

*Adrian Burdziak**, *Anna Myślińska***

EKONOMETRYCZNA WERYFIKACJA EFEKTU AGLOMERACJI NETTO W GOSPODARCE POLSKIEJ W LATACH 2000–2005

W artykule postawiono hipotezę o dodatnim efekcie aglomeracji netto w podregionach Polski w latach 2000–2005. Efekt aglomeracji netto to relatywnie nowa koncepcja teoretyczna, która objaśnia przestrzenne zróżnicowanie aktywności ekonomicznej. Do prowadzonych analiz wykorzystano funkcję koncentracji produkcji w wersji zaproponowanej przez Cicconego i Halla. Hipotezę weryfikowano za pomocą metod ekonometrycznych. Wielowariantowe pomiary dały niejednoznaczne rezultaty. Metody panelowe okazały się nieefektywne w odróżnieniu od metod *pool*. Jako aproksymantę poziomu technicznego gospodarki zastosowano skumulowaną liczbę patentów. Wybór patentów krajowych spośród wariantów *pool* umożliwił zredukowanie problemów związanych z korelacją zmiennych objaśniających. To podejście pozwala na wyciągnięcie wniosków o dodatnim efekcie aglomeracji netto.

Przedmiot artykułu stanowi próba rozstrzygnięcia, czy efekt aglomeracji netto w Polsce w latach 2000–2005 był dodatni. Efekty aglomeracji obejmują czynniki, które sprawiają, że przedsiębiorstwa funkcjonujące w miejscach skoncentrowanej terytorialnie aktywności gospodarczej odznaczają się odmienną efektywnością ekonomiczną (por. Ciccone 2002). Jest to zjawisko charakterystyczne dla średniego okresu.

Pierwsza część artykułu ma na celu określenie ram teoretycznych efektu aglomeracji netto. W kolejnej przedstawiono model ekonomiczny Cicconego i Halla (por. Ciccone, Hall 1996) z wprowadzonymi przez autorów zmianami. Trzecia część artykułu zawiera analizę rocznych danych statystycznych dla lat 2000–2005, zebranych dla 45 polskich podregionów. Wyniki przeprowadzonych estymacji zawarto w następnej części. W zakończeniu przedstawiono wnioski z przeprowadzonej analizy oraz zasugerowano propozycje kolejnych badań.

1. Ramy teoretyczne efektu aglomeracji netto

Polskie regiony różnią się od siebie między innymi wyposażeniem w środki produkcji, wielkością produkcji, dochodami mieszkańców regionu oraz efektywnością przedsiębiorstw. Relatywnie nową koncepcją ekonomiczną objaśniającą zróżnicowanie stanowi teoria badająca efekt aglomeracji netto. Efekt netto zdefi-

* Katedra Makroekonomii, Instytut Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego.

** Zakład Funkcjonowania Gospodarki, Instytut Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego.

niowano jako różnicę między korzyściami (pozytywny charakter efektu) a niekorzyściami (negatywny charakter efektu) wynikającymi z koncentracji czynników produkcji (por. Ciccone, Hall 1996). Nazwa zjawiska pojawiła się stosunkowo niedawno.

W artykule przez kategorię korzyści aglomeracji rozumie się zjawisko polegające na podnoszeniu produktywności przedsiębiorstw, funkcjonujących w dużej koncentracji przestrzennej. Koncentracja została zdefiniowana jako stosunek zmiennej ekonomicznej do przestrzeni (por. Ciccone, Hall 1996). Wysoka koncentracja może niekorzystnie oddziaływać na wielkości ekonomiczne, co określono jako zjawisko niekorzyści aglomeracji. Powstają one w wyniku kosztów związanych np. z czasem zmarnowanym na jazdę zatłoczonymi ulicami, wydatków poniesionych na ochronę środowiska naturalnego bądź zorganizowanie sprawnie funkcjonującej gospodarki odpadami.

Należy zauważyć, iż trudno jest jednoznacznie ustalić kierunek zależności przyczynowo-skutkowej między efektami aglomeracji a procesem tworzenia aglomeracji. Nie wiadomo, czy przedsiębiorstwa lokowane są w pobliżu istniejących podmiotów gospodarczych ze względu na aktualne korzyści, czy też efekty aglomeracji pojawią się w późniejszym okresie. Zakłada się, iż podczas powstawania aglomeracji efekt aglomeracji netto jest dodatni, co skłania do jej rozwoju. Z upływem czasu dynamika procesów maleje. Może dojść do sytuacji, w której niekorzyści aglomeracji będą dominować. Istotnym czynnikiem warunkującym omawiane procesy jest efektywnie prowadzona polityka regionalna.

Na efekty aglomeracji wpływ wywiera wiele czynników. Do grupy determinant korzyści aglomeracji można zaliczyć (por. Nowińska-Łaźniewska 2004): (i) efekt rozlewania informacji (ang. *spillover*), (ii) istnienie niezbywalnych nakładów regionalnych, (iii) regionalny zasób wykwalifikowanej siły roboczej. Efekt rozlewania informacji (i) obserwuje się, gdy funkcjonowanie względnie dużej liczby podmiotów gospodarczych na konkretnym obszarze uaktywnia procesy przepływu informacji. Osoby zatrudnione w odrębnych przedsiębiorstwach, podczas nieformalnych kontaktów, dzielą się wiadomościami. Informacje rozpowszechniane np. w trakcie spotkań towarzyskich bądź imprez kulturalnych mogą między innymi wiązać się z trendami rynkowymi, gamą produktów, innowacjami technologicznymi bądź pracownikami. Dynamika omawianego procesu wzrasta wraz z koncentracją podmiotów gospodarczych na danym obszarze (por. Nowińska-Łaźniewska 2004). Przedsiębiorstwa zlokalizowane na terenie aglomeracji dysponują bardziej szczegółową informacją dotyczącą rynku. Te podmioty zyskują przewagę nad pozostałymi.

Istnienie niezbywalnych nakładów regionalnych (ii) może stanowić źródło korzyści aglomeracji. Skoncentrowane terytorialnie podmioty gospodarcze, oferujące homogeniczne bądź podobne produkty, wykorzystują porównywalne technologie produkcji (por. Nowińska-Łaźniewska 2004). Określone nakłady zostaną dostarczone relatywnie taniej. Przedsiębiorstwa oferujące wyspecjalizowane usługi mogą dokonać rozliczenia kosztów, dzieląc je na określoną grupę podmiotów gospodarczych. Prawdopodobnie produkty będą lepiej przystosowane do

potrzeb odbiorców. Jako przykład można wskazać specjalistyczne oprogramowanie komputerowe, usługi logistyczne bądź finansowe. Jednocześnie istniejąca infrastruktura lokalna stanowi korzyść dla ogółu przedsiębiorstw funkcjonujących w aglomeracji. Wśród niezbywalnych nakładów lokalnych wymienić można: sieć energetyczną, utwardzone drogi bądź gospodarkę odpadami. W przypadku tego ostatniego czynnika korzyści aglomeracji wzrastają wraz z liczbą skupionych podmiotów gospodarczych.

Trzecią determinantę korzyści aglomeracji stanowi regionalny zasób wykwalifikowanej siły roboczej (iii). Podmioty gospodarcze ponoszą niższe koszty, gdy mogą korzystać z siły roboczej z należytymi kwalifikacjami. Koszty szkoleń pracowników oraz wydatki na poszukiwanie personelu powinny okazać się znikome. Odpowiednia infrastruktura i system edukacyjny oraz względnie szybka rotacja pracowników pomiędzy firmami z branży mogą doprowadzić do podniesienia kwalifikacji siły roboczej. Wysoka mobilność oraz inwestycje w infrastrukturę edukacyjną regionu zwiększają opisane oszczędności.

Niekorzyści netto pojawiają się w wyniku „efektu przeludnienia”. Gdy na określonym terytorium funkcjonuje zbyt wiele podmiotów gospodarczych oraz jednostek, może okazać się, iż aglomeracja nie funkcjonuje sprawnie. Koszty jej funkcjonowania przewyższą bowiem istniejące korzyści. Proces ten może zostać spowolniony poprzez odpowiednio dobrane instrumenty polityki regionalnej, np. odpowiedni system kształcenia czy inwestycje infrastrukturalne.

Pomimo iż nazwa efektu aglomeracji netto pojawiła się stosunkowo niedawno, to zagadnienie wpływu koncentracji na rozmiary produkcji opisywane jest od kilkudziesięciu lat. Jedną z najstarszych koncepcji, koncepcja dystryktów przemysłowych, została przedstawiona już przez Alfreda Marshalla. Jego książka *Zasady ekonomii* (por. Marshall 1920) traktuje między innymi o funkcjonowaniu przedsiębiorstw z Włoch i Anglii. Marshall starał się wytłumaczyć decyzje, podejmowane przez przedsiębiorstwa, dotyczące rozmieszczenia działalności gospodarczej w istniejących dystryktach przemysłowych. Odpowiedni wybór pozwalał podmiotom na osiąganie skumulowanych korzyści z funkcjonowania w obrębie dystryktu.

Teoria dystryktów przemysłowych Marshalla stanowiła impuls dla kolejnych analiz dotyczących efektów aglomeracji. Ciekawego przeglądu dokonał Churski (por. Churski 2005), który przedstawił ujęcie tabelaryczne kilkunastu teorii, sklasyfikowanych według czynników ekonomicznych. Koncepcje rozwoju regionalnego pogrupowano według następujących determinant: (i) inwestycje kapitałowe, (ii) handel, (iii) edukacja, (iv) innowacje, (v) inwestycje publiczne, infrastruktura materialna i społeczna, (vi) korzyści aglomeracji, korzyści skali. Każdemu z wymienionych podpunktów autor przyporządkował grupę poglądów, zaprezentowanych przez poszczególnych ekonomistów. Poniżej zostaną omówione wybrane koncepcje spośród wyliczonych przez Churskiego: (i) model biegunów wzrostu Perroux, (ii) teoria polaryzacji Hirschmana, (iii) korzyści skali w koncepcji nowej geografii ekonomicznej, (iv) koncepcja gron Portera. Wszystkie je łączy założenie, iż siły wolnego rynku w krótkim bądź średnim okresie będą prowadziły do narastania istniejącego zróżnicowania aktywności gospodarczej.

Model biegunów wzrostu (i) przedstawił Perroux (por. Perroux 1955, za: Churski 2005). Zgodnie z nim w gospodarce powstają naturalne (spontaniczne)¹ bieguny wzrostu. Wzrost gospodarczy rozpoczyna się w punkcie kluczowym (biegun). Intensywność funkcjonowania biegunu odznacza się zmiennością. Wzrost poprzez różnorodne kanały rozprzestrzenia się na gospodarkę w długim okresie. Perroux lokalizował bieguny w ówczesnie abstrakcyjnej przestrzeni ekonomicznej, ale nie wykluczał możliwości ich istnienia w przestrzeni terytorialnej. W ten sposób zwrócił uwagę na nierówności międzyregionalne oraz wpływ biegunu na otoczenie (por. Parr 1999).

W drugiej połowie lat 50. problem zróżnicowania terytorialnego podjęli Myrdal (Myrdal 1957) oraz Hirschman (Hirschman 1958). Stworzyli oni podstawy teorii polaryzacji (ii). Koncepcja polaryzacji odrzuca wybrane neoklasyczne założenia: (a) o homogeniczności czynników produkcji oraz (b) o doskonałości rynków. Przyjęto hipotezę o istnieniu rosnących korzyści skali oraz efektów zewnętrznych. Zróżnicowanie rozwoju społeczno-gospodarczego, zamiast zanikać, może się pogłębiać w wyniku interakcji systemu dodatnich oraz ujemnych sprzężeń zwrotnych. Myrdal postulował ingerencję państwa, gdyż efekt rozprysku (ang. *spread effect*), polegający na ekspansji centrum w stronę mniej rozwiniętych regionów, nie wystarczy do zniwelowania tzw. efektu wiru (ang. *backwash effect*), polegającego na „wysysaniu” zasobów z okolic centrum (por. Myrdal 1957). Odmienny pogląd prezentował Hirschman, według którego nowo powstałe podmioty gospodarcze biegunu będą determinowały efekt rozprysku (por. Hirschman 1958). Teoria polaryzacji uwzględnia wpływ czynników społecznych, politycznych, kulturalnych itp. W rezultacie ogółu sprzężeń oraz przepływów zasobów powstają bardziej bądź mniej rozwinięte regiony (por. Maier 1998).

Nowa geografia ekonomiczna (iii) jest koncepcją opartą na korzyściach skali, która wykorzystuje modele rdzenia i peryferii. Fujita, Krugman i Venables (por. Fujita, Krugman, Venables 1999) omawiają kilka procesów wyjaśniających zróżnicowanie gospodarcze regionów:

- (a) *central-place theory* – pewne rodzaje działalności, które podlegają korzyściom skali, nigdy nie będą równomiernie rozłożone w przestrzeni; rachunek ekonomiczny prowadzi do powstania sieci większych ośrodków obsługujących zaglomerowane podmioty gospodarcze;
- (b) *base multiplier* – działalność gospodarczą obszaru można podzielić na bazową (eksportowaną poza region) oraz lokalną (dobra i usługi dostarczane mieszkańcom); przy założeniu efektów mnożnikowych, wielkość produkcji jest wprost proporcjonalnie determinowana przez rozmiary eksportu oraz wydatki na dobra i usługi wytwarzane w regionie (tzw. popyt pośredni); wraz ze wzrostem gospodarczym oraz podnoszeniem liczby mieszkańców powiększa się udział wydawanego „lokalnie” dochodu;
- (c) *market potential* – zakłada się, iż koncentracja produkcji jest procesem samopędzającym się; przedsiębiorstwa lokalizowane są w miejscach o najlep-

¹ W odróżnieniu od sztucznie zaplanowanych biegunów wzrostu.

szym dostępie do rynku zbytu, co z kolei tworzy relatywnie chłonny rynek zbytu (istnienie wielu podmiotów gospodarczych w danym regionie).

Nowa geografia ekonomiczna zakłada, iż aglomeracje mogą przyspieszyć rozwój regionów o niższym poziomie zaawansowania społeczno-gospodarczego poprzez pokonywanie istniejących barier, wśród których należy wymienić szeroko rozumiane koszty handlu, stopę migracji oraz niski poziom elastyczności substytucji dóbr przemysłowych. Pokonanie barier pozwoli na rozwój coraz większego terytorium.

Koncepcją objaśniającą dysproporcje regionalne w rozwoju społeczno-gospodarczym jest teoria gron Portera (iv). Według jej autora (Porter 2001, s. 246) grono to: „Geograficzne skupienie wzajemnie powiązanych firm, wyspecjalizowanych dostawców, jednostek świadczących usługi, firm działających w pokrewnych sektorach i związanych z nimi instytucji (np.: uniwersytetów, jednostek normalizacyjnych i stowarzyszeń branżowych) w poszczególnych dziedzinach, konkurujących ze sobą, ale także współpracujących”. W innym ujęciu grono stanowi system wielostronnych powiązań podmiotów funkcjonujących w regionie (por. Olejniczak 2003). Dzięki wzajemnej kooperacji przedsiębiorstw grona jego wartość staje się większa niż suma wartości poszczególnych elementów. Komplet instytucji oraz organizacji funkcjonujących w skupieniu zyskuje przewagę konkurencyjną dzięki istnieniu „wartości dodanej grona”. Funkcjonowanie grona determinuje wzajemna obserwacja, wymiana informacji oraz dostęp do odpowiednich nakładów. Przy założeniu ekspansywnego charakteru grona, powstanie aglomeracji sprzyja rozwojowi całego regionu.

Zaprezentowane teorie rozwoju regionalnego podkreślają istotną rolę aglomeracji dla przestrzennego rozwoju aktywności ekonomicznej. Jednakże nie wskazują jednoznacznie, czy efekty aglomeracji mają pozytywny, czy też negatywny charakter.

2. Matematyczne ujęcie efektu aglomeracji

W celu weryfikacji hipotezy o dodatnim efekcie aglomeracji netto wykorzystano model zaprezentowany przez Cicconego i Halla (por. Ciccone, Hall 1996). Zakłada się trzyczynnikową funkcję produkcji, w której czynnikami są: kapitał, siła robocza oraz ziemia (por. Milewski 2001). Analizie podlega funkcja koncentracji produkcji – tzn. wielkość produkcji w odniesieniu do jednostki powierzchni. Do wyjściowego zbioru argumentów omawianej funkcji należą: (i) poziom techniczny gospodarki, (ii) koncentracja pracy w ujęciu efektywnym, (iii) koncentracja kapitału oraz (iv) koncentracja produkcji. Ostatni czynnik służy zbadaniu efektu aglomeracji netto ze względu na parametr λ niezbędny dla prowadzonych rozważań. Funkcja zaproponowana przez Cicconego i Halla (Ciccone, Hall 1996) przyjmuje postać:

$$\frac{q_i}{p_i} = A \left[\left(\frac{e_i l_i}{p_i} \right)^\beta \left(\frac{k_i}{p_i} \right)^{1-\beta} \right]^\alpha \left(\frac{q_i}{p_i} \right)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \quad (1)$$

gdzie:

q_i – produkcja w regionie i ,

p_i – powierzchnia regionu i ,

A – poziom techniczny,

e_i – poziom edukacji zatrudnionego w regionie i ,

l_i – liczba osób zatrudnionych w regionie i ,

k_i – wartość kapitału fizycznego w regionie i ,

α – miara efektu przeludnienia,

λ – miara korzyści aglomeracji,

β – parametr opisujący relatywne wpływy koncentracji pracy w ujęciu efektywnym oraz koncentracji kapitału na koncentrację produkcji.

Dla efektu aglomeracji netto istotny jest iloczyn $\alpha\lambda$. Miara efektu przeludnienia, α , przyjmuje wartości z przedziału (0;1), parametr λ zaś (miara korzyści aglomeracji) jest większy bądź równy jedności (por. Ciccone, Hall 1996). Iloczyn tych dwóch parametrów informuje o charakterze efektu aglomeracji netto. Jeżeli $\alpha\lambda$ jest większy od jedności, to korzyści aglomeracji dominują. Oznacza to, że przy wzroście koncentracji czynników produkcji produkcja rośnie w szybszym tempie. W przeciwnym wypadku efekt aglomeracji netto jest ujemny. Jeżeli iloczyn $\alpha\lambda = 1$, to korzyści i niekorzyści aglomeracji znoszą się wzajemnie. W szczególnych przypadkach: (i) kiedy α wynosi 1, efekt przeludnienia nie występuje, a efekt aglomeracji netto równy będzie λ ; oraz (ii) gdy $\lambda = 1$, nie ma żadnych korzyści wpływających z koncentracji produkcji.

W opisywanym modelu zmienna A (bez wskaźnika i) przyjmuje jednakową wartość na terenie całego kraju. Pozostałe determinanty są charakterystyczne dla poszczególnych obiektów. Celem uproszczenia zapisu pominięte zostały współczynniki czasowe, które powinny występować dla wszystkich zmiennych. W modelu nie występują opóźnienia.

Po wyznaczeniu z równania (1) $\frac{q_i}{p_i}$ otrzymać można funkcję koncentracji produkcji w postaci:

$$\frac{q_i}{p_i} = A^\lambda \left[\left(\frac{e_i l_i}{p_i} \right)^\beta \left(\frac{k_i}{p_i} \right)^{1-\beta} \right]^{\alpha\lambda} \quad (2)$$

Po uporządkowaniu powyższego równania funkcja koncentracji produkcji sprowadza się do:

$$\frac{q_i}{p_i} = A^\lambda \left(\frac{e_i l_i}{p_i} \right)^{\alpha\beta\lambda} \left(\frac{k_i}{p_i} \right)^{\alpha(1-\beta)\lambda} \quad (3)$$

Analiza równania (3) wskazuje, iż koncentracja produkcji jest funkcją poziomu technicznego, koncentracji zatrudnienia w ujęciu efektywnym oraz koncentracji kapitału. Wszystkie determinanty wpływają dodatnio na koncentrację produkcji.

3. Statystyczne ujęcie koncentracji ekonomicznej

Analizowano gospodarkę Polski w latach 2000–2005. Badany okres determinuje dostępność danych statystycznych. Dane dotyczące wartości brutto środków trwałych, jako przybliżenia wartości kapitału, za rok 1999 nie były dostępne. Nie opublikowano niezbędnych materiałów statystycznych dla roku 2006. Badanie obejmowało 45² podregionów.

Podregiony to najmniejsze jednostki administracyjne, dla których dostępna jest istotna dla badanego zagadnienia zmienna – wielkość produkcji, mierzona produktem krajowym brutto (PKB) lub wartością dodaną brutto (WDB). Obydwie dane produkcji w ujęciu nominalnym pochodzą z publikacji *Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne 2005* wydanej przez Główny Urząd Statystyczny (GUS) w dniu 12 listopada 2007 r. Zostały urealnione deflatorami, odpowiednio, PKB oraz WDB dla całego kraju³ i wyrażone w milionach złotych z 2000 roku.

W podobny sposób obliczono wartość brutto środków trwałych w ujęciu realnym. Z Banku Danych Regionalnych GUS pobrano dane o wartościach nominalnych dla poszczególnych podregionów, a następnie urealniono deflatorem akumulacji brutto dla całego kraju i wyrażono w milionach złotych z 2000 roku. W analizie wykorzystano powierzchnię poszczególnych podregionów, wyrażoną w kilometrach kwadratowych. Dane opisujące szereg zostały zaczerpnięte z Banku Danych Regionalnych GUS.

Tab. 1. Liczba patentów wydanych w Polsce w okresie 2000–2005

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Liczba patentów krajowych	939	851	834	613	778	1 054
Liczba patentów zagranicznych	1 524	1 171	1 437	1 103	1 016	1 468
Skumulowana liczba patentów ogółem	180 907	182 929	185 200	186 916	188 710	191 232

Źródło: opracowanie na podstawie danych Urzędu Patentowego RP oraz publikacji *Nauka i Technika 2005*, GUS.

² Podregion rybnicko-jastrzębski, oznaczony numerem 45, powstał w roku 2002.

³ Deflatory obliczono na podstawie rachunków narodowych GUS dostępnych na stronie internetowej GUS, stan na dzień 17 listopada 2007 r.

Za przybliżony miernik poziomu zaawansowania technicznego przyjęto skumulowaną liczbę patentów (krajowych, zagranicznych oraz ogółem) wydawanych na terenie Rzeczypospolitej Polskiej (RP) przez Urząd Patentowy RP. Założono, że wszystkie podregiony odznaczają się identycznym poziomem technicznym. Liczba patentów wydanych w poszczególnych latach próby oraz skumulowana liczba patentów przedstawione są w tabeli 1.

W celu przeprowadzenia analizy koncentracji pracy w ujęciu efektywnym została wykorzystana przeciętna długość edukacji pracującego (w latach) w danym województwie. Niezbędne dane były dostępne najwyżej na poziomie województw Polski. Przyjęto założenie o identycznej strukturze wykształcenia we wszystkich podregionach danego województwa. Omawianą zmienną obliczono na podstawie danych Banku Danych Regionalnych GUS dotyczących aktywności ekonomicznej ludności według typu aktywności i wykształcenia. W pierwszym kroku została policzona liczba pracujących z danym rodzajem wykształcenia w poszczególnych województwach. Poszczególnym etapom wykształcenia przypisano poniższe wartości lat nauki:

- (a) podstawowe i niepełne podstawowe – 8 lat,
- (b) gimnazjalne, podstawowe i niższe – 9 lat,
- (c) zasadnicze zawodowe – 11 lat,
- (d) średnie ogólnokształcące – 12 lat,
- (e) policealne oraz średnie zawodowe – 12,5 roku,
- (f) wyższe – 17 lat.

W drugim kroku obliczono ważoną średnią arytmetyczną długości kształcenia. Jako wagi wykorzystano udział pracujących z danym poziomem wykształcenia wśród pracujących ogółem. Rezultaty obliczeń są przedstawione w tabeli 2. Po pomnożeniu poziomu wykształcenia przez liczbę osób pracujących uzyskano wartość pracy w ujęciu efektywnym.

Tab. 2. Długość kształcenia pracujących w poszczególnych województwach Polski w okresie 2000–2005 (w latach)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Dolnośląskie	12,1	12,2	13,2	12,7	12,8	12,9
Kujawsko-pomorskie	11,9	12,0	12,9	12,3	12,4	12,3
Lubelskie	11,6	11,7	12,6	12,2	12,2	12,4
Lubuskie	12,1	12,1	13,0	12,5	12,7	12,5
Łódzkie	11,8	11,9	12,8	12,2	12,4	12,5
Małopolskie	12,1	12,1	12,9	12,2	12,4	12,4
Mazowieckie	12,2	12,3	13,0	12,8	12,9	13,1
Opolskie	11,9	12,1	13,1	12,4	12,3	12,4
Podkarpackie	11,7	11,8	12,5	12,1	11,2	12,2
Podlaskie	11,6	11,7	12,6	12,1	11,1	12,3
Pomorskie	12,2	12,2	13,3	12,6	12,7	12,7

Tab. 2 –cd.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Śląskie	12,0	12,2	13,2	12,7	12,7	12,8
Świętokrzyskie	11,5	11,7	13,0	12,5	12,4	12,4
Warmińsko- -mazurskie	11,8	12,0	12,6	12,1	12,3	12,4
Wielkopolskie	11,9	11,9	12,7	12,3	12,5	12,5
Zachodniopomorskie	11,9	11,9	13,0	12,4	12,4	12,7

Źródło: obliczenia własne na podstawie Banku Danych Regionalnych GUS, stan na 14.11.2007 r.

Po skompletowaniu danych statystycznych odpowiednich dla zbudowania funkcji koncentracji produkcji próba składała się z 268 obserwacji. Obliczono wartości współczynników zmienności opartych na odchyleniu standardowym (V_{sx}) oraz na odchyleniu ćwiartkowym (V_{qx}) dla lat 2000–2005. Wskazuje to tendencje w kształtowaniu się zróżnicowania międzyregionalnego w Polsce w analizowanym okresie. Dla celów obliczeń przyjęto stałą powierzchnię podregionów z roku 2005 (zob. dalej). Rezultaty prezentuje tabela 3.

Otrzymane rezultaty mogą wskazywać na niejednorodność próby, co sugeruje użycie miar pozycyjnych. Zmienność koncentracji realnego kapitału jest większa od zmienności koncentracji pracy w ujęciu efektywnym. Różnice osiągnęły poziom od dwóch do dziesięciu punktów procentowych. Zmienność koncentracji produkcji kształtowała się na poziomie z przedziału 50–60%.

Tab. 3. Współczynniki zmienności koncentracji produkcji, kapitału oraz pracy dla polskich podregionów w latach 2000–2005

		2000	2001	2002	2003	2004	2005
Koncentracja realnej produkcji	V_{sx}	2,46	2,48	2,492	2,52	2,47	2,52
	V_{qx}	0,54	0,48	0,52	0,51	0,57	0,59
Koncentracja realnego kapitału	V_{sx}	2,76	2,82	2,83	2,84	2,84	2,83
	V_{qx}	0,5	0,46	0,46	0,54	0,51	0,48
Koncentracja pracy w ujęciu efektywnym	V_{sx}	2,23	2,24	2,27	2,26	2,28	2,28
	V_{qx}	0,43	0,44	0,43	0,43	0,44	0,47

Źródło: opracowanie własne na podstawie publikacji *Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne 2005* oraz Banku Danych Regionalnych GUS, stan na dzień 17 listopada 2007 r.

4. Weryfikacja ekonometryczna teorii efektu aglomeracji

Podstawę do analizy ekonometrycznej stanowi równanie (3). Przy estymacji wykorzystywano formę zlogarytmowaną postaci:

$$\ln\left(\frac{q_i}{p_i}\right) = \lambda \ln A + \alpha\beta\lambda \ln\left(\frac{e_j l_i}{p_i}\right) + \alpha(1-\beta)\lambda \ln\left(\frac{k_i}{p_i}\right) \quad (4)$$

W równaniu (4) pominięte zostały współczynniki czasowe. Zróżnicowaniu uległy współczynniki przestrzenne. Wskaźnik i dotyczył podregionu Polski. Dla szeregu opisującego poziom wykształcenia przeciętnego pracującego (e) zastosowano wskaźnik j . Oznacza on województwo złożone z odpowiednich podregionów. Przykładowo, województwo dolnośląskie ($j = 1$) obejmuje zasięgiem cztery podregiony, tj. jeleniogórsko-wałbrzyski ($i = 1$), legnicki ($i = 2$), wrocławski ($i = 3$) oraz miasto Wrocław ($i = 4$).

Ze względu na zmiany metodologii liczenia rachunków regionalnych przez GUS dodano zmienną D , którą zdefiniowano jako względną zmianę powierzchni podregionu w stosunku do wartości z roku 2005. Publikacja z roku 2007 *Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne 2005* przedstawia szeregi regionalnych rachunków narodowych, które różnią się znacząco od informacji publikowanych w poprzednich latach. Przykładowo, GUS zrewidował rachunki WDB oraz PKB tak, aby oddawały produkcję wytworzoną w ramach poszczególnych podregionów odpowiadających podziałowi z 2005 r. Uwzględniono jednocześnie szacunki szarej strefy oraz kapitał zgromadzony w otwartych funduszach emerytalnych. Wspomniane wyżej poprawki nie objęły pozostałych zmiennych wykorzystanych w badaniu. Ostatecznie informacje udostępniane przez GUS sugerują, iż na przykład region rybnicko-jastrzębski, który w roku 2000 nie istniał, nie posiadał powierzchni oraz nie zatrudniano na jego terenie pracowników, odznaczał się wartością dodaną brutto na poziomie 10183 milionów złotych. W rezultacie przy obliczaniu koncentracji produkcji użyto powierzchni z roku 2005 (ostatni rok, dla którego dostępne są dane o wielkości produkcji). Podobne trudności dotyczyły koncentracji kapitału oraz koncentracji pracy w ujęciu efektywnym, ponieważ zmienne te nie były adekwatne do powierzchni. Celem precyzyjnego oszacowania parametrów strukturalnych do estymowanego modelu włączono zmienną D . Ostatecznie estymowano parametry równania postaci:

$$\ln\left(\frac{q_{i,t}}{p_i}\right) = C_1 + C_2 \ln A_t + C_3 \ln\left(\frac{e_{j,t} l_{i,t}}{p_i}\right) + C_4 \ln\left(\frac{k_{i,t}}{p_i}\right) + C_5 D_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

gdzie:

$\frac{q_{i,t}}{p_i}$ – koncentracja produkcji w podregionie i w okresie t ,

A_t – skumulowana liczba patentów wydanych na terenie RP w okresie t ,

$\frac{k_{i,t}}{p_i}$ – koncentracja kapitału w podregionie i w okresie t ,

$\frac{e_{j,t} l_{i,t}}{p_i}$ – koncentracja pracy w ujęciu efektywnym w podregionie i w okresie t ,

$D_{i,t}$ – względna zmiana powierzchni podregionu i w okresie t w stosunku do powierzchni z 2005 roku,

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

C_1, C_2, C_3, C_4, C_5 – parametry strukturalne równania,

i – oznaczenie podregionu Polski, $i = 1; \dots; 45$,

j – oznaczenie województwa Polski, $j = 1; \dots; 16$,

t – okres badania, dane roczne, $t = 2000; \dots; 2005$.

Zgodnie z zawartymi w artykule rozważaniami teoretycznymi oszacowania parametrów C_2 , C_3 oraz C_4 zostały wykorzystane do zweryfikowania hipotezy o dodatnim charakterze efektu aglomeracji netto. Na podstawie równań 4 oraz 5 zbudowano układ równań:

$$\begin{cases} C_2 = \lambda \\ C_3 = \alpha\beta\lambda \\ C_4 = \alpha(1-\beta)\lambda \end{cases} \quad (6)$$

Następnie wyznaczono z niego iloczyn efektu przeludnienia oraz korzyści aglomeracji:

$$\alpha\lambda = C_3 + C_4 \quad (7)$$

Model ekonometryczny (równanie 5) estymowano w kilku wariantach. Dla pierwszych trzech wersji jako miernik wielkości produkcji przyjęto PKB, w kolejnych trzech – WDB. W ramach obu grup estymacji jako przybliżenie poziomu zaawansowania technicznego wykorzystywano kolejno: skumulowaną liczbę patentów krajowych, skumulowaną liczbę patentów zagranicznych oraz skumulowaną liczbę patentów ogółem. Szacunków dokonano za pomocą programu eViews 5.0.

Pierwsze warianty estymacji zostały oparte na metodach panelowych. Zastosowano panelową, ważoną metodę najmniejszych kwadratów (ang. *Panel EGLS*) z wagami stałymi w obrębie poszczególnych podregionów (ang. *cross-section weights*). Wykorzystano dywersyfikację wyrazu wolnego (ang. *fixed effects*). Rozwiązanie zostało zdeterminowane średniookresowym charakterem zjawiska oraz istnieniem procesów gospodarczych, niewyspecyfikowanych w równaniu (5), bardzo często niemożliwych do zanalizowania ilościowego, takich jak miejscowe zwyczaje czy dostęp do zasobów naturalnych (por. Wooldridge 2001). Wyniki regresji panelowych przedstawiono w tabeli 4.

Tab. 4. Wyniki estymacji równania (5) z wykorzystaniem metody panelowej

Zmienna (parametr)	Oszacowanie (statystyka t-studenta)			produkcja aproksymowana WDB		Spodziewany znak oszacowania
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Wyraz wolny (C_1)	-202,32 (-40,05)	-132,97 (-33,81)	-84,65 (-35,11)	-191,93 (-31,98)	-124,74 (-27,35)	-77,8 (-28,19) nie dotyczy
Liczba patentów krajowych (C_2)	16,76 (40,83)			15,91 (32,69)		dodatni
Liczba patentów zagranicznych (C_2)		10,97 (34,71)			10,31 (28,2)	dodatni
Liczba patentów ogółem (C_2)			6,82 (36,84)			6,43 (29,77) dodatni
Koncentracja pracy w ujęciu efektywnym (C_3)	0,093 (1,72)	0,197 (3,16)	0,163 (2,76)	0,06 (0,94)	0,147 (2,04)	0,12 (1,73) dodatni
Koncentracja realnego kapitału (C_4)	0,076 (2,58)	0,084 (2,46)	0,078 (2,39)	0,11 (3,01)	0,122 (3,12)	0,113 (2,99) dodatni
Względna zmiana powierzchni (C_5)	-0,08 (-2,31)	-0,16 (-3,63)	-0,13 (-3,21)	-0,08 (-1,92)	-0,15 (-3,09)	-0,13 (-2,72) nie dotyczy
Statystyka R^2	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
Statystyka R^2 skorygowane	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
Standardowy błąd szacunków równania	0,038	0,041	0,04	0,042	0,046	0,044
Statystyka DW	2,18	2,16	2,15	2,33	2,29	2,29
statystyka JB ^a	0,001	0,003	0,002	0	0,003	0,002
Liczba obserwacji	268	268	268	268	268	268

^a – statystyka JB przedstawia empiryczny poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu eViews 5.0.

Tab. 5. Wyniki estymacji równania (5) z wykorzystaniem metody pool

Zmienna (parametr)	Oszacowanie (statystyka t-Studenta)						Spodziewany znak parametru
	produkcja aproksymowana PKB			produkcja aproksymowana WDB			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Wyraz wolny (C_1)	-24,13 (-76,85)	-123,96 (-765,86)	-78,45 (-842,62)	-26,48 (-79,44)	-111,3 (-525,5)	-71,14 (-571,15)	nie dotyczy
Liczba patentów krajowych (C_2)	1,751 (69,99)			1,97 (74,56)			dodatni
Liczba patentów zagranicznych (C_2)		10,23 (758,65)			9,19 (521,2)		dodatni
Liczba patentów ogółem (C_2)			6,49 (832,77)			5,89 (566)	dodatni
Koncentracja pracy w ujęciu efektywnym (C_3)	0,45 (96,79)	0,16 (74,89)	0,11 (55,07)	0,39 (73,44)	0,1 (37,2)	0,06 (21,28)	dodatni
Koncentracja realnego kapitału (C_4)	P1 0,78 (152,5)	-0,01 (-3,4)	-0,04 (-13,29)	0,74 (123,92)	0,04 (10,26)	0,01 (2,44)	dodatni
	P2 1,24 (88,61)	0,42 (51,3)	0,4 (51,29)	1,19 (80,64)	0,49 (50,52)	0,46 (49,84)	dodatni
	P3 0,65 (197,73)	0,2 (127,11)	0,2 (125,83)	0,64 (207,35)	0,26 (130,06)	0,25 (128,47)	dodatni
	P4 1,29 (72,05)	-0,04 (-8,5)	-0,08 (-17,96)	1,25 (82,69)	0,09 (17,72)	0,04 (7,35)	dodatni
	P5 0,81 (107,23)	-0,03 (-13,01)	-0,06 (-27,74)	0,75 (91,49)	0,02 (4,85)	-0,02 (-5,2)	dodatni
	P6 1,14 (100)	0,13 (32,99)	0,1 (26,6)	1,09 (94,04)	0,22 (39,27)	0,17 (33,68)	dodatni
	P7 0,98 (103,81)	-0,12 (-21,65)	-0,16 (-31,25)	0,92 (91,96)	-0,04 (-4,99)	-0,08 (-12,63)	dodatni
	P8 1,28 (68,66)	0,03 (7,4)	0 (-0,03)	1,22 (66,87)	0,13 (20,43)	0,09 (15,68)	dodatni
	P9 1,63 (101,91)	0,22 (63,95)	0,18 (56,32)	1,6 (116,28)	0,37 (77,39)	0,32 (70,1)	dodatni
	P10 1,14 (134,87)	-0,009 (-1,84)	-0,05 (-10,01)	1,08 (115,91)	0,08 (13,49)	0,04 (6,66)	dodatni
	P11 0,85 (254,51)	0,24 (78,77)	0,22 (74,59)	0,83 (213,72)	0,29 (77,43)	0,27 (72,49)	dodatni
	P12 1,32 (335,32)	0,31 (119,74)	0,27 (112,11)	1,28 (360,53)	0,39 (110,81)	0,35 (102,6)	dodatni
	P13 1,27 (357,85)	0,34 (103,44)	0,32 (105,29)	1,28 (260,55)	0,43 (96,2)	0,39 (94,76)	dodatni

Tab. 5 – cd.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	Spodziewany znak parametru
P16	0,88 (241,43)	0,16 (67,91)	0,14 (68,45)	0,85 (190)	0,22 (70)	0,2 (68,42)	dodatni
P17	2 (94,29)	0,34 (35,5)	0,28 (29,67)	1,94 (95,47)	0,49 (41,88)	0,42 (36,26)	dodatni
P18	1,71 (82,67)	0,58 (44,09)	0,55 (43,73)	1,65 (74,19)	0,67 (42,91)	0,63 (42)	dodatni
P19	1,05 (80,98)	0,03 (4,09)	0,007 (0,94)	0,99 (70,85)	0,12 (12,74)	0,08 (9,73)	dodatni
P20	0,49 (90,85)	0,07 (22,08)	0,06 (20,56)	0,47 (81,76)	0,11 (27,92)	0,1 (26,01)	dodatni
P21	0,61 (69,97)	0,04 (11,09)	0,03 (8,65)	0,57 (62,44)	0,08 (17,76)	0,06 (15,33)	dodatni
P22	1,72 (136,92)	0,43 (124,34)	0,38 (115,15)	1,67 (150,74)	0,55 (139,65)	0,49 (129,16)	dodatni
P23	1,92 (84,77)	0,17 (14,38)	0,1 (9,31)	1,79 (72,58)	0,26 (17,43)	0,18 (12,87)	dodatni
P24	1,04 (269,43)	0,23 (101,68)	0,21 (104,99)	0,99 (202,41)	0,29 (91,36)	0,26 (90,89)	dodatni
P25	1,62 (144,42)	-0,05 (-7,71)	-0,11 (-20,45)	1,52 (121,09)	0,08 (9,42)	-0,001 (-0,19)	dodatni
P26	1,06 (232,53)	0,07 (25,18)	0,04 (14,46)	0,99 (174,48)	0,14 (36,59)	0,1 (28,42)	dodatni
P27	0,99 (127,86)	0,12 (21,96)	0,09 (17,31)	0,95 (107,13)	0,18 (27,4)	0,14 (22,97)	dodatni
P28	1,49 (116,37)	0,09 (13,85)	0,05 (8,45)	1,42 (102,96)	0,2 (25,4)	0,15 (20,68)	dodatni
P29	0,97 (502,32)	0,19 (105,26)	0,16 (102,51)	0,93 (349,62)	0,25 (98,38)	0,22 (93,36)	dodatni
P30	0,76 (13,11)	0,17 (13,23)	0,14 (11,61)	0,75 (13,5)	0,24 (14,29)	0,2 (13,33)	dodatni
P31	0,16 (12,71)	0,15 (43,69)	0,14 (42,67)	0,23 (17,66)	0,21 (43,47)	0,19 (43,76)	dodatni
P32	0,22 (18,14)	0,14 (48,54)	0,13 (48,32)	0,28 (24,84)	0,22 (54,67)	0,2 (55,63)	dodatni
P33	2,45 (88,16)	0,63 (85,21)	0,51 (74,36)	2,43 (88,26)	0,8 (78,16)	0,67 (70,42)	dodatni
P34	1,32 (88,13)	0,08 (19,85)	0,05 (12,98)	1,25 (78,97)	0,17 (27,9)	0,13 (22,63)	dodatni
P35	1,13 (198,28)	0,23 (117,03)	0,21 (107,91)	1,1 (252,19)	0,33 (128,32)	0,3 (117,55)	dodatni
P36	1,24 (127,69)	0,21 (63,87)	0,17 (55,15)	1,2 (135,83)	0,3 (71,59)	0,26 (63,44)	dodatni

Tab. 5 – cd.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	Spodziewany znak parametru
P37	0,93 (162,42)	0,09 (19,68)	0,07 (16,78)	0,89 (129,14)	0,17 (28,98)	0,14 (25,72)	dodatni
P38	0,87 (222,56)	0,12 (31,64)	0,1 (29,16)	0,84 (166,67)	0,19 (39,49)	0,17 (35,63)	dodatni
P39	0,69 (200,91)	0,17 (59,08)	0,16 (60,5)	0,68 (154,83)	0,23 (62,84)	0,22 (62,48)	dodatni
P40	0,72 (100,87)	0,14 (35,59)	0,12 (35,37)	0,7 (88,19)	0,19 (39,37)	0,18 (38,27)	dodatni
P41	2,09 (145,36)	0,31 (49,39)	0,26 (46,77)	2,02 (138,6)	0,47 (56,95)	0,4 (53,62)	dodatni
P42	1,05 (109,48)	0,27 (75,87)	0,26 (73,69)	1,04 (120,19)	0,37 (84,62)	0,34 (80,87)	dodatni
P43	1,55 (104,05)	-0,44 (-66,25)	-0,53 (-85,31)	1,42 (95,19)	-0,32 (-36,03)	-0,42 (-50,04)	dodatni
P44	1,17 (174,56)	0,19 (50,26)	0,15 (43,69)	1,13 (160,94)	0,27 (55,32)	0,23 (48,81)	dodatni
P45	2,73 (73,81)	1,29 (68,4)	1,2 (67,03)	2,72 (71,27)	1,44 (60,79)	1,34 (59,39)	dodatni
Względna zmiana powierzchni (C_p)	-0,61 (-71,74)	-0,2 (-85,48)	-0,15 (-69,92)	-0,6 (-70,67)	-0,22 (-68,52)	-0,17 (-57,43)	nie dotyczy
Statystyka R^2	0,999	0,999	0,999	0,99	0,999	0,999	
Statystyka R^2 skorygowane	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999	
Standardowy błąd szacunków równania	0,063	0,042	0,04	0,064	0,047	0,045	
Statystyka DW	2,315	2,596	2,613	2,32	2,639	2,654	
Liczba obserwacji	268	268	268	268	268	268	

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu eViews 5.0.

Rezultaty estymacji, otrzymane dzięki wykorzystaniu metod panelowych, nie pozwalają na formułowanie wniosków dotyczących efektu aglomeracji netto. Znaki oszacowanych parametrów okazały się zgodne z teorią, ale na poziomie istotności 5%, a przeprowadzone testy Jarque-Bera (JB) nie pozwalały na weryfikację hipotezy o istnieniu rozkładu normalnego reszt. Użyty estymator okazał się nieefektywny.

Kolejne estymacje przeprowadzono z wykorzystaniem metody *pool* (tab. 5). Użyto ważonej metody najmniejszych kwadratów (ang. *pooled EGLS*) z dywersyfikacją wyrazu wolnego (ang. *fixed effects*). Dodatkowo zastosowano dywersyfikację zmiennej objaśniającej. Zróżnicowano koncentrację realnego kapitału ze względu na wartości współczynników zmienności. Zastosowana metoda umożliwiła określenie efektu aglomeracji netto indywidualnie dla każdego podregionu.

Zbudowanie modelu opartego na poziomach wiązało się z ryzykiem tzw. regresji pozornych. Z tego względu sprawdzono stacjonarność reszt. Zastosowano następujące testy: (i) Levina, Lina i Chu, (ii) Ima, (iii) Pesarana i Shina, (iv) dwa testy Fishera (ADF i PP) oraz (v) statystykę Breitunga. Wartości statystyk testowych pozwoliły na odrzucenie (na poziomie istotności 1%) hipotezy o istnieniu pierwiastka jednostkowego, co oznacza, iż reszty są stacjonarne. Wartości współczynnika dopasowania (R^2) oraz skorygowanego R^2 wskazywały na wysoki stopień objaśnienia zmienności zmiennej objaśnianej. Wartości statystyk t-Studenta, przy poziomie istotności sięgającym 5%, pozwalały na odrzucenie hipotezy o nieistotności zmiennych objaśniających dla prawie wszystkich estymowanych parametrów. Znaki oszacowanych parametrów w większości przypadków (wszystkich w wariantach 1 oraz 4) okazały się zgodne z teorią. Hipotetyczną przyczynę dla niezgodnych znaków w wariantach 2, 3, 5 oraz 6 stanowiła silna korelacja pomiędzy koncentracją realnego kapitału a skumulowaną liczbą patentów krajowych oraz skumulowaną liczbą patentów ogółem.

Otrzymane wyniki pozwoliły na obliczenie wartości $\alpha\lambda$. Rezultaty prezentuje tabela 6 (puste komórki wynikają z pominięcia nieistotnych statystycznie oszacowań). Użyte dane statystyczne oraz metody estymacji nie pozwoliły na jednoznaczne wnioskowanie. Nie zinterpretowano wyników metod panelowych ze względu na brak efektywności estymatora. Zastosowanie metody *pool* wraz z dywersyfikacją zmiennej objaśniającej wydawało się bardziej odpowiednią metodą analizy omawianego zjawiska. Ze względu na wyżej wymienione powody skoncentrowano się głównie na wersjach 1 oraz 4.

Dla wariantu pierwszego prawie we wszystkich podregionach, z wyjątkiem warszawskiego (P20), częstochowskiego (P31) oraz bielsko-bialskiego (P32), iloczyn $\alpha\lambda$ był większy od jedności. Zatem efekt aglomeracji netto okazał się dodatni w analizowanym okresie. Podobnie w wersji czwartej 42 podregiony odznaczały się dodatnim efektem aglomeracji netto. Ujemny okazał się on w podregionach warszawskim (P20), radomskim (P21) oraz bielsko-bialskim (P32). W wersjach opartych na skumulowanej liczbie patentów zagranicznych (2 i 5) oraz skumulowanej liczbie patentów ogółem (3 i 6), w niemal wszystkich podregionach iloczyn $\alpha\lambda$ w analizowanym okresie był mniejszy od jedności. Jedyń wyjątek stanowił podregion rybnicko-jastrzębski (P45).

Tab. 6. Oszacowania efektu aglomeracji netto polskich podregionów w latach 2000–2005 (iloczyn $\alpha\lambda$)

	Produkcja aproksymowana PKB			Produkcja aproksymowana WDB		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ogółem	0,17	0,28	0,234	0,17	0,27	0,23
Dywersyfikacja						
P1	1,23	0,15	0,07	1,13	0,14	0,07
P2	1,69	0,58	0,51	1,58	0,59	0,52
P3	1,1	0,36	0,31	1,03	0,36	0,31
P4	1,74	0,12	0,03	1,64	0,19	0,1
P5	1,26	0,13	0,05	1,14	0,12	0,04
P6	1,59	0,29	0,21	1,48	0,32	0,23
P7	1,43	0,04	-0,05	1,31	0,06	-0,02
P8	1,73	0,19		1,61	0,23	0,15
P9	2,08	0,38	0,29	1,99	0,47	0,38
P10	1,59		0,06	1,47	0,18	0,1
P11	1,3	0,4	0,33	1,22	0,39	0,33
P12	1,77	0,47	0,38	1,67	0,49	0,41
P13	1,72	0,5	0,43	1,67	0,53	0,45
P14	1,49	0,24	0,15	1,38	0,25	0,16
P15	1,82	0,38	0,29	1,69	0,4	0,31
P16	1,33	0,32	0,25	1,24	0,32	0,26
P17	2,45	0,5	0,39	2,33	0,59	0,48
P18	2,16	0,74	0,66	2,04	0,77	0,69
P19	1,5	0,19		1,38	0,22	0,14
P20	0,94	0,23	0,17	0,86	0,21	0,16
P21	1,06	0,2	0,14	0,96	0,18	0,12
P22	2,17	0,59	0,49	2,06	0,65	0,55
P23	2,37	0,33	0,21	2,18	0,36	0,24
P24	1,49	0,39	0,32	1,38	0,39	0,32
P25	2,07	0,11	0	1,91	0,18	
P26	1,51	0,23	0,15	1,38	0,24	0,16
P27	1,44	0,28	0,2	1,34	0,28	0,2
P28	1,94	0,25	0,16	1,81	0,3	0,21
P29	1,42	0,35	0,27	1,32	0,35	0,28
P30	1,21	0,33	0,25	1,14	0,34	0,26
P31	0,61	0,31	0,25	0,62	0,31	0,25
P32	0,67	0,3	0,24	0,67	0,32	0,26
P33	2,9	0,79	0,62	2,82	0,9	0,73

Tab. 6 – cd.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
P34	1,77	0,24	0,16	1,64	0,27	0,19
P35	1,58	0,39	0,32	1,49	0,43	0,36
P36	1,69	0,37	0,28	1,59	0,4	0,32
P37	1,38	0,25	0,18	1,28	0,27	0,2
P38	1,32	0,28	0,21	1,23	0,29	0,23
P39	1,14	0,33	0,27	1,07	0,33	0,28
P40	1,17	0,3	0,23	1,09	0,29	0,24
P41	2,54	0,47	0,37	2,41	0,57	0,46
P42	1,5	0,43	0,37	1,43	0,47	0,4
P43	2	-0,28	-0,42	1,81	-0,22	-0,36
P44	1,62	0,35	0,26	1,52	0,37	0,29
P45	3,18	1,45	1,31	3,11	1,54	1,4

Źródło: obliczenia własne.

5. Podsumowanie

Efekt aglomeracji netto to relatywnie nowa koncepcja, która ma na celu wyjaśnienie przestrzennego zróżnicowania aktywności ekonomicznej. Zakłada się, iż koncentracja wielkości ekonomicznych wpływa na efektywność podmiotów gospodarczych. Celem zweryfikowania hipotezy o dodatnim efekcie aglomeracji netto w Polsce w latach 2000–2005 zbudowano model ekonometryczny oparty na funkcji koncentracji produkcji. Zastosowano metodę panelową oraz *pool*. Estymacje przeprowadzono w sześciu wariantach. Jak się wydaje, metoda *pool* może dawać bardziej wiarygodne wyniki. Na tej podstawie wnioskowano o charakterze efektu aglomeracji netto. Przy wykorzystaniu skumulowanej liczby patentów krajowych jako przybliżonej wartości poziomu technicznego gospodarki w znaczącej większości przypadków analizowany efekt okazał się dodatni. Użycie innych mierników poziomu technicznego gospodarki powodowało, iż efekt aglomeracji netto był ujemny. Ze względu na poziom korelacji zmiennych objaśniających bardziej miarodajne są wnioski z estymacji z wykorzystaniem patentów krajowych.

Interesującym aspektem badań nad zagadnieniami aglomeracji byłoby oszacowanie siły efektu przeludnienia oraz korzyści aglomeracji, a nie tylko efektu netto. Dodatkowo wpływ na analizowane zjawisko może wywierać polityka regionalna. Zaprezentowane w artykule rezultaty badań polskiej gospodarki mogą stanowić punkt wyjścia do dalszych prac.

Literatura

- Bank Danych Regionalnych GUS* – dane zaczerpnięte z zasobów strony internetowej GUS (www.stat.gov.pl), stan na dzień 22. lutego 2007 r.
- Churski P., 2005, „Czynniki rozwoju regionalnego w świetle koncepcji teoretycznych”, *Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Humanistyczno-Ekonomicznej we Włocławku. Nauki ekonomiczne*, t. XIX.
- Ciccone A., 2002, „Agglomeration effects in Europe”, *European Economic Review*, t. 46, wyd. 2.
- Ciccone A., Hall R.E., 1996, „Productivity and the density of economic activity”, *American Economic Review*, t. 86, nr 1.
- Fujita M., Krugman P., Venables A.J., 1999, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge, Massachusetts–London: MIT Press.
- Hirschman A.O., 1958, *The Strategy of Economic Development*, New Haven: Yale University Press.
- Maier G., 1998, „History, spatial structure and regional growth: lessons for policy making”, *SRE-Discussion*, nr 63.
- Marshall A., 1920, *Principles of Economics*, London.
- Milewski R., 2001, *Podstawowe pojęcia i przedmiot ekonomii*, w: idem (red.), *Podstawy ekonomii*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Myrdal G., 1957, *Economic Theory and Underdeveloped Regions*, London: Duckworth.
- Nauka i Technika 2005*, 2006, Warszawa: GUS.
- Nowińska-Łaźniewska E., 2004, *Relacje przestrzenne w Polsce w okresie transformacji w świetle teorii rozwoju regionalnego*, Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej.
- Olejniczak K., 2003, „Apetyt na grona? Koncepcja gron oraz koncepcje bliskoznaczne w teorii i praktyce rozwoju regionalnego”, *Studia Regionalne i Lokalne*, nr 2 (12).
- Parr J., 1999, „Growth-pole strategies in regional economic planning: a retrospective view”, *Urban Studies*, nr 7.
- Perroux F., 1955, „Note sur la notion de ‘pôle de croissance’”, *Economie appliquée*, nr 1–2.
- Porter M.E., 2001, *Porter o konkurencji*, przeł. A. Ehrlich, Warszawa: Polskie Wydawnictwa Ekonomiczne.
- Produkt Krajowy Brutto – Rachunki Regionalne 2005*, 2007, Katowice: Urząd Statystyczny–Warszawa: GUS.
- Wooldridge J., 2001, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

ECONOMETRIC VERIFICATION OF NET AGGLOMERATION EFFECT IN POLAND, 2000–2005

The authors put a hypothesis of positive net agglomeration effect in Polish subregions in 2000–2005. The net agglomeration effect is a relatively new theory explaining spatial differences in economic activity. A production concentration function suggested by Ciccone and Hall is used in analysis. The hypothesis was verified with econometric methods. Multiple scenarios gave ambiguous results. Panel methods appeared to be ineffective, as opposed to pool methods. Cumulated number of patents was used as an approximation of the level of technical development. Among pool scenarios, domestic patents allowed to reduce problems connected with co-relation of explanatory variables. This approach gives conclusions about positive net agglomeration effect.