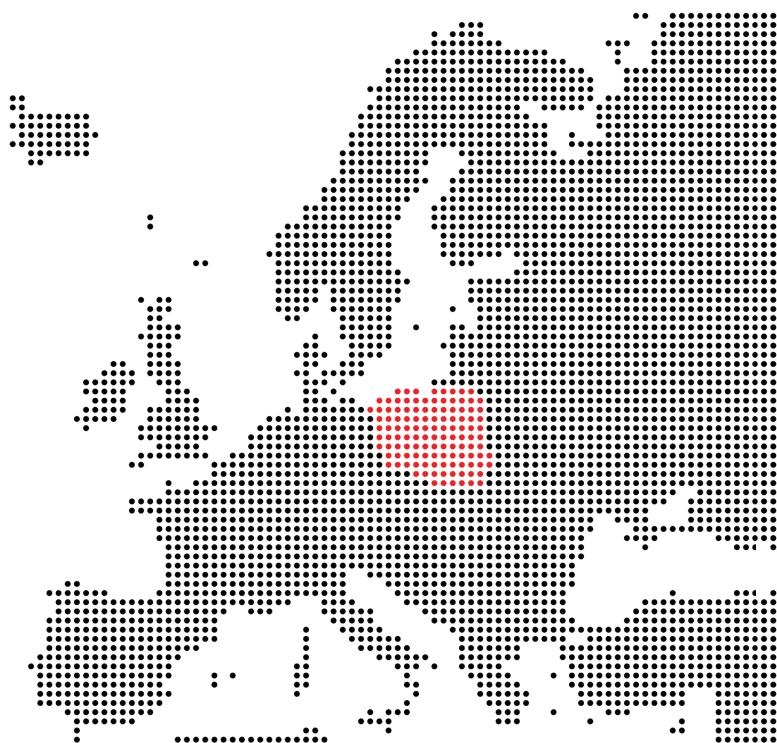


Ekonomia

Regionalne analizy ekonomiczne

pod redakcją

Barbary Dańskiej-Borsiak i Iwony Laskowskiej



Relacje przestrzenne we wzroście gospodarczym regionów Polski z uwzględnieniem sektora MSP

<http://dx.doi.org/10.18778/8088-052-8.01>

Janusz Korol*, Przemysław Szczuciński**

Wprowadzenie

Jednym z priorytetów polityki regionalnej Unii Europejskiej jest budowanie konkurencyjnej gospodarki, nastawionej na wzrost gospodarczy i tworzenie miejsc pracy. Do podstawowych czynników wzrostu zalicza się: nakłady ziemi, pracy i kapitału. Ważnym czynnikiem wzrostu w regionach są zmiany w sektorze małych i średnich przedsiębiorstw. Cechą specyficzną małych i średnich przedsiębiorstw jest bowiem zdolność elastycznego dostosowywania się do zmian popytu i podaży.

Proces wzrostu, obok charakteru dynamicznego, ma także charakter przestrzenny. Pomiedzy poszczególnymi przedsiębiorstwami i regionami następują przepływy kapitału, innowacji, myśli technicznej, metod zarządzania i technologii. Powiązania te mają charakter wielostronny. Wzrost gospodarczy w regionie jest efektem czynników wewnątrzregionalnych, ale i zewnętrznych, do których należy na przykład sytuacja gospodarcza w innych, czy sąsiadujących regionach. Wynika to między innymi z powiązań pomiędzy rynkami zbytu w regionach.

Celem badań przedstawionych w artykule jest określenie znaczenia oddziaływań regionalnych – uwzględniających zróżnicowanie sektora MSP – w procesie wzrostu gospodarczego. Przyjęto hipotezę, że na

* Dr hab., prof. Uniwersytetu Szczecińskiego, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Katedra Statystyki.

** Dr, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. Jakuba z Paradyża w Gorzowie Wielkopolskim, Wydział Ekonomiczny.

kształtowanie się regionalnego PKB, obok klasycznych czynników wzrostu, wpływa liczba przedsiębiorstw w sektorze MSP oraz powiązania przestrzenne pomiędzy regionami. W tym celu zastosowano przestrzenne modele panelowe. W artykule oceniono własności poznawcze tych modeli w badaniach wzrostu gospodarczego województw Polski w latach 1999–2012.

1. Rola sektora MSP we wzroście regionalnym

Przez wzrost gospodarczy rozumie się proces stałego zwiększania zdolności danego regionu lub kraju do produkcji towarów i usług pożądaných przez ludność, wyrażający się we wzroście rzeczowego dochodu narodowego (Woźniak, 2008: 9 i n.). Najczęściej stosowanym miernikiem wzrostu gospodarczego jest produkt krajowy brutto. Produkt krajowy brutto stanowi sumę wartości dóbr i usług wytworzonych w całej gospodarce w określonym czasie, z pominięciem dóbr i usług pośrednich. Wielkość produktu krajowego w regionie pozwala ocenić wkład do rozwoju całej gospodarki narodowej oraz charakteryzuje jego potencjał wytwórczy.

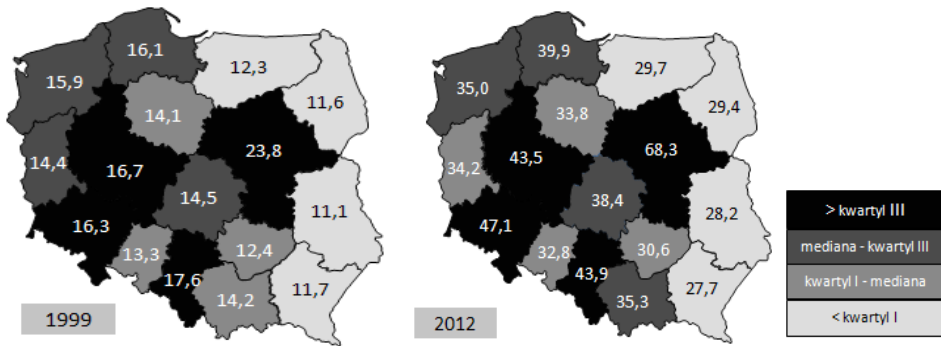
Do klasycznych czynników wzrostu gospodarczego zalicza się: pracę, ziemię i kapitał. Obecnie podkreśla się znacznie czwartego czynnika, który stanowią regionalne małe i średnie przedsiębiorstwa. Małe i średnie przedsiębiorstwa potraktować można, jako nośnik przedsiębiorczości, a ich rozwój jako ogniwo, za pośrednictwem którego wpływa ona na efekty makroekonomiczne w gospodarce (Karaśnicka, 2002; Szromik, 2008; Dominiak, 2005). Szczególne jest tutaj sprzężenie pomiędzy przedsiębiorstwem i regionem. Każde przedsiębiorstwo zlokalizowane w danym regionie korzysta z szeroko rozumianych zasobów regionalnych, czerpiąc z nich materialne i niematerialne czynniki wytwórcze (czynniki rozwojowe), ale jednocześnie zasila region w efekty własnej działalności. Wzrost znaczenia małych i średnich przedsiębiorstw wiąże się między innymi ze zmianami struktury produkcji i zatrudnienia w regionie, a zwłaszcza ze wzrostem znaczenia sektora usług. Małe i średnie przedsiębiorstwa przyczyniają się także do inwestycji i wzrostu kapitału materialnego. Wprowadzane w sektorze nowe produkty, procesy produkcji i sposoby dystrybucji podnoszą innowacyjność gospodarki. W efekcie wzrastają również zdolności wytwórcze i produktywność w regionie.

Działalność gospodarcza przedsiębiorstw jest kształtowana także przez dystans i lokalizację. Działalność ta może również oddziaływać na obszary sąsiednie i być przez to powiązana przestrzennie. Powoduje to powstawanie zależności przestrzennych pomiędzy regionami. Istota wy-

stępowania zależności przestrzennych wynika stąd, że niektóre własności poszczególnych obiektów nie są funkcjami innych ich własności, ale są wynikiem ich powiązań z innymi obiektami oraz oddziaływania towarzyszącego tym powiązaniom (Zeliaś, 1991: 98). Z punktu widzenia estymacji modeli przestrzennych zależność ta jest rozumiana jako autokorelacja przestrzenna.

Brak autokorelacji przestrzennej ma miejsce, gdy charakterystyki liczbowe analizowanego zjawiska w danym obszarze nie zależą od charakterystyk w obszarach sąsiedzkich. Sytuacja taka zdefiniowana jest jako przestrzenna losowość, przy której występujący wzorec przestrzenny jest równie prawdopodobny, jak każdy inny wzorec przestrzenny. Dodatnia autokorelacja oznacza, że bliskie geograficznie obszary pod względem poziomu zjawiska są relatywnie podobne. Istotne różnice wykazują obszary odległe od siebie. Ujemna autokorelacja przestrzenna oznacza sytuację odwrotną, tj. silniejsze zróżnicowanie obszarów bliskich sobie, niż wynikałoby to z rozłożenia losowego.

Dane statystyczne dotyczące produktu krajowego brutto w przekroju regionów w latach 1999 i 2012 przedstawiono na rysunku 1.



Rysunek 1. Produkt krajowy brutto na mieszkańca (w tys. zł) w regionach w latach 1999 i 2012

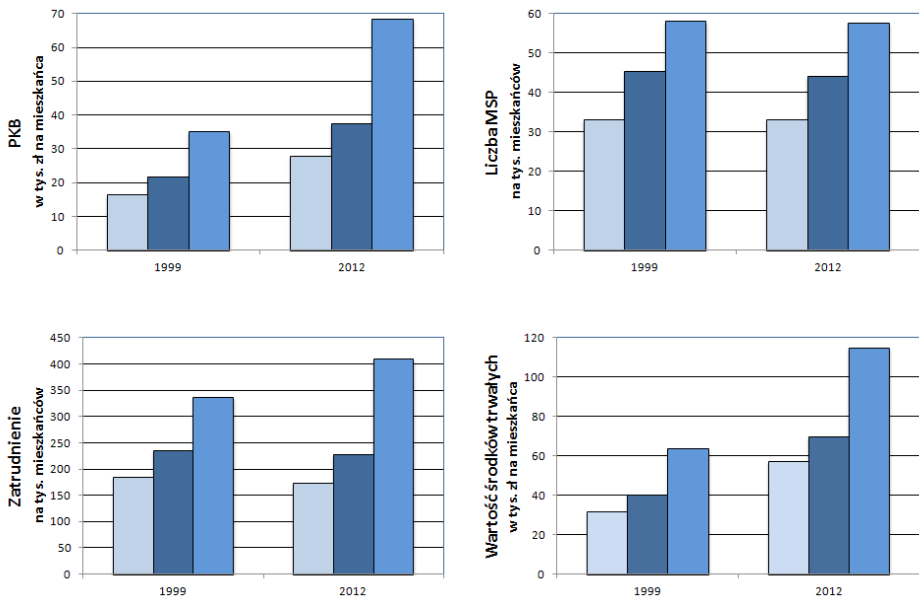
Źródło: opracowanie własne.

Najwyższym poziomem produktu krajowego brutto charakteryzuje się województwo mazowieckie; w 2012 roku wartość w przeliczeniu na mieszkańca wyniosła 68,3 tys. zł. Relatywnie wysoki poziom, powyżej 40 tys. zł na mieszkańca wytwarzany jest w regionach dolnośląskim, śląskim i wielkopolskim. Różnice w porównaniu do województwa mazowieckiego są jednak znaczące. Słabiej na tle całego kraju wypada poziom wzrostu w województwach ściany wschodniej. PKB w takich

województwach jak: warmińsko-mazurskie, podlaskie i lubelskie nie przekracza 30 tys. zł na mieszkańca. Z wartością PKB 30,6 tys. zł do tej grupy zaliczyć należy także województwo świętokrzyskie. Najniższa wartość tego miernika wzrostu występuje w województwie podkarpackim – w 2012 roku było to 27,7 tys. zł w przeliczeniu na głowę mieszkańca².

W latach 2009–2012 nastąpił wzrost poziomu PKB. Wartość średnia w ujęciu nominalnym zwiększyła się z 14,8 do 37,4 tys. zł na mieszkańca. Zarysowuje się jednak tendencja do narastania dysproporcji pomiędzy regionami lepiej i słabiej rozwiniętymi. Wskazuje na to wzrost miar zróżnicowania. Rozstęp zwiększył się z 12,7 do 40,6 tys. zł na mieszkańca, odchylenie standardowe wzrosło z 3,0 do 9,8 tys. zł, a współczynnik zmienności z 20,5 do 26,2%. Rozkłady przestrzenne zmiennych objaśniających poziom wzrostu gospodarczego – wartość brutto środków trwałych w tys. zł na mieszkańca, przeciętne zatrudnienie w gospodarce narodowej na tys. mieszkańców i liczba aktywnych przedsiębiorstw na tys. mieszkańców wykazują wiele cech wspólnych z rozkładem PKB. Obok najwyższego poziomu PKB województwo mazowieckie charakteryzuje się także najwyższym poziomem wartości brutto środków trwałych i przeciętnym zatrudnieniem. W 2012 roku wartość brutto środków trwałych w przeliczeniu na mieszkańca wynosiła w tym województwie 114,9 tys. zł, zaś zatrudnienie 409 osób na tys. mieszkańców. Także liczba aktywnych przedsiębiorstw jest najwyższa w skali kraju. Działalność gospodarczą w tym województwie w przeliczeniu na tys. mieszkańców prowadziło 57,7 podmiotów. Najmniej, tj. 33,1 przedsiębiorstw na tys. mieszkańców funkcjonowało w regionie podkarpackim. Także najmniejsza jest w tym województwie wartość środków trwałych. Najniższy poziom zatrudnienia wystąpił w województwie podlaskim. W zakresie dynamiki zmiennych w badanym okresie zwraca uwagę, obok wzrostu PKB, również wzrost wartości majątku trwałego w gospodarce. Zwiększył się przy tym poziom zróżnicowania zmiennej z 17,9% do 19,3%. Przeciętne zatrudnianie w regionach kształtowało się na podobnym poziomie w obu badanych latach. Występuje również tendencja do wzrostu zróżnicowania zjawiska. Wartość współczynnika zmienności zwiększyła się z 15,7% do 24,9%. Na relatywnie podobnym poziomie kształtowała się także liczba aktywnych przedsiębiorstw w regionach. Nie wykazuje również większych zmian poziom zróżnicowania tej zmiennej. Wartość współczynnika zmienności uznać jednak należy za znaczącą. Według danych za 2012 rok wynosi on 16,9%. Zmiany wartości zmiennych przedstawiono na rysunku 2.

2 Dane Eurostatu wskazują, że w porównaniu do średniej europejskiej jest to 42,0%. W województwie mazowieckim poziom ten wynosi 102,0% średniej.



Rysunek 2. Zmiany zmiennych modelu PKB w 2012 roku w porównaniu do 1999 roku

Źródło: opracowanie własne.

Dynamika zmian w poszczególnych latach badanego okresu była różna. Na przykład, wraz ze zmianą koniunktury zaobserwować można było także w regionach zmiany liczby aktywnych małych i średnich przedsiębiorstw. W 2009 roku w porównaniu do 2008 roku na skutek kryzysu gospodarczego średnia liczby przedsiębiorstw zmniejszyła się o 10,1%. Do roku 2012 wzrosła o 5,0%.

2. Metoda badawcza

Do najbardziej popularnych narzędzi analizy przestrzennej należą miary autokorelacji przestrzennej *I-Morana* i *C-Geary'ego* oraz przestrzenne modele regresji (Fisher, Getis, 2010). Klasyczne modele przestrzenne szacowane są wyłącznie na próbach przekrojowych. Do nowszych propozycji należą przestrzenne modele panelowe, bazujące na próbach przestrzenno-czasowych. Obok interakcji przestrzennych mierzonych współczynnikami autokorelacji przestrzennej uwzględniają one również w swojej konstrukcji wpływ efektów indywidualnych obiektów na kształtowanie się badanej prawidłowości.

Interakcje przestrzenne w modelach panelowych mogą być uwzględniane, jako procesy (Suchecki, 2012: 94 i n.; Elhorst, 2004: 244–268):

- autoregresji przestrzennej zmiennej zależnej (SAR),
- autokorelacji składnika losowego (SE),
- jednoczesnej autoregresji przestrzennej zmiennej objaśnianej i autokorelacji składnika losowego (SAC),
- opóźnień przestrzennych zmiennych objaśniających (SEC).

Do podstawowych modeli należą modele SAR (*Spatial Autoregressive Model*) i SE (*Spatial Error Model*). Modele te można konstruować zarówno przy uwzględnieniu dodatkowo efektów specyficznych, jak i wyłącznie z zastosowaniem rozszerzonych macierzy wag. Model panelowy z autoregresją przestrzenną zmiennej objaśnianej SAR wyrazić można, jako:

$$y_{it} = \rho(\mathbf{W}\mathbf{y})_{it} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad (1)$$

gdzie:

y_{it} – wektor obserwacji na zmiennej objaśnianej dla jednostki i w okresie t ,

$\mathbf{x}_{it}^T = [x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit}]$ – wektor obserwacji na K zmiennych objaśniających,

$\boldsymbol{\beta} = [\beta_1, \dots, \beta_K]^T$ – wektor parametrów dla zmiennych objaśniających,

ρ – parametr autoregresji przestrzennej,

$(\mathbf{W}\mathbf{y})_{it}$ – odpowiednia obserwacja opóźnienia przestrzennego zmiennej objaśnianej dla i -tej jednostki w t -tym okresie,

u_{it} – składnik losowy.

Efekty specyficzne dotyczące poszczególnych obiektów mogą być traktowane w modelach panelowych jako: ustalone efekty stałe (FEM) lub efekty losowe (REM).

Model autoregresji przestrzennej z efektami stałymi SAR-FEM (*Spatial Autoregressive Fixed Effects Model*) opisuje równanie:

$$y_{it} = \rho(\mathbf{W}\mathbf{y})_{it} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + u_{it}, \quad (2)$$

gdzie: α_i – efekt indywidualny dla i -tej jednostki, u_{it} – błąd czysto losowy.

Odmiana modelu autoregresji przestrzennej z efektami losowymi SAR-REM (*Spatial Autoregressive Random Effects Model*) dana jest jako:

$$y_{it} = \rho(\mathbf{W}\mathbf{y})_{it} + \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_0 + v_{it}, \quad (3)$$

$$v_{it} = \alpha_i + u_{it},$$

gdzie: u_{it} – błąd czysto losowy.

Model z efektami stałymi zakłada, że obok autoregresji przestrzennej zmiennej zależnej występują również efekty indywidualne. Zakłada się, że nie są one przypadkowe i możliwe jest ich oszacowanie. Szacuje się je poprzez dekompozycję wyrazu wolnego. W modelu z efektami losowymi, efekty indywidualne traktuje się jako część składnika losowego. Nie podlegają one estymacji, a szacuje się ich dyspersję.

Dwa następane modele należą do klasy modeli z autokorelacją przestrzenną składnika losowego. Model z efektami ustalonymi i autokorelacją przestrzenną składnika losowego SE-FEM (*Spatial Error Fixed Effects Model*) ma postać:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_i + u_{it}, \\ u_{it} &= \lambda(\mathbf{W}\mathbf{u})_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

gdzie:

λ – parametr autoregresji przestrzennej składnika losowego,

ε_{it} – błąd czysto losowy.

Model z efektami losowymi i z autokorelacją przestrzenną składnika losowego SE-REM (*Spatial Error Random Effects Model*) opisują zależności³:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \mathbf{x}_{it}^T \boldsymbol{\beta} + \alpha_0 + v_{it}, \\ v_{it} &= \alpha_i + u_{it}, \\ u_{it} &= \lambda(\mathbf{W}\mathbf{u})_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie: ε_{it} – błąd czysto losowy.

Istotnym zagadnieniem podczas budowy przestrzennego modelu panelowego jest także określenie powiązań między obiektami. Ich wyraz stanowi macierz wag \mathbf{W} o wymiarach $n \times n$. Najprostszą macierzą wag jest macierz binarna, a kryterium powiązań jest wspólna granica regionów. Elementy tej macierzy są określone, jako:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{gdy obiekty } i\text{-ty i } j\text{-ty posiadają wspólną granicę,} \\ w_{ij} = 0 & \text{gdy obiekty } i\text{-ty i } j\text{-ty nie graniczą ze sobą,} \\ w_{ij} = 0 & \text{elementy diagonalne macierzy.} \end{cases}$$

3 Zaprezentowane modele należą do grupy modeli jednoczynnikowych (*one-way models*). Istnieje również możliwość zastosowania modeli dwuczynnikowych (*two-way models*). Uwzględniają one w swojej konstrukcji obok efektów indywidualnych również efekty specyficzne w czasie: stałe lub losowe.

W praktyce powszechnie stosuje się macierz standaryzowaną rzędami. Elementy w_{ij} wynoszą $1/n$, gdy region ma n sąsiadów i sumują się wierszami do 1. Innymi rozwiązaniami są macierze: k -najbliższych sąsiadów, sąsiadów w promieniu d -km, według kryterium odwrotnej odległości (Zhang, 2012: 85–97; Kopczevska 2006: 55 i n.).

Ponadto przyjmuje się założenie, że macierz wag przestrzennych jest identyczna we wszystkich okresach. Stąd też macierz dla próby panelowej o rozmiarach $N \times T$ przybiera postać:

$$\mathbf{W}_{NT} = (\mathbf{I}_T \otimes \mathbf{W}_N) = \begin{bmatrix} \mathbf{W} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{W} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{W} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Najczęściej stosowaną metodą estymacji przestrzennych modeli panelowych jest metoda największej wiarygodności ML (*Maximum Likelihood*). Zastosować też można uogólnioną metodę momentów GMM (*Generalized Method of Moments*) oraz metodę zmiennych instrumentalnych IV (*Instrumental Variables*), a w tym podwójną metodę najmniejszych kwadratów 2SLS (*Two-Stage Least Squares*).

Ważnym zagadnieniem jest także weryfikacja statystyczna jakości modeli z uwzględnieniem relacji przestrzennych. Jednym ze sposobów weryfikacji jest porównanie ich z modelem mniej skomplikowanym bez powiązań przestrzennych. W zależności od klasy modelu zastosować można odpowiednie testy wieloczynnikowe i jednoczynnikowe (marginalne i warunkowe). Zgodność dopasowania modelu do danych empirycznych określa się za pomocą zmodyfikowanego współczynnika determinacji. Jednym ze sposobów jest także wykorzystanie współczynnika korelacji wartości empirycznych i teoretycznych.

3. Badania empiryczne

Do budowy modeli wzrostu gospodarczego wykorzystano próbę przekrojowo-czasową za lata 1999–2012. Obejmuje ona łącznie 224 obserwacje w okresie funkcjonowania województw w warunkach nowego podziału terytorialnego kraju. Zastosowano potęgową funkcję produkcji Cobba-Douglasa. Zmienną objaśnianą modelu jest poziom produktu krajowego brutto w regionach. W wersji wyjściowej (bez efektów indywidualnych i przestrzennych) model przybiera postać:

$$PKB_{it} = \alpha_0 ST_{it}^{\alpha_1} ZAT_{it}^{\alpha_2} MSP_{it}^{\alpha_3} e^{v_{it}} \quad (7)$$

gdzie:

PKB_{it} – produkt krajowy brutto w tys. zł na mieszkańca,

ST_{it} – wartość brutto środków trwałych w tys. zł na mieszkańca,

ZAT_{it} – przeciętne zatrudnienie w gospodarce narodowej na tys. mieszkańców,

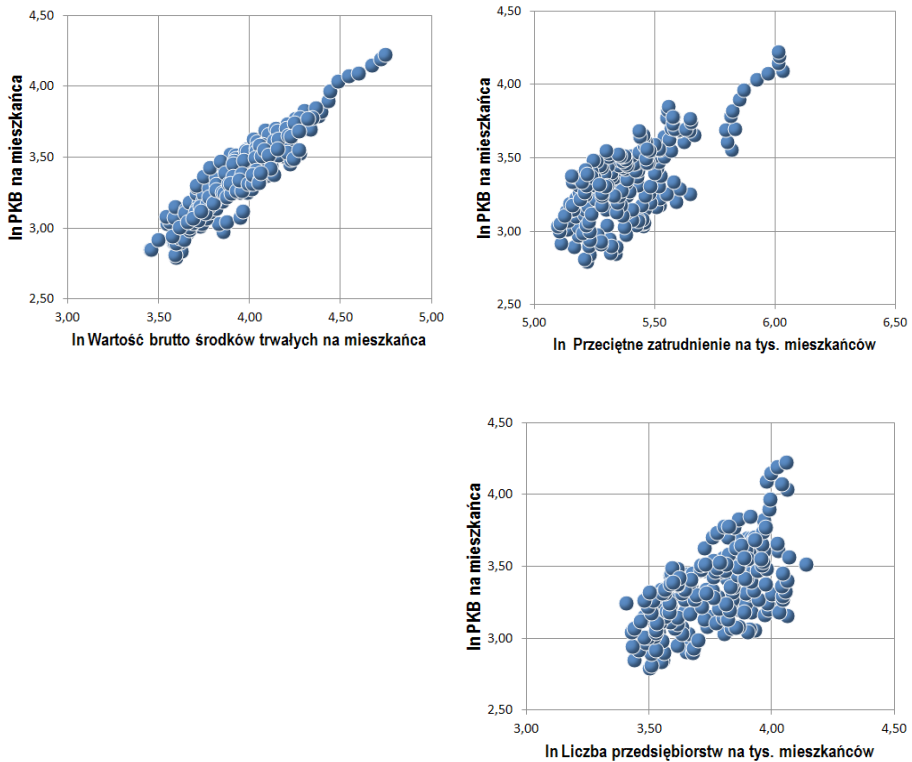
MSP_{it} – liczba aktywnych przedsiębiorstw na tys. mieszkańców,

v_{it} – składnik losowy,

$i = 1, 2, \dots, n$ – numer obiektu (regionu),

$t = 1, 2, \dots, T$ – numer okresu.

Dane dotyczące PKB i wartości brutto środków trwałych wyrażono w cenach stałych z 2012 roku. Indeksowano wskaźnikami cen PKB i nakładów inwestycyjnych na środki trwałe. Związki pomiędzy zmiennymi modelu przedstawiono na rysunku 3.



Rysunek 3. Związki PKB ze zmiennymi objaśniającymi za lata 1999–2012

Źródło: opracowanie własne.

Produkt krajowy brutto w regionach charakteryzują dodatnie związki korelacyjne z wartością brutto środków trwałych i przeciętnego zatrudnienia. W dodatniej korelacji z PKB pozostaje także trzeci z czynników – liczba aktywnych małych i średnich przedsiębiorstw. Sformułowany model ma na celu przedstawienie ilościowych relacji między nimi, w tym powiązań przestrzennych wynikających ze specyfiki próby.

Do estymacji parametrów modelu, obok metody najmniejszych kwadratów, użyto metod dla przestrzennych modeli panelowych. W przypadku szacowania modeli przestrzennych wykorzystano macierz wag według kryterium wspólnej granicy (sąsiedztwo I rzędu). Wzięto pod uwagę modele z efektami przestrzennymi SAR i SE, z autokorelacją przestrzenną zmiennej objaśnianej i efektami stałymi SAR-FE oraz z autokorelacją przestrzenną składnika losowego i efektami losowymi SE-REM. Zastosowano metodę największej wiarygodności, a w przypadku ostatniego modelu uogólnioną metodą momentów.

Otrzymane rezultaty zaprezentowano w tablicy 1.

Tablica 1. Wyniki estymacji przestrzennych modeli panelowych PKB za lata 1999–2012

	MNK	SAR	SE	SAR-FEM	SE-REM
const	-2,182 (-14,28)	-3,916 (-33,87)	-2,236 (-29,42)	zróznicowana	-1,420 (-5,25)
lnST	0,850 (30,69)	0,531 (25,33)	0,357 (12,34)	0,201 (19,02)	0,717 (17,04)
lnZAT	0,265 (5,76)	0,639 (18,32)	0,644 (20,91)	0,161 (4,23)	0,277 (4,98)
lnMSP	0,204 (4,69)	0,108 (3,28)	0,189 (6,64)	0,003 (0,08)	0,120 (2,09)
ρ		0,396 (12,35)	X	0,782 (26,40)	X
λ			0,876 (40,12)		0,738
θ					0,836
σ^2_{ε}					0,001
σ^2_1					0,048
r^2	0,915	0,951	0,809	0,989	0,915

Objaśnienia: ρ – współczynnik autokorelacji zmiennej zależnej, λ – współczynnik autokorelacji składnika losowego, σ^2_{ε} – wariancja czystego błędu losowego, σ^2_1 – wariancja łączna składnika losowego, θ – wagi losowych efektów indywidualnych, r^2 – współczynnik dopasowania modelu. Pod ocenami parametrów podano wartości statystyki t .

Źródło: obliczenia własne w programie *R Cran*

Wyniki estymacji modelu MNK wskazują, że parametry przy zmiennych objaśniających są znaczące w sensie statystycznym. Oznacza to, że są to czynniki mające istotne znaczenie dla kształtowania się PKB w regionach. Istotny okazuje się także wpływ czynnika przestrzennego. Bada się to na podstawie modeli z autokorelacją przestrzenną zmiennej objaśnianej SAR oraz w wersji ze skorelowanym składnikiem losowym SE. Informują o tym wartości statystyki t przy parametrach związanych ze zmiennymi opóźnionymi przestrzennie.

W przypadku modeli, które zawierają dodatkowo efekty indywidualne, lepsze rezultaty otrzymano dla modelu SE-REM. Model SAR-FEM pomimo dobrego dopasowania do danych posiada nieistotne parametry przy zmiennych objaśniających. Stąd bardziej właściwe jest zastosowanie w analizie zjawiska modelu z efektami losowymi i autokorelacją przestrzenną składnika losowego. Na podstawie tej konstrukcji stwierdzić można, że obok takich czynników jak majątek trwały i zatrudnienie, istotny jest także wpływ sektora MSP na kształtowanie się regionalnego wzrostu gospodarczego. Elastyczność PKB względem wartości środków trwałych wynosi 0,717%, względem przeciętnego zatrudnienia 0,277%. Wzrost liczby aktywnych małych i średnich przedsiębiorstw o 1% przekłada się na wzrost PKB w regionach o 0,120%. Szacowany efekt skali produkcji wynosi 1,114%. Oznacza to rosnącą wydajność czynników produkcji. W tym kontekście sektor MSP jest czynnikiem dodatkowo dynamizującym wzrost gospodarczy w regionach. Współczynnik korelacji r^2 wskazuje, że model wyjaśnia 91,5% zmienności poziomu PKB w badanej próbie. Dopasowanie modelu do danych empirycznych jest zadawalające. W związku z powyższym model ten postanowiono poddać dodatkowym testom na dalszym etapie analizy.

Zasadność wprowadzenia do modelu regresji efektów regionalnych i autokorelacji przestrzennej weryfikuje się za pomocą odpowiednich testów statystycznych. Wyróżnia się wśród nich testy: łączny, warunkowe i marginalne (Baltagi, Song, Jung, Koch 2007: 5–51). Przeprowadza się je oparciu o mnożnik Lagrange'a. Badają one występowanie zależności przestrzennych przez porównanie modeli klasycznych i przestrzennych. Spośród dostępnych testów dla modeli z efektami losowymi wykorzystano test dwuczynnikowy na autokorelację składnika losowego i występowanie efektów regionalnych oraz test warunkowy współczynnika autokorelacji. Konstrukcja testowanego modelu jest następująca⁴:

$$\begin{aligned} \ln PKB_{it} &= \ln \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln ST_{it} + \alpha_2 \cdot \ln ZAT_{it} + \alpha_3 \cdot \ln MSP_{it} + v_{it}, \\ \ln v_{it} &= \alpha_i + u_{it} \quad u_{it} = \lambda(\mathbf{W}\mathbf{u})_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (8)$$

4 Modelu z efektami stałymi nie testowano ze względu na nieistotność parametrów przy zmiennych objaśniających.

Test dwuczynnikowy zakłada, że w modelu nie występuje autokorelacja przestrzenna, a efekty indywidualne są nieistotne. Hipoteza przeciwna zakłada istotność co najmniej jednego czynnika. Hipotezy sformułować można następująco:

$$\begin{aligned} H_0 : \lambda = \sigma_u^2 = 0, \\ H_1 : \lambda \neq 0 \text{ i/lub } \sigma_u^2 \neq 0. \end{aligned}$$

Sprawdzianem hipotezy zerowej jest statystyka LM, która ma rozkład χ^2 z trzema stopniami swobody. Wartość statystyki LM wyniosła 423,4, przy poziomie prawdopodobieństwa testowego *p-value* mniejszym niż 0,0001. Stąd wniosek, że należy odrzucić hipotezę roboczą na rzecz alternatywnej. Bardziej właściwe jest wobec tego zastosowanie przestrzennego modelu panelowego z efektami losowymi niż klasycznego modelu MNK.

Dodatkowo istotność występowania efektów przestrzennych (autokorelacji) zweryfikować można za pomocą testu warunkowego. Hipotezy dotyczące współczynnika autokorelacji testuje się przy założeniu, że mogą występować również losowe efekty indywidualne:

$$\begin{aligned} H_0 : \lambda = 0, \text{ przy } \sigma_u^2 > 0, \\ H_1 : \lambda \neq 0, \text{ przy } \sigma_u^2 > 0. \end{aligned}$$

Obliczona wartość statystyki LM wyniosła 9,91. Poziom prawdopodobieństwa testowego *p-value* nie przekracza 0,0001. Współczynnik autokorelacji przestrzennej składnika losowego uznać można zatem za znaczący.

Interpretując wyniki testowania można stwierdzić, że zakłócenia poziomu PKB w regionach wynikają nie tylko z czynników losowych, ale mają na nie wpływ także zakłócenia w innych powiązanych z nimi regionach. Wartość współczynnika autokorelacji przestrzennej składnika losowego wynosi 0,738. Jest to autokorelacja dodatnia i istotna. Weryfikowane hipotezy zakładają, obok występowania autokorelacji przestrzennej, również istnienie efektów specyficznych (indywidualnych) w regionach.

Pozytywny impuls rozwojowy w regionach obok wyspecyfikowanych wcześniej czynników wzrostu stanowią również powiązania przestrzenne pomiędzy regionami. Mają one istotny wpływ na odchylenia od ogólnej prawidłowości w regionach i kształtowanie się regionalnego poziomu PKB. W związku z powyższym zastosowanie przestrzennych modeli panelowych w analizie zjawiska znajduje swoje uzasadnienie merytoryczne. Celowość ich zastosowania potwierdzają przeprowadzone testy statystyczne⁵.

5 Interesujące przykłady zastosowania przestrzennych modeli panelowych zawarte są w pracach: (Arbia, Basile, Piras 2005) oraz (Antczak, Suchecka 2011: 21– 44).

Podsumowanie

Poziom wzrostu gospodarczego stanowi podstawową kategorię określającą sytuację gospodarczą kraju. Analizując jego dynamikę w przekroju regionów uwzględnić należy uwarunkowania regionalne i specyfikę próby. Wskazuje się, że jednym z ważnych czynników wzrostu obok majątku trwałego i zatrudnienia jest w regionach także rozwój małej i średniej przedsiębiorczości. Istotny wpływ mogą mieć również powiązania pomiędzy regionami. W związku z tym jako cel artykułu przyjęto określenie relacji przestrzennych pomiędzy regionami i ich wpływu w procesie wzrostu gospodarczego z uwzględnieniem ilościowych zmian w sektorze MSP. Na potrzeby badania wykorzystano przestrzenne modele panelowe. Dokonano estymacji i weryfikacji statystycznej różnych konstrukcji modelowych. Testowano modele z autokorelacją zmiennej objaśnianej, z autokorelacją składnika losowego oraz z efektami indywidualnymi: stałymi i losowymi. Na podstawie badań na próbie 224 obserwacji za lata 1999–2012 potwierdzić można, że na kształtowanie się regionalnego PKB obok klasycznych czynników wzrostu wpływają liczba przedsiębiorstw w sektorze MSP oraz powiązania przestrzenne pomiędzy regionami. Przeprowadzone testy wskazują, że autokorelacja przestrzenna PKB jest istotna i dodatnia.

Literatura

- Antczak E., Suhecka J. (2011), *Spatial Autoregressive Panel Data Models Applied to Evaluate the Levels of Sustainable Development in European Countries*, Acta Universitatis Lodzianis, Folia Oeconomica 252, s. 21–44.
- Arbia G., Basile R., Piras G. (2005), *Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence*, Istituto di Studie Analisi Economica, Working Paper 55, 2005.
- Bank Danych Lokalnych, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, <http://www.stat.gov.pl>.
- Baltagi B. H., Song S. H., Jung B. C., Koch W. (2007), *Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects Using Panel Data*, Journal of Econometrics 140.
- Dominiak P. (2005), *Sektor MSP we współczesnej gospodarce*, Wydawnictwo PWN, Warszawa.
- Elhorst J. P., *Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models*, International Regional Science Review 26, 2003.
- Fisher M. M., Getis A. (ed.), *Handbook of Applied Spatial Analysis. Software Tools, Methods and Applications*, Springer, Berlin 2010.
- Karaśnicka T., *Wokół pojęcia przedsiębiorczości*, Przegląd Organizacji, nr 6/2002.
- Kopczewska K., *Ekonometria i statystyka przestrzenna z wykorzystaniem programu R Cran*, Wydawnictwa Fachowe CeDeWu, Warszawa, 2006.
- Millo G, Piras G., *SPLM: Spatial Panel Data Models in R*, Journal of Statistical Software, Volume 47, Issue 1, April 2012.
- Suhecki B. (red.), *Ekonometria przestrzenna II. Modele zaawansowane*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa 2012.

- Szromnik A., *Przedsiębiorstwo a region – relacje i współzależności rynkowe*, Samorząd Terytorialny 2008, nr 7–8.
- Woźniak M. G., *Wzrost gospodarczy. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo UE w Krakowie, Kraków 2008.
- Zeliaś A. (red.), *Ekonometria przestrzenna*, PWE, Warszawa 1991.
- Zhang C., *Spatial Weights Matrix and its Application*, Journal of Regional Development Studies 15, 2012.

Problematyka rozwoju regionalnego jest jednym z ważniejszych kierunków badań we współczesnych naukach ekonomicznych. Niniejsza publikacja wpisuje się w szeroko rozumiany nurt badań regionalnych, lokalnych i przestrzenno-czasowych. W szczególności poruszane są w niej zagadnienia zrównoważonego rozwoju, gospodarek opartych na wiedzy, funkcjonowania samorządów regionalnych. Prezentowane analizy zostały przeprowadzone z wykorzystaniem zróżnicowanych narzędzi, takich jak: metody i modele ekonometrii przestrzennej, eksploracyjna analiza danych przestrzennych, metody wielowymiarowej analizy porównawczej, hurtowni danych (*Data Warehouse*) i narzędzi *Business Intelligence*.

Książka jest adresowana do praktyków gospodarczych, analityków, naukowców, studentów i do wszystkich zajmujących się problematyką empirycznych badań regionalnych.



WYDAWNICTWO
UNIwersytetu
ŁÓDZKIEGO

www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63, faks (42) 665 58 62

ISBN 978-83-8088-052-8



9 788380 880528