



Institute of Economic Research Working Papers

No. 10/2014

**Taksonomiczny miernik rozwoju (TMR)
z uwzględnieniem zależności przestrzennych**

Michał Bernard Pietrzak

Toruń, Poland 2014

Michał Bernard Pietrzak

pietrzak@umk.pl

Nicolaus Copernicus University in Toruń, Department of Econometrics and
Statistics, ul. Gagarina 13a, 87-100 Toruń

Taksonomiczny miernik rozwoju (TMR) z uwzględnieniem zależności przestrzennych

JEL Classification: *C21, O11, R11*

Keywords: *regional development, numeric taxonomy, Taxonomic Measure of Development, spatial econometrics, spatial dependence*

Abstract: The subject of the article concerns the question of the use of a taxonomic measure of development (TMR) 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 (pTRM). 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 (pTMR) proposed in the article was applied in the study of the spatial economic development level of Polish subregions (NUTS 3) in 2011. The analysis allowed us to assess the economic situation in Poland and to identify trends in the economic development of subregions.

Wprowadzenie

W przestrzennych badaniach ekonomicznych coraz częściej poruszany jest problem występowania zależności przestrzennych oraz uwzględniania tych zależności w prowadzonych analizach. Fakt ten wynika z jednej strony z upowszechnienia się metod ekonometrii i statystyki przestrzennej w badaniach naukowych (zob. LeSage, Pace 2009, Suhecki 2010, 2012, Suhecka 2014), z drugiej strony istotny wpływ wywiera również dostępność oprogramowania komputerowego pozwalającego na przeprowadzenie testów na autokorelację przestrzenną oraz estymację parametrów przestrzennych modeli ekonometrycznych. Występowanie dodatnich zależności przestrzennych jest własnością większości zjawisk ekonomicznych, wynikającą z charakteru funkcjonowania systemów ekonomicznych. Własność ta wyrażona została w postaci pierwszego prawa geografii Toblera, gdzie zakłada się, że poziom interakcji między regionami maleje wraz ze wzrostem odległości między nimi (Tobler 1970). Zagadnienie badania zależności przestrzennych jest bardzo istotne, ponieważ oznacza możliwość kształtowania się poziomu zjawisk w zależności od rozpatrywanej lokalizacji przestrzennej. Nieuwzględnienie w badaniach ekonomicznych istniejących zależności przestrzennych dla analizowanych zjawisk prowadzi do błędów poznawczych i przyczynić się do niewłaściwego wyjaśnienia zmienności zjawisk analizowanych w ramach podjętego problemu badawczego (Paelinck, Nijkamp, 1975, Paelinck, Klaassen, 1979, Cliff, Ord 1981, Anselin, 1988, Zeliaś 1991, Haining, 2003, Arbia, 2006, LeSage, Pace, 2009, Suhecki 2010, Suhecka 2014).

Powszechnie wykorzystywanym narzędziem w przestrzennych badaniach ekonomicznych, pozwalającym na opis zmienności analizowanych zjawisk, jest *taksonomiczny miernik rozwoju* (zob. Hellwiga 1968). W celu wykorzystania tej miary analizowane zjawisko rozbijane jest na zespół aspektów ekonomicznych, z których każdy opisuje odmienną część systemu ekonomicznego. Dla każdego aspektu dobierany jest zbiór zmiennych diagnostycznych, charakteryzujących wybrany aspekt i pozwalających na jego opis. Następnie na podstawie przyjętych zmiennych diagnostycznych wyznaczana jest zmienna syntetyczna (*taksonomiczny miernik rozwoju*), która uwzględnia wpływ wszystkich determinant badanego zjawiska ekonomicznego oraz pozwala na syntetyczną ocenę jego poziomu. Ponieważ zjawiska ekonomiczne z reguły charakteryzują się występowaniem zależności przestrzennych, to koniecznym wydaje się ich uwzględnienie w konstrukcji *taksonomicznego miernika rozwoju (TMR)*. Poszerzony o własności przestrzenne, *przestrzenny taksonomiczny miernik*

rozwoju (*pTMR*), pozwalały na uwzględnienie w ocenie przestrzennego zróżnicowania zjawisk, wpływu wielu mechanizmów o charakterze przestrzennym. Mechanizmy te 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. Propozycja wykorzystania w badaniach *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* stanowi zatem uzupełnienie zastosowania *TMR*. Wykorzystanie *taksonomicznego miernika rozwoju* w prowadzonych przestrzennych analizach ekonomicznych pozwala na ocenę aktualnej sytuacji badanego systemu regionów. Natomiast zastosowanie *pTMR* daje możliwość poszerzenia uzyskanych wyników o wnioski dotyczące tendencji w przestrzennym rozwoju regionów.

Celem artykułu jest rozważenie zagadnienia uwzględnienia zależności przestrzennych w konstrukcji *taksonomicznego miernika rozwoju*. Wynikiem realizacji postawionego celu będzie propozycja nowej konstrukcji *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju (pTMR)*. Należy podkreślić, że koncepcja konstrukcji *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* oraz uzasadnienie jego zastosowania zaprezentowane zostały już w literaturze polskiej w pracy Antczak (2013). Zaproponowany w artykule *przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju* zastosowany zostanie w analizie wybranego zagadnienia ekonomicznego. Przestrzenne badanie ekonomiczne dotyczyć będzie analizy poziomu rozwoju gospodarczego regionów. Badanie przeprowadzone zostanie dla 66 podregionów (NUTS 3) w Polsce w roku 2011.

Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju

Koncepcja *taksonomicznego miernika rozwoju* zaproponowana została w 1968 roku przez Zdzisława Hellwiga. 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. Kolonko, Stołarska, Zadora 1970, Cieślak 1974, Dittman, Pisz 1975, Bartosiewicz 1976, Pluta 1977, Chomątowski, Sokołowski 1978, Strahl 1978, Hwang, Yoon 1981, Bartosiewicz 1984, Borys 1984, Grabiński 1984, Jajuga 1984, Pocięcha 1986, Strahl 1987, Pocięcha, Podolec, Sokołowski, Zajac 1988, Grabiński, Wydymus, Zeliaś 1989, Nowak 1989, Walesiak 1989, Hellwig,

Ostasiewicz, Siedlecka, Siedlecki 1994, Hellwig, Siedlecka, Siedlecki 1995, Zeliaś 2000, Malina 2004, Strahl 2006, Młodak 2006, Walesiak, Gatnar 2012).

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. Istnieją dwa, główne ograniczenia wykorzystania *taksonomicznego miernika rozwoju* w badaniach ekonomicznych. Pierwszym ograniczeniem jest dostępność danych statystycznych, natomiast drugim wiedza i doświadczenie naukowe badacza, które powinny pozwolić na poprawne skonkretyzowanie analizowanego zjawiska oraz wyrażenie jego wieloaspektowości za pomocą prostszych zjawisk ekonomicznych. W przypadku pierwszego ograniczenia walory poznawcze narzędzia często nie są w pełni wykorzystane lub nie może ono zostać zastosowane. W przypadku drugiego ograniczenia walory poznawcze narzędzia w procesie wyjaśniania rzeczywistości ekonomicznej zostają wykorzystane w sposób niewłaściwy, co może prowadzić do poważnych błędów poznawczych.

Zastosowanie *taksonomicznego miernika rozwoju* w przestrzennych analizach ekonomicznych wymusiło podjęcie szeregu problemów badawczych. Do najważniejszych należą problem doboru zmiennych diagnostycznych, problem ustalania charakteru zmiennych oraz ich przekształcania, problem normalizacji zmiennych diagnostycznych oraz problem wyboru obiektów wzorcowych i wyboru miary odległości. Identyfikacja zależności przestrzennych dla wybranych zmiennych diagnostycznych wymusza podjęcie kolejnego 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.

W celu identyfikacji zależności przestrzennych zastosowany może zostać model autoregresji przestrzennej SAR (zob. Anselin 1988, Arbia 2006, Suchecki 2010)¹. W modelu tym, oprócz oddziaływania zmiennych objaśniających w modelu, uwzględniane jest również opóźnienie

¹ Do testowania autokorelacji przestrzennej dla wybranych zmiennych najczęściej wykorzystywany jest test Morana (zob. Cliff, ord 1981, Anselin 1988).

przestrzenne zmiennej objaśnianej WY^2 . Opóźnienie przestrzenne opisuje w modelu uśredniony wpływ przyjętego, zgodnie z macierzą sąsiedztwa, zbioru regionów sąsiadujących na wartości zmiennej objaśnianej w wybranym regionie. Model ten pozwala na ustalenie potencjalnej siły interakcji pomiędzy wszystkimi badanymi regionami, co z kolei stanowi może podstawę do przekształcenia wyjściowych zmiennych diagnostycznych.

Model autoregresji przestrzennej SAR z jedną zmienną objaśniającą określony jest za pomocą wzoru (1).

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{WY} + \beta_1 \mathbf{X} + \boldsymbol{\varepsilon}, (1)$$

$$\mathbf{V}(\mathbf{W}) = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1}, (2)$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{V}(\mathbf{W})\beta_1 \mathbf{X} + \mathbf{V}(\mathbf{W})\boldsymbol{\varepsilon}, (3)$$

$$\mathbf{V}(\mathbf{W}) = \begin{bmatrix} V(\mathbf{W})_{11} & \cdot & \cdot & V(\mathbf{W})_{1n} \\ \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot \\ V(\mathbf{W})_{n1} & \cdot & \cdot & V(\mathbf{W})_{nn} \end{bmatrix}, (4)$$

$$\frac{\partial E(Y_i)}{\partial x_{ir}} = V(\mathbf{W})_{ij} \beta_1 \quad (5)$$

gdzie \mathbf{Y} jest wektorem wartości zmiennej objaśnianej, \mathbf{X} jest wektorem wartości zmiennej objaśniającej, ρ stanowi parametr autoregresji przestrzennej, \mathbf{W} jest macierzą sąsiedztwa, β_1 jest parametrem strukturalnym modelu, a $\boldsymbol{\varepsilon}$ jest szumem przestrzennym o wielowymiarowym rozkładzie normalnym.

Wielkość siły oddziaływania, wynikająca ze zmiany zmiennej objaśnianej w regionie i na zmienną objaśnianą w regionie j , określić można za pomocą wzoru (5). Należy podkreślić, że w przeciwieństwie do klasycznego modelu regresji liniowej oddziaływanie ze strony determinanty jest zmienne w zależności od rozpatrywanych regionów (zob. Pietrzak 2013). Zgodnie z powyższym można przyjąć, że elementy macierzy $\mathbf{V}(\mathbf{W})$ przedstawiają potencjalną siłę interakcji między regionami ze względu na zmienną objaśnianą. Zgodnie ze wzorem (5) w celu oceny siły oddziaływania potencjalna siła interakcji ważona jest wartością parametru strukturalnego. W przypadku dowolnej macierzy sąsiedztwa \mathbf{W} , największa potencjalna siła interakcji występuje w regionie, w którym

² Opóźnienie przestrzenne zmiennej objaśnianej WY funkcjonuje również w literaturze polskiej jako obraz przestrzenny zmiennej (zob. Suchecki 2010).

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 wykorzystywana jest standaryzowana macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu³. Wybór 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 $V(W)$ ⁴ przy założeniu standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu W . Przedstawione wartości są jedynie wycinkiem macierzy $V(W)$ ⁵, 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.

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
tarnobrzegi	0,074	I	0,011	II	28017
puławski	0,005	II	0,063	I	24157
białski	0,002	IV	0,096	I	23687
lubelski	0,003	II	1,034	-	34425
chełmsko-	0,016	II	0,096	I	22290

³ W przypadku standaryzowanej macierzy sąsiedztwa pierwszego rzędu, sąsiedztwo określone jest na podstawie kryterium posiadania wspólnej granicy między regionami (zob. Anselin 1988, Pietrzak 2010a). Dodatkowo macierz standaryzowana jest wierszami do jedności.

⁴ Macierz $V(W)$ wyznaczenia wyznaczona została na podstawie modelu SAR $Y = \rho WY + \varepsilon$ dla PKB per capita w 2011 roku.

⁵ Przedstawienie wszystkich elementów macierzy $V(W_1)$ wymagałoby prezentacji macierzy o wymiarach 66X66.

zamojski					
przemyski	0,122	I	0,011	II	20923
sandomiersko-jędrzejowski	0,004	II	0,004	III	25899
krośnieński	0,101	I	0,002	IV	23220

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 dla regionu z wiersza macierzy. 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 sąsiadów⁶. 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 lubelskim⁷. Wielkość potencjalnej siły oddziaływania należy również odnieść do poziomu PKB per capita 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

⁶ Podregion tarnobrzeski ma siedmiu sąsiadów pierwszego rzędu, a podregion przemyski czterech.

⁷ Podregion chełmsko-zamojski posiada pięciu sąsiadów pierwszego rzędu, a podregion puławski ośmiu sąsiadów.

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). 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 należy wyznaczyć nowe wartości zmiennych diagnostycznych w taki sposób, by uwzględnić potencjalne interakcje między regionami. Tak określone zmienne nieś będą dodatkowe informacje o tym, jakie są tendencje w przestrzennym kształtowaniu się wartości zmiennej diagnostycznej, przy założeniu, że istniejące zależności przestrzenne zostaną utrzymane 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 zmiennej diagnostycznej X_i wymusza jej przekształcenie. Uwzględnienie potencjalnej siły interakcji

między regionami dla zmiennej diagnostycznej X_i uzyskać można za pomocą następującego przekształcenia

$$Z_i = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} X_i = \mathbf{V}(\mathbf{W}) X_i, (6)$$

przy czym ocena parametru autoregresji przestrzennej powinna zostać uzyskana na podstawie estymacji parametrów modelu autoregresji przestrzennej SAR określonego wzorem

$$\mathbf{Y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{Y} + \boldsymbol{\varepsilon}. (7)$$

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_i należy poddać standaryzacji w celu ich porównywalności, w wyniku czego otrzymywane są zmienne standaryzowane S_i . 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

$$pTMR_i(W) = 1 - \frac{d_i}{d_s + 2s_d}, (8)$$

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. Wyższe wartości miernika świadczą o pozytywnych tendencjach w rozwoju badanego zjawiska.

Biorąc pod uwagę możliwość zastosowania różnych miar odległości oraz wzorcowych lub bezwzorcowych metod porządkowania obiektów, procedurę wyznaczania *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* można ująć w następujących krokach.

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 (7), a następnie przekształcenie zmiennej diagnostycznej zgodnie ze wzorem (6).

b) W przypadku stwierdzenie nieistotnych statystycznie zależności przestrzennych dla wybranej zmiennej diagnostycznej, nie ulega ona przekształceniu.

3) Ustalenie charakteru zmiennych diagnostycznych X_i 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.

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

Zastosowanie pTMR

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 (klasyfikacja NUTS 3). Do opisu poziomu rozwoju gospodarczego wykorzystano zestaw zmiennych diagnostycznych, których poziom świadczy o sytuacji gospodarczej podregionów. 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)⁸, 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.

⁸ W przypadku nakładów inwestycyjnych w przedsiębiorstwach per capita, sumę nakładów inwestycyjnych w latach 2008-2011 podzielono przez liczbą ludności w Polsce w roku 2011.

Uzyskane wyniki przedstawione zostały na rysunku 1, rysunku 2 oraz w tabeli 4 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 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 (7). Uzyskane oceny parametrów autoregresji pozwoliły na przekształcenie zmiennych diagnostycznych za pomocą wzoru (6). W ostatnim kroku, wykorzystując przekształcone zmienne diagnostyczne, wyznaczono wartości *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* $pTMR(W_1)$. Przestrzenne zróżnicowanie miernika przedstawione zostało na rysunku 1, rysunku 2 oraz w tabeli 5 w aneksie.

Tabela 2. Wyniki testu Morana oraz estymacji parametrów modelu SAR dla macierzy W_1

Zmienne diagnostyczne	Statystyka <i>I</i> Morana	Ocena parametru ρ
X_1	0,16 (0,01)	0,39 (0,03)
X_2	0,32 (0,01)	0,65 (0,01)
X_3	0,13 (0,03)	0,31 (0,08)
X_4	0,17 (0,01)	0,38 (0,03)
X_5	0,31 (0,01)	0,55 (0,01)

Źródło: opracowanie własne.

Podczas przekształcania zmiennych diagnostycznych, podobnie jak w przypadku testu Morana, wykorzystana została standaryzowana macierz sąsiedztwa pierwszego rzędu 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 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, Trójmiasto⁹). Tak

⁹ Miasta Warszawa oraz Szczecin sąsiadują z dwoma podregionami.

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 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 podregiony oświęcimski, sosnowiecki, sandomierski, jędrzejowski, tarnowski i nowosądecki. Dla Poznania przyjęto za 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 W_2 .

Tabela 3. Wyniki testu Morana oraz estymacji parametrów modelu SAR dla macierzy W_2

Zmienne diagnostyczne	Statystyka I Morana	Ocena parametru q
X_1	0,07 (0,1)	0,17 (0,1)
X_2	0,12 (0,02)	0,26 (0,03)
X_3	0,01 (0,38)	X
X_4	0,07 (0,1)	0,17 (0,1)
X_5	0,17 (0,01)	0,34 (0,01)

Źródło: opracowanie własne.

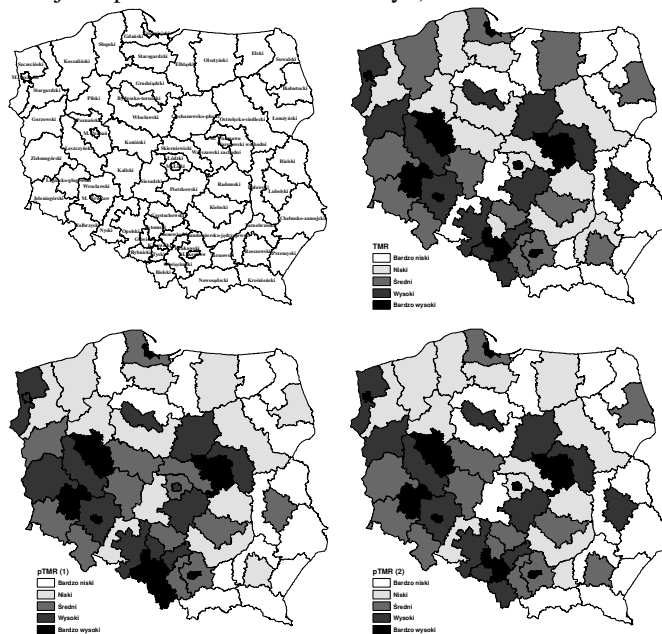
Macierz sąsiedztwa W_2 posłużyła do ponownego wyznaczenia wartości *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* $pTMR(W_2)$. Zgodnie z procedurą wykonano test Morana dla wszystkich zmiennych, gdzie jedynie w przypadku nakładów inwestycyjnych zależności przestrzenne okazały się statycznie istotne. 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, których rozkład przestrzenny przedstawiony został na rysunku 1, rysunku 2 oraz w tabeli 6 w aneksie. Przyjęcie macierzy 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 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 W_2 spowodowało, że uwzględniony został wpływ oddziaływania tych ośrodków na większą liczbę podregionów¹⁰. Ostatecznie wykorzystanie macierzy sąsiedztwa W_2 powinno pozwolić na identyfikację tendencji w zakresie oddziaływania głównych ośrodków miejskich w Polsce oraz ustalenia granic, tworzonych przez te ośrodki obszarów wzrostu.

Na rysunku 1 przedstawiono zbiorczo układ podregionów w Polsce NUTS 3 oraz przestrzenne zróżnicowanie rozwoju gospodarczego mierzonego za pomocą *taksonomicznego miernika rozwoju* (TMR) oraz *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* $pTMR(W_1)$ i $pTMR(W_2)$. Na podstawie otrzymanych wartości uporządkowano podregiony zgodnie z rosnącym poziomem rozwoju gospodarczego, a następnie wyznaczono pięć klas podregionów. Do wyznaczenia klas wykorzystano wybrane wartości centyli, gdzie kolejne klasy utworzone zostały dla przedziałów (min., C20), (C20, C40), (C40, C60), (C60, C80), (C80, maks.). Odnosząc się do poziomu rozwoju gospodarczego klasy nazwane zostały jako "bardzo niski", "niski", "średni", "wysoki" oraz "bardzo wysoki". Pojawia się tutaj problem w postaci różnych rozpiętości przedziałów dla poszczególnych klas. Największa rozpiętość przedziału występuje w przypadku klas podregionów o bardzo wysokim i wysokim poziomie rozwoju gospodarczego. Problem polega na tym, że w jednej klasie mogą znaleźć się podregiony o znacznie różniących się wartościach miernika rozwoju. Rozwiązaniem tego problemu może być wykorzystanie metody podziału naturalnego. Idea metody polega na minimalizacji wariancji dla podregionów z wybranych klas oraz maksymalizacji wariancji między klasami (zob. Jenks 1967).

¹⁰ Przekształcenie macierzy sąsiedztwa spowodowało jednak, że wielkość potencjalnej siły oddziaływania uległa obniżeniu ze względu na rozłożenie oddziaływania na większą ilość sąsiadów.

Rysunek 1. Przestrzenne zróżnicowanie TMR oraz $pTMR(W_1)$ i $pTMR(W_2)$ (klasyfikacja na podstawie wartości kwantyli)



Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane wartości *taksonomicznego miernika rozwoju (TMR)* pozwalają na przeprowadzenie analizy podregionów w Polsce w 2011 roku pod kątem poziomu rozwoju gospodarczego. W województwie zachodniopomorskim zaobserwować można bardzo wysoki poziom rozwoju miasta Szczecina oraz wysoki poziom podregionu szczecińskiego. Podregiony stargardzki oraz koszaliński charakteryzują się znacznie niższym poziomem rozwoju. Najgorsza sytuacja jest w podregionie stargardzkim, który rozdziela miasto Szczecin oraz miasto Koszalin w ten sposób, że stanowią one niepowiązane ze sobą, odrębne ośrodki wzrostu w województwie zachodnio-pomorskim. W województwie pomorskim bardzo wysokim poziomem rozwoju charakteryzuje się podregion trójmiejski oraz średnim poziomem rozwoju otaczający go podregion gdański. Pozostałe podregiony słupski i starogardzki posiadają niski poziom rozwoju. W województwie pomorskim silny obszar wzrostu wykształcił się wokół podregionu trójmiejskiego. Sytuacja województwa lubuskiego można uznać za dobrą, ponieważ podregion gorzowski posiada wysoki poziom rozwoju gospodarczego, a podregion zielonogórski średni poziom rozwoju. Województwo lubuskie mimo braku silnych ośrodków miejskich (główne

miasta stanowią Gorzów Wielkopolski oraz Zielona Góra) charakteryzuje się dość dobrą sytuacją gospodarczą. W województwie kujawsko-pomorskim obszar wzrostu ograniczony jest do podregionu bydgosko-toruńskiego z głównymi ośrodkami miejskimi Bydgoszczą i Toruniem. Pozostałe podregiony grudziądzki i włocławski posiadają niski i bardzo niski poziom rozwoju gospodarczego. W województwie wielkopolskim kluczowym ośrodkiem generującym obszar wzrostu jest miasto Poznań. Poznań oraz podregion poznański posiadają bardzo wysoki poziom rozwoju. Należy podkreślić, że obszar wzrostu w tym województwie ciąży w kierunku województwa dolnośląskiego, co widoczne jest w postaci wysokiego oraz średniego poziomu rozwoju podregionów leszczyńskiego i kaliskiego. Pozostałe podregiony województwa wielkopolskiego, pilski oraz koniński posiadają niski poziom rozwoju gospodarczego. W przypadku województwa dolnośląskiego dla wszystkich podregionów występuje dobra sytuacja gospodarcza. Bardzo wysokim poziomem rozwoju charakteryzują się miasto Wrocław i podregion legnicko-głogowski, a wysokim poziomem rozwoju podregion wrocławski. Pozostałe podregiony jeleniogórski i wałbrzyski, pomimo mniejszych od Wrocławia ośrodków miejskich (Jelenia-góra i Wałbrzych) posiadają średni poziom rozwoju gospodarczego. W województwie łódzkim najwyższym poziomem rozwoju gospodarczego charakteryzują się miasto Łódź oraz podregion piotrkowski. Należy zwrócić uwagę, że obszar wzrostu wokół miasta Łodzi ograniczony jest wyłącznie do granic miasta i nie rozlewa się na podregion łódzki. Świadczyć to może o słabości generowania wzrostu gospodarczego w województwie przez miasto Łódź. Podregion piotrkowski posiada wysoki poziom rozwoju gospodarczego, co w dużej mierze jest wynikiem korzystnego położenia geograficznego. Podregion ten oprócz bliskiego sąsiedztwa Łodzi, stanowi naturalne połączenie między województwem mazowieckim (Warszawą) a województwem śląskim. W najgorszej sytuacji jest podregion sieradzki, który posiada bardzo niski poziom rozwoju gospodarczego. Województwo opolskie leży pomiędzy województwami dolnośląskim i śląskim. W województwie zachodzi duża dychotomia ze względu na poziom rozwoju gospodarczego. Podregion opolski posiada wysoki poziom rozwoju i wpisuje się w obszar wzrostu województwa śląskiego. Natomiast podregion nyski posiada bardzo niski poziom rozwoju. Bliska odległość miasta Wrocławia najprawdopodobniej negatywnie wpływa na rozwój tego podregionu, gdzie najcenniejsze zasoby ulegają przemieszczeniu do Wrocławia i podregionu wrocławskiego. Województwo śląskie jest w bardzo dobrej sytuacji gospodarczej. W przypadku trzech podregionów, gliwickiego, katowickiego i tyskiego, występuje bardzo wysoki poziom rozwoju gospodarczego. W przypadku kolejnych trzech, sosnowieckiego, rybnickiego i bielskiego wysoki poziom

rozwoju. Jedyne w przypadku podregionu bytomskiego zachodzi niski poziom rozwoju gospodarczego. W sąsiadującym z województwem śląskim województwie małopolskim, wysokim stopniem rozwoju gospodarczego charakteryzuje się miasto Kraków, które stanowi główny ośrodek miejski województwa. Podregion krakowski wraz z podregionem oświęcimskim posiadają średni poziom rozwoju gospodarczego, co zawdzięczają głównie bliskiemu sąsiedztwu Krakowa oraz podregionów województwa śląskiego. Natomiast podregiony tarnowski i nowosądecki posiadają niski i bardzo niski poziom rozwoju, co świadczy o ograniczonym oddziaływaniu Krakowa i słabej sytuacji gospodarczej w województwie. Województwo świętokrzyskie posiada słaby potencjał gospodarczy. Oddziaływanie miasta Kielce ma lokalny charakter, co przekłada się jedynie na średni poziom rozwoju gospodarczego podregionu kieleckiego i niski poziom rozwoju podregionu sandomiersko-jędrzejowskiego.

W przypadku województwa mazowieckiego oddziaływanie Warszawy znacznie wykracza poza granice miasta, w wyniku czego obszar wzrostu związany z Warszawą poszerzony zostaje o podregiony warszawski wschodni, warszawski zachodni oraz ciechanowsko-płocki. Wymienione podregiony mają bardzo wysoki lub wysoki poziom rozwoju gospodarczego. W województwie występują również dwa podregiony ostrołęcko-siedlecki i radomski, które ze względu na niski poziom rozwoju znacznie odstają od pozostałych podregionów.

Ostatnie cztery województwa warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie i podkarpackie charakteryzują się istotnie słabszą sytuacją gospodarczą od pozostałych województw. W przypadku tych województw względnie dobra sytuacja gospodarcza ograniczona jest do granic podregionów olsztyńskiego, białostockiego, lubelskiego i rzeszowskiego, gdzie leżą miasta wojewódzkie. Najwyższy, wysoki poziom rozwoju gospodarczego posiada podregion lubelski, średni poziom rozwoju podregiony olsztyński, białostocki i rzeszowski. Pozostałe podregiony wymienionych czterech województw posiadają bardzo niski poziom rozwoju z wyłączeniem podregionu tarnobrzesckiego (niski poziom rozwoju).

Analiza przestrzennego zróżnicowania *taksonomicznego miernika rozwoju* pozwoliła na ocenę rozwoju gospodarczego pojedynczych podregionów. Z kolei analiza otrzymanych wartości *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* poprzez uwzględnienie zależności przestrzennych, dała możliwość identyfikacji przestrzennych klastrów podregionów o wysokim lub niskim potencjalnym poziomie rozwoju gospodarczego. Potencjalny poziom rozwoju gospodarczego rozumiany jest

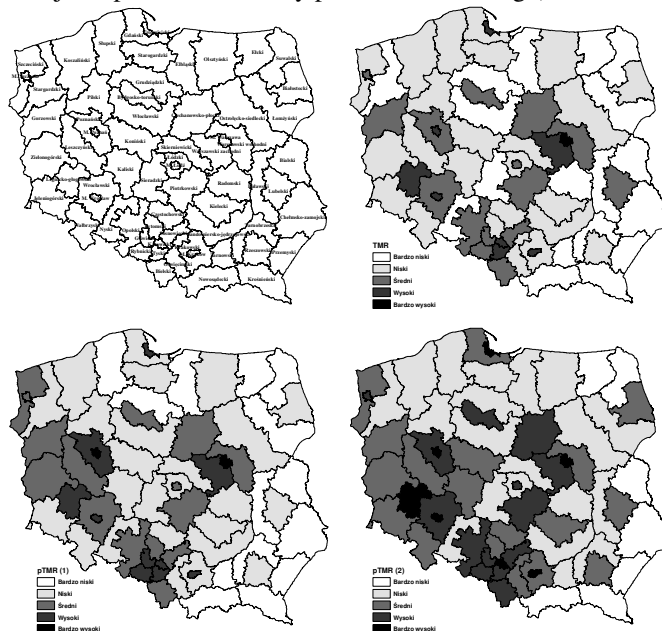
jako przewidywana tendencja, prawdopodobny poziom rozwoju wynikający z aktualnej sytuacji gospodarczej regionu oraz istniejących mechanizmów przestrzennych. Ze względu na silne oddziaływanie przestrzenne ze strony sąsiadów o wysokim poziomie rozwoju, potencjalny poziom rozwoju gospodarczego dla wybranego podregionu może zostać oceniony wyżej w porównaniu z poziomem rozwoju gospodarczego wynikającym z *taksonomicznego miernika rozwoju*. Może zająć 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 związku z tym, w przypadku klasyfikacji na podstawie przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju, wskazane jest utworzenie klas w taki sposób, by wartości miernika w ramach klas różniłyby się w jak najmniejszym stopniu. W celu wyodrębnienia nowych klas na podstawie obliczonych mierników wykorzystana została metoda podziału naturalnego, a otrzymane wyniki przedstawiono na rysunku 2. W wyniku zastosowania metody otrzymywane zostały klasy regionów podobnych do siebie pod względem potencjalnego poziomu rozwoju, których znaczna część tworzyć będzie klastry przestrzenne.

Wyznaczone klasy dla *taksonomicznego miernika rozwoju (TMR)* potwierdzają postawione wcześniej wnioski oraz pozwalają na wyodrębnienie z klasy "bardzo wysoki", wyznaczonej na podstawie kwantyli¹¹, podregionów o zróżnicowanym poziomie rozwoju gospodarczego. Zgodnie z nowym podziałem, 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. 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. Pozostałe podregiony tworzą klastry przestrzenne o niskim i bardzo niskim poziomie rozwoju gospodarczego i skupiają się wokół wymienionych ośrodków

¹¹ Klasa ta charakteryzowała się największym rozstępem wartości *taksonomicznego miernika rozwoju*.

wzrostu. Uzyskane wyniki wskazują na dominującą rolę województw mazowieckiego oraz śląskiego.

Rysunek 2. Przestrzenne zróżnicowanie TMR oraz $pTMR(W_1)$ i $pTMR(W_2)$ (klasyfikacja na podstawie metody podziału naturalnego)



Źródło: opracowanie własne.

Przedstawione na rysunku 2 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 Opolo. Ostatni klaster tworzą podregiony województwa mazowieckiego. Klaster ten skupiony jest wokół Warszawy i jest najbardziej dynamicznie rozwijającym się obszarem ze względu na statut Warszawy jako stolicy kraju. W pozostałych województwach Polski dobrą sytuacją 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 się 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 suwalski. W podregionach tych, 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(W)*. 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 ocenę sytuacji gospodarczej podregionów w 2011 roku oraz na wskazanie tendencji w poziomie rozwoju gospodarczego. 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. Oznacza to, że dzięki uwzględnieniu zależności przestrzennych, wykorzystanie w badaniach ekonomicznych *przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju* daje możliwość pełniejszego wyjaśnienia zmienności zjawisk.

Literatura

- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic.
- Antczak E. (2013), *Przestrzenny taksonomiczny miernik rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 7, 37-53.
- Arbia G. (2006), *Spatial Econometrics: Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence*, Berlin Heidelberg: Springer-Verlag.
- Bartosiewicz S. (1976), *Propozycja metody tworzenia zmiennych syntetycznych*, „Prace AE we Wrocławiu”, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Bartosiewicz S. (1984); *Zmienne syntetyczne w modelowaniu ekonometrycznym*, „Prace AE we Wrocławiu”, nr 262, Wrocław.
- Borys T. (1984); *Kategoria jakości w statystycznej analizie porównawczej*, Prace naukowe AE, seria : monografie i opracowania, nr 23, Wrocław.
- Chomątowski S., Sokołowski A. (1978); *Taksonomia struktur*, „Prace AE we Wrocławiu”, nr 2.
- Cieślak M. (1974), *Taksonomiczna procedura prognozowania rozwoju gospodarczego i określenia potrzeb na kadry kwalifikowane*, „Przegląd Statystyczny”, t. 21.
- Cliff, A. D., Ord J. K. (1981), *Spatial Processes: Models and Applications*, London: Pion.

- Dittman P., Pisz Z. (1975), *Metoda dynamicznego badania zróżnicowania przestrzennego zjawisk społeczno-ekonomicznych*, „Prace AE we Wrocławiu Wiadomości Statystyczne, t.11.
- Grabiński T. (1984); *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach dynamiki zjawisk ekonomicznych*, AE w Krakowie, seria specjalna: monografie, nr 61, Kraków.
- Grabiński, Wydymus, Zeliaś (1989), *Metody taksonomii numerycznej w modelowaniu zjawisk społeczno-gospodarczych*, PWE, Warszawa.
- Haining, R. (2003), *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*, Cambridge Cambridge University Press.
- Hellwig Z. (1968), *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom ich rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4
- Hellwig Z., Ostasiewicz S., Siedlecka U., Siedlecki J. (1994), *Studia nad rozwojem gospodarczym Polski*, IRiSS, Warszawa.
- Hellwig Z., Siedlecka U., Siedlecki J. (1995), *Taksonometryczne modele zmian struktury gospodarczej Polski*, IRiSS, Warszawa.
- Hwang C. L., Yoon K. (1981), *Multiple Attribute Decision Making: Methods and Applications*, New York, Springer-Verlag.
- Jajuga K. (1984), *Zbiory rozmyte w zagadnieniu klasyfikacji*, „Przegląd Statystyczny”, nr 3/4.
- Jenks, G. F. (1967), *The Data Model Concept in Statistical Mapping*, „International Yearbook of Cartography”, 7, 186–190.
- Kolonko J., Stolarska E., Zadora K. (1970); *Prosta metoda dyskryminacji zbiorów skończonych*, „Przegląd Statystyczny”, nr 2.
- LeSage, J., Pace R. K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Malina A. (2004), *Wielowymiarowa analiza przestrzennego zróżnicowania struktury gospodarki Polski według województw*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.

- Młodak A. (2006), *Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej*, Difin, Warszawa
- Nowak E. (1989); *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno-ekonomicznych*, PWE, Warszawa.
- Paelinck, J. H. P., Klaassen L. H. (1979), *Spatial Econometrics*, Farnborough: Saxon House.
- Paelinck J. H. P., Nijkamp P. (1975), *Operational theories and method in regional analysis*, Farnborough: Saxon House.
- Pietrzak M. B., (2013), *Interpretation of Structural Parameters for Models with Spatial Autoregression*, „Equilibrium”, VOLUME 8 ISSUE 2., s. 129-155.
- Pietrzak M. B., (2010a), *Dwuetapowa procedura budowy przestrzennej macierzy wag z uwzględnieniem odległości ekonomicznej*, „Oeconomia Copernicana”, nr 1 , s. 65-78.
- Pietrzak M. B., (2010b), *Wykorzystanie odległości ekonomicznej w przestrzennej analizie stopy bezrobocia dla Polski*, „Oeconomia Copernicana”, nr 1 , s. 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.*, s. 96-106.
- Pluta W. (1977); *Wielowymiarowa analiza porównawcza w badaniach ekonomicznych*, PWE, Warszawa.
- Pociecha J. (1986); *Statystyczne metody segmentacji rynku*, AE w Krakowie, seria specjalna: monografie, nr 71, Kraków.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zajac K. (1988); *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*, PWN, Warszawa.
- Strahl D. (red.) (2006), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
- Strahl D. (1978), *Propozycja konstrukcji miary syntetycznej*, „Przegląd Statystyczny”, t. 25.
- Strahl D. (1987); *Dyskryminacja struktur*, Prace Naukowe AE, nr 360, Wrocław.

- Suchecka J. (red.) (2014), *Statystyka przestrzenna, metody analizy struktur przestrzennych*, 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.
- Tobler W. (1970), *A computer movie simulating urban growth in the Detroit region*, „*Economic Geography*”, 46(2), 234-240.
- Walesiak M. (1989) *Syntetyczne badania porównawcze w świetle teorii pomiaru*, „Przegląd Statystyczny”, nr 4.
- Walesiak M., Gatnar E. (2012), *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 Akademii Ekonomicznej, Kraków.

ANEKS

Tabela 4. Wyniki porządkowania liniowego wyznaczonego na podstawie *taksonomicznego miernika rozwoju*

Podregion	Nr	TMR	Podregion	Nr	TMR
m. Warszawa	1	0,989	wałbrzyski	34	0,235
m. Poznań	2	0,658	krakowski	35	0,230
trójmiejski	3	0,596	gdański	36	0,230
m. Wrocław	4	0,552	oświęcimski	37	0,229
m. Kraków	5	0,522	olsztyński	38	0,229
katowicki	6	0,476	kaliski	39	0,224
legnicko-głogowski	7	0,460	koniński	40	0,223
tyski	8	0,441	łódzki	41	0,222

warszawski zachodni	9	0,433	bytomski	42	0,221
m. Szczecin	10	0,405	starogardzki	43	0,215
poznański	11	0,397	pilski	44	0,207
gliwicki	12	0,394	sandomiersko-jędrzejowski	45	0,206
m. Łódź	13	0,369	ostrołęcko-siedlecki	46	0,206
bydgosko-toruński	14	0,341	słupski	47	0,206
rybnicki	15	0,329	skierniewicki	48	0,204
bielski	16	0,327	tarnobrzeski	49	0,197
piotrkowski	17	0,325	stargardzki	50	0,195
sosnowiecki	18	0,320	radomski	51	0,194
wrocławski	19	0,320	włocławski	52	0,192
opolski	20	0,310	nyski	53	0,191
ciechanowsko-płocki	21	0,304	łomżyński	54	0,191
lubelski	22	0,297	grudziądzki	55	0,188
gorzowski	23	0,288	tarnowski	56	0,188
warszawski wschodni	24	0,288	sieradzki	57	0,186
szczeciński	25	0,278	suwalski	58	0,182
leszczyński	26	0,264	puławski	59	0,177
zielonogórski	27	0,247	elbląski	60	0,176
kielecki	28	0,245	nowosądecki	61	0,163
rzyszowski	29	0,244	białski	62	0,163
białostocki	30	0,243	krośnieński	63	0,161
częstochowski	31	0,242	chełmsko-zamojski	64	0,154
koszaliński	32	0,237	ełcki	65	0,147
jeleniogórski	33	0,236	przemyski	66	0,142

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Wyniki porządkowania liniowego wyznaczonego na podstawie przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju (zastosowanie macierzy sąsiedztwa W_1)

Podregion	Nr	pTMR	Podregion	Nr	pTMR
m. Warszawa	1	0,892	kielecki	34	0,241
m. Poznań	2	0,663	wałbrzyski	35	0,239
m. Wrocław	3	0,549	łódzki	36	0,234
trójmiejski	4	0,542	gdański	37	0,233
katowicki	5	0,532	koniński	38	0,227
tyski	6	0,505	skierniewicki	39	0,226
legnicko-głogowski	7	0,493	sandomiersko-jędrzejowski	40	0,214
m. Kraków	8	0,481	pilski	41	0,213
warszawski zachodni	9	0,467	koszaliński	42	0,213
gliwicki	10	0,465	stargardzki	43	0,209
rybnicki	11	0,416	radomski	44	0,207
poznański	12	0,413	białostocki	45	0,202
bielski	13	0,387	olsztyński	46	0,202
m. Szczecin	14	0,369	nyski	47	0,200
wrocławski	15	0,357	sieradzki	48	0,199
sosnowiecki	16	0,354	rzeszowski	49	0,199
m. Łódź	17	0,352	starogardzki	50	0,192
piotrkowski	18	0,340	ostrołęcko-siedlecki	51	0,192
warszawski wschodni	19	0,335	włocławski	52	0,188
opolski	20	0,334	słupski	53	0,184
ciechanowsko-płocki	21	0,308	grudziądzki	54	0,181

leszczyński	22	0,294	tarnowski	55	0,172
bydgosko-toruński	23	0,292	elbląski	56	0,169
szczeciński	24	0,284	puławski	57	0,168
zielonogórski	25	0,282	tarnobrzeski	58	0,167
bytomski	26	0,281	łomżyński	59	0,162
gorzowski	27	0,279	nowosądecki	60	0,152
jeleniogórski	28	0,269	suwalski	61	0,152
oświęcimski	29	0,265	białski	62	0,144
częstochowski	30	0,258	krośnieński	63	0,131
lubelski	31	0,253	chełmsko-zamojski	64	0,129
krakowski	32	0,245	ełcki	65	0,115
kaliski	33	0,242	przemyski	66	0,111

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6. Wyniki porządkowania liniowego wyznaczonego na podstawie przestrzennego taksonomicznego miernika rozwoju (zastosowanie macierzy sąsiedztwa W_2)

Podregion	Nr	pTMR	Podregion	Nr	pTMR
m. Warszawa	1	0,929	kielecki	34	0,234
m. Poznań	2	0,644	krakowski	35	0,234
trójmiejski	3	0,572	koniński	36	0,228
m. Wrocław	4	0,546	gdański	37	0,226
m. Kraków	5	0,508	białostocki	38	0,225
katowicki	6	0,500	rzeszowski	39	0,223
legnicko-głogowski	7	0,491	koszaliński	40	0,220
tyski	8	0,468	łódzki	41	0,219
warszawski zachodni	9	0,450	skierniewicki	42	0,216
gliwicki	10	0,424	olsztyński	43	0,212
poznański	11	0,408	starogardzki	44	0,208
m. Szczecin	12	0,392	pilski	45	0,207

m. Łódź	13	0,368	ostrołęcko-siedlecki	46	0,207
rybnicki	14	0,358	sandomiersko- jędrzejowski	47	0,206
bielski	15	0,349	śląski	48	0,198
wrocławski	16	0,337	radomski	49	0,198
sosnowiecki	17	0,337	nyski	50	0,191
piotrkowski	18	0,333	stargardzki	51	0,191
opolski	19	0,316	tarnowski	52	0,185
bydgosko-toruński	20	0,315	sieradzki	53	0,184
ciechanowsko- płocki	21	0,313	włocławski	54	0,179
warszawski wschodni	22	0,304	tarnobrzesci	55	0,179
lubelski	23	0,283	puławski	56	0,178
leszczyński	24	0,282	grudziądzki	57	0,175
gorzowski	25	0,282	łomżyński	58	0,174
szczeciński	26	0,278	elbląski	59	0,170
zielonogórski	27	0,254	suwalski	60	0,164
jeleniogórski	28	0,246	nowosądecki	61	0,162
oświęcimski	29	0,242	białski	62	0,149
częstochoowski	30	0,240	krośnieński	63	0,142
kaliski	31	0,239	chełmsko-zamojski	64	0,136
wałbrzyski	32	0,238	ełcki	65	0,124
bytomski	33	0,235	przemyski	66	0,120

Źródło: opracowanie własne.