



STUDIA I PRACE WYDZIAŁU NAUK EKONOMICZNYCH I ZARZĄDZANIA NR 26

Janusz Korol

Uniwersytet Szczeciński

Przemysław Szczuciński

Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Gorzowie Wlkp.

EKONOMETRYCZNE MODELOWANIE ZRÓŻNICOWANIA ZWIĄZKÓW W SEKTORZE MAŁYCH I ŚREDNICH PRZEDSIĘBIORSTW W PRZESTRZENI REGIONALNEJ

STRESZCZENIE

Przeprowadzone badania stanowią próbę wyjaśnienia zróżnicowania związków w sektorze małych i średnich przedsiębiorstw w przestrzeni regionalnej. Na ich podstawie określić można nasilenie związków pomiędzy głównymi kategoriami rozwoju sektora MSP w regionach: liczbą aktywnych przedsiębiorstw, nakładami inwestycyjnymi i utworzonymi miejscami pracy w sektorze. W identyfikacji związków zastosowano specyficzne dla danych przekrojowo-czasowych modele panelowe. Spośród modeli z tej grupy zastosowano modele z efektami losowymi. Pozwalają one ocenić występowanie zróżnicowania efektów indywidualnych w regionach, co stanowić może ważną informację w analizie rozwoju sektora w przestrzeni regionalnej.

Słowa kluczowe: modele panelowe, sektor MSP w regionie.

Wprowadzenie

Celem artykułu jest próba wyjaśnienia sposobu kształtowania się podstawowych relacji w sektorze małych i średnich przedsiębiorstw w ujęciu regionalnym, wiążących następujące zmienne: liczbę aktywnych MSP, liczbę

pracujących i inwestycje w sektorze. Analizując czynniki wpływające na rozwój sektora MSP w regionie zasadnicze znaczenie przypisuje się relacji pomiędzy liczbą aktywnych podmiotów i popytem konsumpcyjnym ze strony gospodarstw domowych. Z drugiej strony analizując efekty rozwoju sektora, należy rozpatrywać ich wkład w procesy inwestycyjne i utworzone miejsca pracy w regionach¹.

Weryfikacji poddano następujące zależności:

1. **Liczba aktywnych MSP** = f (czynniki popytowe, czynniki społeczne, czynniki losowe).
2. **Liczba pracujących w sektorze** = f (aktywne MSP, inwestycje MSP, czynniki losowe).
3. **Inwestycje w sektorze** = f (aktywne MSP, wyniki finansowe MSP, czynniki losowe).

Analizowano dane przekrojowo-czasowe. Z tego względu zastosowano modele panelowe². Modele te są specjalnymi modelami budowanymi na podstawie danych przekrojowo-czasowych (obiekty \times zmienne \times okresy). Opisują stałą grupę obiektów w więcej niż jednym okresie³. Dzięki informacji o obiektach oraz ich jednoczesnej charakterystyce w poszczególnych okresach modele danych panelowych pozwalają na zredukowanie błędu pomiaru wynikającego z pominięcia ważnych zmiennych nieobserwowalnych dla tych obiektów. Modele te uwzględniają bowiem wpływ na analizowane obiekty dwóch rodzajów czynników. Pierwsza grupa to te, które w jednakowy sposób wpływają na kształtowanie się zjawiska we wszystkich obiektach. Drugą grupę stanowią takie, które w sposób specyficzny oddziałują na poszczególne jednostki badania. Wyróżnia się dwa rodzaje modeli panelowych: model z efektami stałymi oraz model z efektami losowymi.

Model z efektami stałymi (*fixed effect model*) zakłada, że efekty indywidualne nie są przypadkowe i możliwe jest ich oszacowanie. Efekty te w modelu regionalnym wyrażać więc mogą występowanie pewnych specyficznych i bez-

¹ Rolę sektora MSP w gospodarce szerzej omówiono w pracach: P. Dominiak, *Sektor MSP we współczesnej gospodarce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005 oraz *Małe i średnie przedsiębiorstwa w gospodarce regionów*, J. Strużycki (red.), PWE, Warszawa 2004.

² Zastosowano model panelowy, gdyż posiadane dane cechują się dominacją przekrojową, tzn. większą liczbą obiektów w porównaniu do liczby okresów.

³ Modele te przedstawiono na podstawie: *Ekonometria współczesna*, M. Osińska (red.), Wydawnictwo TNOiK, Toruń 2007, s. 409–417 oraz G.S. Maddala, *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006, s. 643 i n.

pośrednio nieobserwowalnych cech w regionach. Mogą do nich należeć na przykład różnego rodzaju cechy jakościowe w strukturze przedsiębiorstw. Taki model w ogólnej postaci macierzowej określony jest następująco:

$$Y = X\alpha + \zeta \quad (1)$$

Macierz wartości zmiennych objaśniających X z uwzględnieniem zmiennych nieobserwowalnych dla obiektów ma postać:

$$X = \begin{bmatrix} c & \dots & 0 & X_1 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & c & X_n \end{bmatrix}, \text{ a dla } i\text{-tego obiektu } X_i = \begin{bmatrix} x_{i1} & \dots & x_{ik} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{im1} & \dots & x_{mk} \end{bmatrix} \quad (2)$$

gdzie:

c – m -wymiarowy wektor dla danego regionu złożony z wartości 1,
 m – liczba okresów.

W przypadku danego i -tego obiektu model można zapisać jako:

$$Y_i = c\alpha_i + X_i\alpha + \zeta_i \quad (3)$$

W modelu tym uwzględnia się bezpośrednio obok wspólnych dla wszystkich regionów parametrów strukturalnych (wektor α) również specyficzne dla każdego z obiektów wyrazy wolne (α_i). Odpowiadają one za oddziaływanie efektów indywidualnych w tych obiektach. W istocie dekompozycji podlega więc wyraz wolny modelu klasycznego, a parametry tego modelu szacować można klasyczną MNK.

Drugi z typów modeli panelowych, model efektów losowych (*random effect model*), traktuje efekty indywidualne jako część składnika losowego. Jego postać jest następująca:

$$Y_i = c\alpha_0 + X_i\alpha + v_i, \text{ dla } v_i = c\alpha_i + \zeta_i \quad (4)$$

gdzie v_i – wektor będący sumą losowych efektów indywidualnych α_i oraz niezależnych składników losowych ζ_i .

W przypadku modelu (4) efekty indywidualne (α_i) nie podlegają estymacji, a szacuje się ich dyspersję. Wskazuje ona, jaka część łącznego błędu losowego wynika z niezmiennych w czasie nieobserwowalnych charakterystyk indywidualnych obiektów. Powiązanie efektów indywidualnych ze składnikiem

losowym powoduje jednak jego autoskorelowanie. Stąd też nie można szacować tego modelu metodą klasyczną. Do estymacji wykorzystuje się uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów (UMNK).

Przedstawione modele należą do klasy tak zwanych modeli jednokierunkowych (*one-way model*), efekty indywidualne różnią się dla poszczególnych jednostek, ale są stałe w czasie. Rozszerzenie tych modeli stanowią modele dwukierunkowe (*two-way model*). Zakładają one zróżnicowanie efektów indywidualnych również w czasie. Oznacza to, że dopuszcza się, iż w danym momencie czasu te same zaburzenia dotknąć mogą wszystkich badanych obiektów. Uwzględnienie w modelu tych efektów może zatem dostarczać ważnych informacji o wpływie na sytuację w regionach, na przykład ogólnych wahań koniunktury gospodarczej.

Model z efektami stałymi formułuje się jako:

$$Y_i = \mathbf{c}\alpha_0 + \mathbf{c}\alpha_i + t\alpha_i + X_i\mathbf{a} + \zeta_i \quad (5)$$

gdzie:

α_i – wektor ustalonych efektów dla poszczególnych okresów,

t – macierz o wymiarach ($m \times m$) ze zmiennymi zero-jedynkowymi dla poszczególnych okresów.

Estymacji tego modelu można dokonać podobnie jak modelu jednokierunkowego. Przy czym, aby wyeliminować problem współliniowości efektów ustalonych dla poszczególnych lat i okresów, należy nałożyć na model pewną restrykcję. Suma efektów ustalonych dla obiektów musi być równa sumie efektów dla okresów i równa zeru⁴.

Dwukierunkowy model z efektami losowymi ma konstrukcję:

$$Y_i = \mathbf{c}\alpha_0 + X_i\mathbf{a} + \mathbf{v}_i, \text{ dla } \mathbf{v}_i = \mathbf{c}\alpha_i + t\alpha_i + \zeta_i \quad (6)$$

Po wprowadzeniu do modelu odpowiednich założeń szacuje się go podobnie jak model jednokierunkowy z grupy modeli z efektami losowymi uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów.

Dobroć modelu z efektami stałymi w porównaniu z modelem klasycznym weryfikuje się za pomocą *testu Walda*. Weryfikowana hipoteza zakłada, że wszystkie wprowadzone do modelu wyrazy wolne są równe, niezależnie od

⁴ Alternatywnym rozwiązaniem jest pominięcie stałej w modelu i jednego z efektów ustalonych w czasie.

obiektu i czasu. W celu porównania modelu z efektami losowymi z modelem klasycznym wykorzystuje się *test Breuschy-Pagana*. Służy on do weryfikacji założenia o stałości wariancji składnika losowego. W przypadku, gdy wariancja składnika losowego efektów indywidualnych jest różna od zera, właściwszym estymatorem jest estymator z efektami losowymi. Natomiast do zbadania dobroci wyboru pomiędzy modelem z efektami stałymi i losowymi służy *test Hausmana*. Hipoteza zerowa zakłada, że efekty indywidualne są niezależne od zmiennych objaśniających, więc oba estymatory są nieobciążone. W tym przypadku za bardziej efektywny uznaje się estymator dla modelu z efektami losowymi. Sytuacja przeciwna oznacza natomiast, że estymator modelu z efektami stałymi jest nieobciążony, a obciążony jest estymator modelu z efektami losowymi. Sytuacja ta wskazuje więc, że właściwszy jest model z efektami ustalonymi.

Generowanie liczby aktywnych przedsiębiorstw

Jako uwarunkowania, które mogą mieć znaczenie dla kształtowania się liczby aktywnych MSP, rozpatrywano różne czynniki charakteryzujące poziom rozwoju gospodarki, popytu konsumpcyjnego, charakterystyki społeczne i wewnętrzne właściwości regionów. Spośród czynników tych wybrano: PKB na mieszkańca, poziom sprzedaży detalicznej towarów na mieszkańca, wydatków na osobę w gospodarstwie domowym, liczbę mieszkań oddanych do użytkowania na tysiąc mieszkańców, udział ludności w wieku produkcyjnym w procencie ludności ogółem, stopę bezrobocia, udział pracujących w rolnictwie w procencie ogółu pracujących, wartość produkcji sprzedanej przemysłu MSP na mieszkańca, liczbę turystów w regionach w przeliczeniu wobec liczby mieszkańców, stopień urbanizacji regionów (udział ludność zamieszkałej w miastach w procencie ludności ogółem), wielkość regionów (powierzchnię w km²).

Analizie poddano związki korelacyjne między liczbą aktywnych podmiotów w regionach a wymienionymi zmiennymi⁵. Rozpatrywano dane przekrojo-

⁵ Według danych za rok 2008 liczba aktywnych przedsiębiorstw na tys. mieszkańców wynosiła od 32,9 w województwie lubelskim do 62,9 w województwie zachodniopomorskim. Dane zaczerpnięto z publikacji GUS – *Działalność przedsiębiorstw niefinansowych*. Są one opracowywane na podstawie wyników pełnych badań przedsiębiorstw o liczbie pracujących 10 i więcej osób, realizowanych w sprawozdaniach: SP – Roczna ankieta przedsiębiorstw i F-02 – Statystyczne sprawozdanie finansowe sporządzone na dzień 31 XII oraz reprezentacyjne badania

wo-czasowe dotyczące lat 2003–2008. Bezwzględne wartości współczynników korelacji zawierały się w przedziale $-0,22$ (korelacja ujemna ze stopą bezrobocia) do $0,70$ z PKB. Można stwierdzić, że uwarunkowania ekonomiczno-społeczne wpływają w istotny sposób na kształtowanie się liczby aktywnych MSP w regionach. W ujemnej korelacji z liczbą aktywnych MSP pozostają stopa bezrobocia i udział pracujących w rolnictwie, w dodatniej – charakterystyki popytu konsumpcyjnego (sprzedaż detaliczna towarów, wydatki gospodarstw domowych). Dodatkowo wpływają na liczbę aktywnych MSP także inne uwarunkowania społeczno-ekonomiczne w regionach: liczba ludności w wieku produkcyjnym, liczba mieszkań oddanych do użytkowania, poziom produkcji sprzedanej przemysłu, liczba turystów, stopień urbanizacji regionów oraz ich wielkość.

Podejmując próbę modelowego ujęcia czynników wpływających na zróżnicowanie liczby aktywnych MSP, starano się uwzględnić te, które mogą wiązać się z rozwojem regionalnych MSP w różnych sektorach. W związku z tym jako zmienne objaśniające do modelu ekonometrycznego wybrano: sprzedaż detaliczną towarów (związaną z rozwojem handlu), poziom produkcji sprzedanej przemysłu MSP, liczbę turystów w przeliczeniu wobec liczby ludności oraz stopień urbanizacji (jako miarę skupienia ludności i w pewnym sensie także przedsiębiorstw w miastach)⁶.

Testowano model klasyczny oraz modele z efektami ustalonymi i losowymi. Wyniki testów Breuscha-Pagana i Hausmana wskazują, że najlepszy w sensie statystycznym jest model z efektami losowymi⁷. Uzyskane wyniki zaprezentowano w tabeli 1 oraz na rysunkach 1 i 2.

mikroprzedsiębiorstw (do 9 pracujących), realizowane na formularzu SP-3 – Sprawozdanie o działalności gospodarczej przedsiębiorstw. Źródło to obejmuje wybrane podstawowe dane przekazywane na sprawozdaniach statystycznych przez wszystkie badane podmioty, w tym przez jednostki najmniejsze, zobowiązane do prowadzenia bardzo uproszczonej ewidencji.

⁶ Sprzedaż detaliczną i wartość produkcji sprzedanej przemysłu wyrażono w cenach stałych z 2008 r. Zmienne te indeksowano wskaźnikami cen towarów i usług konsumpcyjnych oraz produkcji sprzedanej przemysłu.

⁷ Może to wynikać z tego, że w modelach z efektami stałymi nie można oszacować wpływu zmiennych, których wartości są stałe w czasie, gdyż wpływ ten uwzględniony jest już w postaci efektów indywidualnych. Do zmiennych stałych w badanym okresie należeć może udział ludności zamieszkałej w miastach w procencie ogółu ludności. Wyniki wskazują jednak, że istotnie wpływa on na zróżnicowanie liczby aktywnych MSP pomiędzy regionami. Z tego względu właściwsze wydaje się zastosowanie modelu z efektami losowymi.

Otrzymane wyniki modelowania regresyjno-panelowego potwierdzają znaczący wpływ i wskazany już kierunek oddziaływania wybranych czynników na kształtowanie się liczby aktywnych podmiotów: popytu konsumpcyjnego, produkcji przemysłowej, napływu turystów do regionów oraz stopnia ich urbanizacji. Oszacowany model panelowy wyjaśnia 81,7% zróżnicowania liczby aktywnych podmiotów w badanym okresie w regionach. Wyniki pozwalają także stwierdzić, że niezmiennie w czasie nieobserwowalne uwarunkowania w regionach odpowiadają za 73,8% łącznego błędu losowego⁸.

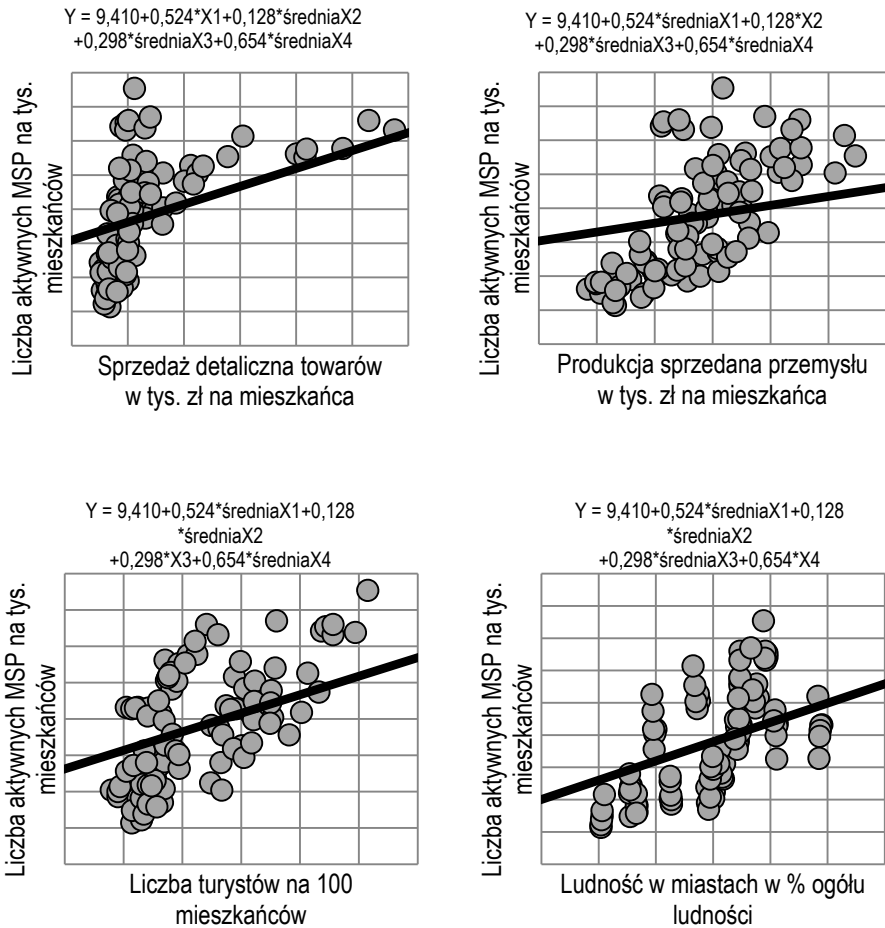
Tabela 1. Model z efektami losowymi dla liczby aktywnych MSP na tys. mieszkańców według danych za lata 2003–2008

	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	Prawdopodobieństwo testowe
Stała	9,410	4,741	1,985	0,0502
X1 – sprzedaż detaliczna towarów w tys. zł na mieszkańca	0,524	0,127	4,130	< 0,0001
X2 – produkcja sprzedana przemyśle w tys. zł na mieszkańca	0,654	0,268	2,435	0,0168
X3 – liczba turystów rocznie na 100 mieszkańców	0,128	0,032	4,020	0,0001
X4 – stopień urbanizacji (ludność w miastach w procentach ogółem)	0,298	0,080	3,747	0,0003
R ² – całkowite	0,817			
Rho	0,738			
Theta	0,757			
Test Breuscha-Pagana	$\chi^2 = 88,145; p < 0,0001$			
Test Hausmana	$\chi^2 = 5,728; p = 0,2204$			

Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu R.

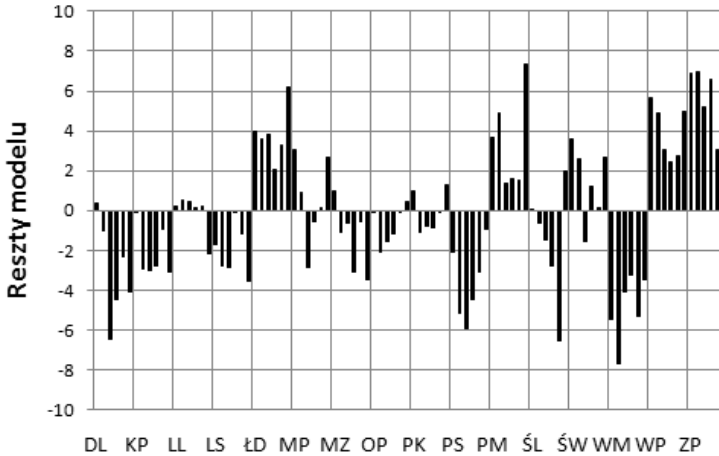
⁸ Wskazuje na to oszacowanie parametru rho, który obrazuje, jaki udział w łącznej wariancji błędu losowego ma wariancja losowych efektów indywidualnych. Przy parametrze theta = 0 model klasyczny jest szczególnym przypadkiem modelu z efektami losowymi (brak efektów indywidualnych). Przy theta = 1 model z efektami stałymi jest szczególnym przypadkiem modelu z efektami losowymi (cała zmienność wewnątrz obiektów).

Rysunek 1. Regresja liczby aktywnych przedsiębiorstw dla danych za lata 2003–2008



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Reszty równania regresji liczby aktywnych przedsiębiorstw według regionów



Oznaczenia województw: DL – dolnośląskie, KP – kujawsko-pomorskie, LL – lubelskie, LS – lubuskie, ŁD – łódzkie, MP – małopolskie, MZ – mazowieckie, OP – opolskie, PK – podkarpackie, PS – podlaskie, PM – pomorskie, ŚL – śląskie, ŚW – świętokrzyskie, WM – warmińsko-mazurskie, WP – wielkopolskie, ZP – zachodniopomorskie.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza reszt regresji wskazuje, że w niektórych regionach liczba podmiotów jest wyraźnie wyższa niż wynikałoby to z ogólnych uwarunkowań. Należą do nich województwa: łódzkie, pomorskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie. W innych regionach aktywnych MSP jest wyraźnie mniej. Dotyczy to zwłaszcza regionów: dolnośląskiego, podlaskiego, śląskiego i warmińsko-mazurskiego. Do czynników nieuwzględnionych w modelu, które mogą powodować występujące odchylenia, należeć mogą: odległość od zachodniej granicy kraju i poziom eksportu czy też koncentracja zatrudnienia w dużych przedsiębiorstwach⁹.

⁹ Otrzymane wyniki mogą wskazywać również, że na skutek kryzysu finansowego i pogorszenia się koniunktury w gospodarce, spadku sprzedaży detalicznej i produkcji przemysłowej należy się spodziewać spadku liczby aktywnych podmiotów w kolejnych latach.

Wykorzystanie zasobów ludzkich

Przedsiębiorczość i rozwój przedsiębiorstw, obok zasobów materialnych i ludzkich, należą do głównych składników rozwoju gospodarczego w regionach. W tej części artykułu podjęto próbę oceny skutków rozwoju przedsiębiorczości w zakresie wykorzystania zasobów ludzkich w regionach. W tym celu analizie poddano zmiany liczby pracujących w sektorze MSP¹⁰.

Do czynników mogących mieć wpływ na liczbę pracujących w sektorze zaliczono: liczbę aktywnych podmiotów oraz wielkość inwestycji na podmiot¹¹. Wyniki przeprowadzonych testów wskazały, że należy zastosować model z efektami losowymi. Otrzymane wyniki zestawiono w tabeli 2. Zaprezentowano je również na rysunku 3.

Tabela 2. Model z efektami losowymi dla liczby pracujących w sektorze MSP na tys. mieszkańców

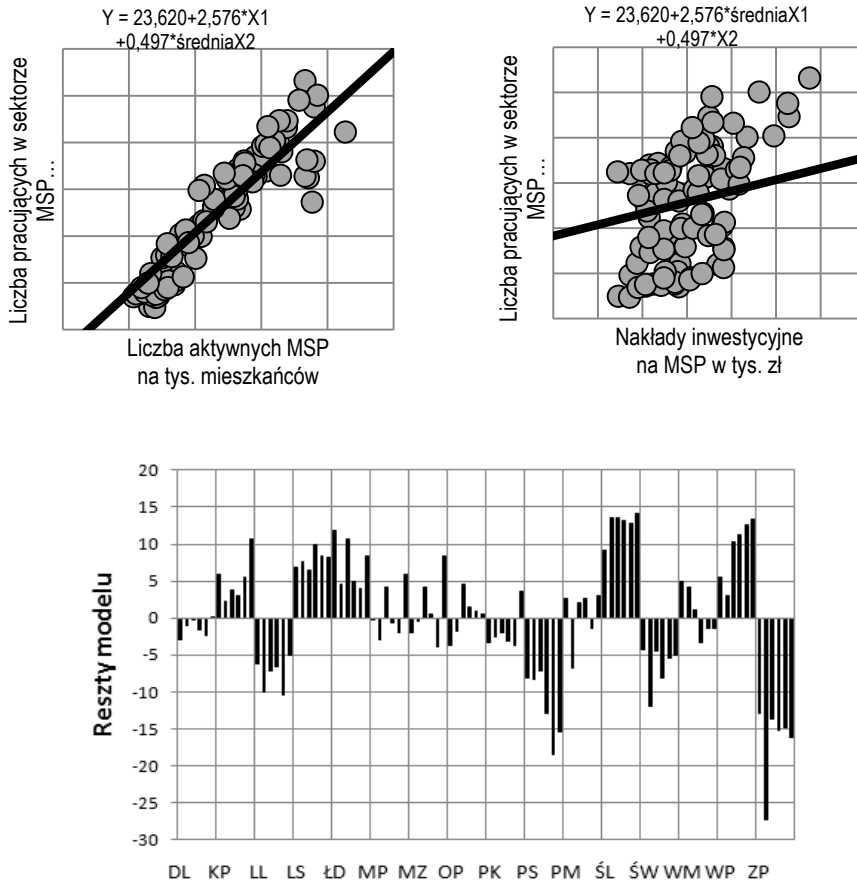
	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	Prawdopodobieństwo testowe
Stała	23,620	6,472	3,650	0,0004
X1 – liczba aktywnych MSP na tys. mieszkańców	2,576	0,150	17,130	< 0,0001
X2 – nakłady inwestycyjne w tys. zł na podmiot	0,497	0,054	9,194	< 0,0001
R ² – całkowite	0,891			
Rho	0,847			
Theta	0,829			
Test Breuscha-Pagana	$\chi^2 = 158,23$; $p < 0,0001$			
Test Hausmana	$\chi^2 = 1,041$; $p = 0,594$			

Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu R.

¹⁰ Według danych za rok 2008 liczba pracujących w sektorze MSP na tys. mieszkańców wynosiła od 119,9 w województwie lubelskim do 206,4 w województwie mazowieckim.

¹¹ Nakłady inwestycyjne wyrażono w cenach stałych z roku 2008.

Rysunek 3. Regresja liczby pracujących w sektorze MSP dla danych za lata 2003–2008 oraz reszty modelu



Oznaczenia województw jak na rysunku 2.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki wskazują na istotny wpływ liczby aktywnych podmiotów oraz ich inwestycji na liczbę pracujących w sektorze MSP. Ich kształtowanie się wyjaśnia 89,1% zróżnicowania liczby pracujących w badanym okresie w regionach. Występują także pewne specyficzne uwarunkowania w regionach. Wskazują na to charakterystyki dyspersji łącznego błędu losowego. Jego zmienność w 81,4%

można tłumaczyć występującymi efektami specyficznymi w regionach, w 18,6% wynika ona z występowania błędu „czysto” losowego.

Reszty regresji mogą stanowić pewne przybliżenie występujących efektów specyficznych w regionach. W województwach: kujawsko-pomorskim, lubuskim, łódzkim, śląskim i wielkopolskim można zaobserwować, że liczba pracujących w sektorze MSP jest wyraźnie wyższa od tej, której można oczekiwać na podstawie ogólnej prawidłowości. Sytuacja przeciwna uwidacznia się w: Lubelskiem, Podlaskiem, Świętokrzyskiem i Zachodniopomorskiem.

Zróźnicowanie to może wynikać oczywiście z różnych względów. W przypadku regionów, takich jak wielkopolski, łódzki i śląski, można tłumaczyć to relatywnie wyższą liczbą produkcyjnych MSP. Jak wiadomo, zatrudniają one więcej pracowników niż na przykład przedsiębiorstwa usługowe. W województwie zachodniopomorskim znaczenie może mieć natomiast duże rozproszenie przedsiębiorstw, a co za tym idzie – również miejsc pracy. W regionie tym przeciętna wielkość przedsiębiorstw jest bowiem najmniejsza, choć samych podmiotów jest zdecydowanie więcej niż w innych regionach. Znaczenie może mieć tu także udział szarej strefy w gospodarce¹².

Zmiany w zakresie inwestycji

Do podstawowych zmian w sektorze MSP, obok zmian liczby podmiotów i liczby pracujących, należy również zaliczyć zmiany, jakie zachodzą w zakresie inwestycji¹³. Obok liczby aktywnych podmiotów do czynników, które mogą je wywoływać, należy zaliczyć także zmienne charakteryzujące sytuację finansową podmiotów. Należą do nich między innymi: przychody ze sprzedaży, uzyskany zysk czy rentowność firm. W badaniach wzięto pod uwagę zysk brutto w przeliczeniu na firmę. Uwzględniono także dynamikę na rynkach regionalnych w postaci zmian sprzedaży detalicznej towarów na mieszkańca¹⁴.

¹² Na podstawie modelu można też przypuszczać, że wraz ze spadkiem liczby aktywnych MSP w regionach na skutek kryzysu gospodarczego, może ulec likwidacji również część utworzonych wcześniej przez nie miejsc pracy.

¹³ W roku 2008 poziom nakładów inwestycyjnych w przeliczeniu na mieszkańca wynosił od 1,097 tys. zł w województwie lubelskim do 3,249 tys. zł w województwie mazowieckim.

¹⁴ Zysk brutto wyznaczono jako różnicę pomiędzy przychodami firm z całokształtu działalności oraz kosztami uzyskania przychodów w stosunku do liczby firm w regionach. Dynamikę sprzedaży detalicznej wyznaczono w postaci indeksów statystycznych łańcuchowych. Zmienne wyrażono w cenach stałych z roku 2008. Dane zaczerpnięto z publikacji *Bank Danych Regional-*

Wyniki modelowania panelowego głównych prawidłowości w zakresie kształtowania się inwestycji w sektorze MSP w regionach zaprezentowano w tabeli 3 oraz na rysunkach 4 i 5. Analogicznie jak poprzednio zastosowano model z efektami losowymi¹⁵.

Tabela 3. Model regresji wielkości inwestycji w sektorze MSP w tys. zł na mieszkańca

	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka t-Studenta	Prawdopodobieństwo testowe
Stała	-2,0308	0,4702	-4,319	< 0,0001
X1 – liczba aktywnych MSP na tys. mieszkańców	0,0372	0,0067	5,589	< 0,0001
X2 – zysk w tys. zł na podmiot	0,0104	0,0014	7,384	< 0,0001
X3 – dynamika sprzedaży detalicznej (w procentach w porównaniu do roku poprzedniego)	0,0101	0,0042	2,442	0,0165
R ² – całkowite	0,672			
Rho	0,502			
Theta	0,336			
Test Breuscha-Pagana	$\chi^2 = 19,989$; p < 0,0001			
Test Hausmana	$\chi^2 = 4,798$; p < 0,187			

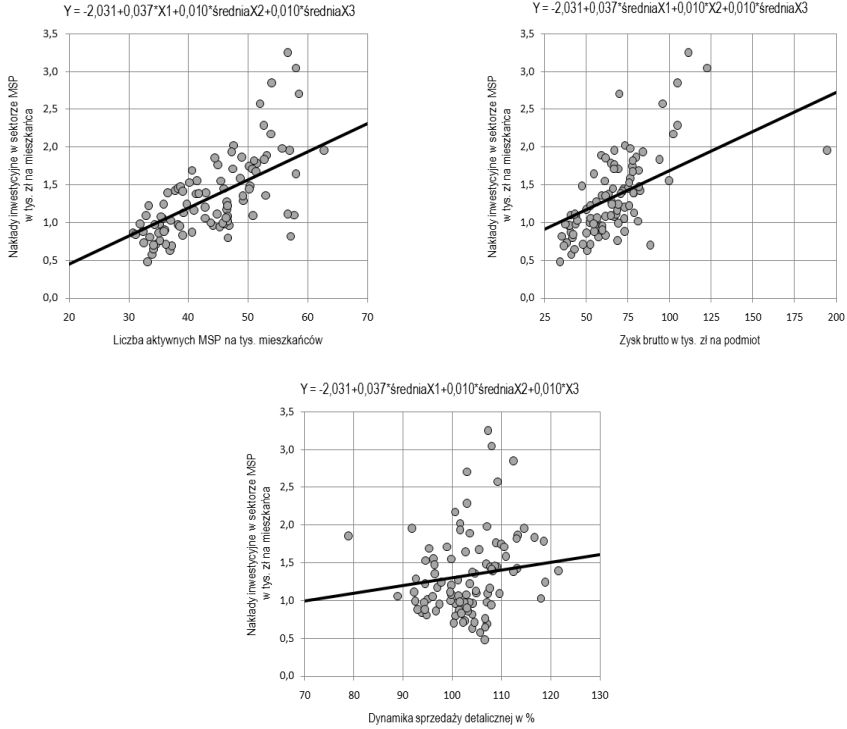
Źródło: obliczenia własne przy użyciu programu R.

Rezultaty przestrzenno-czasowego modelowania danych panelowych potwierdzają znaczący wpływ liczby aktywnych MSP na poziom inwestycji w sektorze w regionach. Na kształtowanie się inwestycji wpływa również dynamika sprzedaży na rynku regionalnym i wielkości zysku firm. Czynniki te wyjaśniają 67,2% zmienności poziomu inwestycji. Istotne okazują się także pewne specyficzne uwarunkowania gospodarcze w regionach. Ich udział wynosi 33,6% w wariancji składnika losowego.

nych, <http://www.stat.gov.pl> (z dn. 25.06.2010) i *Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008 roku*, GUS, Warszawa 2005–2010.

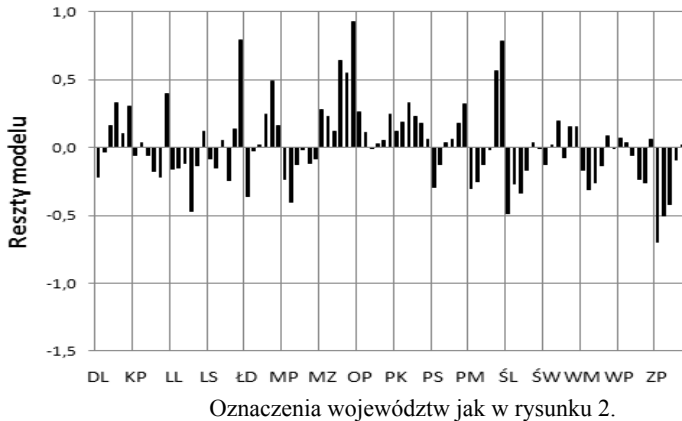
¹⁵ O wyborze tego modelu, podobnie jak poprzednio, zdecydowano na podstawie przeprowadzonych testów.

Rysunek 4. Regresja inwestycji w sektorze MSP według danych za lata 2003–2008



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5. Reszty równania regresji nakładów inwestycyjnych w sektorze MSP według regionów



Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie reszt modelu można stwierdzić, że w kilku województwach występują znaczące odchylenia od występującej ogólnie prawidłowości. W województwie mazowieckim poziom inwestycji jest znacząco wyższy niż w innych regionach dla całego okresu obserwacji. Podobna sytuacja występowała w latach 2007–2008 w województwach lubuskim i pomorskim. Wyraźnie niższe niż w innych regionach nakłady inwestycyjne uwiadcniają się w województwie zachodniopomorskim. Wynikać to może z tego, że przy dużej liczbie podmiotów występuje przeciętnie najniższy poziom inwestycji na podmiot. Ważnym czynnikiem może być również napływ kapitału zagranicznego do MSP w regionach¹⁶. Można więc przyjąć, iż oszacowany model odtwarza oczywiście nie wszystkie, ale podstawowe prawidłowości, jakie zachodzą w zakresie kształtowania się zróżnicowania nakładów inwestycyjnych w sektorze MSP w regionach.

Literatura

- Bank Danych Regionalnych*, GUS, <http://www.stat.gov.pl> (z dn. 25.06.2010).
- Dominiak P., *Sektor MSP we współczesnej gospodarce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005.
- Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008 roku*, GUS, Warszawa 2005–2010.
- Ekonometria współczesna*, red. M. Osińska, Wydawnictwo TNOiK, Toruń 2007.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Małe i średnie przedsiębiorstwa w gospodarce regionów*, J. Strużycki (red.), PWE, Warszawa 2004.

¹⁶ Wyniki mogą wskazywać również na to, że wraz z pogorszeniem się koniunktury gospodarczej, wiążącej się ze spadkiem liczby aktywnych podmiotów i dynamiki sprzedaży, należy się spodziewać również niższego poziomu inwestycji w sektorze MSP w regionach w następnym okresie.

ECONOMETRIC MODELLING THE DIFFERENTIATION RELATIONSHIPS IN THE SECTOR OF SMALL AND MEDIUM ENTERPRISES IN THE REGIONAL SPACE

Summary

The study represents an attempt to clarify differences in the associations of small and medium-sized enterprises in the region. Based on this, the intensity of the relationship between the main categories of the development of the SME sector in the regions: the number of active firms, capital investment and jobs created in the sector can be determined. In the identification of compounds specific to the cross-sectional time data – panel models were used. Among the models in this group used random effects models. Allow them to assess the effects of the presence of individual differences in the regions, which is important information in the analysis of the development of the sector in regional space.

Translated by Janusz Korol, Przemysław Szczuciński

Keywords: panel model, SME in the region