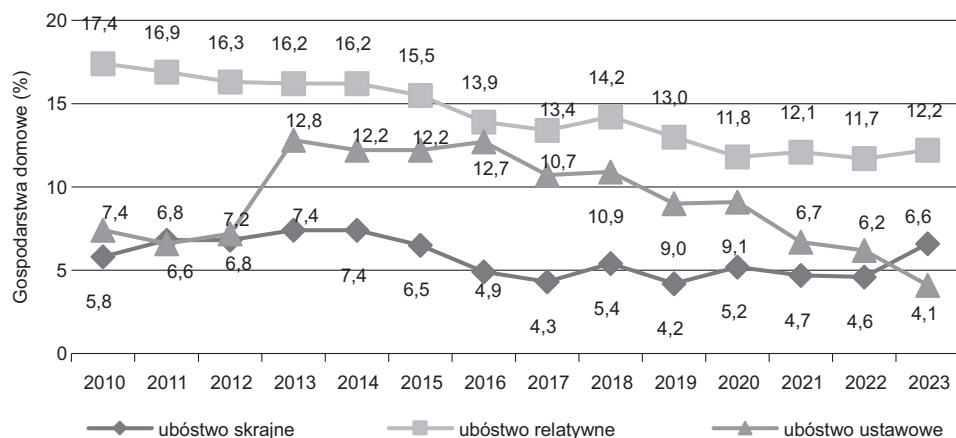
Minimum egzystencji określa granice wydatków niezbędnych do biologicznego przeżycia, z uwzględnieniem wydatków na pożywienie, mieszkanie oraz ochronę zdrowia. Niższy poziom konsumpcji oznacza zagrożenie życia lub rozwoju

psychofizycznego człowieka. Wartość minimum egzystencji wyznaczana jest każdego roku oddzielnie dla całej Polski, poszczególnych województw oraz różnych klas miast w oparciu o średnioroczne ceny z Głównego Urzędu Statystycznego. Poziom ten jest uznawany za dolną granicę ubóstwa, tzw. ubóstwo skrajne (IPiSS 2025). O ile głównym celem minimum egzystencji jest określenie granicy zapewniającej przeżycie jednostki, o tyle minimum socjalne ma na celu zapewnienie tzw. minimalnego godziwego poziomu życia. Ów warunek wyrażony został w zaspokojeniu potrzeb na niskim poziomie, lecz wystarczającym do reprodukcji sił witalnych, posiadania i wychowania potomstwa oraz utrzymania więzi ze społeczeństwem (Deniszczuk, Sajkiewicz 1997). Wydatki w ramach minimum socjalnego obejmują zatem zaspokojenie potrzeb egzystencjalnych na wyższym poziomie w porównaniu z minimum socjalnym, ale także uwzględnione zostały wydatki na wykonywanie pracy (m.in. transport lokalny i łączność), kształcenie, utrzymanie kontaktów rodzinnych i towarzyskich oraz niewielkich nakładów na cele kulturalne. Kwota odpowiadająca minimum socjalnemu jest szacowana kwartalnie (dla Polski) oraz rocznie – zarówno dla kraju, jak i województw i klas miast na podstawie cen średniorocznych podawanych przez GUS (Kurowski 2002). Inną miarą ubóstwa absolutnego jest ustawowa linia ubóstwa, nazywana też progiem interwencji socjalnej. Wartość ta jest ustalana administracyjnie na podstawie przepisów prawa przez Instytut Pracy i Spraw Socjalnych i jest zbieżna z maksymalną kwotą dochodów uprawniających do ubiegania się o pomoc społeczną. Przy obliczaniu tego wskaźnika uwzględnia się wydatki niezbędne do zaspokojenia podstawowych potrzeb, takich jak żywność, mieszkanie, odzież i obuwie, edukacja, ochrona zdrowia i higiena osobista, transport i łączność oraz uczestnictwo w kulturze, sporcie i rekreacji (Rozporządzenie... 2005). Podobnie jak w przypadku miar poprzednich, linia ubóstwa ustawowego podawana jest w ujęciu krajowym oraz regionalnym, w podziale na gospodarstwa domowe jedno-, dwu- oraz wieloosobowe. Niestety w przeciwieństwie do minimum egzystencji czy minimum socjalnego, próg interwencji socjalnej jest aktualizowany nieregularnie (Kurowski i in. 2024).

W opracowaniach GUS często prezentowana jest linia ubóstwa relatywnego. Kwota ta wpisuje się w ramy obiektywnego względnego miernika ubóstwa. Wartość ta różni się w zależności od przyjętej metodologii instytucji sprawozdawczej. Główny Urząd Statystyczny określił linię ubóstwa relatywnego na poziomie 50% średnich miesięcznych wydatków gospodarstw domowych, natomiast Eurostat jako granicę wskazuje wartość 60% mediany dochodu do dyspozycji dla danego kraju. Konsekwencją odmiennej metodologii są rozbieżne wartości ubóstwa relatywnego, co sprawia, że osoba zakwalifikowana jako uboga w metodologii europejskiej, nie zawsze będzie się kwalifikować do spełnienia tego kryterium w Polsce (Jakóbczak 2010). Linia ubóstwa relatywnego jest ustalana corocznie, zarówno w ujęciu krajowym, jak i regionalnym, dla analogicznych do wcześniejszych wskaźników rodzajów gospodarstw domowych. Statystyka publiczna udostępnia również dane dotyczące linii ubóstwa subiektywnego. W opracowaniach naukowych obecne są zróżnicowane podejścia metodologiczne do tej kwestii, jednak dominująca jest metoda lejdejska (Leyden Poverty Line), wedle której linia

ubóstwa wyznaczana jest na bazie odpowiedzi na pytanie: „Proszę podać poziom miesięcznych dochodów swojego gospodarstwa, który uznaliby Państwo za bardzo dobry, dobry, ledwo wystarczający, niewystarczający (zły), bardzo zły” (GUS 2023). Jednak z uwagi na arbitralność odpowiedzi respondentów, rozbieżność wyników w zależności od okoliczności badania oraz dość niskiej przydatności empirycznej, wskaźnik ten jest rzadko stosowany (Piasecki, Szukielojć-Bieńkuńska 2019).

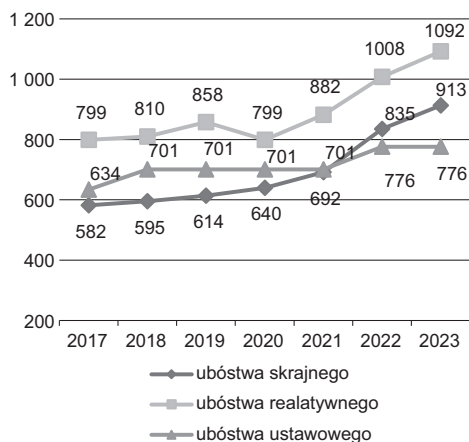
Zasięg ubóstwa wyrażony odsetkiem gospodarstw domowych doświadczających różnego wymiaru ubóstwa w latach 2010–2023 został zobrazowany na rycinie 1. Na podstawie danych ocenić można, że generalna tendencja jest malejąca, zwłaszcza dla ubóstwa relatywnego. Ponadto zauważyć można, że okres pandemii COVID-19 nie wpłynął znacząco na zmiany odsetka osób ubogich (GUS 2021) i dopiero nominalny i realny spadek wydatków gospodarstw domowych w warunkach wysokiej inflacji spowodował wzrost zasięgu ubóstwa skrajnego (o 2 p.p.) oraz relatywnego (o 0,5 p.p) w 2023 r. względem roku poprzedniego (GUS 2024a). Z drugiej strony należy zaznaczyć rolę polityki społecznej w ograniczaniu zjawiska ubóstwa. Wprowadzone programy społeczne (m.in. Rodzina 500 plus, Dobry Start, Rodzinny Kapitał Opiekuńczy) istotnie przyczyniły się do ograniczenia ubóstwa, zwłaszcza w wymiarze ubóstwa skrajnego, wśród rodzin z dziećmi (Brzeziński, Najsttub 2017, Kucharska 2020).



Ryc. 1. Zasięg ubóstwa w Polsce w latach 2010–2023

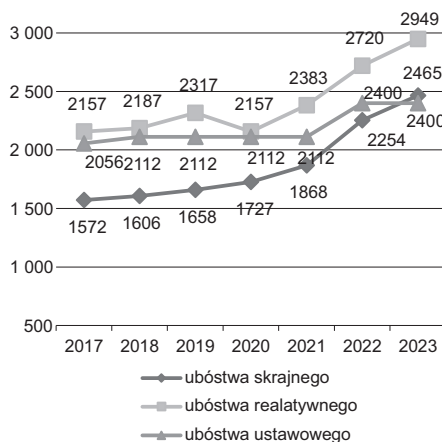
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wartości linii oznaczającej minimum egzystencji, ubóstwa relatywnego i ustawowego są różne w zależności od rodzaju gospodarstwa domowego. Odpowiadają granicom wyrażonym w złotych dla określonych jednostek gospodarujących, przy czym na ogół podaje się progi dla gospodarstw samotnie gospodarujących (1-osobowych) – rycina 2 – oraz gospodarstw 4-osobowych (2 osoby dorosłe oraz 2 dzieci) – rycina 3.



Ryc. 2. Progi ubóstwa dla gospodarstw 1-osobowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



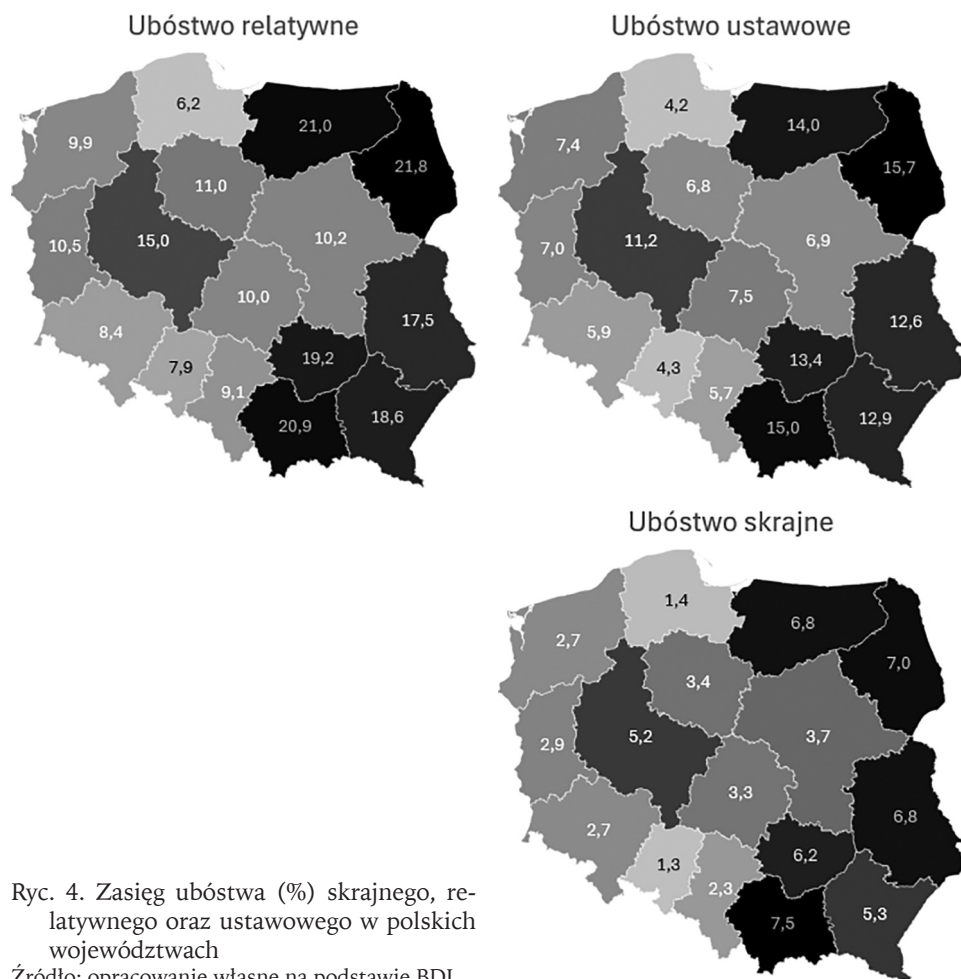
Ryc. 3. Progi ubóstwa dla gospodarstw 4-osobowych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

W latach 2017–2023 zaobserwować można było systematyczny wzrost wartości progów ubóstwa, który wyniósł 57% dla ubóstwa skrajnego, 37% dla ubóstwa relatywnego oraz 17% dla ubóstwa ustawowego, niezależnie od rodzaju gospodarstwa domowego. Szczególnie znamienna jest dynamika minimum egzystencji, ponieważ obrazuje to znaczący wzrost kosztów życia na egzystencjalnym poziomie (GUS 2024b). Progi ubóstwa skrajnego oraz relatywnego odzwierciedlają podobny charakter zjawiska, zaś wyraźne odstępstwa dla linii ubóstwa ustawowego wynikają, głównie z nieregularnego aktualizowania owego wskaźnika. Ostatnia aktualizacja kwoty tego wskaźnika miała miejsce w 2022 r. (GUS 2024a).

W ujęciu regionalnym zjawisko ubóstwa charakteryzuje się znacznym zróżnicowaniem w obrębie polskich województw. Podkreślić należy, że kwoty dochodu dla gospodarstw domowych, których nieosiągnięcie powoduje zakwalifikowanie do grupy jednostek zagrożonych danym poziomem ubóstwa, podawane są oddzielnie dla każdego z województw w oparciu o regionalne koszty życia na danym obszarze. Udział gospodarstw domowych zagrożonych ubóstwem skrajnym, relatywnym i ustawowym w województwach zostały przedstawione na rycinie 4 (BDL 2025).

Na podstawie danych zauważyć można znaczne zróżnicowanie regionalne wskazujące na różny poziom zagrożenia ubóstwem dla gospodarstw domowych w poszczególnych województwach. Zróżnicowanie to jest szczególnie duże dla ubóstwa relatywnego, w którego przypadku rozstęp (różnica pomiędzy skrajnymi wartościami) wynosi aż 15,6 p.p. wobec 11,6 p.p. dla ubóstwa relatywnego oraz 6,2 p.p. dla ubóstwa skrajnego. Najniższy zasięg ubóstwa występuje dla województwa pomorskiego, opolskiego oraz śląskiego, natomiast na drugim biegunie znajdują się województwa podlaskie, małopolskie oraz warmińsko-mazurskie. Ogólna tendencja wskazuje na relatywnie wysoki poziom ubóstwa w północno- oraz południowo-wschodniej części Polski, gdzie przemysł nie jest znacząco



Ryc. 4. Zasięg ubóstwa (%) skrajnego, relatywnego oraz ustawowego w polskich województwach

Źródło: opracowanie własne na podstawie BDL.

rozwinięty oraz brak jest dużych aglomeracji miejskich (wyjątkiem jest tu Kraków). Z drugiej strony najniższy zasięg ubóstwa występuje na Pomorzu oraz w południowo-zachodniej części kraju. Interesujący jest również fakt, że województwa z najwyższym PKB per capita w badanym roku, tj. mazowieckie, dolnośląskie oraz wielkopolskie (GUS 2019) nie wykazują niskiego poziomu ubóstwa, przy czym najkorzystniej wypada tutaj województwo dolnośląskie (4 najniższy wskaźnik ubóstwa skrajnego oraz ustawowego w kraju).

Metody i zakres badań

Statystyka przestrzenna umożliwia identyfikację występowania zależności przestrzennych dla zmiennych w danym obszarze badania. Warunkiem koniecznym jest posiadanie zbioru danych geograficznych (przestrzennie zlokalizowanych),

na których następnie testowana jest hipoteza o występowaniu autokorelacji przestrzennej. Podstawą tych rozważań jest pierwsze prawo geografii W.R. Toblera, wedle którego występuje silniejsze powiązanie dla sąsiednich obszarów niż dla obszarów bardziej oddalonych – zatem obiekty sąsiadujące są do siebie bardziej podobne pod względem określonej cechy w porównaniu do tych oddalonych (Tobler 1970).

Do oceny stopnia autokorelacji przestrzennej stosowane są miary globalne i lokalne. Ideą miar globalnych jest założenie, że korelacja występuje w obrębie całej analizowanej jednostki przestrzennej, natomiast miary lokalne koncentrują się na zależnościach przestrzennych badanej zmiennej z jednostkami, które sąsiadują w konkretnej lokalizacji. Najczęściej stosowanymi miarami globalnymi jest statystyka I Morana oraz statystyka C Geary'ego. Wśród miar lokalnych rozróżnić można wskaźniki typu LISA (Local Indicators of Spatial Association), do których zaliczyć można lokalną statystykę Morana I_i i Geary'ego C_i oraz stosowaną do badania koncentracji przestrzennej statystykę Getisa-Orda G_i^* (Suchecki 2010).

Najczęściej stosowaną miarą do badania autokorelacji przestrzennej jest globalna statystyka I Morana, przyjmująca następującą postać:

$$I = \frac{N}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} = \frac{N}{S_0} \frac{\mathbf{z}^T \mathbf{W} \mathbf{z}}{\mathbf{z}^T \mathbf{z}}$$

gdzie:

- N – liczba wszystkich jednostek przestrzennych,
- w_{ij} – element macierzy wag przestrzennych oznaczający siłę korelacji pomiędzy jednostkami i oraz j ,
- x_i, x_j – wartość zmiennej w jednostce i oraz j ,
- $\bar{x}$ – średnia arytmetyczna dla wartości zmiennej x w całej badanej próbie,
- S_0 – suma wszystkich elementów macierzy wag przestrzennych
 $S_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}$,
- $\mathbf{z}$ – wektor kolumnowy o wartościach $z_i = x_i - \bar{x}$,
- $\mathbf{W}$ – macierz wag przestrzennych.

Statystyka I Morana oparta jest na wykorzystaniu macierzy wag przestrzennych, zbudowanych na zasadzie sąsiedztwa lub odległości. W przypadku wag przestrzennych opartych na sąsiedztwie przyjmuje się binarny sposób określenia wag, gdzie poprzez wartość „1” oznacza się sąsiedztwo jednostki i oraz jednostki j , natomiast atrybutem „0” wskazuje się na brak takiego sąsiedztwa. Dodatkowo elementy diagonalne macierzy ($i = j$) również przyjmują wartości 0. Kryterium ustalania wspólnej sąsiedztwa może opierać się na wspólnej granicy (kryterium wieży), wspólnym narożniku (kryterium gońca) oraz wspólnej granicy lub narożniku (kryterium królowej) (Suchecki 2010).

W teście statystyki globalnej I Morana weryfikuje się hipotezy:

H_0 : autokorelacja przestrzenna nie jest istotna statystycznie;

H_1 : autokorelacja przestrzenna jest istotna statystycznie.

Testem sprawdzającym istotność statystyki jest jej standaryzowana wartość Z_I , natomiast rozkład statystyki jest asymptotycznie normalny i przyjmuje następującą postać:

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

gdzie:

- $E(I)$ – wartość oczekiwana globalnej statystyki Morana,
- $\text{Var}(I)$ wariancja globalnej statystyki Morana.

Wartości statystyki I Morana na ogół przyjmują wartości w przedziale $< -1; 1 >$, lecz nie są w tym zakresie unormowane. Ich rzeczywisty zakres jest zależny od macierzy wag przestrzennych oraz struktury danych. Uzyskiwane dodatnie wartości $I > 0$ wskazują na dodatnią autokorelację, co oznacza, że dana lokalizacja znajduje się w otoczeniu innych o zbliżonych wartościach cechy, natomiast ujemna autokorelacja $I < 0$ oznacza, że określona lokalizacja sąsiaduje z obszarami, które znacząco różnią się pod względem badanej cechy. Wartości statystyki $I \approx 0$ sugerują brak istotnej zależności przestrzennej (Cliff, Ord 1973).

Do badania autokorelacji przestrzennej często stosowana jest też inna miara, tj. statystyka C Geary. Statystyka ta jest w porównaniu do I Morana bardziej wrażliwa na występowanie lokalnych zależności (Kossowski 2009). Statystykę C Geary'ego wyraża się wzorem:

$$C = \frac{N}{2S_0} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - x_j)^2}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$$

gdzie wszystkie składowe wzoru zostały zdefiniowane przy statystyce I Morana.

Podobnie jak dla poprzedniej miary weryfikowany jest ten sam zestaw hipotez. Wartość oczekiwana w tym teście zawsze jest równa $E(C) = 1$, zaś testem sprawdzającym jest standaryzacja miary Geary'ego o postaci:

$$Z_C = \frac{C - E(C)}{\sqrt{\text{Var}(C)}}$$

gdzie:

- $E(C)$ – wartość oczekiwana globalnej statystyki Geary,
- $\text{Var}(C)$ – wariancja tej statystyki.

Wartości uzyskane przy zastosowaniu globalnej statystyki C Geary'ego są zawsze dodatnie i zawierają się w przedziale $< 0; 2 >$. Uzyskanie wartości $C \approx 1$, oznacza brak występowania autokorelacji przestrzennej. Wartości statystyki $C < 1$ wskazują na wystąpienie dodatniej autokorelacji przestrzennej, zaś $C > 1$, sugeruje ujemną autokorelację przestrzenną.

Zaprezentowane zależności globalnej autokorelacji przestrzennej zaprezentować można nie tylko w oparciu o wspomniane testy, lecz także w formie graficznej. Graficzną interpretacją statystyki I Morana jest wykres Morana. Jest to wykres punktowy, w którym na osi X znajdują się wartości badanej zmiennej (po standaryzacji), natomiast na osi Y zamieszczone są przestrzennie ważone wartości zmiennej. Współczynnik regresji liniowej pomiędzy zmienną ważoną przestrzennie a zmienną standaryzowaną, mierzonymi jako odchylenia od średniej, jest równa statystyce I . Punkty znajdujące się w prawej górnej (I ćwiartka) oraz lewej dolnej (III ćwiartka) części wykresu odpowiadają dodatniej autokorelacji przestrzennej, natomiast wartości znajdujące się w prawej dolnej (II ćwiartka) oraz lewej górnej (IV ćwiartka) części wykresu świadczą o autokorelacji ujemnej. Nachylenie linii regresji informuje o zależnościach globalnych, natomiast położenie punktów wskazuje zależności lokalne (Anselin 1995, Kopczewska 2020).

Analiza wykresu Morana pozwala na zaobserwowanie ogólnych tendencji do autokorelacji przestrzennej oraz pozwala na zaobserwowanie jednostek odstających. Nie jest jednak możliwe wskazanie istotności tych powiązań ani ich skupisk, dlatego konieczne jest zastosowanie statystyki lokalnej. Najczęściej używany jest wskaźnik statystyki lokalnej Morana I_i , przyjmujący postać:

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

gdzie wszystkie składowe wzoru zostały zdefiniowane przy statystyce I Morana.

Opisywana miara jest jednym z mierników typu LISA, których zadaniem jest badanie występowania autokorelacji przestrzennej dla danej zmiennej w konkretnej jednostce. Takie podejście odróżnia statystyki lokalne od globalnych i jednocześnie wymusza uszczegółowienie zestawu weryfikowanych hipotez statystycznych, które można zapisać:

H_0 : autokorelacja przestrzenna w badanej jednostce nie jest istotna statystycznie;

H_1 : autokorelacja przestrzenna w badanej jednostce jest istotna statystycznie.

Hipoteza zerowa wskazuje na brak zależności przestrzennych w obrębie badanej jednostki geograficznej, zatem wartości zmiennej w danej jednostce nie są skorelowane w sposób istotny z wartościami z sąsiednich jednostek. Natomiast odrzucenie tej hipotezy na korzyść hipotezy alternatywnej informuje o występowaniu takiej korelacji. Do celów badania istotności statystycznej owego testu stosuje się standaryzowaną postać statystyki lokalnej Morana I_i , którą zapisać można wzorem (Anselin 1995):

$$Z_{I_i} = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{Var(I_i)}}$$

gdzie:

- $E(I_i)$ – wartość oczekiwana lokalnej statystyki Morana,

- $Var(I_i)$ – wariancja tej statystyki.

Przy zastosowaniu lokalnej statystyki Morana I_i uzyskuje się nieunormowane wartości, gdzie $I_i > 0$ wskazuje na autokorelację dodatnią, oznaczającą, że dana jednostka otoczona jest podobnymi pod względem badanej cechy jednostkami, natomiast wartości ujemne wskazują, że dana jednostka sąsiaduje z jednostkami o znacząco różnym poziomie badanej cechy.

Wyniki i wnioski

Analizę wykonano na danych zaczerpniętych z Banku Danych Lokalnych, pochodzących z kategorii badania gospodarstw domowych w sekcji poświęconej podziału na województwa dla 2019 r. ze względu na braki danych dla lat późniejszych¹ w ujęciu regionalnym. Przyjęte zostały najczęściej występujące kategorie ubóstwa tj. ubóstwo skrajne, relatywne i ustawowe, rozumiane jako wskaźniki zasięgu ubóstwa wyrażone procentowo. Do syntezy oraz uporządkowania danych wykorzystany został program MS Excel, natomiast obliczenia oraz generowane wykresy zostały stworzone w oparciu o środowisko programistyczne R 4.4.2, przy użyciu programu R-Studio (wersja 2024.09.0 Build 375).

W pierwszym etapie badania dokonano analizy danych w ujęciu regionalnym, następnie utworzona została macierz wag przestrzennych oparta na sąsiedztwie (kryterium królowej). Na tej podstawie możliwe było przeprowadzenie badania istotności autokorelacji przestrzennej dla badanych zbiorów w ujęciu wojewódzkim. Obliczone wartości dla statystyki globalnej Morana i Geare’ego zostały zaprezentowane w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości statystyk globalnych I Morana oraz C Geary’ego w wyodrębnionych rodzajów ubóstwa dla województw

	Statystyka globalna I Morana		Statystyka globalna C Geary’ego	
	Statystyka I	p-value	Statystyka C	p-value
Ubóstwo skrajne	0,231	0,027	0,675	0,014
Ubóstwo relatywne	0,241	0,024	0,665	0,012
Ubóstwo ustawowe	0,214	0,036	0,692	0,019

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL.

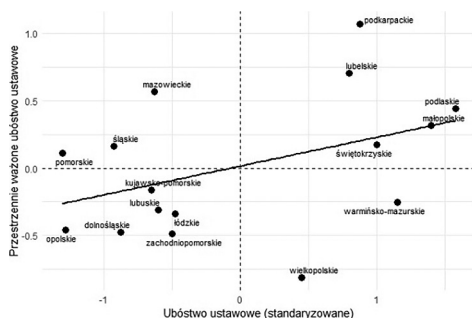
Tabela 1 prezentuje wyniki statystyk globalnych Morana (I) oraz Geary’ego (C) obliczone dla trzech kategorii zasięgu ubóstwa: skrajnego, relatywnego oraz ustawowego. Na podstawie statystyki I Morana stwierdzić można, że wszystkie uzyskane wartości są istotne statystycznie, co potwierdza występowanie autokorelacji przestrzennej dla ubóstwa w województwach. Ponadto dodatnie wartości statystyki wskazują na tendencję do sąsiedztwa regionów o zbliżonych

¹ Jak podaje Główny Urząd Statystyczny, badania z tej kategorii przeprowadzane w latach 2020 i 2021 odbywały się w warunkach pandemii COVID-19, przez co ich precyzja i wiarygodność były znacząco niższe od danych z wcześniejszych okresów.

wartościach omawianych wskaźników. Wyniki dla testu C Geary'ego również potwierdzają istnienie istotnej autokorelacji przestrzennej, zaś wartości niższe od oczekiwanej dowodzą wystąpienia dodatniej autokorelacji przestrzennej. Obie miary wskazują, że najsilniejsza autokorelacja przestrzenna występuje dla ubóstwa relatywnego.

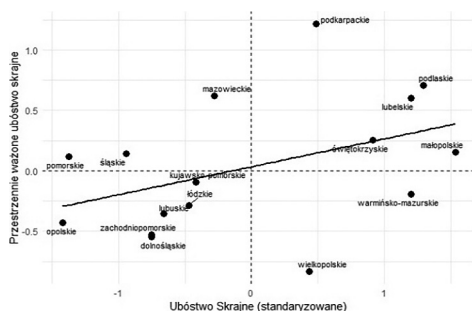
Graficzną interpretacją testu *I* Morana jest wykres Morana. Wykres taki został wygenerowany dla wszystkich rozważanych rodzajów zasięgu ubóstwa (ryc. 5–7). Punkty reprezentują województwa, ich rozmieszczenie zaś w ćwiartkach wykresu wskazuje stopień przestrzennego zróżnicowania zjawiska. Pomimo pewnych różnic dla wyodrębnionych rodzajów ubóstwa, na wykresach można zauważyć wyraźne części wspólne. Warto podkreślić występowanie tych samych województw w tych samych ćwiartkach wykresu dla każdego rozpatrywanego rodzaju ubóstwa. Ponadto w każdym z wykresów widoczne jest dodatnie nachylenie linii regresji, co potwierdza wyniki z tabeli 1, a większość wartości układa się w I oraz III ćwiartce wykresu. Województwa z prawej górnej części wykresu charakteryzuje relatywnie wysoki poziom ubóstwa i są to województwa sąsiadujące z innymi o podobnych cechach – zatem województwa podkarpackie, lubelskie, podlaskie, świętokrzyskie oraz małopolskie stanowią obszar koncentracji

ubóstwa. Natomiast województwa ułożone w lewej dolnej części (kujawsko-pomorskie, lubuskie, łódzkie, zachodniopomorskie, dolnośląskie i opolskie) stanowią obszary o niskim nasileniu ubóstwa w sąsiedztwie sobie podobnych. W ćwiartkach I oraz III ułożone zostało 11 województw. Pozostałe województwa charakteryzują się różnicami względem sąsiadów, najbardziej zaś odróżniają się województwa mazowieckie (II ćwiartka) oraz wielkopolskie (IV



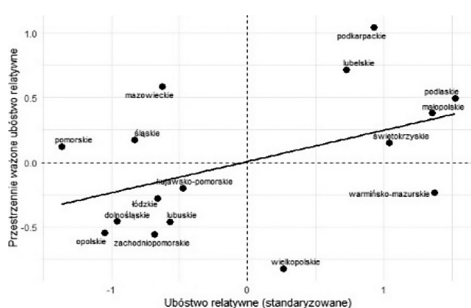
Ryc. 5. Wykres Morana dla ubóstwa skrajnego

Źródło: opracowanie własne.



Ryc. 6. Wykres Morana dla ubóstwa relatywnego

Źródło: Opracowanie własne.



Ryc. 7. Wykres Morana dla ubóstwa ustawowego

Źródło: Opracowanie własne.

ćwiartka). Z drugiej strony w grupie jednostek podobnych największe przestrzenne zróżnicowanie można przypisać województwu podkarpackiemu i lubelskiemu (zwłaszcza dla ubóstwa relatywnego i ustawowego). Relatywnie zbliżony rozrzut województw na wykresach sugeruje, że pomimo różnego zakresu definicji ubóstwa, jego przestrzenny charakter w województwach nie zmienia się.

Uzyskane za pomocą statystyk globalnych oraz wykresu Morana wyniki pozwoliły na ogólną ocenę autokorelacji przestrzennej oraz wskazanie województw wyróżniających się, jednak bardziej szczegółowa informacja wymaga pogłębionej analizy. W kolejnym etapie badania przeprowadzono test autokorelacji lokalnej dla każdego województwa przy zastosowaniu statystyki lokalnej Morana I_i . Wyniki obliczeń zostały zaprezentowane w tabeli 2, gdzie jako próg istotności przyjęto granicę $p < 0,1$.

Tabela 2. Wartości statystyki* lokalnej Morana I_i dla wyodrębnionych rodzajów ubóstwa w województwach

Województwo	Ubóstwo skrajne		Ubóstwo relatywne		Ubóstwo ustawowe	
	Moran I_i	p-value	Moran I_i	p-value	Moran I_i	p-value
dolnośląskie	0,439	0,254	0,462	0,318	0,447	0,303
kujawsko-pomorskie	0,043	0,742	0,103	0,532	0,113	0,581
lubelskie	0,773	0,103	0,556	0,078	0,602	0,080
lubuskie	0,250	0,447	0,278	0,348	0,199	0,506
łódzkie	0,142	0,331	0,197	0,316	0,173	0,253
małopolskie	0,248	0,602	0,551	0,344	0,471	0,410
mazowieckie	-0,183	0,065	-0,392	0,091	-0,379	0,104
opolskie	0,654	0,199	0,612	0,148	0,625	0,192
podkarpackie	0,629	0,019	1,033	0,033	0,995	0,030
podlaskie	0,977	0,113	0,799	0,224	0,741	0,260
pomorskie	-0,170	0,952	-0,175	0,943	-0,154	0,954
śląskie	-0,141	0,858	-0,151	0,788	-0,160	0,817
świętokrzyskie	0,249	0,320	0,166	0,486	0,185	0,446
warmińsko-mazurskie	-0,248	0,787	-0,346	0,726	-0,309	0,678
wielkopolskie	-0,390	0,005	-0,231	0,005	-0,390	0,006
zachodniopomorskie	0,427	0,267	0,404	0,252	0,260	0,327

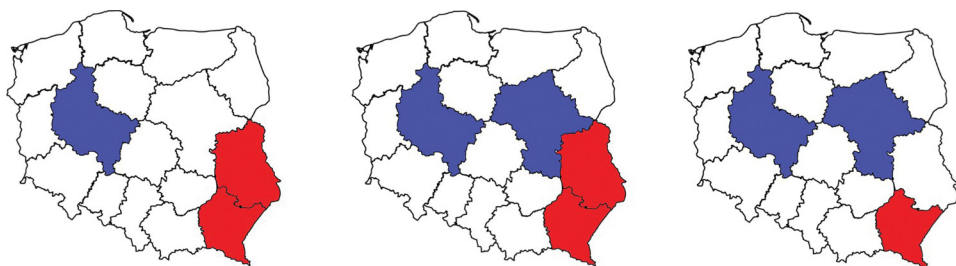
* Pogrubieniem oznaczono wartości istotne statystycznie ($p\text{-value} < 0,1$).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z BDL.

Bazując na wynikach statystyki lokalnej I_i , można stwierdzić, że jedynie nie-liczne województwa wykazują istotną przestrzenną autokorelację. Dla badanych wskaźników ubóstwa zawsze istotną, dodatnią wartość uzyskiwano dla województwa podkarpackiego – co świadczy o sąsiedztwie tego obszaru z regionami o zbliżonym zasięgu ubóstwa, natomiast ujemna autokorelacja występowała w każdym przypadku dla województwa wielkopolskiego – dowodzi to, że region ten odróżnia się istotnie od pobliskich obszarów. Dla ubóstwa relatywnego oraz ustawowego autokorelację dodatnią uzyskano również dla województwa

lubelskiego, podczas gdy autokorelacja ujemna potwierdzona została w województwie mazowieckim dla ubóstwa w ujęciu skrajnym oraz relatywnym. Zauważyć tu można wyraźną analogię do wykresów Morana – jednostki najbardziej odstające, na ogół miały również istotne wartości statystyki lokalnej Morana I_i .

Na podstawie statystyki lokalnej można wygenerować graficzną interpretację autokorelacji przestrzennej dla województw w postaci map. Na mapy (ryc. 8) zostały przeniesione istotne statystycznie obszary, przy czym dla lepszego zobrazowania zjawiska autokorelacje dodatnie oznaczono kolorem czerwonym, zaś autokorelacje ujemne – niebieskim. Od lewej zaznaczone zostały mapy dla zasięgu ubóstwa skrajnego, relatywnego i ustawowego.



Ryc. 8. Województwa charakteryzujące się istotną autokorelacją przestrzenną, odpowiednio dla ubóstwa skrajnego, relatywnego i ustawowego

Źródło: opracowanie własne.

Analiza map wskazuje skupiska ubóstwa w południowo-wschodniej części kraju oraz dwa największe terytorialnie polskie województwa (mazowieckie i wielkopolskie) jako obszary odstające. Porównując wartości lokalnej autokorelacji przestrzennej z oryginalnymi wartościami zasięgu ubóstwa (ryc. 4), można dostrzec znaczne rozbieżności. Na uwagę zasługuje zwłaszcza brak pokrycia wartości zasięgu ubóstwa z jej autokorelacją przestrzenną, co oznacza, że przykładowo województwo z wysoką wartością statystyki Morana I_i nie ma jednocześnie wysokiej wartości zasięgu danego rodzaju ubóstwa. Fakt ten jest spowodowany zupełnie odmiennym traktowaniem danych, gdzie dla danych oryginalnych ocenia się ich przekrój, dla autokorelacji zaś – skupiska. Dodatkowo istotna autokorelacja ujemna dla województwa wielkopolskiego potwierdza widocznie wyższy wskaźnik ubóstwa w tym obszarze względem wszystkich otaczających je sąsiadów.

Podsumowanie

Reasumując, dzięki zastosowaniu autokorelacji przestrzennej potwierdzono regionalne zróżnicowanie ubóstwa w województwach. Wyodrębnienie skupisk zjawiska oraz regionów odstających daje podstawę do pogłębionego badania dotyczącego przyczyn zjawiska oraz doboru skutecznych narzędzi jego ograniczania.

Na uwadze należy mieć fakt, że analiza przestrzenna obejmowała 2019 r., w ujęciu krajowym zaś w kolejnych latach zasięg ubóstwa relatywnego i ustawowego zmniejszył się, pogłębieniu uległo ubóstwo skrajne. Wartościowe byłoby zatem pogłębienie niniejszego badania w momencie udostępnienia przez GUS danych regionalnych dotyczących ubóstwa z okresu po pandemii COVID-19 lub o szerszą analizę obejmującą porównanie regionów Polski z innymi regionami UE w ramach np. NUTS 2.

Uwzględniając praktyczny wymiar przeprowadzonych badań, podczas formułowania celów regionalnej polityki społecznej należałoby wziąć pod uwagę wzajemne oddziaływanie położenia danego województwa względem sąsiednich obszarów. Dlatego też zasadne byłoby wspólne projektowanie i późniejsza realizacja zadań z zakresu polityki społecznej (np. w ramach wspólnego funduszu celowego na rzecz przeciwdziałania ubóstwu). Miarą sukcesu takich działań byłoby zacieranie się terytorialnych różnic w poziomie ubóstwa w długim okresie, przy jednoczesnym ograniczaniu zasięgu tego zjawiska.

Konflikt interesów

Autor deklaruje brak występowania konfliktu interesów. Oświadczam, że tekst artykułu jest w całości jego dziełem.

Literatura / References

- Anselin L. 1995. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27.
- Atkinson T., Cantillon B., Marlier E., Nolan B. 2002. *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*. Oxford University Press, Oxford.
- BDL (Bank Danych Lokalnych) 2025 (<https://bdl.stat.gov.pl/>; dostęp: 24.02.2025).
- Brzeziński M., Najsztab M. 2017. The Impact of „Family 500+” Programme on Household Incomes, Poverty and Inequality. *Polityka Społeczna*, 1 (13): 16–24.
- Ciura G. 1997. Definicje ubóstwa i metody jego pomiaru. *Biuro Studiów i Ekspertyz*, Warszawa, s. 2.
- Cliff A.D., Ord J.K. 1973. *Spatial autocorrelation*. Pion, London.
- Deniszczuk L., Sajkiewicz B. 1997. Kategoria minimum socjalnego. [W:] S. Golinowska (red.), *Polska bieda II. Kryteria – Ocena – Przeciwdziałanie*. IPiSS, Warszawa.
- Giełda M. 2014. Prekarność a ubóstwo. [W:] J. Blicharz, L. Klat-Wertelecka, E. Rutkowska-Tomaszewska (red.), *Ubóstwo w Polsce*. Wydział Prawa, Administracji i Ekonomii Uniwersytetu Wrocławskiego, Wrocław, s. 13–29.
- Golinowska S. 2001. O funkcjach i znaczeniu minimum socjalnego. *Polityka Społeczna*, nr 11–12: 8.
- Golinowska S. 2018. O polskiej biedzie w latach 1990–2015. Definicje, miary i wyniki. *Wydawnictwo Naukowe Scholar*, Warszawa.
- GUS (Główny Urząd Statystyczny) 2020. Wstępne szacunki produktu krajowego brutto w przekroju regionów w 2019 roku (<https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/rachunki-narodowe/rachunki-regionalne/wstepne-szacunki-produktu-krajowego-brutto-w-przekroju-regionow-w-2019-roku,8,3.html>; dostęp: 27.02.2025).
- GUS (Główny Urząd Statystyczny) 2021. Ubóstwo w Polsce w latach 2019 i 2020 (https://stat.gov.pl/files/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5487/1/10/1/ubostwo_w_polsce_w_latach_2019_i_2020_2.pdf; dostęp: 26.02.2025).
- GUS (Główny Urząd Statystyczny) 2023. Dochody i warunki życia ludności Polski. Raport z badania EU-SILC 2022. (<https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/warunki-zycia/dochody-wydat>

- ki-i-warunki-zycia-ludnosci/dochody-i-warunki-zycia-ludnosci-polski-raport-z-badania-eu-silc-2022,6,16.html; dostęp: 23.02.2025).
- GUS (Główny Urząd Statystyczny) 2024a. Zasięg ubóstwa ekonomicznego w Polsce w 2023 r. (<https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/warunki-zycia/ubostwo-pomoc-spoeczna/zasieg-ubostwa-ekonomicznego/o-w-polsce-w-2023-roku,14,11.html>; dostęp: 23.02.2025).
- GUS (Główny Urząd Statystyczny) 2024b. Sytuacja gospodarstw domowych w 2023 r. w świetle badania budżetów gospodarstw domowych (<https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/warunki-zycia/dochody-wydatki-i-warunki-zycia-ludnosci/sytuacja-gospodarstw-domowych-w-2023-r-w-swietle-badania-budzetow-gospodarstw-domowych,3,23.html>; dostęp: 27.02.2025).
- IPiSS (Instytut Pracy i Spraw Socjalnych). O minimum socjalnym i minimum egzystencji (<https://www.ipiss.com.pl/pion-badawczy-polityki-spoecznej/o-minimum-socjalnym-i-minimum-egzystencji/>; dostęp: 23.02.2025).
- Jakóbczak E. 2010. Ubóstwo jako kwestia społeczna w gospodarce transformującej się – przykład Polski. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 129: 2848.
- Jewczak M., Korczak K. 2020. Poverty and Health State in Poland: Evidence From Regional Perspective. *Problemy Zarządzania (Management Issues)*, 18(3): 49–66.
- Kalbarczyk M., Mistra R., Morawski L. 2024. Ubóstwo subiektywne i relatywne w krajach środkowo-europejskich – według grup wiekowych. *Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy*, 78 (2): 5–19.
- Karpińska L., Śmiech S., Gouveia J.P., Palma P. 2021. Mapping Regional Vulnerability to Energy Poverty in Poland. *Sustainability*, 13: 10694. <https://doi.org/10.3390/su131910694>
- Kołodziejczak A., Kossowski T. 2016. Wykorzystanie metody autokorelacji przestrzennej do analizy ubóstwa na obszarach wiejskich. *Wiadomości Statystyczne, The Polish Statistician*, 61 (10): 22–32. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0014.1107>
- Kopczewska K. 2020. *Przestrzenne metody ilościowe w R: statystyka, ekonometria, uczenie maszynowe, analiza danych*. CeDeWu, Warszawa.
- Kossowski T. 2009. *Metody i modele ekonometrii przestrzennej*. [W:] Z. Zwoliński (red.), GIS platforma integracyjna geografii. Bogucki Wydawnictwo Naukowe, Poznań, s. 145–165.
- Kucharska P. 2020. Ocena skuteczności programu „Rodzina 500+” w zakresie ograniczenia ubóstwa i zwiększenia diety w Polsce. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 5(989): 83–100. <https://doi.org/10.15678/ZNUEK.2020.0989.0505>
- Kurowski P. 2002. Koszyki minimum socjalnego i minimum egzystencji – dotychczasowe podejście. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa: 1–3.
- Kurowski P., Sowa-Kofta A., Broda-Wysocki P. 2024. Wartość i struktura Progu Interwencji Socjalnej. Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa.
- Mikula A. 2011. Poziom ubóstwa w Polsce w ujęciu regionalnym. *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 13(3).
- Panek T. 2007. Ubóstwo i nierówności. [W:] T. Panek (red.), *Statystyka społeczna*. PWE, Warszawa.
- Panek T. 2008. Ubóstwo i nierówności: dylematy pomiaru (https://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/POZ_Ubostwo_i_nierownosci-dylematy_pomiaru.pdf; dostęp: 22.02.2025).
- Piasecki T., Szukielojć-Bieñkuńska A. 2019. Subiektywne linie ubóstwa. Propozycje metodologiczne związane z wykorzystaniem danych z badania EU-SILC. Główny Urząd Statystyczny, Łódź.
- Pietrzykowski R. 2011. Wykorzystanie metod statystycznej analizy przestrzennej w badaniach ekonomicznych. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, 4: 110.
- Raczkowska M. 2006. Minimum socjalne i minimum egzystencji – wzorce warunków bytu ludności żyjącej w sferze ubóstwa. *Zeszyty Naukowe SGGW – Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 58: 63–73. Rozporządzenie Ministra Polityki Społecznej z dnia 7 października 2005 r. w sprawie progu interwencji socjalnej (Dz.U. z 2005 r. nr 211, poz. 1762, pkt 3.2–3.3).
- Suchecki B. 2010. *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. C.H. Beck, Warszawa.
- Tobler W. 1970. A Computer Model Simulating Urban Growth in Detroit Region. *Economic Geography*, 46(2).
- Wojnowski J. (red.) 2005. *Wielka encyklopedia PWN*. T. 28. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 221.
- Zabielska M. 2007. Ubóstwo, a procesy marginalizacji społecznej. Wydawnictwo KUL, Lublin, s. 5–6.

Spatial Analysis of Poverty in Poland

Abstract: The aim of this article is to analyze the spatial differentiation of extreme, relative, and statutory poverty across voivodeships in Poland. The study utilizes spatial autocorrelation methods at both global and local scales. Based on data from the Local Data Bank (BDL), an analysis was conducted, confirming the existence of spatial dependencies in the studied phenomenon. The analysis identified clusters of voivodeships with similar poverty levels as well as regions that significantly differ from their neighboring areas. A statistically significant positive autocorrelation was observed for all poverty categories, suggesting the presence of spatial clusters characterized by similar levels of poverty indicators. Using the local Moran's statistic, a statistically significant area of high poverty incidence was identified, encompassing the Podkarpackie voivodeship, and in the case of relative and statutory poverty, also the Lubelskie voivodeship. Furthermore, the study identified voivodeships exhibiting atypical spatial patterns: the Wielkopolskie voivodeship, where the analyzed phenomenon exhibited significantly higher levels compared to surrounding areas, and the Mazowieckie voivodeship, where poverty levels were notably lower than in neighboring regions. The obtained results provide a basis for conducting in-depth analyses of the factors influencing the regional distribution of poverty. Moreover, they may serve as a foundation for the development of social policies aimed at poverty reduction, particularly in region exhibiting its highest concentration.

Keywords: poverty, poverty in voivodeships, spatial autocorrelation