PRZEGLĄD STATYSTYCZNY
R. LXI – ZESZYT 2 – 2014

MICHAŁ BERNARD PIETRZAK

TAKSONOMICZNY MIERNIK ROZWOJU (TMR) Z UWZGLĘDNIENIEM ZALEŻNOŚCI PRZESTRZENNYCH

1. WPROWADZENIE

W przestrzennych badaniach ekonomicznych coraz częściej poruszany jest problem występowania zależności przestrzennych oraz uwzględniania tych zależności w prowadzonych analizach. Wynika to z faktu, że zróżnicowanie zjawisk ekonomicznych dla przyjętego układu regionów jest w znacznej mierze wynikiem ich uwarunkowań przestrzennych (zob. LeSage, Pace, 2009; Suchecki, 2010, 2012; Suchecka, 2014). Zespół tych uwarunkowań składa się na strukturę przestrzenną, w ramach której zaobserwować można oddziaływanie czynników o charakterze ekonomicznym, historycznym, kulturowym czy socjologicznym (zob. Zeliaś, 1991). Zagadnienie badania zależności przestrzennych jest bardzo istotne, ponieważ oznacza możliwość kształtowania się poziomu zjawisk w zależności od rozpatrywanej lokalizacji przestrzennej. Analizowane układy regionów (np. województwa w Polsce) nie składają się z izolowanych jednostek. Pomiędzy regionami występują interakcje przestrzenne. W przypadku zjawisk ekonomicznych poziom interakcji między regionami maleje wraz ze wzrostem odległości między nimi. Oznacza to, że występowanie dodatnich zależności przestrzennych jest własnością większości zjawisk ekonomicznych, wynikającą z charakteru funkcjonowania systemów ekonomicznych. Stanowi to uzasadnienie konieczności uwzględniania zależności przestrzennych w badaniach ekonomicznych, w tym w procesie porządkowania regionów na podstawie taksonomicznego miernika rozwoju (TMR).

Poszerzony o własności przestrzenne, przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju (pTMR), pozwalałby na uwzględnienie w ocenie przestrzennego zróżnicowania zjawisk wpływu wielu mechanizmów o charakterze przestrzennym. Mechanizmy te, składające się na strukturę przestrzenną, odpowiedzialne są za wzajemne oddziaływania między regionami. W ten sposób przyczyniają się do trwania (inercji) aktualnej sytuacji wybranych regionów lub też istotnie wpływają na zmianę ich sytuacji. Nieuwzględnienie w badaniach ekonomicznych istniejących zależności przestrzennych dla analizowanych zjawisk prowadzić może do błędów poznawczych i przyczynić się do niewłaściwego wyjaśnienia zmienności zjawisk analizowanych w ramach podjętego problemu badawczego (Zeliaś, 1991; Suchecki, 2010).

Celem artykułu jest rozważenie konstrukcji taksonomicznego miernika rozwoju, w której uwzględniona zostanie własność zależności przestrzennych. Wynikiem realizacji postawionego celu będzie propozycja nowej konstrukcji przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju. Przedstawiony w artykule miernik zastosowany zostanie w analizie poziomu rozwoju gospodarczego regionów. Badanie przeprowadzone zostanie dla 66 podregionów (NUTS 3) w Polsce w roku 2011.

Należy podkreślić, że koncepcja konstrukcji przestrzennego taksonomicznego mierniku rozwoju oraz uzasadnienie jego zastosowania zaprezentowane zostały już w literaturze polskiej w pracy Antczak (2013). W pracy tej sugerowane jest, by w przypadku stwierdzenia zależności przestrzennych dla przyjętych zmiennych diagnostycznych, zastąpić pierwotne wartości zmiennych wartościami ich opóźnienia przestrzennego. Opóźnienie przestrzenne opisuje w modelu uśredniony wpływ przyjętego, zgodnie z macierzą sąsiedztwa, zbioru regionów sąsiadujących na wartości zmiennej w wybranym regionie. Zabieg ten ma na celu otrzymanie takich wartości miernika, gdzie uwzględnione zostaną występujące zależności przestrzenne dla zmiennych diagnostycznych.

Zaproponowana w artykule konstrukcja przestrzennego taksonomicznego mierniku rozwoju różni się od propozycji z pracy Antczak (2013). Różnica polega na odmiennym sposobie przekształcania zmiennych diagnostycznych. W przypadku ustalenia zależności przestrzennych dla wybranej zmiennej diagnostycznej sugerowane jest jej przekształcenie w ten sposób, by uwzględnić potencjalną siłę interakcji między regionami. Wykorzystanie potencjalnej siły interakcji podczas wyznaczania wartości przestrzennego taksonomicznego mierniku rozwoju pozwala na uwzględnienie wpływu struktury przestrzennej na kształtowanie się badanego zjawiska.

2. PRZESTRZENNY TAKSONOMICZNY MIERNIK ROZWOJU

Koncepcja taksonomicznego miernika rozwoju zaproponowana została w 1968 roku przez Zdzisława Hellwiga (zob. Hellwig, 1968). Zastosowanie TMR pozwala na przeprowadzenie porządkowania regionów, a następnie podział regionów na klasy. Wartości taksonomicznego miernika rozwoju stanowią wypadkową poziomu zmiennych, dotyczących różnych aspektów badanego zjawiska i pozwalają na jego syntetyczny opis. Koncepcja ta rozwijana oraz stosowana była w wielu pracach (zob. Cieślak, 1974; Bartosiewicz, 1976; Pluta, 1977; Chomątowski, Sokołowski, 1978; Strahl, 1978; Bartosiewicz, 1984; Borys, 1984; Grabiński, 1984; Jajuga, 1984; Pociecha, 1986; Strahl, 1987; Pociecha, Podolec, Sokołowski, Zając, 1988; Grabiński, Wydymus, Zeliaś, 1989; Nowak, 1990; Walesiak, 1990; Hellwig, Ostasiewicz, Siedlecka, Siedlecki, 1994; Hellwig, Siedlecka, Siedlecki, 1995; Zeliaś, 2000; Lira, Wagner, Wysocki, 2002; Malina, 2004; Strahl, 2006; Walesiak, Gatnar, 2009; Łuczak, Wysocki, 2013).

Należy podkreślić, że koncepcja taksonomicznego miernika rozwoju stanowi użyteczne narzędzie, które daje możliwość uniwersalnego wykorzystania w badaniach ekonomicznych. Olbrzymi atut koncepcji Hellwiga polega na jej walorach poznawczych w procesie wyjaśniania rzeczywistości ekonomicznej oraz elastyczności jej zastosowania. Narzędzie to wykorzystane zostać może do analizy większości zagadnień ekonomicznych. Dodatkowo przedmiotem analizy mogą być dowolne obiekty ekonomiczne w ramach podjętego problemu badawczego.

Identyfikacja zależności przestrzennych dla wybranych zmiennych diagnostycznych wymusza podjęcie problemu badawczego w postaci uwzględnienia tych zależności w konstrukcji miernika. Ponieważ każda zmienna przedstawia inny aspekt rzeczywistości ekonomicznej, to dla każdej z nich należy zbadać osobno poziom zależności przestrzennych, który występować może z różnym natężeniem. Należy podkreślić, że propozycja przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pTMR polega wyłącznie na przekształcaniu pierwotnych wartości zmiennych pozwalających uwzględnić zależności przestrzenne. Pozostałe elementy konstrukcji miernika pozostają bez zmian w stosunku do rozwiązań klasycznych.

W celu identyfikacji zależności przestrzennych zastosowany zostanie model autoregresji przestrzennej SAR (spatial autoregressive model, zob. LeSage, Pace, 2009; Suchecki, 2010). W modelu tym, oprócz oddziaływania zmiennych objaśniających w modelu, uwzględniane jest również opóźnienie przestrzenne zmiennej objaśnianej **WY**[1]. Zastosowanie modelu SAR pozwala na ustalenie potencjalnej siły interakcji pomiędzy wszystkimi badanymi regionami, co z kolei stanowić może podstawę do przekształcenia wyjściowych zmiennych diagnostycznych.

Model autoregresji przestrzennej SAR z jedną zmienną objaśniającą wyrazić można za pomocą wzoru (1):

$$\mathbf{Y} = \rho\mathbf{WY} + \beta_1\mathbf{X} + \boldsymbol{\varepsilon}, \ \mathbf{V}(\mathbf{W}) = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}, \ \mathbf{Y} = \mathbf{V}(\mathbf{W})\beta_1\mathbf{X} + \mathbf{V}(\mathbf{W})\boldsymbol{\varepsilon}, \tag{1}$$

$$\mathbf{V}(\mathbf{W}) = \begin{bmatrix} V(W)_{11} & . & . & V(W)_{1n} \\ . & & & . \\ . & & & . \\ V(W)_{n1} & . & . & V(W)_{nn} \end{bmatrix}, \ \frac{\partial E(y_i)}{\partial x_j} = V(W)_{ij}\beta_1, \tag{2}$$

gdzie **Y** jest wektorem wartości zmiennej objaśnianej, **X** jest wektorem wartości zmiennej objaśniającej, ρ stanowi parametr autoregresji przestrzennej, **W** jest macierzą sąsiedztwa, **V(W)** jest macierzą potencjalnej siły interakcji, β_1 jest parametrem

[1] Opóźnienie przestrzenne zmiennej objaśnianej **WY** funkcjonuje również w literaturze polskiej jako obraz przestrzenny zmiennej (zob. Suchecki, 2010).

strukturalnym modelu, a ε jest wektorem szumu przestrzennego o wielowymiarowym rozkładzie normalnym.

Wielkość siły oddziaływania, wynikającą ze zmiany zmiennej objaśniającej w regionie j na zmienną objaśnianą w regionie i, określić można za pomocą wzoru (2). Należy podkreślić, że w przeciwieństwie do klasycznego modelu regresji liniowej, wielkość oddziaływania determinanty zależy od rozpatrywanych regionów (zob. Pietrzak, 2013). Zgodnie z powyższym można przyjąć, że elementy macierzy **V(W)** przedstawiają potencjalną siłę interakcji między regionami ze względu na zmienną objaśnianą. Zgodnie ze wzorem (2) w celu oceny siły oddziaływania potencjalna siła interakcji ważona jest wartością parametru strukturalnego. W przypadku dowolnej macierzy sąsiedztwa **W**, największa potencjalna siła interakcji występuje w regionie, w którym nastąpiła zmiana zmiennej objaśniającej. Następnie w przypadku regionów sąsiadujących w sensie sąsiedztwa pierwszego rzędu. Dla kolejnych rzędów sąsiedztwa siła ta ulega znacznemu obniżeniu.

W badaniach ekonomicznych najczęściej przyjmowana jest postać standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu[2].Wybór odpowiedniej postaci macierzy sąsiedztwa jest bardzo ważny, ponieważ potencjalna siła oddziaływania wynika z ustalonego sąsiedztwa między obszarami. W tabeli 1 przedstawiono przykładowe wartości potencjalnej siły oddziaływania dla wybranych podregionów w Polsce, otrzymane na podstawie macierzy **V(W)**[3], przy założeniu zastosowania standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu. Przedstawione wartości są jedynie wycinkiem macierzy **V(W)**[4], ale pozwolą na prezentację idei ustalania potencjalnej siły interakcji między regionami. Kolumna pierwsza w tabeli 1 zawiera wybrane podregiony, dla których przedstawiona została potencjalna siła oddziaływania z podregionem rzeszowskim oraz podregionem lubelskim. Kolumna druga w tabeli 1 przedstawia poziom potencjalnej siły interakcji pomiędzy podregionem rzeszowskim a wybranymi podregionami, a kolumna czwarta prezentuje poziom potencjalnej siły dla podregionu lubelskiego. W kolumnie trzeciej i piątej zapisano rząd sąsiedztwa dla wybranych par podregionów.

---

[2] W przypadku standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu, sąsiedztwo określane jest na podstawie kryterium posiadania wspólnej granicy między regionami (zob. Pietrzak, 2010a). Dodatkowo, macierz standaryzowana jest wierszami do jedności.

[3] Macierz **V(W)** wyznaczona została na podstawie modelu autoregresji przestrzennej SAR $\mathbf{Y} = \rho\, \mathbf{WY} + \boldsymbol{\varepsilon}$ dla PKB per capita w 2011 roku.

[4] Przedstawienie wszystkich elementów macierzy **V(W)** wymagałoby prezentacji macierzy o wymiarach 66x66.

Tabela 1.

Poziom potencjalnej siły oddziaływania dla wybranych podregionów

Podregion	rzeszowski		lubelski		poziom PKB per capita
	potencjalna siła interakcji	rząd sąsiedztwa	potencjalna siła interakcji	rząd sąsiedztwa	
rzeszowski	1,039	-	0,003	III	32168
tarnobrzeski	0,074	I	0,011	II	28017
puławski	0,005	II	0,063	I	24157
lubelski	0,003	II	1,034	-	34425
chełmsko-zamojski	0,016	II	0,096	I	22290
przemyski	0,122	I	0,011	II	20923

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu występuje istotny problem w postaci braku związku pomiędzy potencjalną siłą oddziaływania a różnicą w poziomie zmiennej diagnostycznej dla wybranej pary regionów. Analiza tabeli 1 potwierdza ten problem, gdzie dla kolejnych par podregionów nie ma związku między różnicą w poziomie PKB per capita a wielkością potencjalnej siły interakcji. Wielkość potencjalnej siły oddziaływania powinna być największa dla regionów o zbliżonym poziomie zmiennej diagnostycznej. Tymczasem w przypadku standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu wielkość potencjalnej siły oddziaływania zależy od liczby sąsiadów wybranego regionu. Najwyższe wartości otrzymywane są w przypadku regionów o najmniejszej liczbie sąsiadów. Problem ten jest najlepiej widoczny w przypadku sąsiedztwa pierwszego rzędu. Analizując oddziaływanie między wybranymi podregionami można stwierdzić, że poziom potencjalnej siły oddziaływania pomiędzy podregionem przemyskim a podregionem rzeszowskim jest wyższy, niż w przypadku pary podregionów tarnobrzeskiego i rzeszowskiego. Wynika to z faktu, że podregion tarnobrzeski posiada większą liczbę sąsiadów[5]. Również w przypadku podregionu lubelskiego, większa potencjalna siła oddziaływania wyznaczona została dla pary podregionów chełmsko-zamojskiego i lubelskiego w porównaniu z parą podregionów puławskim i lubelskim[6]. Wielkość potencjalnej siły oddziaływania należy również odnieść do poziomu PKB per capita

[5] Podregion tarnobrzeski ma siedmiu sąsiadów pierwszego rzędu, a podregion przemyski czterech.

[6] Podregion chełmsko-zamojski posiada pięciu sąsiadów pierwszego rzędu, a podregion puławski ośmiu sąsiadów.

wybranych par podregionów. Podregion tarnobrzeski (PKB per capita wynosi 28017 zł) jest bardziej podobny do podregionu rzeszowskiego (32168 zł) pod względem rozwoju gospodarczego w porównaniu z podregionem przemyskim (20923 zł). Również w przypadku podregionu puławskiego (24157 zł) zachodzi większe podobieństwo pod względem poziomu PKB per capita do podregionu lubelskiego (34425 zł), w porównaniu z podregionem chełmsko-zamojskim (22290 zł). Oznacza to, że ustalona na podstawie standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu wielkość potencjalnej siły oddziaływania nie ma powiązania z kształtowaniem się poziomu PKB per capita. Świadczy to o mankamencie najczęściej wybieranej w badaniach macierzy sąsiedztwa i wskazuje na potrzebę rozwijania metodologii oraz prób zastosowania macierzy opartej na odległości ekonomicznej (zob. Zeliaś, 1991; Pietrzak 2010a, 2010b; Suchecki, 2010; Pietrzak, 2012; Suchecka, 2014). Zastosowanie odległości ekonomicznej powinno pozwolić na zróżnicowanie potencjalnej siły oddziaływania między regionami w taki sposób, by jej wielkość korespondowała z wartościami analizowanego zjawiska ekonomicznego.

Przyjęcie założenia o istotnych zależnościach przestrzennych powoduje, że w ocenie zjawiska w wybranym regionie, oprócz wartości zjawiska w tym regionie, należy uwzględnić również wpływ zjawiska ze strony pozostałych regionów analizowanego systemu. W przypadku identyfikacji istotnych statystycznie zależności przestrzennych[7] należy wyznaczyć nowe wartości zmiennych diagnostycznych w taki sposób, by uwzględnić potencjalne interakcje między regionami. Tak obliczone zmienne niosą dodatkowe informacje o tym, jakie występują tendencje w przestrzennym kształtowaniu się wartości zmiennej diagnostycznej, przy założeniu, że istniejące zależności przestrzenne zostaną utrzymane w czasie na zbliżonym poziomie. Ustalone zależności przestrzenne nie powinny istotnie zmieniać się w czasie, ponieważ wynikają z silnych mechanizmów przestrzennych, które z kolei są własnością analizowanego systemu regionów i wynikają z jego charakteru. Biorąc pod uwagę trwałość zależności przestrzennych, prawdopodobnym jest, że na przestrzeni kilku, kilkunastu lat przewidywane tendencje okażą się stanem faktycznym. Należy podkreślić, że sytuacja w regionach zależy również od prowadzonej polityki regionalnej. Ustalone tendencje w przestrzennym kształtowaniu się zmiennych mogą wpływać pozytywnie, wspierając prowadzoną politykę regionalną lub negatywnie, silnie ją osłabiając. Ostatecznie na sytuację regionów w głównym stopniu mają wpływ wyjściowa sytuacja regionów, prowadzona polityka regionalna oraz tendencje wynikające z mechanizmów przestrzennych analizowanego systemu. Do oceny wyjściowej sytuacji regionów posłużyć może taksonomiczny miernik rozwoju, a do określenia tendencji w rozwoju przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju.

W przypadku wyznaczania wartości przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju, stwierdzenie istotnie statystycznych zależności przestrzennych dla wybranej

[7] Do testowania autokorelacji przestrzennej dla wybranych zmiennych najczęściej wykorzystywany jest test Morana (zob. Suchecki, 2010).

zmiennej diagnostycznej X_j powinno prowadzić do jej przekształcenia, w wyniku którego uwzględniona zostanie potencjalna siła interakcji między regionami. Tak określone przekształcenie dla zmiennej diagnostycznej X_j uzyskać można następująco

$$\mathbf{Z}_j = (\mathbf{I} - \rho\mathbf{W})^{-1}\mathbf{X}_j = \mathbf{V}(\mathbf{W})\mathbf{X}_j, \tag{3}$$

przy czym ocena parametru autoregresji przestrzennej ρ powinna zostać otrzymana na podstawie estymacji parametrów modelu autoregresji przestrzennej SAR[8] określonego wzorem

$$\mathbf{X}_j = \rho\,\mathbf{W}\mathbf{X}_j + \boldsymbol{\varepsilon}, \tag{4}$$

gdzie $\mathbf{X_j}$ jest wektorem wartości j-tej zmiennej diagnostycznej, ρ stanowi parametr autoregresji przestrzennej, **W** jest macierzą sąsiedztwa, **V(W)** jest macierzą potencjalnej siły interakcji, a ε jest wektorem szumu przestrzennego.

Ponieważ elementy macierzy **V(W)** przedstawiają potencjalną siłę interakcji między regionami ze względu na zmienną objaśnianą, to zastosowanie wzoru (3) pozwoli na uwzględnienie zależności przestrzennych w wartościach przekształconej zmiennej diagnostycznej X_j. W przypadku stwierdzenia nieistotnych statystycznie zależności przestrzennych, wartości zmiennej diagnostycznej powinny pozostać bez zmian. W tym przypadku na wartość przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju w wybranym regionie wpływ będą miały wyłącznie wartości zmiennej diagnostycznej z tego regionu. Następnie zgodnie z procedurą Hellwiga zmienne diagnostyczne Z_j należy poddać standaryzacji w celu ich porównywalności, w wyniku czego otrzymywane są zmienne standaryzowane S_j. W kolejnym etapie ustalane są wartości wzorcowe dla zmiennych diagnostycznych zgodnie z zasadą wyboru wartości maksymalnej w przypadku stymulant oraz wartości minimalnej w przypadku destymulant. W ostatnim kroku, przyjmując miarę odległości euklidesowej, obliczana jest odległość każdego obiektu (regionu) od wzorca. Ostatecznie wartość przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju dla i-tego obiektu wyznaczana jest ze wzoru

$$pTMR_i(W) = 1 - \frac{d_i}{d_s + 2s_d}, \tag{5}$$

[8] Estymacja parametrów modelu autoregresji przestrzennej SAR wykonywana jest na podstawie metody największej wiarygodności.

gdzie $pTMR_i(W)$ stanowi wartość miernika, d_i jest odległością euklidesową i-tego obiektu od wzorca, d_s jest średnią odległością obiektów od wzorca, s_d stanowi odchylenie standardowe dla odległości obiektów od wzorca. Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju, wyznaczony zgodnie z procedurą Hellwiga, jest miarą unormowaną, w większości przypadków mieszczącą się w przedziale od zera do jedności.

W literaturze dotyczącej ekonometrii przestrzennej zakłada się, że model autoregresji przestrzennej SAR wskazuje na istnienie równowagi długookresowej zjawiska (zob. LeSage, Pace, 2009). Istniejące zależności przestrzenne powodują, że pomimo krótkookresowych zmian obszar (system) regionów dąży do równowagi długookresowej. Siła zależności przestrzennych bardzo wolno zmienia się w czasie, stąd poziom zjawiska dla badanego obszaru regionów zmierza powoli do równowagi wynikającej z istniejącej struktury przestrzennej. Oznacza to, że wartości przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju wskazują na tendencję w rozwoju wybranego zjawiska, które badane jest w ramach przyjętego obszaru regionów. Tendencję osiągania przez analizowane zjawisko równowagi długookresowej.

Procedurę wyznaczania przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju można ująć w następujących krokach[9].

1. Testowanie dla każdej zmiennej diagnostycznej autokorelacji przestrzennej za pomocą testu Morana.
2. Uwzględnienie zależności przestrzennych poprzez przekształcenie zmiennych diagnostycznych:
   a) w przypadku stwierdzenia istotnych statystycznie zależności przestrzennych powinna zostać przeprowadzone estymacja parametrów modelu SAR określonego wzorem (4), a następnie przekształcenie zmiennej diagnostycznej zgodnie ze wzorem (3),
   b) w przypadku stwierdzenia nieistotnych statystycznie zależności przestrzennych dla wybranej zmiennej diagnostycznej, nie ulega ona przekształceniu.
3. Ustalenie charakteru zmiennych diagnostycznych X_j i w zależności od metody porządkowania obiektów, pozostawienie zmiennych bez zmian lub zmiana ich charakteru (np. zamiana destymulanty na stymulantę).
4. Standaryzacja zmiennych na podstawie wybranej metody.
5. W przypadku wzorcowych metod porządkowania wyznaczenie wartości wzorca i/lub antywzorca dla każdej ze zmiennych diagnostycznych.
6. Wybór miary odległości oraz wyznaczenie odległości każdego obiektu od wzorca i/lub antywzorca.
7. W zależności od wybranej metody porządkowania obiektów ustalenie wag dla zmiennych diagnostycznych.

[9] Procedura konstrukcji *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* różni się od klasycznej metody wyznaczania miernika dwoma dodatkowymi etapami (1 i 2) pozwalającymi na przekształcenie pierwotnej macierzy danych.

8. Wyznaczenie zmiennej syntetycznej na podstawie wybranej metody porządkowania obiektów. Uzyskane wartości zmiennej stanowić będą ocenę przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju.

3. ZASTOSOWANIE PTMR W ANALIZIE POZIOMU ROZWOJU GOSPODARCZEGO REGIONÓW

Zaproponowana procedura konstrukcji przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju (pTMR) zastosowana została na przykładzie przestrzennej analizy poziomu rozwoju gospodarczego w Polsce w 2011 roku. Badaniem objęto 66 podregionów Polski (poziom NUTS 3). Do opisu rozwoju gospodarczego podregionów wykorzystano zestaw zmiennych diagnostycznych, których poziom świadczy o ich sytuacji gospodarczej. W zestawie zmiennych znalazły się PKB per capita (X_1), podmioty gospodarki narodowej wpisane do rejestru REGON na 10 tys. ludności (X_2), nakłady inwestycyjne w przedsiębiorstwach per capita (X_3)[10], przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (X_4) oraz stopa bezrobocia rejestrowanego (X_5). Dane dotyczące wybranych zmiennych diagnostycznych pozyskano z Banku Danych Lokalnych Głównego Urzędu statystycznego.

W pierwszym kroku badania wyznaczono wartości taksonomicznego miernika rozwoju (TMR) na podstawie metody Hellwiga. Uzyskane wyniki przedstawione zostały na rysunku 1 oraz w tabeli 3 w aneksie.

Następnie wyznaczone zostały wartości przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju. W tym celu policzono najpierw wartości statystyki I Morana dla każdej ze zmiennych diagnostycznych. Za macierz sąsiedztwa między regionami przyjęto standaryzowaną macierz pierwszego rzędu $\mathbf{W}_1$. Otrzymane statystyki testu przedstawione zostały w tabeli 2, gdzie w nawiasach zapisano wartości p. Uzyskane wyniki wskazały na istnienie statystycznie istotnych zależności przestrzennych w przypadku wszystkich zmiennych diagnostycznych. Wobec tego dla każdej zmiennej przeprowadzono estymację parametrów modelu autoregresji przestrzennej SAR zgodnie ze wzorem (4). Uzyskane oceny parametrów autoregresji pozwoliły na przekształcenie zmiennych diagnostycznych za pomocą wzoru (3). W ostatnim kroku, wykorzystując przekształcone zmienne diagnostyczne, wyznaczono wartości przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pTMR(W_1). Przestrzenne zróżnicowanie miernika przedstawione zostało na rysunku 1 oraz w tabeli 3 w aneksie.

Podczas przekształcania zmiennych diagnostycznych, podobnie jak w przypadku testu Morana, wykorzystana została standaryzowana macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu $\mathbf{W}_1$. Przyjęcie w badaniu macierzy sąsiedztwa pozwoliło na uwzględnienie potencjalnej siły interakcji między podregionami. W przypadku klasyfikacji NUTS 3, oprócz omówionego wcześniej mankamentu zastosowania tej macierzy, zachodzi

[10] W przypadku nakładów inwestycyjnych w przedsiębiorstwach per capita, sumę nakładów inwestycyjnych w latach 2008–2011 podzielono przez liczbą ludności w Polsce w roku 2011.

dodatkowy problem w postaci występowania podregionów, które przestrzennie zawierają się w innych podregionach. Wynika z tego, że podregiony te mają tylko jednego sąsiada zgodnie z kryterium wspólnej granicy. Do zbioru tych podregionów należą główne ośrodki miejskie w Polsce (Warszawa, Kraków, Poznań, Wrocław, Łódź, Szczecin, Trójmiasto[11]). Tak określone sąsiedztwo jest niewystarczające, ponieważ oddziaływanie regionalne wymienionych podregionów wykracza poza granice podregionu, w którym się zawierają. Przekłada się to na jakość standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu, gdzie oddziaływanie głównych ośrodków miejskich w Polsce nie jest w pełni uwzględnione. W związku z tym przyjęta macierz $\mathbf{W}_1$ przekształcona zostanie arbitralnie przez autora w ten sposób, że dla wymienionych podregionów za sąsiadów w sensie pierwszego rzędu uznane zostaną dodatkowo podregiony sąsiadujące w sensie drugiego rzędu. W przypadku Warszawy do zbioru sąsiadów pierwszego rzędu dodano podregiony ciechanowsko-płocki, ostrołęcko-siedlecki, puławski, radomski oraz skierniewicki z wyjątkiem podregionu piotrkowskiego ze względu na położenie geograficzne. Za sąsiadów pierwszego rzędu Krakowa uznane zostały dodatkowo podregiony oświęcimski, sosnowiecki, sandomierski, jędrzejowski, tarnowski i nowosądecki. Dla Poznania przyjęto za dodatkowych sąsiadów podregiony pilski, leszczyński, kaliski i koniński, dla Wrocławia podregiony leszczyński, kaliski, legnicko-głogowski, jeleniogórski, wałbrzyski i nyski, dla Łodzi podregiony skierniewicki, sieradzki i piotrkowski oraz dla Trójmiasta podregiony słupski, starogardzki i elbląski. W przypadku Szczecina nie zwiększono liczby sąsiadów ze względu na położenie przestrzenne tego podregionu i jego sąsiadów pierwszego rzędu. W wyniku tak określonego przekształcenia otrzymana została nowa macierz sąsiedztwa $\mathbf{W}_2$.

Macierz sąsiedztwa $\mathbf{W}_2$ posłużyła do ponownego wyznaczenia wartości przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pTMR(W_2). Zgodnie z procedurą wykonano test Morana dla wszystkich zmiennych, gdzie jedynie w przypadku nakładów inwestycyjnych zależności przestrzenne okazały się statystycznie nieistotne. Dla pozostałych zmiennych oszacowano parametry modelu autoregresji przestrzennej SAR i na podstawie otrzymanych ocen parametrów autoregresji przekształcono wyjściowe zmienne diagnostyczne. Pozwoliło to na obliczenie wartości przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pTMR(W_2) zgodnie z procedurą Hellwiga. Otrzymane wartości mierników TMR, pTMR(W_1), pTMR(W_2) przedstawione zostały w tabeli 3 w aneksie. Przyjęcie macierzy $\mathbf{W}_2$ jest bardzo ważne z punktu widzenia oceny poziomu gospodarczego w Polsce, ponieważ jej wykorzystanie pozwoli na pełne uwzględnienie w ocenie poziomu rozwoju gospodarczego oddziaływania największych ośrodków miejskich. W przypadku macierzy sąsiedztwa $\mathbf{W_1}$ uwzględniany był jedynie bardzo silny wpływ głównych ośrodków miejskich na pojedyncze podregiony, podregion krakowski, poznański, łódzki, wrocławski, szczeciński, gdański, warszawski wschodni i warszawski zachodni. Wykorzystanie macierzy $\mathbf{W_2}$ spowodowało, że uwzględniony

[11] Miasta Warszawa oraz Szczecin sąsiadują z dwoma podregionami.

został wpływ oddziaływania tych ośrodków na większą liczbę podregionów[12]. Ostatecznie zastosowanie macierzy sąsiedztwa $\mathbf{W_2}$ powinno pozwolić na identyfikację tendencji w zakresie oddziaływania głównych ośrodków miejskich w Polsce oraz ustalenia granic, tworzonych przez te ośrodki obszarów wzrostu.

Tabela 2.

Wyniki testu Morana oraz estymacji parametrów modelu SAR

Model SAR dla macierzy $\mathbf{W}_1$			Model SAR dla macierzy $\mathbf{W}_2$		
Zmienne diagnostyczne	Statystyka *I* Morana	Ocena parametru ρ	Zmienne diagnostyczne	Statystyka *I* Morana	Ocena parametru ρ
X_1	0,16 (0,01)	0,39 (0,03)	X_1	0,07 (0,1)	0,17 (0,1)
X_2	0,32 (0,01)	0,65 (0,01)	X_2	0,12 (0,02)	0,26 (0,03)
X_3	0,13 (0,03)	0,31 (0,08)	X_3	0,01 (0,38)	-
X_4	0,17 (0,01)	0,38 (0,03)	X_4	0,07 (0,1)	0,17 (0,1)
X_5	0,31 (0,01)	0,55 (0,01)	X_5	0,17 (0,01)	0,34 (0,01)

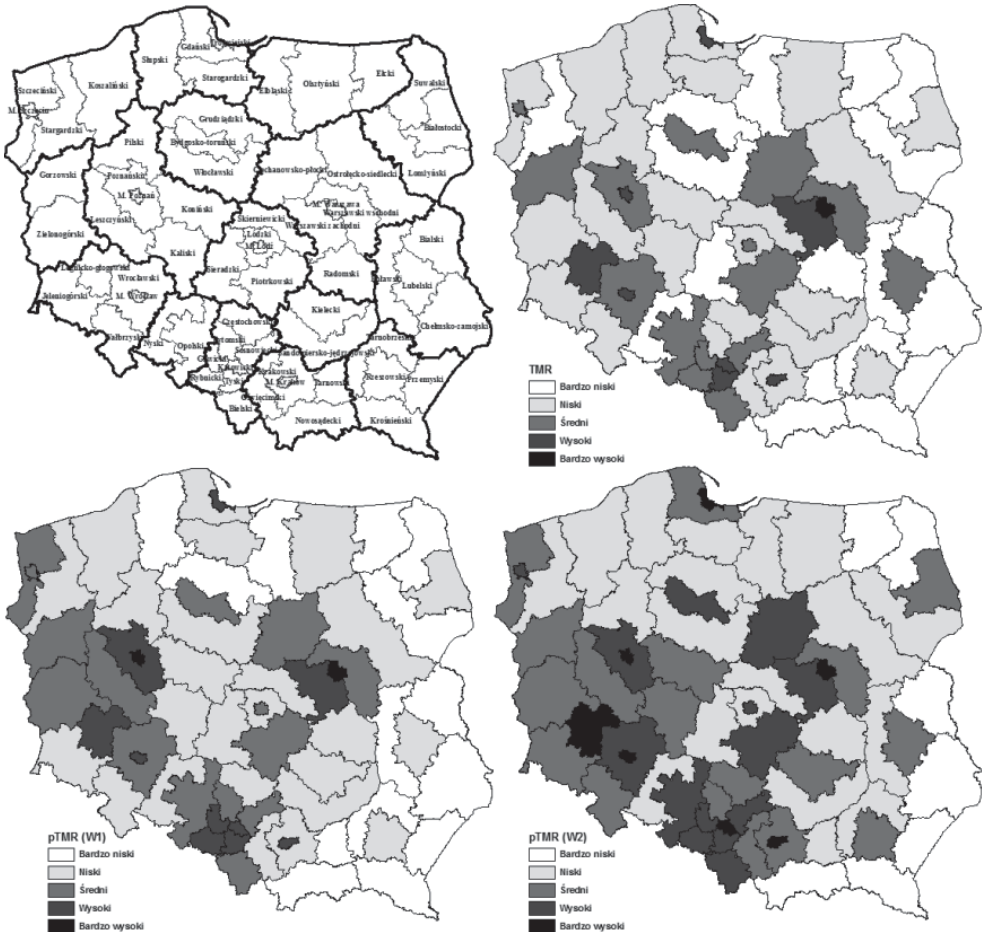
Źródło: opracowanie własne.

W celu wyodrębnienia klas na podstawie otrzymanych wartości mierników TMR, pTMR(W_1) oraz pTMR(W_2) wykorzystana została metoda podziału naturalnego[13], a otrzymane wyniki przedstawiono na rysunku 1. Odnosząc się do poziomu rozwoju gospodarczego, zaznaczone na rysunku 1 klasy podregionów nazwane zostały jako „bardzo niski", „niski", „średni", „wysoki" oraz „bardzo wysoki". Zgodnie z otrzymanym podziałem na podstawie taksonomicznego miernika rozwoju TMR, do klasy o bardzo wysokim poziomie rozwoju zaliczona została jedynie Warszawa. Oznacza to, że miasto Warszawa w istotny sposób różni się od pozostałych podregionów w Polsce. Do klasy wysokiego poziomu rozwoju weszły Poznań, Wrocław, Kraków, podregion trójmiejski, legnicko-głogowski, katowicki, tyski i warszawski zachodni. Stanowią one obok Warszawy najlepiej rozwinięte gospodarczo podregiony w Polsce. Średnim poziomem rozwoju charakteryzowały się Łódź, Szczecin, podregiony gorzowski, poznański, bydgosko-toruński, ciechanowsko-płocki, warszawski wschodni, wrocławski, piotrkowski, lubelski, opolski, gliwicki, rybnicki, sosnowiecki oraz bielski.

[12] Przekształcenie macierzy sąsiedztwa spowodowało jednak, że wielkość potencjalnej siły oddziaływania uległa obniżeniu ze względu na rozłożenie oddziaływania na większą ilość sąsiadów.

[13] Idea metody polega na minimalizacji wariancji dla podregionów z wybranych klas oraz maksymalizacji wariancji między klasami (zob. Jenks, 1967).

Pozostałe podregiony tworzą klastry przestrzenne o niskim i bardzo niskim poziomie rozwoju gospodarczego i skupiają się wokół wymienionych ośrodków wzrostu. Uzyskane wyniki wskazują na dominującą rolę województw mazowieckiego oraz śląskiego.



Rysunek 1. Przestrzenne zróżnicowanie podregionów pod względem rozwoju gospodarczego
Źródło: opracowanie własne.

Analiza przestrzennego zróżnicowania taksonomicznego miernika rozwoju TMR pozwoliła na ocenę rozwoju gospodarczego pojedynczych podregionów. Z kolei analiza otrzymanych wartości przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pTMR daje możliwość identyfikacji przestrzennych klastrów podregionów o wysokim lub niskim potencjalnym poziomie rozwoju gospodarczego dzięki uwzględnieniu zależno-

ści przestrzennych. Potencjalny poziom rozwoju gospodarczego rozumiany jest jako przewidywana tendencja, prawdopodobny poziom rozwoju wynikający z aktualnej sytuacji gospodarczej regionu oraz istniejących mechanizmów przestrzennych. Ze względu na silne oddziaływanie przestrzenne ze strony sąsiadów o wysokim poziomie rozwoju, potencjalny poziom rozwoju gospodarczego dla wybranego podregionu może zostać oceniony wyżej w porównaniu z poziomem rozwoju gospodarczego wynikającym z taksonomicznego miernika rozwoju. Może zajść również sytuacja odwrotna, gdzie uzyskana ocena potencjalnego poziomu rozwoju gospodarczego może być niższa w porównaniu z wartościami taksonomicznego miernika rozwoju. Ponieważ potencjalny poziom rozwoju gospodarczego ulega podwyższeniu lub obniżeniu ze względu na oddziaływanie przestrzenne podregionów sąsiadujących, to w naturalny sposób podregiony gromadzić się będą przestrzennie w grupy o wysokim lub niskim potencjalnym rozwoju gospodarczym. W przypadku zastosowania przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju (pTMR), pierwotne wartości zmiennych diagnostycznych ulegają zmianie. Do wartości wybranej zmiennej diagnostycznej Xj z rozpatrywanego regionu dodawane są wartości zmiennej z regionów sąsiadujących. Uzyskane, nowe wartości zmiennej Zj rosną dla wszystkich regionów, jednak nie wszystkie rosną w tym samym tempie. Uzależnione to jest od wartości zmiennej dla regionów ustalonych jako sąsiadów. Zmienione wartości zmiennych diagnostycznych, gdzie uwzględnione zostały zależności przestrzenne, wykorzystywane są następnie w procedurze Hellwiga. Ustalany jest nowy porządek między regionami, który dzięki uwzględnieniu zależności przestrzennych, prowadzi do tworzenia się przestrzennych klastrów regionalnych. Różnice pomiędzy wartościami mierników TMR oraz pTMR(W_1) omówione zostaną na przykładzie Warszawy oraz podregionu lubelskiego (zob. tabela 3 w Aneksie).

W przypadku Warszawy do wyjściowych wartości zmiennych diagnostycznych dodane zostaną wartości zmiennych jej sąsiadów. Natomiast do wyjściowych wartości zmiennych sąsiadów Warszawy zostaną z kolei dodane wartości zmiennych dla Warszawy oraz ich sąsiadów. W wyniku tego przekształcenia wartości zmiennych diagnostycznych dla sąsiadów Warszawy wzrosną w większym stopniu niż wartości dla samej Warszawy. Powoduje to, że wartości zmiennych diagnostycznych Warszawy oraz jej sąsiadów (podregiony warszawski zachodni, warszawski wschodni) ulegają przybliżeniu (wpływ mają tutaj również wartości innych sąsiadów). W przypadku innych podregionów województwa mazowieckiego, najbardziej do Warszawy zbliżył się podregion ciechanowsko-płocki ze względu na sąsiedztwo z podregionami warszawski zachodni i bydgosko-toruński (podregiony o dobrej sytuacji gospodarczej). Następnie podregion radomski ze względu na sąsiedztwo z podregionami warszawski zachodni, kielecki i piotrkowski. Natomiast podregion ostrołęcko-siedlecki oddalił się od Warszawy, ze względu na sąsiedztwo podregionów o znacznie niższych wartościach zmiennych diagnostycznych, podregionów łomżyńskiego, puławskiego, ełckiego (Warszawa miała sąsiadów o lepszej sytuacji gospodarczej niż podregion ostrołęcko-siedlecki). Otrzymane ostateczne wartości miernika pTMR wskazują na zbliżenie

się wartości miernika dla Warszawy i podregionów warszawski zachodni, warszawski wschodni, ciechanowsko-płocki, radomski oraz oddalenie się podregionu ostrołęcko-siedleckiego pod względem poziomu rozwoju od Warszawy (otrzymany został klaster przestrzenny wokół Warszawy oraz wykluczenie podregionu ostrołęcko-siedleckiego). W nowym rankingu (na podstawie pTMR(W_1)) Warszawa pozostała na 1 miejscu. Podregiony warszawski zachodni oraz ciechanowsko-płocki również nie zmieniły miejsca w rankingu. Podregiony warszawski wschodni oraz radomski awansowały w rankingu (warszawski wschodni awansował z 24 miejsca na 19, a radomski z 51 na 44 miejsce). Podregion ostrołęcko-siedlecki spadł natomiast w rankingu z miejsca 46 na 51. Tendencja do tworzenia się przestrzennych klastrów wynika z tego, że rośnie szansa znalezienia się wymienionych podregionów z wyjątkiem podregionu ostrołęcko-siedleckiego w jednej klasie rozwoju.

Zupełnie inaczej wygląda sytuacja w przypadku województwa lubelskiego. W tym województwie wyłącznie podregion lubelski ma potencjał rozwojowy. Przy czym potencjał ten jest na tyle słaby, że podregion lubelski nie wpływa istotnie na inne podregiony w województwie. Przejawia się to tym, że wartości zmiennych diagnostycznych podregionu lubelskiego znacznie przewyższają wartości zmiennych podregionów puławskiego, bialskiego oraz chełmsko-zamojskiego. Przekształcenie zmiennych diagnostycznych w procedurze wyznaczania pTMR podwyższy wartości wszystkich podregionów. Jednak wartości zmiennych diagnostycznych podregionu lubelskiego zostaną w dużo mniejszym stopniu podwyższone w porównaniu np. z Warszawą oraz podregionami sąsiadującymi z Warszawą ze względu na sąsiedztwo podregionów puławskiego, bialskiego oraz chełmsko-zamojskiego o niskim poziomie rozwoju. Ma to wpływ na uzyskane wartości miernika oraz miejsce tych podregionów w rankingu. Podregion lubelski spadł w rankingu z miejsca 22 na 31. Można stwierdzić, że uwzględniony został negatywny wpływ sąsiedztwa podregionów o bardzo niskim poziomie rozwoju. Pozycja w rankingu podregionów bialskiego oraz chełmsko-zamojskiego nie zmieniła się. Oznacza to, że podregion lubelski nie ma aż tak dużego potencjału żeby polepszyć sytuację tych podregionów. Dodatkowo podregiony te nie sąsiadują z podregionami o wysokim poziomie rozwoju. Dla podregionu puławskiego pozycja w rankingu wzrosła z 59 miejsca na 57 miejsce (wynika to z położenia geograficznego tego podregionu).

Przedstawione na rysunku 1 zróżnicowanie przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pTMR(W_2) wskazuje na istnienie klastrów podregionów o zbliżonym potencjalnym poziomie rozwoju gospodarczego. W przypadku klastrów o dobrej sytuacji gospodarczej, największym przestrzennie okazał się klaster złożony z województw lubuskiego, wielkopolskiego i dolnośląskiego. Głównymi ośrodkami wzrostu w tym klastrze są miasta Poznań oraz Wrocław. Kolejnym pod względem wielkości jest klaster złożony z podregionów województw opolskiego, śląskiego oraz małopolskiego. Głównymi ośrodkami wzrostu są tutaj największe miasta województwa śląskiego oraz miasta Kraków i Opole. Ostatni klaster tworzą podregiony województwa mazowieckiego. Klaster ten skupiony jest wokół Warszawy i jest najbardziej dyna-

micznie rozwijającym się obszarem ze względu na status Warszawy jako stolicy kraju. W pozostałych województwach Polski dobrą sytuacja gospodarczą charakteryzują się pojedyncze podregiony. W województwie zachodnio-pomorskim Szczecin i podregion szczeciński, w województwie pomorskim podregion trójmiejski i gdański, w województwie kujawsko-pomorskim podregion bydgosko-toruński, w województwie łódzkim podregion łódzki i piotrkowski, w województwie świętokrzyskim podregion kielecki, w województwie podlaskim podregion białostocki, w województwie lubelskim podregion lubelski oraz w województwie podkarpackim podregion rzeszowski. Najgorsza sytuacja wystąpiła w województwie warmińsko-mazurskim, gdzie oddziaływanie miasta Olsztyna jest na tyle słabe, że wszystkie podregiony województwa charakteryzują się słabą sytuacją gospodarczą.

Oprócz klastrów o dobrej sytuacji gospodarczej, wyróżnić można również znacznie większe pod względem przestrzennym klastry o słabej sytuacji gospodarczej. Pierwszy klaster południowo-wschodni złożony jest z podregionów województw mazowieckiego, małopolskiego, świętokrzyskiego, lubelskiego i podkarpackiego. W klastrze tym znajdują się trzy duże ośrodki miejskie, Kielce, Lublin i Rzeszów. Drugi klaster północno-wschodni tworzą podregiony województw warmińsko-mazurskiego, mazowieckiego i podlaskiego. W klastrze tym znajdują się dwa duże ośrodki miejskie, miasto Olsztyn oraz miasto Białystok. Ostatni, trzeci klaster północno-zachodni składa się z podregionów województwa zachodnio-pomorskiego, wielkopolskiego, pomorskiego i kujawsko-pomorskiego. Klaster ten nie posiada silnych ośrodków miejskich. Z obszaru klastra należy wyłączyć podregion bydgosko-toruński, który tworzy lokalny obszar wzrostu. Pomimo tego, że w określonych klastrach znajdują sie duże ośrodki miejskie, to nie posiadają one wystarczającego potencjału do utworzenia silnych obszarów wzrostu i ich oddziaływanie ma wyłącznie charakter lokalny. Dodatkowo ośrodki te rozwijają się wolniej od ośrodków miejskich należących do klastrów o dobrej sytuacji gospodarczej, co w przyszłości może przyczynić się do utrwalania niskiego poziomu rozwoju gospodarczego wskazanych klastrów.

Wyodrębnienie klastrów o słabej sytuacji gospodarczej pozwala na stwierdzenie znacznych różnic w poziomie rozwoju województwa mazowieckiego. W województwie tym znajduje się najbardziej rozwinięty gospodarczo klaster związany z Warszawą, jak i podregiony znacznie odstające podregion ostrołęcko-siedlecki oraz radomski. Należy zwrócić też uwagę na słabą sytuację podregionów łódzkiego, sieradzkiego i skierniewickiego w województwie łódzkim. Sytuacja tych podregionów jest wyjątkowa, ponieważ położone są one pomiędzy trzema klastrami o dobrej sytuacji gospodarczej. Podobnie jest w przypadku podregionu nyskiego, który z kolei położony jest pomiędzy dwoma klastrami. Wyjątkowość sytuacji polega na tym, że wraz z dynamicznym rozwojem klastrów o dobrej sytuacji gospodarczej, sytuacja tych podregionów będzie się pogarszać ze względu na drenaż zasobów.

Na podstawie podziału naturalnego otrzymana została również klasa o bardzo niskim poziomie rozwoju. Do klasy tej należą podregiony Polski Wschodniej, podregion nowosądecki, krośnieński, przemyski, chełmsko-zamojski, bialski, ełcki i suwal-

ski. W wymienionych podregionach, oprócz słabej sytuacji gospodarczej, występuje dodatkowo tendencja do odpływu najcenniejszych zasobów do innych obszarów. Oznacza to, że bez zintensyfikowanej interwencji państwa i władz samorządowych województw podregiony te skazane są na dalszą degradację pod względem rozwoju gospodarczego.

4. WNIOSKI

Realizacja wyznaczonego w artykule celu pozwoliła na wypracowanie procedury konstrukcji przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pTMR. Potrzeba konstrukcji miernika wynika z problemu występowania zależności przestrzennych dla większości badanych zjawiskach ekonomicznych. Zależności przestrzenne uwzględnione zostały w konstrukcji miernika poprzez wykorzystanie potencjalnej siły interakcji między regionami. Dzięki temu przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju pozwala na określenie tendencji w kształtowaniu się analizowanych zjawisk, przy założeniu oddziaływania istniejących mechanizmów przestrzennych.

Zaproponowana konstrukcja miernika zastosowana została w przestrzennej analizie poziomu rozwoju gospodarczego podregionów w Polsce. Przeprowadzone badanie pozwoliło na wskazanie tendencji w rozwoju gospodarczym podregionów w 2011 roku. W wyniku przeprowadzonej analizy dokonano także identyfikacji klastrów, zawierających podregiony o wysokim albo niskim potencjalnym poziomie rozwoju gospodarczego. Pełna ocena rozwoju gospodarczego podregionów w Polsce wymaga głębszej analizy, jednak przeprowadzone badanie jednoznacznie wskazało na przestrzenną dychotomię rozwoju gospodarczego w Polsce. Obszar klastrów o słabej sytuacji gospodarczej jest znacznie większy od obszaru o dobrej sytuacji i obejmuje tereny Polski północnej oraz wschodniej. Ustalone tendencje wskazują na fakt, że bez intensywnej, celowej polityki państwa, różnice w poziomie rozwoju gospodarczego między tymi obszarami będą wzrastać.

Przeprowadzona analiza wskazała na użyteczność proponowanego miernika, który stanowi uzupełnienie zastosowania taksonomicznego miernika rozwoju TMR w procesie wyjaśniania rzeczywistości ekonomicznej. Wykorzystanie przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju pozwala na poszerzenie uzyskanych wyników na podstawie TMR o wnioski dotyczące tendencji w kształtowaniu się analizowanego zjawiska w ramach postawionego problemu badawczego.

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

LITERATURA

Antczak E., (2013), Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju, *Wiadomości Statystyczne*, 7, 37–53.

Bartosiewicz S., (1976), Propozycja metody tworzenia zmiennych syntetycznych, *Prace Naukowe AE we Wrocławiu*, 84, 5–7.

Bartosiewicz S., (1984), Zmienne syntetyczne w modelowaniu ekonometrycznym, *Prace naukowe AE we Wrocławiu*, 262, 5–8.

Borys T., (1984); *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*, Prace naukowe AE we Wrocławiu, 284, seria: monografie i opracowania, 23, Wrocław.

Chomątowski S., Sokołowski A., (1978); Taksonomia struktur, *Przegląd Statystyczny*, 25 (2), 217–226.

Cieślak M., (1974), Taksonomiczna procedura prognozowania rozwoju gospodarczego i określenia potrzeb na kadry kwalifikowane, *Przegląd Statystyczny*, 21 (1), 29–39.

Grabiński T., (1984); *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo AE w Krakowie, seria specjalna: monografie, 61, Kraków.

Grabiński T., Wydymus S., Zeliaś A., (1989), *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa.

Hellwig Z., (1968), Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr, *Przegląd Statystyczny*, 15 (4), 307–327.

Hellwig Z., Ostasiewicz S., Siedlecka U., Siedlecki J., (1994), *Studia nad rozwojem gospodarczym Polski*, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, Warszawa (materiał powielony).

Hellwig Z., Siedlecka U., Siedlecki J., (1995), *Taksonometryczne modele zmian struktury gospodarczej Polski (analizy taksonometryczne)*, Instytut Rozwoju i Studiów Strategicznych, Warszawa (materiał powielony).

Jajuga K., (1984), Zbiory rozmyte w zagadnieniu klasyfikacji, *Przegląd Statystyczny*, 31 (3–4), 237–250.

Jenks G. F., (1967), The Data Model Concept in Statistical Mapping, *International Yearbook of Cartography*, 7, 186–190.

LeSage J., Pace R. K., (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.

Lira J., Wagner W., Wysocki F., (2002), Mediana w zagadnieniach porządkowania obiektów wielocechowych, w: Paradysz J., (red.), *Statystyka regionalna w służbie samorządu terytorialnego i biznesu*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, 87–99.

Łuczak A., Wysocki F., (2013), Zastosowanie mediany przestrzennej Webera i metody TOPSIS w ujęciu pozycyjnym do konstrukcji syntetycznego miernika rozwoju, w: Jajuga K., Walesiak M., (red.), *Taksonomia 20. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, PN UE we Wrocławiu, 61–73.

Malina A., (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.

Nowak E., (1990), *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-ekonomicznych*, PWE, Warszawa.

Pietrzak M. B., (2010a), Dwuetapowa procedura budowy przestrzennej macierzy wag z uwzględnieniem odległości ekonomicznej, *Oeconomia Copernicana*, 1, 65–78.

Pietrzak M. B., (2010b), Wykorzystanie odległości ekonomicznej w przestrzennej analizie stopy bezrobocia dla Polski, *Oeconomia Copernicana*, 1, 79–98.

Pietrzak M. B., (2012), Wykorzystanie odległości ekonomicznej w przestrzennych analizach procesów ekonomicznych, w: Pawełek B., (red.), *Modelowanie i prognozowanie zjawisk społeczno-gospodarczych. Aktualny stan i perspektywy rozwoju*, 96–106.

Pietrzak M. B., (2013), Interpretation of Structural Parameters for Models with Spatial Autoregression, *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 8 (2), 129–155.

Pluta W., (1977), *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, PWE, Warszawa.

Pociecha J., (1986); *Statystyczne metody segmentacji rynku*, Wydawnictwo AE w Krakowie, seria specjalna: monografie, 71, Kraków.
Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zając K., (1988), *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa.
Strahl D., (red.), (2006), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo AE we Wrocławiu, Wrocław.
Strahl D., (1978), Propozycja konstrukcji miary syntetycznej, *Przegląd Statystyczny*, 25 (4), 205–215.
Strahl D., (1987), *Dyskryminacja struktur*, Prace Naukowe AE we Wrocławiu, 360, 111–123.
Suchecka J., (red.), (2014), *Statystyka przestrzenna. Metody analizy struktur przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
Suchecki B., (red.), (2010), *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
Suchecki B., (red.), (2012*), Ekonometria przestrzenna II. Modele zaawansowane*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
Walesiak M., (1990), Syntetyczne badania porównawcze w świetle teorii pomiaru, *Przegląd Statystyczny*, 37 (1–2), 37–46.
Walesiak M., Gatnar E., (red.), (2009), *Statystyczna analiza danych z wykorzystaniem programu R*, PWN, Warszawa.
Zeliaś A., (red.), (1991), *Ekonometria przestrzenna*, PWE, Warszawa.
Zeliaś A., (red.), (2000), *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków.

ANEKS

Tabela 3.

Wyniki porządkowania liniowego na podstawie *TMR*, *pTMR*(W_1) i *pTMR*(W_2)

Podregion	*TMR*	Ranga	*pTMR*(W_1)	Ranga	*pTMR*(W_2)	Ranga
m. Warszawa	0,989	1	0,892	1	0,929	1
m. Poznań	0,658	2	0,663	2	0,644	2
trójmiejski	0,596	3	0,542	4	0,572	3
m. Wrocław	0,552	4	0,549	3	0,546	4
m. Kraków	0,522	5	0,481	8	0,508	5
katowicki	0,476	6	0,532	5	0,500	6
legnicko-głogowski	0,460	7	0,493	7	0,491	7
tyski	0,441	8	0,505	6	0,468	8
warszawski zachodni	0,433	9	0,467	9	0,450	9
m. Szczecin	0,405	10	0,369	14	0,392	12
poznański	0,397	11	0,413	12	0,408	11
gliwicki	0,394	12	0,465	10	0,424	10
m. Łódź	0,369	13	0,352	17	0,368	13
bydgosko-toruński	0,341	14	0,292	23	0,315	20
rybnicki	0,329	15	0,416	11	0,358	14
bielski	0,327	16	0,387	13	0,349	15
piotrkowski	0,325	17	0,340	18	0,333	18
sosnowiecki	0,320	18	0,354	16	0,337	17
wrocławski	0,320	19	0,357	15	0,337	16
opolski	0,310	20	0,334	20	0,316	19
ciechanowsko-płocki	0,304	21	0,308	21	0,313	21
lubelski	0,297	22	0,253	31	0,283	23
gorzowski	0,288	23	0,279	27	0,282	25
warszawski wschodni	0,288	24	0,335	19	0,304	22
szczeciński	0,278	25	0,284	24	0,278	26
leszczyński	0,264	26	0,294	22	0,282	24
zielonogórski	0,247	27	0,282	25	0,254	27
kielecki	0,245	28	0,241	34	0,234	34
rzeszowski	0,244	29	0,199	49	0,223	39
białostocki	0,243	30	0,202	45	0,225	38
częstochowski	0,242	31	0,258	30	0,240	30
koszaliński	0,237	32	0,213	42	0,220	40

Podregion	*TMR*	Ranga	*pTMR(W_1)*	Ranga	*pTMR(W_2)*	Ranga
jeleniogórski	0,236	33	0,269	28	0,246	28
wałbrzyski	0,235	34	0,239	35	0,238	32
krakowski	0,230	35	0,245	32	0,234	35
gdański	0,230	36	0,233	37	0,226	37
oświęcimski	0,229	37	0,265	29	0,242	29
olsztyński	0,229	38	0,202	46	0,212	43
kaliski	0,224	39	0,242	33	0,239	31
koniński	0,223	40	0,227	38	0,228	36
łódzki	0,222	41	0,234	36	0,219	41
bytomski	0,221	42	0,281	26	0,235	33
starogardzki	0,215	43	0,192	50	0,208	44
pilski	0,207	44	0,213	41	0,207	45
sandomiersko-jędrzejowski	0,206	45	0,214	40	0,206	47
ostrołęcko-siedlecki	0,206	46	0,192	51	0,207	46
słupski	0,206	47	0,184	53	0,198	48
skierniewicki	0,204	48	0,226	39	0,216	42
tarnobrzeski	0,197	49	0,167	58	0,179	55
stargardzki	0,195	50	0,209	43	0,191	51
radomski	0,194	51	0,207	44	0,198	49
włocławski	0,192	52	0,188	52	0,179	54
nyski	0,191	53	0,200	47	0,191	50
łomżyński	0,191	54	0,162	59	0,174	58
grudziądzki	0,188	55	0,181	54	0,175	57
tarnowski	0,188	56	0,172	55	0,185	52
sieradzki	0,186	57	0,199	48	0,184	53
suwalski	0,182	58	0,152	61	0,164	60
puławski	0,177	59	0,168	57	0,178	56
elbląski	0,176	60	0,169	56	0,170	59
nowosądecki	0,163	61	0,152	60	0,162	61
bialski	0,163	62	0,144	62	0,149	62
krośnieński	0,161	63	0,131	63	0,142	63
chełmsko-zamojski	0,154	64	0,129	64	0,136	64
ełcki	0,147	65	0,115	65	0,124	65
przemyski	0,142	66	0,111	66	0,120	66

Źródło: opracowanie własne.

TAKSONOMICZNY MIERNIK ROZWOJU (TMR) Z UWZGLĘDNIENIEM ZALEŻNOŚCI PRZESTRZENNYCH

Streszczenie

Tematyka artykułu dotyczy zagadnienia wykorzystania taksonomicznego miernika rozwoju w przestrzennych analizach ekonomicznych w warunkach występowania zależności przestrzennych. Dodatnie zależności przestrzenne obserwowane są dla większości zjawisk ekonomicznych. Wymusza to uwzględnienie tych zależności w konstrukcji miernika, w wyniku czego otrzymywany jest przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju (pTMR). W związku z powyższym celem artykułu jest wypracowanie propozycji konstrukcji przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju. Zależności przestrzenne uwzględnione zostaną w konstrukcji miernika poprzez wykorzystanie potencjalnej siły interakcji między regionami. Dzięki temu przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju pozwalać będzie na określenie tendencji w kształtowaniu się analizowanych zjawisk. Zaproponowana w artykule konstrukcja przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju zastosowana została w przestrzennym badaniu poziomu rozwoju gospodarczego podregionów w Polsce w 2011 roku. Przeprowadzona analiza pozwoliła na ocenę sytuacji gospodarczej w Polsce oraz określenie tendencji w rozwoju gospodarczym podregionów.

Słowa kluczowe: taksonometria, taksonomiczny miernik rozwoju, ekonometria przestrzenna, zależności przestrzenne

TAXONOMIC MEASURE OF DEVELOPMENT (TMD) WITH THE INCLUSION OF SPATIAL DEPENDENCE

Abstract

The subject of the article concerns the question of the use of a taxonomic measure of development (TMD) in spatial economic analyses under the conditions of spatial dependence. Positive spatial dependence is observed for the majority of economic phenomena. This forces the inclusion of this dependence in the construction of the measure, thus providing a spatial taxonomic measure of development (sTMD). Therefore, the aim of this article is to develop a proposal for the construction of a spatial taxonomic measure of development. Spatial dependence will be taken into account in the design of the meter by using the potential strength of the interaction between the regions. As a result, a spatial taxonomic measure of development will allow the trend in the analyzed phenomena to be determined. The construction of the spatial taxonomic measure of development proposed in the article was applied in the study of the spatial economic development level of Polish subregions in 2011. The analysis allowed us to assess the economic situation in Poland and to identify trends in the economic development of subregions.

Keywords: numeric taxonomy, taxonomic measure of development, spatial econometrics, spatial dependence