

Adrian Burdziak*

EMPIRYCZNA WERYFIKACJA EFEKTÓW AGLOMERACJI DLA POLSKICH PODREGIONÓW*

Streszczenie: Gospodarka Polska odznacza się rosnącym trendem zróżnicowania międzyregionalnego [por. Zienkowski 2003]. Zróżnicowanie efektywności ekonomicznej podmiotów gospodarczych może być objaśnione poprzez identyfikację efektów aglomeracji. Koncentracja przestrzenna zasobów ekonomicznych potęguje proces powstawania regionalnych biegunów wzrostu. Gospodarcze mechanizmy znajdują podłoże teoretyczne na gruncie Nowej Geografii Ekonomicznej. Potwierdzenie empiryczne występowania efektów aglomeracji będzie mogło stanowić podstawę dla badań nad regionalnymi biegunami wzrostu w gospodarce Polskiej.

1. WPROWADZENIE

Ludność poszczególnych polskich regionów charakteryzuje się zróżnicowanym poziomem aktywności ekonomicznej, natomiast podmioty gospodarcze odznaczają się odmienną efektywnością funkcjonowania. Niejednorodność międzyregionalna przejawiała się między innymi odmiennym poziomem produkcji przedsiębiorstw bądź dochodami mieszkańców. Wśród wielu determinant zróżnicowania efektywności funkcjonowania podmiotów gospodarczych wymienia się efekty skali¹. Efekty skali zdefiniowano, jako skutek jednoczesnej zmiany wykorzystania więcej niż jednego z czynników produkcji w długim okresie². W przypadku dwuczynnikowej funkcji produkcji matematyczne ujęcie efektów skali przedstawiono zapisem³:

$$f(n \cdot x_1, n \cdot x_2) < n \cdot f(x_1, x_2), \quad (1)$$

gdzie: x_1 ; x_2 – nakłady czynników produkcji, $f(\dots)$ – funkcja produkcji⁴.

Ze względu na rezultat osiągnięty w wyniku zaangażowanego nakładu wyróżniono⁵: (i) rosnące, (ii) stałe oraz (iii) malejące efekty skali. W pierwszym przypadku przedsiębiorstwo odznacza się korzyściami skali (ang. *increasing returns to scale*), co oznacza,

* Mgr, Katedra Makroekonomii, Uniwersytet Łódzki. Autor składa serdeczne podziękowania pracownikom Katedry Ekonometrii Przestrzennej Uniwersytetu Łódzkiego oraz mgr Ewie Gałeckiej – Burdziak z Katedry Ekonomii I SGH za cenne uwagi zgłoszone do wcześniejszych wersji opracowania.

¹ Por. J. Stiglitz, [2004], *Ekonomia sektora publicznego*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 253.

² Por. H. Varian, [2002], *Mikroekonomia. Kurs średni – ujęcie nowoczesne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 346.

³ Tamże.

⁴ Funkcja produkcji stanowi matematyczny zapis zależności pomiędzy nakładami czynników produkcji a osiągniętym produktem, por. T. Tokarski, [2001], *Determinanty wzrostu gospodarczego w warunkach stałych efektów skali*, Wydawnictwo Katedry Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 7.

⁵ Podział na statystyczne oraz dynamiczne, a także wewnętrzne i zewnętrzne nie stanowił przedmiotu opracowania, por. G. Romanowski, [1999], *Statystyczne korzyści ze skali produkcji*, *Studia Prawno – Ekonomiczne*, tom LX, s. 151.

iż n –krotny wzrost nakładów czynnika produkcji powoduje więcej niż n –krotny przyrost poziomu produkcji. Omówiony przypadek przedstawiono równaniem (1). Modele Nowej Geografii Ekonomicznej odznaczają się założeniem o rosnących efektach skali w procesach przestrzennej aglomeracji aktywności gospodarczej⁶. Stanowią one podstawę dla objaśnienia przestrzennego zróżnicowania aktywności ekonomicznej.

Cel opracowania stanowi weryfikacja charakterów procesów aglomeracji. Badanie zostało przeprowadzone na poziomie podregionów gospodarki polskiej. W pierwszej sekcji opracowania zawarto omówienie modelu ekonomicznego zaproponowanego przez Ciccone'a i Halla⁷. Następnie zaprezentowano statyczną analizę procesów koncentracji przestrzennej w Polsce. Wyniki analiz ilościowych, przeprowadzonych przy wykorzystaniu metod panelowych zawarto w sekcji trzeciej. Opracowanie zakończono podsumowaniem oraz propozycjami kolejnych badań.

2. MODEL EKONOMICZNY EFEKTÓW AGLOMERACJI – ZAŁOŻENIA ORAZ IMPLIKACJE

Efekty zewnętrzne mogą stanowić determinantę powstawania korzyści skali⁸. Ich występowanie ilustruje przejaw ułomności mechanizmu rynkowego w procesie efektywnej alokacji zasobów⁹. Efekty zewnętrzne zdefiniowano, jako materialne i niematerialne dobra, jakie otrzymuje podmiot gospodarczy ze swego otoczenia bez rekompensaty z jego strony¹⁰. Determinanty zjawiska sklasyfikowano w czterech grupach¹¹: (i) powstawanie w otoczeniu geograficznym produktów ubocznych z działalności podstawowej podmiotów gospodarczych, (ii) proces kreowania rozbieżności między ceną rynkową a społecznym kosztem produkcji, (iii) zamierzone działania instytucji publicznych w dostarczaniu dóbr publicznych, (iv) celowe zastąpienie mechanizmu rynkowego procesem administracyjnym ustalania cen bądź warunków dystrybucji dla utworzenia określonych warunków funkcjonowania. Efekty mogą stanowić o korzyściach (pozytywne) bądź kosztach (negatywne) działalności gospodarczej. Do głównych metod likwidacji omawianego zjawiska zaliczono proces internalizacji oraz regulacje prawne¹².

W opracowaniu wykorzystano model ekonomiczny autorstwa Ciccone'a i Halla¹³. Przyjęto założenie, iż czynnikami produkcji są ziemia oraz praca¹⁴. Funkcja produkcji opisująca produkt osiągnięty z zaangażowania pracy ludzkiej w regionie o określonej powierzchni przyjmuje postać:

⁶ Por. M. Fujita, J-F. Thisse, [1996], Economics of agglomeration, Journal of the Japanese and International Economies, nr 10, s. 339 – 378.

⁷ A. Ciccone, R. Hall, [1996], Productivity and the density of economic activity, American Economic Review, vol. 86, nr 1, s. 54 – 70.

⁸ Por. tamże, s.56.

⁹ Por. J. Stiglitz, [2004], s. 254.

¹⁰ Por. T. Markowski, [2008], Teoretyczne podstawy rozwoju lokalnego i regionalnego, [w:] Z. Strzelecki (red.), Gospodarka regionalna i lokalna, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 16.

¹¹ Por. tamże.

¹² Por. J. Stiglitz, [2004], s. 254.

¹³ Por. A. Ciccone, R. Hall, [1996].

¹⁴ Kapitał zostanie tymczasowo pominięty w celu bardziej szczegółowego przedstawienia założeń przyszłych estymacji.

$$f(L, Y, POW) = L_i^\alpha \cdot (Y_i / POW_i)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}}, \quad (2)$$

gdzie: L_i – zasób siły roboczej w podregionie i -tym, Y_i – strumień produkcji w podregionie i -tym, POW_i – powierzchnia podregionu i -tego, α – miara elastyczności produktu względem nakładów pracy, parametr przyjmuje wartości z przedziału $(0,1)$; λ – miara elastyczności produktu względem powierzchni.

Elastyczność produktu względem powierzchni została dodana w sposób multiplikatywny. Przyjęto założenia o stałości elastyczności w czasie. Przekształcając równanie (2) do postaci zintensyfikowanej otrzymano zależność postaci:

$$(Y_i / POW_i) = (L_i / POW_i)^{\alpha \cdot \lambda}. \quad (3)$$

Koncentrację produktu uzależniono od regionalnego skupienia zatrudnienia. Parametry α oraz λ posiadają interpretację ekonomiczną¹⁵. Pierwszy z parametrów stanowił miarę efektu przeludnienia (*ang. congestion effect*). Relatywnie duża ilość osób pracujących przypadająca na jednostkę powierzchni powodowała spadek efektywności¹⁶. Działa wówczas mechanizm niekorzyści skali, jak przykładowo nadmierny czas dojazdu do pracy bądź nieefektywną gospodarkę odpadami. Drugi z parametrów stanowił miarę procesów aglomeracji (*ang. agglomeration effect*). Oddawał on korzyści o charakterze urbanizacyjnym, regionalnym oraz skali produkcji¹⁷. Wartość wykładnika dla przestrzennej koncentracji zatrudnienia decydowała o rezultacie końcowym. Przyjęto założenie, iż wykładnik ($\alpha\lambda$) większy od jedności oznacza dominację korzyści aglomeracji¹⁸. Wzrost koncentracji zatrudnienia powoduje względnie duży przyrost produkcji. Dla iloczynu ($\alpha\lambda$) równego jedności, korzyści oraz koszty funkcjonowania podmiotu gospodarczego w obrębie aglomeracji wzajemnie się znoszą. Dla przedsiębiorstwa efekt netto jest zerowy.

Przyjęto założenie o poziomie agregacji przestrzennej – region składa się z podregionów. Liczbę subregionów¹⁹ określono jako n . Założenie pozwala na zapis funkcji produkcji regionu, jako formuły:

$$Y_j = \sum_{i=1}^n (POW_i^{1-\alpha\lambda} \cdot L_i^{\alpha\lambda}). \quad (4)$$

Dzieląc obustronnie przez liczbę osób pracujących w regionie otrzymano zależność wydajności pracy postaci:

$$(Y_j / L_j) = \left[\sum_{i=1}^n (POW_i^{1-\alpha\lambda} \cdot L_i^{\alpha\lambda}) / \sum_{i=1}^n (L_i) \right]. \quad (5)$$

Analiza równania (5) wskazuje na określone wnioski. Regionalną wydajność pracy uzależniono od liczby osób zatrudnionych i arealu poszczególnych podregionów. Wpływ na omawianą zmienną posiadały efekty aglomeracji oraz przeludnienia. Do analiz włą-

¹⁵ Por. A. Ciccone, R. Hall, [1996], s. 59.

¹⁶ Por. A. Krajewska, [2005], Niedoskonałości rynku i rola państwa w gospodarce, [w:] R. Milewski, E. Kwiatkowski (red.), Podstawy ekonomii, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 203.

¹⁷ Por. W. Isard, [1965], Metody analizy regionalnej. Wprowadzenie do nauki o regionach, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa, s. 258.

¹⁸ Por. A. Ciccone, R. Hall, [1996], s. 56.

¹⁹ Pojęcia subregion oraz podregion stosowano zamiennie, por. Produkt Krajowy Brutto. Rachunki Regionalne 2006, Urząd Statystyczny w Katowicach, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa – Katowice, s. 34.

czono zasób kapitału rzeczowego. Przyjęto założenie o trzyczynnikowej funkcji produkcji – kapitał, siła robocza oraz ziemia²⁰. Analizie poddano zależność koncentracji produkcji. Zmienną endogeniczną stanowił poziom produkcji na jednostkę powierzchni. W opracowaniu wykorzystano funkcję autorstwa Ciccone’a i Halla postaci²¹:

$$(Y_i/POW_i) = A^\lambda \cdot \left[(h_i \cdot L_i/POW_i)^\beta \cdot (K_i/POW_i)^{1-\beta} \right]^{\alpha\lambda}, \quad (6)$$

gdzie: A – zasób wiedzy naukowo – technicznej, h_i – poziom wykształcenia zatrudnionego w podregionie i -tym, K_i – zasób kapitału rzeczowego w podregionie i -tym, β – parametr opisujący względny wpływ koncentracji pracy w ujęciu efektywnym oraz koncentracji kapitału na koncentrację produkcji.

Dla uproszczenia zapisu pominięto subskrypty czasowe. Przyjęto założenie o braku opóźnień. Dostęp do zasobu wiedzy naukowo – technicznej na terenie wszystkich podregionów był jednakowy. W modelu Ciccone’a i Halla [1996] koncentrację kapitału zastąpiono zależnością popytu na kredyt. Argumenty funkcji stanowiła stopa procentowa (identyczna dla wszystkich podregionów), jako aproksymanta kosztu kapitału²². Przyrównując koszt krańcowy produkcji z stopą procentową, otrzymano równanie koncentracji kapitału postaci:

$$(K_i/POW_i) = [\alpha \cdot (1-\beta)/r] \cdot (Y_i/POW_i). \quad (7)$$

Podstawiając równanie (7) do równania (6) oraz dokonując kilku przekształceń zapisano funkcję koncentracji produkcji postaci:

$$(Y_i/POW_i) = \left[\alpha \cdot (1-\beta) \right]^{\frac{\alpha\lambda(1-\beta)}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}} \cdot \left[(h_i \cdot L_i)/POW_i \right]^{\frac{\alpha\beta\lambda}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}} \cdot r^{\frac{-\alpha\lambda(1-\beta)}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}} \cdot A^{\frac{\lambda}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}}. \quad (8)$$

Analiza równania (8) wskazała, iż koncentrację produktu uzależniono od pewnej stałej, stopy procentowej, koncentracji zatrudnienia w ujęciu efektywnym oraz zasobu wiedzy naukowo – technicznej. Omówiona zależność stanowiła podstawę badań ekonometrycznych z uwzględnieniem metod panelowych.

4. KONCENTRACJA PRZESTRZENNA W ŚWIETLE WYBRANYCH STATYSTYK PODREGIONÓW

Badanie obejmowało lata 1999 – 2007 oraz 66 podregionów. Określiło to próbę w postaci panelu, który składał się z 594. obserwacji. Analizowany okres determinowała reforma terytorialna z roku 1999 oraz dostępność danych statystycznych²³. Za aproksymantę wielkości produkcji przyjęto wartość dodaną brutto. Nominalne dane pochodziły z Banku Danych Regionalnych Głównego Urzędu Statystycznego (GUS). Zostały ona

²⁰ Por. R. Milewski, [2001], Podstawowe pojęcia i przedmiot ekonomii, [w:] R. Milewski (red.), Podstawy ekonomii, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 20.

²¹ Por. A. Ciccone, R. Hall, [1996], s. 58.

²² Przyjęto założenie, iż kapitał w podmiotach gospodarczych zatrudniano do momentu, w którym produkt krańcowy zrównuje się z krańcowym kosztem.

²³ Dane dotyczące rachunku produktu za rok 2008 będą opublikowane późną jesienią 2010 roku.

urealnione deflatorem wartości dodanej brutto dla całego kraju²⁴ oraz wyrażone w milionach złotych z roku 2000. Stopę procentową urealniono deflatorem cen konsumenta, producenta²⁵ oraz ogółem dla wszystkich podmiotów, korzystając z tożsamości:

$$r = \left[(1 + R) / (1 + \pi) \right] - 1 \quad (9)$$

gdzie: r – realna stopa procentowa, R – nominalna stopa procentowa, π – stopa inflacji.

Odmiernym stopniem dezagregacji charakteryzował się poziom wykształcenia pracujących. Niezbędne dane były dostępne dla polskich województw. Przyjęto założenie, iż struktura lat edukacji pracujących w podregionach określonego województwa była identyczna. Dla badanej próby współczynnik zmienności oparty na odchyleniu ćwiartkowym osiągnął poziom około 1%. Wszystkie dane mają charakter obserwacji rocznej.

Charakterystykę przekroju podregionów Polski zaprezentowano w tabeli 1. Dane dotyczyły ostatniego roku obserwacji – 2007. Analizowane charakterystyki dotyczyły próby pełnej (66 jednostek) oraz pomniejszonej w wyniku wykluczenia miast, jako samodzielnych podregionów (59 jednostek).

Tab. 1. Polskie podregiony w roku 2007 – wybrane charakterystyki opisowe

| Wymiar próby | Zmienna | Max /min | x_s | V_{sx} | Me | V_{qx} | A_s | Kurtoza |
|-----------------------------|---------------------|----------|---------|----------|---------|----------|--------|---------|
| | | (1) | (2) | (3) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| Pełna 66 subregionów | Powierzchnia | 46.153 | 4 738 | 0.576 | 5 118 | 0.347 | -0.323 | -0.147 |
| | Pop work | 6.246 | 395 944 | 0.336 | 398 619 | 0.168 | -0.233 | 14.997 |
| | Gęstość zaludnienia | 74.383 | 388 | 1.823 | 110 | 0.437 | 0.369 | 5.979 |
| | Lpgn | 16.799 | 55 843 | 0.676 | 46 293 | 0.281 | 0.378 | 32.46 |
| | Place | 1.903 | 2 564 | 0.143 | 2 469 | 0.074 | 0.119 | 4.199 |
| | Stopa inv | 4.634 | 0.107 | 0.321 | 0.097 | 0.193 | 0.299 | 2.154 |
| Bez miast 59 podregionów | Wydajność pracy | 2.44 | 61.645 | 0.183 | 61.379 | 0.115 | -0.033 | 2.296 |
| | Powierzchnia | 31.821 | 5 259 | 0.456 | 5 350 | 0.219 | -0.092 | 0.426 |
| | Pop work | 2.878 | 378 034 | 0.246 | 375 781 | 0.179 | 0.038 | -0.875 |
| | Gęstość zaludnienia | 45.75 | 169 | 1.571 | 100 | 0.453 | 0.468 | 41.264 |
| | Lpgn | 4.9 | 47 886 | 0.34 | 44 327 | 0.217 | 0.277 | 0.009 |
| | Place | 1.63 | 2 490 | 0.111 | 2 448 | 0.062 | 0.002 | 4.075 |
| | Stopa inv | 4.63 | 0.104 | 0.32 | 0.095 | 0.193 | 0.279 | 3.575 |
| | Wydajność pracy | 2.44 | 60.712 | 0.179 | 59.786 | 0.107 | 0.045 | 2.872 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, witryna internetowa www.stat.gov.pl, stan na dzień 25. kwietnia 2010 roku.

W przypadku próby pełnej podregion stanowił jednostkę terytorialną o średniej powierzchni 5 118 km², zamieszkiwaną przez około 570 tysięcy osób. Gęstość zaludnienia była znacząco determinowana przez polskie miasta (Gdańsk–Gdynia–Sopot, Łódź, Kraków, Poznań, Szczecin, Warszawa, Wrocław). Przeciętnie w podregionie funkcjonowało blisko 46 tysięcy podmiotów gospodarczych. Względnie niskim zróżnicowaniem międzyregionalnym odznaczał się poziom płac, z lekką asymetrią dodatnią rozkładu. Ogół czynników produkcji determinował osiągnięcie przeciętniej wartości dodanej brutto

²⁴ Deflator wartości dodanej obliczono na podstawie rachunków narodowych GUS, dostępnych na witrynie internetowej www.stat.gov.pl, stan na dzień 25. kwietnia 2010 r.

²⁵ Wykorzystano średnią stopę oprocentowania kredytów złotych dla podmiotów gospodarczych. Dane zaczerpnięto z Narodowego Banku Polskiego, prezentowane na witrynie internetowej www.nbp.pl, stan na 25. kwietnia 2010 – „Średnie ważone oprocentowanie depozytów i kredytów w polskim systemie bankowym”.

w przeliczeniu na pracującego blisko 61 tysięcy złotych. Podmioty gospodarcze przeznaczały na inwestycje około 10% wytworzonego produktu.

W wyniku wykluczenia siedmiu polskich miast z pełnej próby osiągnięto mniejsze wartości współczynników zmienności opartych na odchyleniu ćwiartkowym. Spadek był relatywnie niewielki. W przypadku próby bez miast podregion stanowił jednostkę terytorialną o średniej powierzchni 5 350 km², zamieszkiwaną przez około 541 tysięcy osób. Gęstość zaludnienia była bliska średniej ogólnopolskiej (132), jednakże zróżnicowanie międzyregionalne oznaczało się poziomem 45%. Mediana wskazała na granicę funkcyjnych podmiotów gospodarczych bliską 44 tysiącom. Najniższym poziomem różnicowania międzyregionalnego odznaczał się poziom płac. Ogół czynników wytwórczych determinował osiągnięcie przeciętnej wartości dodanej brutto w przeliczeniu na pracującego blisko 60 tysięcy złotych. Podmioty gospodarcze blisko 10% osiągniętego produktu przeznaczały na inwestycje, podobnie jak w grupie pełnej.

Przedmiot badania stanowiła przestrzenna koncentracja produkcji. Została ona zdefiniowana, jako realna wartość dodana brutto w odniesieniu do powierzchni²⁶. Najwyższą koncentrację produkcji odnotowały polskie miasta, ze szczególnym uwzględnieniem Warszawy. Podregion 28. wyraźnie przewyższał pozostałe pod względem omawianej zmiennej w całym analizowanym okresie.

W roku 1999 do subregionów o wysokim poziomie zaliczono polskie miasta. Mediana roku 1999 oscylowała wokół wartości 1,2, natomiast zróżnicowanie międzyregionalne osiągnęło 0,237. Wszystkie podregiony odnotowały wzrost poziomu omawianej zmiennej. Subregionami o największym przyroście były: legnicko-głogowski, warszawski zachodni oraz wrocławski (dwa z województwa dolnośląskiego). Najniższym poziomem omawianej zmiennej w roku 2007 charakteryzowały się podregiony: bialski, przemyski, suwalski oraz ełcki. Jednostki te nie przekroczyły poziomu jedności. Przeciętny poziom w roku 2007 oscylował blisko dwóch. Najwyższym poziomem realnej wartości dodanej brutto w odniesieniu do powierzchni odznaczała się stolica. Do grupy podregionów o wysokiej wartości omawianej zmiennej zaliczono: katowicki, bydgosko-toruński, warszawski zachodni, sosnowiecki oraz legnicko-głogowski. Odnotowano wzrost zróżnicowania międzyregionalnego o blisko 4 punkty procentowe (p.p.).

Wykluczenie miast z próby pełnej powoduje, iż przyrost nie przekraczał 1 p.p.. Pomniejszenie próby ma znaczny wpływ na poziom kurtozy. W roku 1999 oraz 2007 dla 66 podregionów osiągnęła ona poziom 46. Wykluczenie 7 polskich miast skutkowało spadkiem kurtozy do poziomu dwóch.

Wykorzystując współczynniki Giniego przeprowadzono analizę przestrzennego skupienia realnej wartości dodanej brutto w odniesieniu do powierzchni. Rysunek pierwszy prezentuje poziom omawianego wskaźnika. Wykorzystano metodologię klasyczną, oprogramowaną w pakiecie *Gretl*²⁷.

²⁶ W dalszych analizach wykorzystano wartość dodaną brutto, ze względu na metodologię obliczania produktu krajowego brutto, którą oparto na różnicy podatków oraz dopłat publicznych do produktów, por. Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne 2006, s. 13. W analizach regionalnych prowadziło do ewentualności niepoprawnego opisu jednostek, w których sektor publiczny stanowił znaczącą strukturę własności, por. P. Gajewski, T. Tokarski, [2004], Czy w Polsce występuje efekt konwergencji regionalnej?, *Studia Ekonomiczne*, nr 1 – 2, s. 48.

²⁷ Por. T. Kufel, [2007], *Ekonometria. Rozwiązanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

Tab. 2. Koncentracja produktu w roku 1999 i 2007 oraz roczna stopa zmian

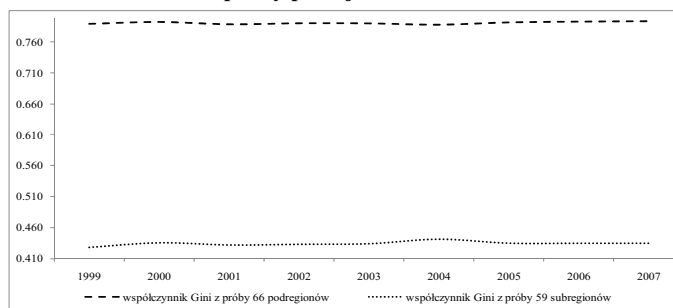
| Jednostka terytorialna (podregion) | 1999 | 2007 | Zmiana w całym okresie | Roczna stopa zmian |
|------------------------------------|--------|--------|------------------------|--------------------|
| 1 – JELENIOGÓRSKI | 1.377 | 1.904 | 0.3831 | 0.0437 |
| 2 – LEGNICKO-GŁOGOWSKI | 1.373 | 3.199 | 1.3305 | 0.1168 |
| 3 – WALBRZYSKI | 1.420 | 2.280 | 0.6057 | 0.0629 |
| 4 – WROCŁAWSKI | 0.958 | 1.881 | 0.9649 | 0.0915 |
| 5 – WROCŁAW | 2.445 | 3.956 | 0.6176 | 0.0653 |
| 6 – BYDGOSKO-TORUŃSKI | 2.147 | 3.597 | 0.6752 | 0.0708 |
| 7 – GRUDZIĄDZKI | 0.925 | 1.534 | 0.6589 | 0.0684 |
| 8 – WŁOCŁAWSKI | 1.447 | 2.440 | 0.6864 | 0.0709 |
| 9 – BIAŁSKI | 0.510 | 0.769 | 0.5077 | 0.0549 |
| 10 – CHEŁMSKO-ZAMOJSKI | 1.038 | 1.641 | 0.5800 | 0.0606 |
| 11 – LUBELSKI | 1.616 | 2.567 | 0.5880 | 0.0625 |
| 12 – PUŁAWSKI | 0.720 | 1.227 | 0.7040 | 0.0715 |
| 13 – GORZÓWSKI | 0.897 | 1.420 | 0.5821 | 0.0613 |
| 14 – ZIELONOGÓRSKI | 1.365 | 2.352 | 0.7232 | 0.0732 |
| 15 – ŁÓDZKI | 0.709 | 1.337 | 0.8853 | 0.0845 |
| 16 – ŁÓDŹ | 2.397 | 3.867 | 0.6132 | 0.0646 |
| 17 – PIOTRKOWSKI | 1.276 | 2.153 | 0.6877 | 0.0695 |
| 18 – SIERADZKI | 0.836 | 1.412 | 0.6892 | 0.0701 |
| 19 – SKIERNIEWICKI | 0.664 | 1.167 | 0.7580 | 0.0760 |
| 20 – KRAKÓWSKI | 0.962 | 1.776 | 0.8461 | 0.0807 |
| 21 – KRAKÓW | 2.793 | 5.061 | 0.8120 | 0.0823 |
| 22 – NOWOSĄDECKI | 1.108 | 1.814 | 0.6365 | 0.0658 |
| 23 – OSWIECIMSKI | 1.280 | 2.016 | 0.5752 | 0.0613 |
| 24 – TARNOWSKI | 0.705 | 1.182 | 0.6758 | 0.0686 |
| 25 – CIECHANOWSKO-PŁOCKI | 1.583 | 2.746 | 0.7344 | 0.0760 |
| 26 – OSTROŁĘCKO-SIEDLECKI | 1.367 | 2.362 | 0.7278 | 0.0738 |
| 27 – RADOMSKI | 1.148 | 1.899 | 0.6541 | 0.0682 |
| 28 – WARSZAWA | 11.937 | 21.958 | 0.8395 | 0.0815 |
| 29 – WARSZAWSKI WSCHODNI | 1.377 | 2.475 | 0.7977 | 0.0792 |
| 30 – WARSZAWSKI ZACHODNI | 1.726 | 3.556 | 1.0605 | 0.0993 |
| 31 – NYSKI | 0.705 | 1.142 | 0.6207 | 0.0645 |
| 32 – OPOLSKI | 1.519 | 2.499 | 0.6450 | 0.0697 |
| 33 – KROŚNIENSKI | 0.833 | 1.247 | 0.4973 | 0.0535 |
| 34 – PRZEMYSKI | 0.644 | 0.957 | 0.4844 | 0.0517 |
| 35 – RZESZOWSKI | 1.185 | 1.885 | 0.5902 | 0.0617 |
| 36 – TARNOBRSZESKI | 1.076 | 1.886 | 0.7533 | 0.0751 |
| 37 – BIAŁOSTOCKI | 1.089 | 1.838 | 0.6885 | 0.0713 |
| 38 – ŁÓMŻYŃSKI | 0.667 | 1.101 | 0.6512 | 0.0674 |
| 39 – SUWAŃSKI | 0.452 | 0.801 | 0.7706 | 0.0779 |
| 40 – GDAŃSKI | 0.800 | 1.433 | 0.7911 | 0.0773 |
| 41 – ŚLUPSKI | 0.893 | 1.585 | 0.7749 | 0.0774 |
| 42 – STAROGARDZKI | 0.958 | 1.647 | 0.7191 | 0.0722 |
| 43 – TRÓJMIEJSKI | 2.767 | 4.508 | 0.6292 | 0.0659 |
| 44 – BIELSKI | 1.704 | 2.646 | 0.5531 | 0.0594 |
| 45 – BYTOMSKI | 0.991 | 1.542 | 0.5564 | 0.0585 |
| 46 – CZĘSTOCHOWSKI | 1.198 | 1.919 | 0.6018 | 0.0636 |
| 47 – GLIWICKI | 1.254 | 2.284 | 0.8212 | 0.0848 |
| 48 – KATOWICKI | 2.814 | 4.686 | 0.6651 | 0.0692 |
| 49 – RYBNICKI | 1.474 | 2.372 | 0.6093 | 0.0653 |
| 50 – SOSNOWIECKI | 1.956 | 3.265 | 0.6692 | 0.0708 |
| 51 – TYSKI | 1.314 | 2.176 | 0.6555 | 0.0679 |
| 52 – KIELECKI | 1.608 | 2.715 | 0.6883 | 0.0712 |
| 53 – SANDOMIERSKO-JĘDRZEJOWSKI | 0.893 | 1.432 | 0.6034 | 0.0626 |
| 54 – ELBLĄSKI | 1.014 | 1.577 | 0.5557 | 0.0584 |
| 55 – ELCKI | 0.469 | 0.766 | 0.6324 | 0.0661 |
| 56 – OLSZTYŃSKI | 1.309 | 2.137 | 0.6317 | 0.0664 |
| 57 – KALIŃSKI | 1.258 | 2.152 | 0.7100 | 0.0718 |
| 58 – KONIŃSKI | 1.270 | 2.070 | 0.6301 | 0.0654 |
| 59 – LESZCZYŃSKI | 1.069 | 1.895 | 0.7726 | 0.0774 |
| 60 – PIŁSKI | 0.876 | 1.368 | 0.5623 | 0.0597 |
| 61 – POZNAŃSKI | 1.421 | 2.625 | 0.8469 | 0.0831 |
| 62 – POZNAŃ | 2.702 | 4.815 | 0.7818 | 0.0800 |
| 63 – KOSZALIŃSKI | 1.227 | 2.021 | 0.6469 | 0.0671 |
| 64 – STARGARDZKI | 0.655 | 1.016 | 0.5499 | 0.0594 |
| 65 – SZCZECIŃSKI | 1.596 | 2.210 | 0.3853 | 0.0461 |
| 66 – SZCZECIŃSKI | 0.754 | 1.167 | 0.5480 | 0.0589 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

Zaprezentowane wartości odznaczały się stabilnością w czasie oraz brakiem wyraźnego trendu. Poziom zmian nie osiągał poziomu 1 p.p. w całym analizowanym okresie. Klasyczny współczynnik okazał się wrażliwy na obserwacje o bardzo odmiennych wartościach (polskie miasta). Różnica poziomu wskaźnika bliska 40 p.p. stanowiła o konieczności przeprowadzenia kolejnych obliczeń. Wykorzystano metodologię współczynnika Giniego dla danych przestrzennych, zgodnie z metodą współczynników lokalizacji²⁹.

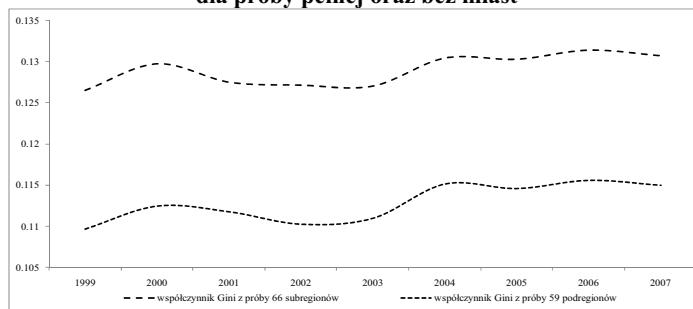
Uwzględnienie przestrzennych interakcji doprowadziło do zmniejszenia różnic pomiędzy analizowanymi próbami. W całym analizowanym okresie zróżnicowanie nie przekroczyło dwóch p.p.. W obu próbach odnotowano wzrost skupienia realnej wartości dodanej brutto w odniesieniu do powierzchni o 3 – 4 p.p.. Większa skala zmian dotyczyła próby z wykluczeniem siedmiu polskich miast.

Rys. 1. Klasyczne współczynniki Giniego w latach 1999 – 2007 dla próby pełnej oraz bez miast



Źródło: obliczenia przeprowadzone w programie Gretl, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 roku.

Rys. 2. Przestrzenne współczynniki Giniego w latach 1999 – 2007 dla próby pełnej oraz bez miast

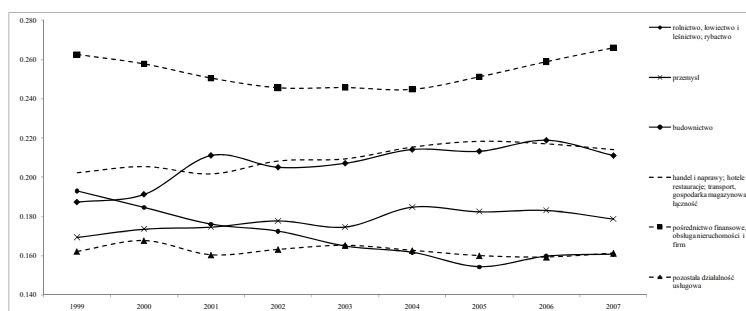


Źródło: obliczenia własne, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

²⁹ Por. E. Antczak, A. Żółtaszek, [2010], Mierniki koncentracji przestrzennej w analizie aktywności ekonomicznej ludności w Polsce, manuskrypt, Łódź.

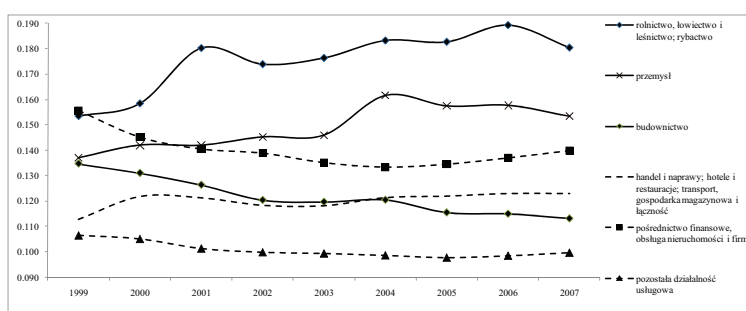
Poziom przestrzenny współczynnik Giniego wskazał na umiarkowane skupienie realnej wartości dodanej brutto w odniesieniu do powierzchni. Dzięki wykorzystanej metodzie możliwym była dywersyfikacja rezultatów na poszczególne sekcje gospodarki narodowej. Dla obu prób dokonano pomiaru specjalizacji przestrzennej w latach 1999 – 2007. Wzrost koncentracji odnotowano w rolnictwie, leśnictwie i rybołówstwie, handlu i naprawach oraz przemyśle. Najbardziej znaczący spadek omawianego współczynnika dokonał się w budownictwie. Analizowany okres charakteryzował się procesem rozprzestrzeniania się miast (*ang. urban spawl*)³⁰. W latach 1999 – 2007 branża budownictwa jednorodzinnej odznaczała się podobną aktywnością dla wszystkich podregionów. Niewielki wzrost cechował sekcję o najwyższym poziomie specjalizacji – obsługę podmiotów gospodarczych. Skala zjawiska wyniosła 1 p.p., i w porównaniu do rolnictwa (12 p.p.) była relatywnie niewielka. Analiza w przekroju sekcji dokumentuje duże zróżnicowanie w koncentracji gospodarczej aktywności ekonomicznej w przekroju podregionów. Różnica w latach 1999 oraz 2007 osiągnęła 10 p.p..

Rys. 3. Przestrzenne współczynniki Giniego w latach 1999 – 2007 dla próby pełnej w sekcjach gospodarki narodowej



Źródło: obliczenia własne, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

Rys. 4. Przestrzenne współczynniki Giniego w latach 1999 – 2007 dla próby bez miast w sekcjach gospodarki narodowej



Źródło: obliczenia własne, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

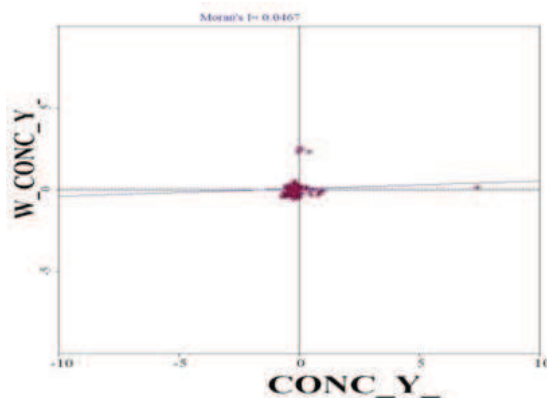
³⁰ Por. J. Parysek, [2007], Wprowadzenie do gospodarki przestrzennej. Wybrane aspekty praktyczne, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza, Poznań, s. 156.

Cechowała ona dwa sektory sekcji usług: obsługę podmiotów gospodarczych oraz pozostałe. Koncentrację na poziomie 0,2 można określić mianem umiarkowanie silnej. W szczególności dotyczyła branży obsługi podmiotów gospodarczych. W przypadku próby z wykluczeniem miast wnioskowano o umiarkowanej koncentracji, bez wskazania na konkretny dział gospodarki narodowej.

W latach 1999 – 2007 w próbie 59 podregionów dominowała koncentracja w rolnictwie. Przewaga nad pozostałymi osiągała w wybranych okresach blisko 3 p.p.. Analizowane lata odznaczały się wzrostem koncentracji sekcji rolnictwa, przemysłu oraz handlu i napraw. Natomiast porównywalny spadek odnotowały sektory obsługi podmiotów gospodarczych oraz budownictwa. W obu przypadkach przekroczył 10 p.p.. Analiza porównawcza pomiędzy próbami prowadziła do wniosku o bardzo wysokiej koncentracji w miastach, charakterystycznej dla sektora obsługi firm. Na tej podstawie wnioskowano o relatywnie wysokiej koncentracji przestrzennej zużycia pośredniego, co stanowiło element zgodny z rozważaniami w nurcie Nowej Geografii Ekonomicznej³¹. Odwrotna sytuacja dotyczyła sektora budowlanego. Do możliwych przyczyn zaliczono budownictwo jednorodzinne oraz procesy rozprzestrzeniania się miast.

W celu uzupełnienia prowadzonych analiz statystycznych dokonano obliczeń przestrzennej autokorelacji zjawisk. Pomiarów dokonano dla roku 2007 oraz pełnej próby. Macierz wag ustalono według zasady najbliższego sąsiedztwa. Wyniki prezentuje rysunek piąty. Otrzymane rezultaty wskazały na słabą autokorelację dodatnią. Oznacza to, iż interakcje pomiędzy podregionami były praktycznie nieistotne. Wykluczenie kilku obserwacji (polskich miast) nie poprawiło prezentowanych rezultatów. Skupienie regionalne jednostek o niskim poziomie realnej wartości dodanej brutto w odniesieniu do powierzchni było charakterystyczne dla Polski wschodniej (północna część tzw. ściany wschodniej) oraz północno – zachodniej (województwo zachodniopomorskie). Odmiennie kształtowała się sytuacja podregionów z północnej części województwa mazowieckiego (grupowanie subregionów o wysokich poziomach analizowanej zmiennej).

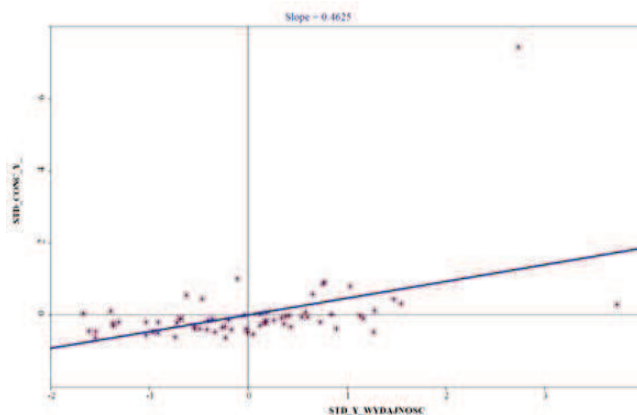
Rys. 5. Statystyka *I*-Morana w roku 2007 dla próby pełnej



Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu GeoDa, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

³¹ Por. M. Fujita, J-F. Thisse, [1996], s. 364.

Rys. 6. Przestrzenna zależność koncentracji produktu oraz wydajności pracy w roku 2007 dla próby pełnej



Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu GeoDa, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 roku.

Rezultaty analiz statystycznych wskazały na umiarkowane zależności przestrzenne. W zakończeniu analiz statystycznych postawiono hipotezę, iż regionalna koncentracja produkcji stanowiła zmienną objaśniającą dla wydajności pracy. Rysunek szósty prezentuje pozytywną weryfikację. Współzależność zmiennych wystandaryzowanych dla roku 2007 była znacząca.

5. EKONOMETRYCZNE SZACUNKI EFEKTÓW AGLOMERACJI W PRZEKROJU PODREGIONÓW

Na podstawie równania (8) dokonano estymacji parametrów strukturalnych równania, opartego na postawionej w opracowaniu hipotezie. Wykorzystano dwie próby, zdefiniowane identycznie w porównaniu do sekcji drugiej opracowania. Równanie (8) zlogarytmowano oraz doprowadzono do postaci liniowej. Ostateczną formułę zapisano wzorem:

$$\log(cy_{i,t}) = \varphi_1 + \varphi_2 \cdot \log(ch_{i,t}) - \varphi_3 \cdot \log(r_t) + \varphi_4 \cdot \log(A_t) + \xi_{i,t}, \quad (10)$$

$$i = 1, \dots, 66, \quad t = 1999, \dots, 2007,$$

gdzie: $cy_{i,t}$ – koncentracja poziomu produkcji w podregionie i , w okresie t ,

$ch_{i,t}$ – koncentracja zatrudnienia w podregionie i , w okresie t ,

r_t – poziom stopy procentowej w okresie t ,

A_t – poziom zasobu wiedzy naukowo – technicznej w okresie t ,

$\xi_{i,t}$ – składnik losowy, w podregionie i , w okresie t ,

$\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3, \varphi_4$ – parametry strukturalne modelu.

Realną stopę procentową wykorzystano w trzech wariantach, jak w sekcji drugiej opracowania³². Początkowo zasób wiedzy naukowo – technicznej aproksymowano

³² Por. Średnie ważone oprocentowanie depozytów i kredytów w polskim systemie bankowym – dane zaczerpnięte z zasobów strony internetowej Narodowego Banku Polskiego (www.nbp.pl), stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

za pomocą liczby wydanych patentów przez Urząd Patentowy Rzeczypospolitej Polskiej. Zbadano korelację zmiennych objaśniających. Najwyższym poziomem zależności odznaczały się stopa procentowa oraz liczba patentów (współczynnik korelacji 0,796). Ostatecznie zasób wiedzy naukowo – technicznej aproksymowano za pomocą łącznej produktywności czynników produkcji, zgodnie z procedurą prezentowaną w artykule Tokarski, Roszkowska, Gajewski [2005].

Dokonano estymacji³³ neoklasycznej funkcji produkcji w postaci intensywnej. Przyjęto dwie zmienne objaśniające: czas oraz techniczne uzbrojenie pracy. Na podstawie otrzymanych rezultatów dokonano przeliczenia łącznej produktywności czynników produkcji za pomocą formuły:

$$A_{i,t} = \left[(Y_{i,t} / L_{i,t}) / (K_{i,t} / L_{i,t})^{0,136} \right]. \quad (11)$$

Tak zdefiniowaną zmienną wykorzystano w estymacjach. Pierwsze estymacje dokonano przy zastosowaniu statycznej, panelowej ważonej metody najmniejszych kwadratów. Ze względu na brak poprawnych rezultatów estymowano przy wykorzystaniu panelowej, uogólnionej metody momentów (*ang. generalized method of moments*). Celem porównania rezultatów dokonano estymacji za pomocą dynamicznej metody panelowej autorstwa Arellano i Bonda [1991].

Tab. 3. Rezultaty estymacji koncentracji produkcji z wykorzystaniem statycznej metody panelowej dla lat 2002 – 2007

| Zmienna | Parametr | Oceny (stat. t-Studenta) | | Spodziewany znak parametru |
|---|-------------|--------------------------|------------------------|----------------------------|
| | | Próba pełna | Próba bez miast | |
| Stała | φ_1 | -2,5037 (-42,09) | -6,4395 (-158,4348) | Nie dotyczy |
| Koncentracja liczby pracujących | φ_2 | 0,9008 (99,703) | 0,8911 (124,9824) | Dodatni |
| Stopa procentowa | φ_3 | -0,0022 (-0,9641) | 0,005 (2,3972) | Ujemny |
| Zasób wiedzy naukowo - technicznej | φ_4 | 0,9038 (90,7815) | 0,9108 (102,1013) | Dodatni |
| Statystyka R^2 | | 0,9984 | 0,9963 | |
| Statystyka R^2 skorygowane | | 0,9981 | 0,9956 | |
| Standardowy błąd szacunku | | 0,0117 | 0,0072 | |
| Statystyka Durbina-Watsona | | 1,6311 | 1,55 | |
| Poziom istotności testu Jarque-Bera dla reszt | | 0,004 | 0,003 | |
| Liczba obserwacji | | 396 | 354 | |

Nota (1): kolejne wersje stóp procentowych nie zmieniły znacząco oszacowanych parametrów oraz statystyk modelu.

Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu Eviews 6, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

³³ Zastosowano statyczną, panelową, ważoną metodę najmniejszych kwadratów (*ang. panel EGLS*), ze stałymi wagami w obrębie poszczególnych podregionów (*ang. cross-section weights*) i dywersyfikacją wyrazu wolnego z efektami ustalonymi (*ang. fixed effects*) oraz skorygowaniem błędów standardowych (*ang. panel corrected standard errors*). Reszty odznaczały się rozkładem normalnym (statystyka Jarque – Bera na poziomie istotności 0,157).

Tab. 4. Rezultaty estymacji koncentracji produkcji z wykorzystaniem panelowej uogólnionej metody momentów dla lat 2002 – 2007

| | | Oceny (stat. t-Studenta) | | Spodziewany znak parametru |
|--|-------------|--------------------------|----------------------|----------------------------|
| Zmienna | Parametr | Próba pełna | Zmienna | |
| Stała | φ_1 | -5,6317 (-8,3421) | -6,8024 (-15,271) | Nie dotyczy |
| Koncentracja liczby pracujących | φ_2 | 1,1347 (9,2511) | 1,0266 (19,186) | Dodatni |
| Stopa procentowa | φ_3 | -0,1013 (-2,717) | -0,0603 (-1,218) | Ujemny |
| Zasób wiedzy naukowo - technicznej | φ_4 | 0,3629 (4,05) | 0,574 (3,236) | Dodatni |
| Statystyka R^2 | | | 0,9988 | |
| Statystyka R^2 skorygowane | | | 0,9985 | |
| Standardowy błąd szacunku | | | 0,0147 | |
| Statystyka Durбина-Watsona | | | 1,7958 | |
| P-ist. testu Levina, Lina, Chu dla reszt | | 0 | 0 | |
| Liczba obserwacji | | 396 | 354 | |

Nota (1): kolejne wersje stóp procentowych nie zmieniły znacząco ocen parametrów oraz statystyk modelu.
 Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu Eviews 6, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

Tab. 5. Rezultaty estymacji koncentracji produkcji z wykorzystaniem panelowej dynamicznej metody uogólnionych momentów Arellano-Bonda dla lat 2003 – 2007

| | | Oceny (stat. t-Studenta) | | Spodziewany znak parametru |
|--|-------------|--------------------------|---------------------|----------------------------|
| Zmienna | Parametr | Próba pełna | Zmienna | |
| Zmienna opóźniona (-1) | φ_1 | -0,0298 (-0,388) | -0,0649 (-1,504) | Nie dotyczy |
| Koncentracja liczby pracujących | φ_2 | 1,044 (10,331) | 1,029 (21,692) | Dodatni |
| Stopa procentowa | φ_3 | -0,025 (-3,288) | -0,0195 (-2,638) | Ujemny |
| Zasób wiedzy naukowo - technicznej | φ_4 | 0,721 (12,628) | 0,782 (16,167) | Dodatni |
| Standardowy błąd szacunku | | 0,0143 | 0,0105 | |
| Statystyka J | | 14,906 | 12,324 | |
| Liczba obserwacji | | 330 | 295 | |
| P-ist. testu Levina, Lina, Chu dla reszt | | 0 | 0 | |

Nota (1): kolejne wersje stóp procentowych nie zmieniły znacząco ocen parametrów oraz statystyk modelu.
 Źródło: obliczenia własne przy wykorzystaniu pakietu Eviews 6, na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, www.stat.gov.pl, stan na dzień 25 kwietnia 2010 r.

W pierwszych estymacjach za pomocą statycznej metody panelowej nie osiągnięto znaków zgodnych z przesłankami modelu teoretycznego. Rozkład otrzymanych z modelu reszt nie odznaczał się normalnością. Rezultaty estymacji przy zastosowaniu statycznej, panelowej ważonej metody najmniejszych kwadratów nie stanowiły podstaw do wnioskowania, pomimo osiągniętego poziomu objaśnienia zmienności zmiennej objaśnianej.

Estymacje przeprowadzone przy wykorzystaniu panelowej uogólnionej metody momentów wskazały na stabilność oszacowań parametrów. Uzyskano wysoki stopień objaśnienia zmienności zmiennej objaśnianej. Poziom statystyk t-Studenta pozwolił

na odrzucenie hipotezy zerowej o nieistotności zmiennych objaśniających (na poziomie istotności 5%). Znaki otrzymanych parametrów są zgodne z oczekiwaniami opartymi na przedstawionej koncepcji teoretycznej. Została sprawdzona stacjonarność rozkładu reszt. Zastosowano test Levina, Lina i Chu³⁴. Na poziomie istotności 1% Odrzucono hipotezę o istnieniu wspólnego pierwiastka jednostkowego. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, iż rozkład reszt był stacjonarny. Próba zdynamizowania modelu zakończyła się umiarkowanym powodzeniem. Przyjęto założenie, iż opóźnienie pierwszego (bądź kolejnych okresów) stanowiło determinantę dla poziomu wartości dodanej brutto na kilometr kwadratowy powierzchni. Okazało się ono bezpodstawne. Na poziomie istotności 5% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, iż parametr w populacji generalnej istotnie różnił się od zera. Pozostałe oszacowania parametrów strukturalnych modelu zdynamizowanego nie uległy znaczącej zmianie, w porównaniu do modelu uogólnionej metody momentów. Ponownie, na podstawie testu pierwiastka jednostkowego, wnioskowano o stacjonarności rozkładu reszt.

Rezultaty badań ekonometrycznych, a w szczególności oszacowania parametrów φ_2 oraz φ_3 , wykorzystano do weryfikacji postawionej hipotezy. Na postawie omówionej koncepcji teoretycznej poziom omawianych parametrów uzależniono od współczynników korzyści aglomeracji oraz efektów przeludnienia (patrz równanie (8)). Pozwoliło to na zapisanie układu równań postaci:

$$\begin{cases} \varphi_2 = [-\alpha\lambda \cdot (1 - \beta)] / [1 - \alpha\lambda \cdot (1 - \beta)] \\ \varphi_3 = \alpha\lambda\beta / 1 - \alpha\lambda(1 - \beta) \end{cases} \quad (12)$$

Rozwiązując powyższy układ równań ze względu na omówione zależności procesów aglomeracji otrzymano formułę postaci:

$$\alpha\lambda = (\varphi_2 - \varphi_3) / (\varphi_2 - 1) \quad (13)$$

W przypadku próby pełnej, oszacowania parametrów strukturalnych modeli ekonometrycznych opartych na uogólnionej metodzie momentów, pozwoliły na wnioskowanie o przewadze korzyści aglomeracji w gospodarce polskiej lat 2002 – 2007. Ich wpływ wyniósł 0,121. Identyczne wnioskowanie dla próby pełnej przeprowadzono w oparciu o rezultaty oszacowań dynamiczną metodą panelową. Korzyści koncentracji przestrzennej dominowały. Jednakże ich znaczenie wyniosło 0,043. W przypadku próby z wyłączeniem siedmiu, polskich ponownie wnioskowano o dominacji korzyści koncentracji przestrzennej. Wpływ procesów aglomeracji wyniósł 0,025. Na podstawie dynamicznej metody panelowej osiągnięte rezultaty w obu próbach nie różniły się znacząco. Koncentracja przestrzenna była determinantą pozytywną, a jej wpływ oscylował wokół poziomu 0,03.

Otrzymane rezultaty mogły być wynikiem wielu przedsięwzięć w skali regionalnej, które skupiały podmioty gospodarcze. Rosnąca liczba parków technologicznych, parków przemysłowych, czy funkcjonowanie specjalnych stref ekonomicznych stanowiły determinantę rozwoju przedsiębiorczości. Jednakże określonego typu działania gospodarcze prowadziły równocześnie do przestrzennej koncentracji aktywności ekonomicznej ludności. Władze regionalne stworzyły odpowiednie otoczenie instytucjonalno – prawne, w celu ułatwienia przedsiębiorcom wyboru lokalizacji.

³⁴ Por. K. Strzała [2009], Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia, Przegląd Statystyczny, nr 1, s. 65.

Rosnąca liczba wyżej wspomnianych skupisk stanowi pewnego rodzaju dowód dla otrzymanych rezultatów badań empirycznych.

6. PODSUMOWANIE

Międzyregionalne zróżnicowanie aktywności ekonomicznej stanowi między innymi determinantę odmiennego poziomu produkcji osiąganego przez przedsiębiorstwa. W prowadzonych analizach teoretycznych podkreślone jest znaczenie efektów zewnętrznych³⁵. Modele regionalne Nowej Geografii Ekonomicznej charakteryzują się założeniem o rosnących efektach skali w procesach przestrzennej aglomeracji aktywności gospodarczej³⁶. Przyczyną ich powstawania są efekty zewnętrzne w funkcjonowaniu podmiotów gospodarczych. W opracowaniu wykorzystano model ekonomiczny autorstwa Ciccone'a i Halla³⁷. Przestrzenną koncentrację produktu uzależniono od stopy procentowej, koncentracji zatrudnienia w ujęciu efektywnym oraz zasobu wiedzy naukowo – technicznej. Wpływ poszczególnych zmiennych warunkowały efekty aglomeracji oraz przeludnienia. Omówiona zależność stanowiła podstawę badań empirycznych.

Utworzono dwie próby badawcze. W przypadku próby pełnej (66 podregionów), jak i pomniejszonej o samodzielnie funkcjonujące miasta (59 subregionów), nie stwierdzono znaczącej autokorelacji przestrzennej. Nie było podstaw do skonstruowania przestrzennego modelu ekonometrycznego. Analiza statystyczna wskazała na znaczące zróżnicowanie międzyregionalne gospodarki Polskiej w latach 1999 – 2007. Wykorzystanie przestrzennych miar koncentracji pozwoliło na stwierdzenie umiarkowanej siły zjawiska. Jednakże procesy koncentracji przestrzennej odznaczały się rosnącą tendencją w czasie. Badanie ekonometryczne oparto na uogólnionej metodzie momentów oraz dynamicznej metodzie panelowej. W obu próbach korzyści aglomeracji regionalnej dominowały. Koncentracja przestrzenna stanowiła pozytywną determinantę, a jej wpływ oscylował wokół poziomu 0,03. Otrzymane rezultaty są porównywalne wobec wyników prezentowanych dla regionów NUTS II Europy Zachodniej³⁸. Przeprowadzone badania wskazały na potrzebę ich kontynuowania. Intencją autora będzie zebranie reprezentatywnych danych dla polskich powiatów oraz opracowanie bardziej precyzyjnej aproksymanty kapitału ludzkiego.

LITERATURA

- Antczak E., Żółtaszek A., [2010], *Mierniki koncentracji przestrzennej w analizie aktywności ekonomicznej ludności w Polsce*, manuskrypt, Łódź.
- Arellano M., Bond S.R., [1991], *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, *Review of Economic Studies*, vol. 58, nr 2, s. 277 – 297.
- Ciccone A., [2002], *Agglomeration effects in Europe*, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 46(2), s. 213 – 227.

³⁵ Por. M. Fujita, J-F. Thisse, [1996], s. 341.

³⁶ Por. tamże, s. 353.

³⁷ Por. A. Ciccone, R. Hall, [1996].

³⁸ Por. A. Ciccone, [2002], *Agglomeration effects in Europe*, *European Economic Review*, Elsevier, vol. 46(2), s. 213-227.

- Ciccone A., Hall R., [1996], *Productivity and the density of economic activity*, American Economic Review, vol. 86, nr 1, s. 54 – 70.
- Fujita M., Thisse J – F., [1996], *Economics of agglomeration*, Journal of the Japanese and International Economies, nr 10, s. 339 – 378.
- Gajewski P., Tokarski T., [2004], *Czy w Polsce występuje efekt konwergencji regionalnej?*, Studia Ekonomiczne, nr 1 – 2, s. 45 – 70.
- Isard W., [1965], *Metody analizy regionalnej. Wprowadzenie do nauki o regionach*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Warszawa.
- Krajewska A., [2005], *Niedoskonałości rynku i rola państwa w gospodarce*, [w:] Milewski R., Kwiatkowski E. (red.), *Podstawy ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 197 – 228.
- Kufel T., [2007], *Ekonometria. Rozwiązanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Markowski T., [2008], *Teoretyczne podstawy rozwoju lokalnego i regionalnego*, [w:] Strzelecki Z. (red.), *Gospodarka regionalna i lokalna*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 13 – 28.
- Milewski R., [2001], *Podstawowe pojęcia i przedmiot ekonomii*, [w:] Milewski R. (red.), *Podstawy ekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 17 – 48.
- Parysek J., [2007], *Wprowadzenie do gospodarki przestrzennej. Wybrane aspekty praktyczne*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza, Poznań.
- Romanowski G., [1999], *Statystyczne korzyści ze skali produkcji*, Studia Prawno – Ekonomiczne, tom LX, s. 151 – 167.
- Stiglitz J., [2004], *Ekonomia sektora publicznego*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Strzała K., [2009], *Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia*, Przegląd Statystyczny, nr 1, s. 56 – 73.
- Tokarski T., [2001], *Determinanty wzrostu gospodarczego w warunkach stałych efektów skali*, Wydawnictwo Katedry Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Tokarski T., Roszkowska S., Gajewski P., [2005], *Regionalne zróżnicowanie łącznej produktywności czynników produkcji w Polsce*, [w:] Krajewski S., Kucharski L. (red.), *Wzrost gospodarczy, restrukturyzacja i rynek pracy w Polsce. Ujęcie teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 79 – 116.
- Varian H., [2002], *Mikroekonomia. Kurs średni – ujęcie nowoczesne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Zienkowski L. [2003], *Różnice międzyregionalne – male czy duże? rosną czy maleją?*, Ekonomia, nr 4, s. 501 – 512.
- Bank Danych Regionalnych Głównego Urzędu Statystycznego, zasoby strony internetowej Głównego Urzędu Statystycznego (www.stat.gov.pl), stan na dzień 25. kwietnia 2010 r.
- Produkt Krajowy Brutto. Rachunki Regionalne 2006*, Urząd Statystyczny w Katowicach, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa – Katowice.
- Średnie ważone oprocentowanie depozytów i kredytów w polskim systemie bankowym – dane zaczerpnięte z zasobów strony internetowej Narodowego Banku Polskiego (www.nbp.pl), stan na dzień 25. kwietnia 2010 r.*

EMPIRICAL VERIFICATION OF AGGLOMERATION EFFECTS IN POLISH SUBREGIONS WITH THE USE OF PANEL METHODS

Poland's economy is characterized by a growing trend of inter-regional differences. Economic efficiency diversification of enterprises can be explained by identifying the agglomeration effects. Spatial concentration of economic resources improves the process of growth poles formation. Processes and mechanisms are described by the New Economic Geography analyses. Empirical confirmation of the agglomeration effects presence will be a beginning for research on regional growth poles in the Polish economy.