

Determinanty przestrzennego rozmieszczenia firm z udziałem kapitału zagranicznego na terenie Polski*

Andrzej Cieślak

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie determinant lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego na terenie Polski. Do analizy teoretycznej przyczyn przestrzennej koncentracji firm z udziałem kapitału zagranicznego w Polsce służy model Heada-Riesa, nawiązujący do wcześniejszych prac Fujity oraz Rivery-Batiza. Model ten pozwala na wyprowadzenie hipotez badawczych, których empiryczna weryfikacja dokonywana jest za pomocą danych firm z udziałem kapitału zagranicznego działających w różnych regionach Polski. Przeprowadzone badania empiryczne w większości po-

twierdzą przewidywania modelu teoretycznego. Liczba firm z udziałem kapitału zagranicznego działających w regionie dodatnio zależy od miar liczby dostawców dóbr i usług pośrednich, w szczególności zaś od udziału zatrudnionych w sektorze usług w całkowitej liczbie pracujących, a także od całkowitej długości sieci drogowej. Wysokie średnie płace oraz wysoka stopa bezrobocia z kolei zniechęcają inwestorów zagranicznych, podobnie jak położenie regionu w pobliżu granicy kraju niebędącym członkiem bądź niekandydującym do Unii Europejskiej. Ponadto, badanie potwierdza występowanie w Polsce zjawiska sprzężenia zwrotnego, gdyż liczba firm zagranicznych działających w danym okresie dodatnio zależy od liczby firm działających w okresie

* Badanie powstało w ramach projektu finansowanego przez KBN, grant nr 1H02C03326 pt. *Determinanty przestrzennej lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego na terenie Polski*, e-mail: cieslik@wne.uw.edu.pl

poprzednim. Uzyskane wyniki nie pozwalają natomiast stwierdzić, by specjalne strefy ekonomiczne były istotnym czynnikiem wpływającym na decyzje lokalizacyjne inwestorów zagranicznych.

1. Wprowadzenie

Od początku transformacji systemowej do Polski napłynęło w sumie ponad 70 mld dolarów inwestycji bezpośrednich (około 20% kapitału zagranicznego za-inwestowanego w Europie Środkowej i Wschodniej – zob. IMF, 2004). Rozmieszczenie w Polsce firm z udziałem kapitału zagranicznego charakteryzuje się silną geograficzną koncentracją. W 2002 r. prawie jedna trzecia tych firm była skoncentrowana w województwie mazowieckim, natomiast w województwie podlaskim znalazł się mniej niż 1% wszystkich firm z udziałem kapitału zagranicznego działających w Polsce (GUS, 2003).

Literatura przedmiotu sugeruje, że geograficzna koncentracja działalności gospodarczej może być wynikiem istnienia korzyści aglomeracji, rozwiniętej infrastruktury technicznej oraz innych czynników (Fujita i Thisse, 2002). Nierównomierne rozmieszczenie firm z udziałem kapitału zagranicznego może sprawić, że pozytywne skutki transferu technologii, napływu kapitału oraz dyfuzji wiedzy ograniczą się tylko do nielicznych regionów. To z kolei może doprowadzić do różnic między regionalnymi stopami wzrostu gospodarczego, stopami bezrobocia oraz nieefektywnego wykorzystania krajowych zasobów (Armstrong et al., 1997). Rosnące zaangażowanie firm z udziałem kapitału zagranicznego w polskiej gospodarce sprawia, że Polska może być traktowana jako naturalne laboratorium do badania czynników mających wpływ na decyzje lokalizacyjne firm w warunkach otwartego rynku. W szczególności dotyczy to firm z udziałem kapitału zagranicznego, których działalność powodowana jest chęcią maksymalizacji zysku. W związku z tym można przypuszczać, że firmy te będą starały się dokonać optymalnego wyboru lokalizacji swojej działalności, biorąc pod uwagę czynniki decydujące o ich przychodach i kosztach.

Chociaż na temat inwestycji zagranicznych w Polsce napisano wiele, w większości przypadków prace te nie koncentrują się na przestrzennych aspektach tych inwestycji. Nieliczne dostępne na ten temat prace geografów mają natomiast głównie charakter opisowy, rzadko odwołują się do teorii ekonomii i nie opierają się na wynikach formalnych badań statystycznych. Z tego względu głównym celem niniejszego artykułu jest dokonanie empirycznej analizy znaczenia czynników decydujących o lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego na terenie Polski w nawiązaniu do prac teoretycznych z tzw. nowej geografii ekonomicznej,

wywodzącej się z ekonomii międzynarodowej. Szczególna uwaga zostanie poświęcona weryfikacji znaczenia korzyści aglomeracji, których istnienie może sprawiać, że inwestycje zagraniczne będą miały charakter sprzężenia zwrotnego (Head et al., 1995).

Zbadanie determinant lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego na terenie Polski jest ważne z punktu widzenia polityki gospodarczej, w szczególności zaś polityki regionalnej. W perspektywie rychłego przystąpienia do Unii Europejskiej w ostatnich latach w Polsce rozpoczęto proces racjonalizacji przyznawania pomocy publicznej dla przedsiębiorców, by zapewnić zgodność polskiego prawa z przepisami unijnymi (Pietrzyk, 2000). W szczególności oznacza to odejście od systemu zwolnień podatkowych obowiązujących na terenie polskich stref ekonomicznych na rzecz innych zachęt inwestycyjnych. W tym kontekście zbadanie determinant lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego na terenie Polski pozwoli na identyfikację potencjalnych instrumentów polityki regionalnej, które byłyby jednocześnie zgodne z przepisami Unii Europejskiej.

Struktura niniejszego artykułu jest następująca. W rozdziale 2. przedstawione zostaną ramy teoretyczne analizy empirycznej. W rozdziale 3. omówione zostaną definicje zmiennych objaśniających i źródła danych statystycznych wykorzystanych w badaniu empirycznym. W rozdziale 4. przedstawiona zostanie metodologia statystyczna. Wyniki estymacji szacowanych równań regresji omówione zostaną w rozdziale 5. Rozdział 6. poświęcony jest wnioskowi końcowemu i rekomendacjom dla polityki gospodarczej.

2. Ramy teoretyczne i hipotezy badawcze

Do analizy teoretycznej zjawiska koncentracji firm z udziałem kapitału zagranicznego na terenie Polski wykorzystany zostanie zmodyfikowany model Heada i Riesa (1996), opierający się na pracach Fujity (1988) i Rivery-Batiza (1988). Charakterystyki regionów, takie jak: endogeniczne korzyści aglomeracji, baza ekonomiczna regionu, zmienne infrastrukturalne, warunki panujące na lokalnych rynkach pracy czy bodźce podatkowe w postaci specjalnych stref ekonomicznych, mogą wpływać na decyzje lokalizacyjne inwestorów zagranicznych.

Do endogenizacji korzyści aglomeracji używana jest dwusektorowa struktura nakładowo-wynikowa uwzględniająca zarówno produkcję dóbr finalnych oraz dóbr i usług pośrednich, jak i występowanie rosnących przychodów skali w obydwu stadiach procesu produkcji. Obecność dóbr i usług pośrednich połączona jest z niedoskonałościami konkurencji w sektorze, co prowadzi do wystąpienia pieniężnych efektów zewnętrznych. W wyniku wejścia firm zagranicznych (poprzez

powiązania podażowe w warunkach konkurencji niedoskonałej i rosnących przychodów skali) zmiany popytu na dobra i usługi pośrednie przekładają się na zmiany zysków oraz dostosowanie liczby firm w sektorze wytwarzającym dobra i usługi pośrednie. Zmiany wielkości produkcji mogą natomiast korzystnie wpływać na ceny dóbr i usług pośrednich dostarczanych firmom zagranicznym w ramach powiązania popytowego. To z kolei przekłada się na sektor wytwarzający dobro finalne i sprawia, że opłacalne staje się wejście kolejnych inwestorów zagranicznych i powstaje mechanizm sprzężenia zwrotnego. Poniższy model posłuży do wyprowadzenia hipotez badawczych dotyczących wyboru optymalnej lokalizacji, które staną się przedmiotem empirycznej weryfikacji w dalszej części artykułu¹.

Zarys modelu Heada-Riesa

Teoretyczny model korzyści lokalizacyjnych używany jest przez Heada i Riesa (1996) do analizy czynników lokalizacji zagranicznych firm w Chinach. Podobnie jak wcześniejsze prace Krugmana (1991a, b), wykorzystuje on formalizację Ethiera (1982), opisującą zróżnicowane dobra i usługi potrzebne do wytworzenia dobra finalnego. Jednak w odróżnieniu od modeli Krugmana, w których pracownicy wybierają lokalizację, Head i Ries (1996) modelują decyzje inwestorów.

Produkt finalny

Zakłada się, że firmy zagraniczne wytwarzające produkt finalny mają funkcję produkcji $Q(x, f(s))$, gdzie x jest wektorem pierwotnych nakładów obejmujących prywatne czynniki produkcji, takie jak praca (L) i kapitał (K), oraz czynniki publiczne, takie jak infrastruktura (A), natomiast s jest wektorem nakładów pośrednich dóbr i usług. Funkcja $f(s)$ dokonuje agregacji zróżnicowanych dóbr i usług pośrednich w jedno dobro złożone. W celu uproszczenia analizy korzystamy z modelu konkurencji monopolistycznej Dixita-Stiglitz (1977), zakładającego formę funkcji o stałej elastyczności substytucji²

$$f(s) = \left(\sum_{i=1}^{N_s} s_i^\sigma \right)^{1/\sigma}.$$

Pośrednie dobra i usługi

W celu dalszego uproszczenia modelu zakłada się, że wszyscy dostawcy pośrednich dóbr i usług działający w danym regionie ponoszą takie same koszty krańcowe $c(w)$, gdzie w jest wektorem cen czynników. Jeżeli liczba dostawców jest duża, to każda z firm ustali cenę tak jakby miała do czynienia z izoelastyczną krzywą popy-

tu. Sprawia to, że ceny wszystkich odmian są takie same i równe $p_i^s = c(w)/\sigma$, dla $i = 1, 2, \dots, N_s$.

Przy danej symetrii względem $f(\bullet)$ i założeniu o równości kosztów krańcowych ponoszonych przez firmy wiemy, że poziomy nakładów poszczególnych dóbr i usług pośrednich w firmach są równe i dane jako $s_1 = s_2 = \dots = s_N = S/N_s$, gdzie S jest zagregowanym nakładem dóbr i usług pośrednich w reprezentatywnej firmie zagranicznej. Algebraiczne przekształcenie $f(s)$ pozwala wyrazić funkcję produkcji jako:

$$Q\left[x, SN_s^{(1-\sigma)/\sigma}\right] \quad (1)$$

Możemy zauważyć, że przy danych całkowitych nakładach dóbr i usług pośrednich S , produkcja dobra finalnego wzrasta wraz ze wzrostem liczby dostępnych odmian dóbr pośrednich N_s . Wzrost różnorodności dóbr i usług pośrednich prowadzi zatem do wzrostu produktywności wytwórców produktów finalnych (Ethier, 1982).

Postępowanie firmy zagranicznej

Zakładamy, że każdy z inwestorów zagranicznych optymalnie wybiera wielkości nakładów pierwotnych czynników produkcji i dóbr pośrednich tak, aby zmaksymalizować całkowity zysk po opodatkowaniu, przy danych cenach dóbr pośrednich, nakładów pierwotnych oraz cenie dobra finalnego (p^s , w , p^f). Niech k oznacza stopę zysku firmy zagranicznej po opodatkowaniu. Rozwiązaniem problemu optymalizacji jest wówczas następująca funkcja zysku:

$$k\Pi^f\left[w, p^f, N_s^{(1-\sigma)/\sigma} / p^s\right] \quad (2)$$

Wyrażenie w nawiasie klamrowym pokazuje, że obniżenie efektywnego kosztu nabycia dóbr i usług pośrednich może być dokonane albo poprzez obniżenie ceny reprezentatywnej odmiany p^s , albo poprzez wzrost liczby dostępnych odmian N_s . Niestety, liczba firm dostarczających dobra i usługi pośrednie firmom zagranicznym N_s , nie jest obserwowalna przez ekonometryka, a więc na potrzeby badań empirycznych musi zostać wyrażona jako funkcja zmiennych obserwowalnych.

Całkowity popyt na dobra i usługi pośrednie ze strony każdego inwestora zagranicznego można otrzymać różniczkując wyrażenie (2) względem p^s . Z faktu, że mamy N_f inwestorów zagranicznych i N_s dostawców wynika, iż wielkość produkcji jednego dostawcy równa się $s = -(N_f/N_s)(\partial^f \Pi^f / \partial p^s)$. Podstawiając $p_s = c(w)/\sigma$, otrzymujemy funkcję zysku reprezentatywnego dostawcy:

$$\Pi^s(w, p^f, N_s, N_f) \quad (3)$$

¹ Dokładniejsze omówienie tego modelu – zob. Załącznik A w: Head i Ries (1996).

² Parametr opisujący stopień substytucyjności różnych odmian nakładów pośrednich (σ) mieści się pomiędzy 0 (poszczególne odmiany używane są w stałych proporcjach) a 1 (są one doskonałymi substytutami).

Zysk netto firmy wchodzącej do sektora dostarczającego dobra i usługi pośrednie firmom zagranicznym zależy od bezpośrednich kosztów dostosowania technologii produkcji dóbr czy świadczenia usług tak, by spełnić zagraniczne wymogi co do jakości. Zakładamy, że całkowite koszty dostosowania się do produkcji zorientowanej na obsługę firm zagranicznych (u) różnią się w firmach krajowych rozważających wejście do tego sektora.

Warunek swobodnego wejścia dostawców krajowych wymaga, by $IT^s \leq \hat{u}$, gdzie \hat{u} jest wartością krytyczną kosztów dostosowania. Firmy mające wyższe koszty dostosowawcze wolą nie inwestować w technologię wymaganą do obsługi inwestorów zagranicznych, ponieważ wielkość popytu na dobra i usługi o jakości wymaganej przez zagraniczne firmy nie jest wystarczająco duża w porównaniu z kosztami dostosowania technologii. Prawdopodobieństwo wejścia potencjalnego dostawcy to $F(\hat{u}) = F(IT^s)$, gdzie F jest skumulowaną funkcją rozkładu u . Liczba dostawców dóbr i usług pośrednich dla firm zagranicznych w regionie, w stanie równowagi, wynosi zatem $N_s = F(IT^s) \bar{N}_s$, gdzie \bar{N}_s oznacza liczbę potencjalnych dostawców. Podstawienie tej wartości do równania (3) pozwala wyrazić liczbę dostawców w stanie równowagi jako funkcję cen czynników w , ceny dobra finalnego p_f , liczby firm zagranicznych wytwarzających produkt finalny N_f oraz liczby potencjalnych dostawców \bar{N}_s .

$$N_s = N(w, p_f, N_f, \bar{N}_s) \quad (4)$$

Liczba dostawców wyspecjalizowanych dóbr pośrednich rośnie wraz ze wzrostem liczby firm zagranicznych nabywających te dobra. Podobnie, wzrost liczby potencjalnych dostawców sprawia, że mamy więcej firm skłonnych ponieść koszty dostosowania i zostać dostawcami firm zagranicznych. Wysokie ceny czynników sprawiają, że zmniejsza się liczba firm lokalnych wchodzących do sektora wyspecjalizowanych dostawców, a region staje się mniej atrakcyjny dla inwestorów zagranicznych. Wyższa cena dóbr finalnych dodatkowo wpływa na liczbę dostawców.

Połączenie zależności (2) i (4) pozwala na określenie kierunku wpływu poszczególnych czynników na zyski firm zagranicznych i wyprowadzenie hipotez badawczych. W szczególności można oczekiwać, że atrakcyjność regionu dla zagranicznych inwestorów dodatkowo zależy od liczby potencjalnych dostawców dóbr i usług pośrednich \bar{N}_s , cen produktów finalnych p_f , poziomu infrastruktury A , bodźców fiskalnych k oraz liczby już działających firm z udziałem kapitału zagranicznego N_f . Jest ona natomiast ujemnie skorelowana z wysokością kosztów produkcji (w) w regionie. Hipotezy badawcze zostaną poniżej poddane empirycznej weryfikacji przy użyciu danych dla polskich regionów.

3. Zmienne objaśniające i dane wykorzystane w badaniu empirycznym

Liczba potencjalnych dostawców

Model teoretyczny przewiduje, że inwestorzy zagraniczni tworzą popyt na wyspecjalizowane dobra i usługi pośrednie, których podaż zależy od liczby potencjalnych dostawców w regionie. Teoria nie wskazuje jednak, jak zmierzyć ten potencjał. Liczbę tę można przybliżyć za pomocą miary aktywności ekonomicznej w regionie, czyli na przykład liczby firm zarejestrowanych w rejestrze REGON (działające firmy plus te, które przy sprzyjających warunkach mogą rozpocząć działalność). Inne miary wykorzystane w badaniu to wielkość regionalnego PKB oraz całkowita liczba pracujących w regionie, które mogą być ściśle skorelowane z faktyczną liczbą potencjalnych dostawców w regionie. W wielu wcześniejszych badaniach empirycznych, które nie odwoływały się bezpośrednio do teorii, tego typu miary były z reguły statystycznie istotne³.

W celu uwzględnienia nie tylko ogólnej działalności gospodarczej w regionie, ale również jej struktury, w analizie empirycznej dodano udziały przemysłu i usług w całkowitej liczbie pracujących w regionie. Takie podejście ściślej odpowiada idei Rivery-Batiza (1988) oraz Guimaraesa et al. (2000) na temat dostępności w regionie wyspecjalizowanych dóbr i usług.

Koszty czynników produkcji

Model teoretyczny przewiduje, że wysokie koszty czynników produkcji (K, L) w regionie zniechęcają inwestorów zagranicznych. W przypadku kapitału jego koszty nie różnią się znacząco pomiędzy różnymi regionami kraju goszczącego, zwłaszcza gdy firmy zagraniczne mają ułatwiony dostęp do funduszy w macierzystym kraju inwestora i nie muszą korzystać z lokalnego rynku kapitału. Najważniejszą składową kosztów jest praca. Może ona być szczególnie ważna, zwłaszcza w przypadku Polski, gdzie jak dotąd dominują inwestycje w sektorach o niskiej intensywności kapitału ludzkiego.

O ile jednak inwestorzy działający w krajach rozwijających i transformujących się często pragną skorzystać z niższych kosztów produkcji (w szczególności kosztów pracy), o tyle badania empiryczne nie wykazują jasno, że wysokie koszty pracy zniechęcają do tworzenia firm z udziałem kapitału zagranicznego (Guimaraes et al., 2000). Podczas gdy inwestorzy są wrażliwi na międzynarodowe różnice w kosztach pracy, wrażliwość na regionalne różnice w obrębie danego kraju jest mniej wyraźna. Niemniej jednak w znacznej części badań potwierdzono, że wyższe płace zniechęcają obce

³ Zob. m.in.: Coughlin et al. (1991), Broadman i Sun (1997), Head et al. (1999), Guimaraes et al. (2000), Fung et al. (2002).

firmy do angażowania się w regionie (Luger i Shetty, 1985; Coughlin i Segev, 2000; Fung et al., 2002). Choć badania Woodwarda (1992) oraz Ondricha i Wasylenki (1993) nie potwierdzają występowania takiego związku. W niniejszym badaniu koszty pracy mierzone są za pomocą wysokości średniej miesięcznej płacy realnej w regionie wyrażonej w cenach stałych z 1997 r.

Oprócz wysokości płacy realnej w badaniu empirycznym posłużymy się również innymi charakterystykami rynku pracy. Mimo że większość firm z udziałem kapitału zagranicznego w Polsce działa w sektorach o niskiej intensywności kapitału ludzkiego, nie tylko koszty pracy, ale również jej jakość bywa istotna dla inwestorów. Z powodu braku danych o kwalifikacjach pracowników zatrudnionych w firmach z udziałem kapitału zagranicznego korzystamy z regionalnego wskaźnika skolaryzacji, który opisuje tradycje kształcenia się w regionie. Oczekujemy, że zagraniczni inwestorzy preferują regiony z lepiej wykształconymi pracownikami, ponieważ są oni postrzegani jako bardziej wydajni.

W literaturze przedmiotu często argumentuje się, że oprócz wykształcenia także stopa bezrobocia wpływa na wydajność pracowników (a obawa o utratę pracy sprawia, że pracownicy wydajniej pracują i ograniczają swoje żądania płacowe – zob. Coughlin i Segev, 2000). Powinno to skłaniać firmy zagraniczne do inwestowania w regionach o wysokich stopach bezrobocia. Z drugiej jednak strony wysoka stopa bezrobocia odzwierciedla niekorzystne warunki prowadzenia działalności gospodarczej w regionie, co zniechęca potencjalnych inwestorów (Basile, 2002). Całościowy wpływ stopy bezrobocia na decyzje lokalizacyjne firm nie jest zatem jasny⁴.

Ceny produktów finalnych (infrastruktura transportowa)

Różnice między cenami produktów finalnych sprzedawanych przez zagraniczne firmy (ceny CIF) nie są zmienną obserwowalną. Podobnie jak Head i Ries (1996) możemy jednak przypuszczać, że niezależnie od tego, czy są one eksportowane, czy sprzedawane w innych regionach kraju, różnice między ich cenami mogą wynikać z różnic w wyposażeniu poszczególnych regionów w infrastrukturę transportową. *Ceteris paribus*, region jest bardziej atrakcyjny dla inwestorów, jeżeli łatwiej jest stamtąd wywieźć wytworzone dobra na inne rynki w kraju i za granicą. Możemy zatem oczekiwać, że infrastruktura transportowa jest dodatnio skorelowana z liczbą firm zagranicznych działających w regionie.

Dostępność danych statystycznych pozwala uwzględnić w analizie empirycznej całkowitą długość

sieci dróg oraz kolei wyrażoną w kilometrach. Oprócz tego korzystamy ze zmiennych wskaźnikowych opisujących istnienie w regionie portu morskiego lub międzynarodowego portu lotniczego oraz przygraniczne położenie regionu. Położenie przygraniczne może okazać się ważne w przypadku inwestorów, których produkcja jest w większości przeznaczona na eksport. Początkowo przygraniczne położenie regionu uwzględnimy za pomocą jednej zmiennej wskaźnikowej, która przyjmuje wartość 1, jeżeli dany region jest regionem granicznym niezależnie od państwa, z którym graniczy. W dalszej części analizy zdekomponujemy wpływ tej zmiennej na państwa, z którymi graniczy Polska, w celu zbadania, czy efekty granicy różnią się w zależności od rodzaju sąsiada.

Żeby zbadać wrażliwość wyników, do szacowanego równania regresji wprowadzimy zmienną mierzącą wielkość regionu, wyrażoną w kilometrach kwadratowych. Ta zmienna powinna wywierać negatywny wpływ na liczbę firm działających w regionie, ponieważ większy obszar, *ceteris paribus*, oznacza mniejszą gęstość infrastruktury transportowej. Z drugiej jednak strony, jak sugeruje Bartik (1985), obszar jest również miarą liczby działek dostępnych dla inwestorów, a w związku z tym kosztu ziemi, a więc powinien dodatnio wpływać na liczbę firm.

Pozostała infrastruktura

Infrastruktura transportowa to jednak tylko jeden rodzaj infrastruktury, na którą zwracają uwagę potencjalni inwestorzy. We współczesnej gospodarce coraz większe znaczenie odgrywają usługi jako nakłady pośrednie niezbędne do wytworzenia produkcji finalnej. Niematerialny charakter wielu usług sprawia, że do ich świadczenia potrzebna jest rozwinięta sieć telekomunikacyjna. Niestety, nie ma danych dotyczących jakości sieci telekomunikacyjnej w podziale na regiony. Posłużymy się więc tradycyjną miarą gęstości telekomunikacyjnej definiowaną jako liczba abonentów telefonii przewodowej na 100 tys. mieszkańców. Oczekujemy, że wyższa gęstość sieci telekomunikacyjnej obniża koszty koordynacji i świadczenia usług, dodatnio wpływając na liczbę firm zagranicznych działających w regionie.

Ponadto sądzimy, że firmy zagraniczne preferują lokalizację działalności w regionach zurbanizowanych. Bliskość geograficzna innych firm ma znaczenie dla bezpośredniej komunikacji, a istnienie informacyjnych efektów zewnętrznych może być jedną z przyczyn przestrzennej koncentracji działalności gospodarczej (Fujita i Thisse, 2002). Część badań empirycznych wykazuje, że urbanizacja dodatnio wpływa na decyzje lokalizacyjne firm zagranicznych (Glickman i Woodward, 1988; Coughlin i Segev, 2000). Jednak z urbanizacją mogą wiązać się również negatywne efekty zewnętrzne, takie jak

⁴ Glickman i Woodward (1988) nie potwierdzają, że stopy bezrobocia są statystycznie istotne przy podejmowaniu decyzji lokalizacyjnych przez inwestorów zagranicznych. Z kolei Coughlin et al. (1991) wykrywają dodatni związek między wysokością stopy bezrobocia a lokalizacją inwestycji zagranicznych. Basile (2002) wykazuje ujemny związek dla inwestycji mających charakter przejęcia istniejących firm lokalnych i brak związku dla inwestycji typu *greenfield*.

załoczenie czy zanieczyszczenie środowiska. Zmienna ta mierzona jest jako odsetek osób mieszkających w miastach.

Bodźce fiskalne (Specjalne Strefy Ekonomiczne)

Mając na celu stymulowanie rozwoju gospodarczego wybranych regionów kraju, w październiku 1994 r. polski parlament uchwalił ustawę o specjalnych strefach ekonomicznych (SSE)⁵. Z powodu braku środków na prowadzenie polityki regionalnej ograniczono się do fiskalnego motywowania inwestorów (Mokrzyć, 1998). Ponieważ jednak różne strefy oferowały różne zakresy pomocy trudne do skwantyfikowania w zależności od wielkości zainwestowanego kapitału czy tworzonych nowych miejsc pracy, istnienie SSE w regionie uwzględnimy za pomocą zmiennej wskaźnikowej (tak jak m.in. Head i Ries, 1996; Fung et al. 2002). Zmienna ta przyjmuje wartość 1 w przypadku istnienia w regionie co najmniej jednej SSE, natomiast 0, gdy region takiej strefy nie posiada. Zgodnie z zamierzeniami twórców programu SSE oczekujemy, że zmienna ta jest do-

datnio związana z liczbą firm zagranicznych działających w regionie.

Liczba dotychczas działających firm zagranicznych

W celu uwzględnienia możliwości wystąpienia sprzężenia zwrotnego przewidywanego przez model teoretyczny, w specyfikacji równania regresji zamieścimy również całkowitą liczbę firm z udziałem kapitału zagranicznego działających w regionie w poprzednim okresie. W ten sposób uzyskamy model dynamiczny, w którym działalność firm zagranicznych w regionie powoduje napływ kolejnych firm z udziałem kapitału obcego i początkowa przewaga regionu z czasem pogłębia się dzięki rozwojowi na jego terenie sieci dostawców dóbr i usług pośrednich ukierunkowanych na obsługę firm zagranicznych.

Źródła danych statystycznych

Dane wykorzystane w badaniu empirycznym pochodzą z dwóch publikacji Głównego Urzędu Statystycznego: *Działalność Gospodarcza Spółek z Udziałem Kapitału Zagranicznego* oraz *Roczniki Statystyczne Województw*

⁵ Patrz rozwinięcie tej tematyki w: Cieślak (2003).

Tabela 1 Definicje i podstawowe statystyki zmiennych objaśniających wykorzystanych w badaniu empirycznym (dane połączone)

Zmienna	Definicja	Oczekiwany znak	Wartość minimalna	Wartość maksymalna	Wartość średnia	Odchylenie standardowe
Firmy zarejestrowane	Całkowita liczba firm zarejestrowanych w rejestrze REGON	+	416	43372	3816,2	5188,9
PKB	Wartość PKB regionu wyrażona w cenach stałych z 1997 r. (zł)	+	1572614	58738500	7847873	8675669
Pracujący	Całkowita liczba pracujących (tys. osób)	+	97,2	1595,7	311,5	242,0
Przemysł	Udział przemysłu w całkowitej liczbie pracujących (%)	+	9,2	44,9	22,2	6,7
Usługi	Udział sektora usług w całkowitej liczbie pracujących (%)	+	26,6	73,8	44,5	10,8
Płace	Średnia płaca miesięczna wyrażona w cenach z 1997 r. (zł)	-	740,6	1438,7	878,9	103,3
Skolaryzacja	Indeks skolaryzacji dla szkolnictwa średniego (%)	+	14,6	43,6	24,3	5,3
Bezrobocie	Stopa bezrobocia rejestrowanego (%)	?	2,7	30,3	15,8	5,4
Drogi	Całkowita długość sieci drogowej (km)	+	2045	12080	4809,5	1633,8
Koleje	Całkowita długość eksploatowanej sieci kolejowej (km)	+	112,1	1416,5	465,4	267,6
Obszar	Całkowity obszar (km ²)	?	1523	12327	6381,3	2221,5
Granica	Zmienna wskaźnikowa (0/1)	+	0	1	0,4	0,5
Port morski	Zmienna wskaźnikowa (0/1)	+	0	1	0,1	0,2
Lotnisko międzynarodowe	Zmienna wskaźnikowa (0/1)	+	0	1	0,2	0,4
Telefony	Abonenci telefonii przewodowej na 100 tys. mieszkańców	+	6019	39150	12987,6	4960,6
Urbanizacja	Udział ludności miejskiej w całkowitej liczbie ludności (%)	?	29,6	93,1	54,8	15,4
Specjalna strefa ekonomiczna	Zmienna wskaźnikowa (0/1)	+	0	1	0,1	0,2
Firmy zagraniczne (-1)	Liczba firm z udziałem kapitału zagranicznego opóźniona o 1 okres	+	9	3016	206,6	412,0

dla różnych lat. Dane dotyczą 49 byłych województw w okresie 1993-1998, co łącznie daje 294 obserwacje⁶. Definicje oraz podstawowe statystyki zmiennych objaśniających⁷ zostały przedstawione w tabeli 1.

4. Metodologia statystyczna

W modelu teoretycznym zakłada się, że firmy zagraniczne maksymalizują zysk i optymalnie wybierają lokalizację, biorąc pod uwagę regionalne charakterystyki istotne z punktu widzenia wysokości zysków. Najczęściej wykorzystywanym podejściem w empirycznym badaniu wyboru lokalizacji firm jest model logitu warunkowego (McFadden, 1974). W przypadku dużej liczby alternatyw wykorzystanie metody logitu warunkowego rodzi jednak problemy obliczeniowe. Innym podejściem, wykorzystywanym poniżej, są modele liczebności (*count models*), a konkretnie model regresji Poissona oraz model dwumianowy ujemny. Rozkład Poissona jest często wykorzystywany do opisu procesów generujących nieujemne liczby całkowite, takie jak liczba wypadków samochodowych na danym skrzyżowaniu czy liczba patentów uzyskanych przez daną firmę. Liczba firm z udziałem kapitału zagranicznego działających w danym regionie również przyjmuje nieujemne wartości całkowite, a więc nadaje się do wykorzystania podejścia Poissona. W takiej sytuacji prawdopodobieństwo zaobserwowania liczby firm zagranicznych y_i w regionie i -tym wynosi:

$$Pr(y_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}, \quad y_i = 0, 1, 2, \dots, \quad (1)$$

gdzie: λ_i oznacza wartość oczekiwaną liczby firm zagranicznych w i -tym regionie.

W celu uwzględnienia wpływu zmiennych egzogenicznych zakłada się, że λ_i jest logarytmiczno-liniową funkcją wektora regionalnych charakterystyk x_i , które mogą wpływać na zyski firm zagranicznych:

$$\ln \lambda_i = \beta' x_i \quad (2)$$

gdzie β to wektor parametrów towarzyszących zmiennym egzogenicznym, który należy oszacować.

Podstawowym założeniem modelu Poissona jest przyjęcie równości wartości oczekiwanej i wariancji warunkowej:

$$E[y_i | x_i] = \text{var}[y_i | x_i] = \lambda_i \quad (3)$$

Powyższe założenie nie jest jednak zbyt wygodne, ponieważ w danych wykorzystywanych w modelach liczebności często występuje zjawisko nadmiernej dyspersji (*overdispersion*) i wariancja bywa wyższa niż wartość średnia. Ze względu na to ograniczenie modelu Poissona, takie restrykcyjne założenie bywa rozluźniane. Tak jest w modelu dwumianowym ujemnym, w którym wprowadza się do średniej warunkowej nieobserwowalną przekrojową heterogeniczność o rozkładzie gamma:

$$\ln \lambda_i = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

gdzie $\exp(\varepsilon_i)$ ma rozkład gamma o średniej 1,0 i wariancji α .

Wartość oczekiwana y_i w modelu dwumianowym ujemnym jest taka sama jak w modelu Poissona, ale wariancja jest różna i większa niż wartość średnia. W modelu dwumianowym ujemnym wariancja wynosi:

$$\text{var}[y_i | x_i] = E[y_i | x_i] \{1 + \alpha E[y_i | x_i]\} \quad (5)$$

Wygodną cechą modelu dwumianowego ujemnego jest to, że model Poissona jest w nim bezpośrednio zagnieżdżony. Model dwumianowy ujemny dąży do modelu Poissona, w miarę jak dyspersja dąży do zera. Gdy oszacowany parametr α wynosi zero, średnia warunkowa jest równa warunkowej wariancji i model dwumianowy ujemny upraszcza się do modelu Poissona. Fakt, że model Poissona jest szczególnym przypadkiem modelu dwumianowego ujemnego, sprawia, iż do porównania obydwu modeli możemy wykorzystać standardowy test stosunku wiarygodności LR (*likelihood ratio*).

W badaniach empirycznych oszacowaliśmy oba modele. We wszystkich przypadkach oszacowany parametr α był statystycznie różny od zera, a test LR preferował model dwumianowy ujemny względem modelu Poissona. Z tego względu, w części poświęconej opisowi wyników empirycznych omawiamy tylko efekty estymacji modelu dwumianowego ujemnego.

5. Wyniki estymacji

Poniżej przedstawiamy oszacowania statycznych modeli regresji, a następnie omawiamy oszacowania dynamicznego modelu Heada i Riesa (1996).

Podstawowe specyfikacje

Wyniki estymacji statycznego modelu dwumianowego ujemnego zamieszczono w tabeli 2. W kolumnie (1) zamieszczono wyniki uzyskane dla podstawowego równania regresji, w którym liczba firm z kapitałem zagra-

⁶ Dane dotyczące firm z udziałem kapitału zagranicznego publikowane są dopiero od 1993 r., natomiast reforma terytorialna kraju sprawiła, że szereg czasowy dla 49 województw kończy się na 1998 r. Od 1999 r. dane dostępne są w przekroju 16 nowych województw, co jednak znacznie ogranicza liczbę obserwacji oraz niesie ze sobą ryzyko utraty ważnych informacji statystycznych w związku z agregacją danych.

⁷ W celu uniknięcia potencjalnego problemu jednoczesności zmienne objaśniające zostały opóźnione o jeden okres.

nicznym w regionie zależy od liczby potencjalnych dostawców, przybliżanej za pomocą wszystkich zarejestrowanych firm, wysokości średnich płac realnych oraz zmiennych infrastrukturalnych. Okazuje się, że prawie wszystkie zmienne objaśniające, z wyjątkiem przygranicznego położenia regionu, są statystycznie istotne (na różnych poziomach istotności) i mają znaki zgodne z oczekiwaniami. Potwierdza to przewidywania modelu teoretycznego i wydaje się zgodne z wynikami wcześniejszych badań.

Zmienna mierząca liczbę potencjalnych dostawców w regionie charakteryzuje się dodatnim znakiem i jest statystycznie istotna na poziomie 5%. Zmienna określająca wysokość kosztów produkcji w regionie ma natomiast ujemny znak i jest statystycznie istotna na poziomie 1%. Zmienne mierzące długość sieci drogowej i kolejowej, zmienna wskaźnikowa opisująca obecność portu lotniczego w regionie, gęstość sieci telefonicznej oraz urbanizacja mają dodatnie znaki i są statystycznie istotne na poziomie 1%. Zmienna wskaźnikowa opisująca istnienie portu morskiego w regionie ma dodatni znak i jest statystycznie istotna na poziomie 10%. Z kolei zmienna mierząca wielkość obszaru regionu charakteryzuje się ujemnym znakiem i jest statystycznie istotna na poziomie 1%.

W kolumnie (2) przedstawiono wyniki estymacji rozszerzonego równania regresji z udziałami przemysłu i usług w całkowitej liczbie osób pracujących w regionie. Obydwie zmienne mają dodatnie znaki i są statystycznie istotne na poziomie 1%. Dodanie tych dwóch zmiennych powoduje zdecydowany wzrost dopasowania modelu do rzeczywistości, co przejawia się we wzroście wartości logarytmu wiarygodności oraz pseudo R^2 . Dotychczasowa miara liczby potencjalnych dostawców pozostaje dodatnia i statystycznie istotna już na poziomie 1%, a precyzja jej oszacowania wzrasta, co przejawia się we wzroście wartości statystyki t . Podobnie jest w przypadku zmiennej mierzącej wysokość przeciętnych kosztów produkcji w regionie, czyli przeciętnej płacy realnej.

Część zmiennych infrastrukturalnych traci statystyczną istotność, tak jak zmienna mierząca długość całkowitej sieci kolejowej czy zmienna wskaźnikowa opisująca istnienie w regionie portu morskiego. Zmienna wskaźnikowa opisująca przygraniczne położenie regionu staje się natomiast statystycznie istotna już na poziomie 1% i towarzyszy jej ujemny znak. Zmienna opisująca stopień urbanizacji regionu chociaż pozostaje statystycznie istotna na poziomie 1%, zmienia znak z dodatniego na ujemny. Można to tłumaczyć następująco. Obszary zurbanizowane charakteryzują się często wysokim stopniem uprzemysłowienia oraz większą dostępnością usług niż obszary wiejskie. Wprowadzenie do równania regresji zmiennych uwzględniających koncentrację działalności przemysłowej i usługowej na terenie regionu sprawia, że zmienna mierząca stopień

urbanizacji regionu może opisywać głównie negatywne efekty urbanizacji (np. zatłoczenie, które zniechęca inwestorów zagranicznych).

W kolumnie (3) specyfikację szacowanego równania regresji uzupełniono dwiema dodatkowymi charakterystykami rynku pracy w regionie: indeksem skolaryzacji oraz stopą bezrobocia. Tylko stopa bezrobocia okazuje się statystycznie istotna (ujemny znak). Oznacza to, że firmy zagraniczne raczej nie ulokują działalności w regionach o wysokich stopach bezrobocia i nie łagodzą sytuacji na lokalnych rynkach pracy. Wręcz przeciwnie, starają się tych regionów unikać, gdyż wysokie stopy bezrobocia mogą świadczyć o niekorzystnych warunkach do prowadzenia działalności w regionie. W porównaniu z oszacowaniami z kolumny (2) oszacowania pozostałych zmiennych w kolumnie (3) nie ulegają większej zmianie.

W kolumnie (4) do szacowanego równania dodajemy zmienną wskaźnikową opisującą istnienie w regionie specjalnych stref ekonomicznych. Sprawdzamy czy SSE przyczyniają się do napływu inwestorów zagranicznych do regionów, w których zostały utworzone. Okazuje się, że zmienna ta jest statystycznie nieistotna. Inwestorzy zagraniczni lokalizujący swoją działalność w Polsce kierują się zatem innymi czynnikami niż geograficznie ukierunkowane bodźce fiskalne. Parametry towarzyszące pozostałym zmiennym nie zmieniają się w porównaniu z oszacowaniami z kolumny (3), ponieważ zmienna SSE nie jest statystycznie istotna.

W kolumnie (5) badamy wrażliwość oszacowań, biorąc pod uwagę efekty koniunktury uwzględniane za pomocą zmiennych wskaźnikowych dla poszczególnych lat naszej próby. Okazuje się, że z wyjątkiem zmiennej dla 1994 r., która w ogóle nie była statystycznie istotna, wszystkie pozostałe efekty czasowe były statystycznie istotne już na poziomie 1%, co potwierdza zasadność ich uwzględnienia. Wszystkie miary liczby potencjalnych dostawców zachowują swoją statystyczną istotność na poziomie 1%, podobnie jak charakterystyki rynku pracy. Wyjątkiem jest indeks skolaryzacji, który także wcześniej nie był statystycznie istotny. Większość zmiennych infrastrukturalnych zachowuje statystyczną istotność. Wyjątkiem jest zmienna mierząca stopień urbanizacji. Zmienna mierząca obszar regionu, która wcześniej była statystycznie nieistotna, staje się natomiast statystycznie istotna na poziomie 5% (dodatni znak). Nieoczekiwana zmiana znaku z dodatniego na ujemny występuje w przypadku zmiennej mierzącej gęstość sieci telefonicznej. Zmienna mierząca istnienie SSE w regionie pozostaje statystycznie nieistotna.

Analiza wrażliwości specyfikacji

W tabeli 3 zamieszczono dalsze testy badające wrażliwość szacowanych równań regresji. W kolumnie (1) za-

Tabela 2 Czynniki lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego w Polsce. Wyniki oszacowań statycznego modelu dwumianowego ujemnego dla lat 1993-1998 (dane połączone) (statystyki z)

Zmienna objaśniająca	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Stała	2,448290*** (6,03)	0,674536** (2,04)	1,105715*** (3,09)	1,143041*** (3,19)	1,197422*** (3,55)
Firmy zarejestrowane	0,000026** (2,51)	0,000029*** (3,39)	0,000034*** (4,29)	0,000035*** (4,36)	0,000045*** (5,57)
Przemysł		0,048798*** (6,97)	0,060703*** (8,45)	0,060299*** (8,39)	0,051833*** (7,71)
Usługi		0,072129*** (12,69)	0,076787*** (14,25)	0,077720*** (14,23)	0,089040*** (16,79)
Płace	-0,001142*** (2,59)	-0,000902*** (2,62)	-0,001071*** (3,29)	-0,001116*** (3,41)	-0,001504*** (4,60)
Skolaryzacja			-0,002819 (0,37)	-0,003305 (0,43)	-0,002597 (0,35)
Bezrobocie			-0,040000*** (6,35)	-0,041146*** (6,43)	-0,052999*** (7,84)
Drogi	0,000163*** (5,14)	0,000192*** (7,61)	0,000151*** (6,01)	0,000153*** (6,07)	0,000156*** (6,69)
Koleje	0,001337*** (5,47)	0,000097 (0,45)	-0,000431* (1,91)	-0,000444** (1,97)	-0,000803*** (3,76)
Lotnisko międzynarodowe	0,454412*** (4,31)	0,328435*** (3,50)	0,168051* (1,89)	0,139849 (1,49)	0,038325 (0,44)
Port morski	0,262922* (1,93)	0,139121 (1,31)	0,160921* (1,66)	0,174062* (1,78)	0,167710* (1,87)
Granica	0,032761 (0,49)	-0,210429*** (3,80)	-0,189424*** (3,65)	-0,196713*** (3,75)	-0,280215*** (5,59)
Obszar	-0,000110*** (5,53)	-0,000036* (1,87)	0,000031 (1,49)	0,000031 (1,50)	0,000047** (2,36)
Telefony	0,000068*** (6,25)	0,000050*** (6,16)	0,000029*** (2,98)	0,000028*** (2,87)	-0,000032** (2,43)
Urbanizacja	0,025751*** (7,11)	-0,019156*** (4,88)	-0,014988*** (3,49)	-0,014821*** (3,45)	-0,003083 (0,70)
Specjalna strefa ekonomiczna				0,130045 (0,97)	0,084399 (0,66)
Efekty czasowe	NIE	NIE	NIE	NIE	TAK
Logarytm wiarygodności	-1536,335	-1452,649	-1433,165	-1432,686	-1406,595
PseudoR ²	0,175	0,220	0,230	0,230	0,244
Alfa (statystyka z)	0,204282*** (11,62)	0,112297*** (10,87)	0,095499*** (10,50)	0,095168*** (10,50)	0,078065*** (10,26)
Test LR (wartość p)	8843,69 (0,00)	4579,06 (0,00)	3238,54 (0,00)	3234,74 (0,00)	2820,06 (0,00)
Liczba obserwacji	294	294	294	294	294

Uwaga:

*** zmienna statystycznie istotna na poziomie 1%,

** zmienna statystycznie istotna na poziomie 5%,

* zmienna statystycznie istotna na poziomie 10%.

miast liczby zarejestrowanych firm, wykorzystujemy wielkość regionalnego PKB jako alternatywną miarę potencjalnej liczby dostawców w regionie. W porównaniu z oszacowaniami z kolumny (5) tabeli 2 wartość logarytmu wiarygodności oraz pseudoR² są niższe, co świadczy o gorszym dopasowaniu modelu do rzeczywistości. Dodatkowe miary liczby potencjalnych do-

stawców, czyli udziały przemysłu i usług w regionalnym zatrudnieniu, pozostają statystycznie istotne na poziomie 1%. Podobnie, charakterystyki rynku pracy pozostają statystycznie istotne z wyjątkiem indeksu skolaryzacji. W przypadku zmiennych infrastrukturalnych różnica w porównaniu z oszacowaniami z kolumny (5) tabeli 2 polega na tym, że ani obszar, ani gęstość

telefoniczna nie są teraz statystycznie istotne. Zmienna wskaźnikowa opisująca istnienie SSE w regionie pozostaje statystycznie nieistotna.

W kolumnie (2) tabeli 3 zamieszczono oszacowania specyfikacji, w której liczba potencjalnych dostawców w regionie przybliżana jest za pomocą całkowitej liczby pracujących. W porównaniu z oszacowaniami z kolumny (1) tabeli (3) wielkości logarytmu wiarygodności oraz pseudoR² są teraz nieco wyższe, ale w dalszym ciągu mniejsze niż w przypadku oszacowań z kolumny (5) tabeli 2. Sugeruje to, że liczba firm z rejestru REGON jest najlepszym przybliżeniem liczby potencjalnych dostawców. Podobnie jak poprzednio dodatkowe miary liczby potencjalnych dostawców oraz charakterystyki rynku pracy (z wyjątkiem indeksu skolaryzacji) pozostają statystycznie istotne. W przypadku zmiennych infrastrukturalnych różnica polega na tym, że obszar jest teraz statystycznie istotny na poziomie 10% i ma dodatni znak. Urbanizacja jest natomiast statystycznie istotna na poziomie 5% i ma znak ujemny.

W kolumnie (3) powracamy do specyfikacji, w której liczba potencjalnych dostawców przybliżana jest za pomocą liczby firm z rejestru REGON. Dokonujemy dekompozycji zmiennej mierzącej efekt przygranicznego położenia regionu na kraje, z którymi graniczy Polska: granica lądowa z siedmioma państwami: Niemcami, Czechami, Słowacją, Ukrainą, Białorusią, Litwą i Rosją (obwód kaliningradzki) oraz granica morska. Uzyskane oszacowania pokazują, że efekty istnienia granicy różnią się w zależności od kraju. W przypadku krajów już należących bądź wstępujących do Unii Europejskiej (Niemiec, Czech, Słowacji oraz Litwy) efekty te są dodatnie i statystycznie istotne lub neutralne (statystycznie nieistotne). W przypadku krajów, które nie są zainteresowane członkostwem w Unii: Białorusi, Ukrainy oraz Rosji, efekty są natomiast wyraźnie ujemne i statystycznie istotne. Może to świadczyć o niższej atrakcyjności dla inwestorów zagranicznych regionów, mających granice z krajami, które pozostaną poza rozszerzoną Unią Europejską. W rezultacie, możemy mieć do czynienia z polaryzacją rozwoju gospodarczego Polski i pogłębieniem istniejących dysproporcji. Pozytywne skutki towarzyszące działalności firm zagranicznych ograniczą się bowiem do regionów, w których te firmy zlokalizują swoje inwestycje. Dekompozycja efektu granicy nie wpływa zasadniczo na istotność parametrów towarzyszących zmiennym objaśniającym w porównaniu z oszacowaniami z kolumny (5) tabeli 2. Wszystkie miary potencjalnej liczby dostawców pozostają statystycznie istotne podobnie jak charakterystyki rynku pracy z tą różnicą, że indeks skolaryzacji staje się teraz statystycznie istotny na poziomie 10%. Jeśli chodzi o zmienne infrastrukturalne, to główna różnica polega na tym, że obecnie zmienną statystycznie istotną na poziomie 1% staje się zmienna wskaźnikowa, mierząca występowanie w regionie międzynarodowego lotniska,

podczas gdy zmienna opisująca występowanie portu morskiego traci swą statystyczną istotność.

W kolumnie (4) badamy „atrakcyjność inwestycyjną” nowych województw Polski, przyporządkowując stare województwa nowym jednostkom terytorialnym, utworzonym w wyniku reformy administracyjnej kraju z 1998 r., i szacując efekty indywidualne dla nowych województw dzięki zastosowaniu zmiennych wskaźnikowych. Przyporządkowanie starych województw nowym odbywa się poprzez uwzględnienie położenia stolicy starego województwa. Jeżeli stolica starego województwa znajduje się na terenie obecnego województwa, to zmienna wskaźnikowa danego województwa przyjmuje wartość 1 (w przeciwnym przypadku wartość 0). W celu uniknięcia pełnej współliniowości w szacowanym równaniu regresji wykorzystamy z 15 zmiennych wskaźnikowych nowych województw, pomijając zmienną województwa mazowieckiego. Uzyskane w ten sposób oszacowania indywidualnych efektów można interpretować jako relatywną „atrakcyjność inwestycyjną” względem województwa mazowieckiego.

Okazuje się, że oszacowane wartości indywidualnych efektów dla trzech nowych województw Polski południowo-zachodniej: dolnośląskiego, lubuskiego oraz opolskiego, mają dodatnie znaki i są statystycznie istotne. Sugeruje to, że województwa te są relatywnie bardziej atrakcyjne dla inwestorów zagranicznych niż województwo mazowieckie. Oszacowania uzyskane dla siedmiu województw Polski południowo-wschodniej oraz północnej: lubelskiego, małopolskiego, podkarpackiego, podlaskiego, świętokrzyskiego, warmińsko-mazurskiego oraz zachodnio-pomorskiego, mają natomiast ujemne znaki i są statystycznie istotne (województwa te są mniej atrakcyjne niż województwo mazowieckie). Z kolei oszacowania uzyskane dla pięciu województw Polski centralnej: kujawsko-pomorskiego, łódzkiego, pomorskiego, śląskiego oraz wielkopolskiego okazały się statystycznie nieistotne, co może oznaczać, że ich atrakcyjność nie różni się od atrakcyjności województwa mazowieckiego.

W porównaniu z wynikami zamieszczonymi w kolumnie (5) tabeli 2 oszacowania towarzyszące poszczególnym zmiennym objaśniającym uzyskane po uwzględnieniu efektów indywidualnych dla nowych województw niewiele się od nich różnią, jeśli chodzi o miary potencjalnej liczby dostawców oraz charakterystyki rynku pracy. Pewne różnice występują natomiast w przypadku zmiennych infrastrukturalnych oraz zmiennej wskaźnikowej mierzącej istnienie w regionie specjalnych stref ekonomicznych. Zmienne wskaźnikowe opisujące istnienie w regionie międzynarodowego lotniska i portu morskiego są teraz statystycznie istotne na poziomie 5%, a zmienna mierząca stopień urbanizacji regionu na poziomie 10%. W odróżnieniu od wcześniejszych oszacowań parametr towarzyszący zmiennej wskaźnikowej mierzącej istnienie specjalnych stref

Tabela 3 Analiza wrażliwości specyfikacji szacowanych równań regresji.
Wyniki oszacowań statycznego modelu dwumianowego ujemnego dla lat 1993-1998 (dane połączone) (statystyki z)

Zmienna objaśniająca	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Stała	0,762014** (2,12)	0,728650** (2,15)	1,401788*** (4,72)	1,370977*** (4,32)	1,678069*** (5,06)
Firmy zarejestrowane			0,000036*** (5,23)	0,000022*** (2,74)	0,000017** (2,19)
PKB	1,23e-08** (2,04)				
Pracujący		0,000721*** (3,06)			
Przemysł	0,044031*** (6,41)	0,044848*** (6,62)	0,036812*** (5,99)	0,025928*** (3,18)	0,012819 (1,52)
Usługi	0,093865*** (16,54)	0,097712*** (16,59)	0,069563*** (13,88)	0,066360*** (10,24)	0,056302*** (8,20)
Place	-0,001001*** (2,81)	-0,000933*** (2,90)	-0,001362*** (4,93)	-0,001642*** (5,93)	-0,001603*** (6,05)
Skolaryzacja	-0,004497 (0,58)	-0,006047 (0,79)	0,012995* (1,92)	-0,002213 (0,28)	-0,005586 (0,68)
Bezrobocie	-0,052652*** (7,44)	-0,052990*** (7,57)	-0,040539*** (6,26)	-0,043911*** (6,52)	-0,033922*** (4,34)
Drogi	0,000166*** (6,01)	0,000119*** (3,52)	0,000097*** (4,14)	0,000291*** (8,23)	0,000231*** (6,07)
Koleje	-0,000643*** (2,86)	-0,000615*** (2,81)	-0,000560*** (2,79)	-0,001714*** (7,56)	-0,000989*** (4,17)
Lotnisko międzynarodowe	0,048269 (0,51)	0,013185 (0,14)	0,274046*** (3,55)	0,221742** (2,53)	0,301701*** (3,42)
Port morski	0,134823 (1,42)	0,137449 (1,47)	0,040797 (0,36)	0,372107** (2,51)	0,230281 (1,60)
Obszar	0,000029 (1,34)	0,000041* (1,87)	0,000059*** (3,02)	0,000055** (2,33)	0,000020 (0,74)
Telefony	-0,000008 (0,58)	-0,000009 (0,73)	0,000006 (0,19)	0,000015 (1,23)	0,000028** (2,37)
Urbanizacja	-0,007088 (1,55)	-0,009939** (2,12)	0,002173 (0,54)	0,009090* (1,70)	0,011319** (2,07)
Specjalna strefa ekonomiczna	0,098128 (0,73)	0,098108 (0,74)	0,039632 (0,36)	0,216881** (2,13)	0,148797 (1,56)
Granica				0,012913 (0,23)	
Granica morska			-0,194160** (2,02)		-0,188703 (1,15)
Granica z Niemcami			0,157776** (2,43)		0,190539** (2,03)
Granica z Czechami			0,185716** (2,38)		0,102338 (0,86)
Granica ze Słowacją			0,047492 (0,57)		0,294529*** (3,38)
Granica z Ukrainą			-0,546369*** (6,82)		-0,397456*** (4,58)
Granica z Białorusią			-0,724596*** (7,27)		-0,364462*** (3,31)
Granica z Litwą			0,367763** (2,03)		0,440250** (2,33)
Granica z Rosją			-0,317656*** (3,30)		-0,237386 (1,53)
Województwo dolnośląskie				0,259653** (2,25)	0,099602 (0,89)
Województwo kujawsko-pomorskie				0,016972 (0,17)	-0,071371 (0,73)
Województwo lubelskie				-0,647747*** (6,46)	-0,429775*** (4,20)
Województwo lubuskie				0,620312*** (4,84)	0,398027** (2,49)
Województwo łódzkie				0,031335 (0,36)	-0,028122 (0,32)

Tabela 3 cd. *Analiza wrażliwości specyfikacji szacowanych równań regresji. Wyniki oszacowań statycznego modelu dwumianowego ujemnego dla lat 1993-1998 (dane połączone) (statystyki z)*

Zmienna objaśniająca	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Województwo małopolskie				-0,495749*** (4,54)	-0,496317*** (4,49)
Województwo opolskie				0,511424*** (3,41)	0,464925*** (3,00)
Województwo podkarpackie				-0,315084*** (3,42)	-0,232910** (2,31)
Województwo podlaskie				-0,801201*** (6,35)	-0,652660*** (4,54)
Województwo pomorskie				-0,064164 (0,42)	0,178556 (0,78)
Województwo śląskie				-0,037092 (0,29)	-0,080952 (0,64)
Województwo świętokrzyskie				-0,292278** (2,12)	-0,204587 (1,51)
Województwo warmińsko-mazurskie				-0,326613*** (2,64)	-0,440250** (2,33)
Województwo wielkopolskie				0,059789 (0,67)	0,096466 (1,07)
Województwo zachodniopomorskie				-0,463243** (2,26)	-0,243511 (0,82)
Efekty czasowe	TAK	TAK	TAK	TAK	TAK
Logarytm wiarygodności	-1419,478	-1416,929	-1353,615	-1333,021	-1308,526
PseudoR2	0,237	0,239	0,273	0,284	0,297
Alfa (statystyka z)	0,086698*** (10,45)	0,084954*** (10,42)	0,050674*** (9,60)	0,041274*** (9,03)	0,033539*** (8,72)
Test LR (wartość p)	3122,57 (0,00)	2881,88 (0,00)	2212,01 (0,00)	1076,11 (0,00)	943,25 (0,00)
Liczba obserwacji	294	294	294	294	294

Uwaga:

*** zmienna statystycznie istotna na poziomie 1%,

** zmienna statystycznie istotna na poziomie 5%,

* zmienna statystycznie istotna na poziomie 10%.

ekonomicznych w regionie jest teraz statystycznie istotny na poziomie 5%.

Analizując wartości oszacowanych efektów indywidualnych dla poszczególnych województw według nowego podziału terytorialnego kraju, możemy zauważyć, że dodatnimi wartościami charakteryzują się województwa położone w południowo-zachodniej części Polski, a ujemnymi - w części wschodniej i północnej. Może to sugerować, że efekty te wiążą się z przygranicznym położeniem województw, które – jak wynika z oszacowań przedstawionych w kolumnie (3) tabeli 3 – są dodatnie właśnie dla granicy zachodniej i południowej, a ujemne dla granicy wschodniej i północnej. W celu wyodrębnienia efektów przygranicznego położenia z efektów indywidualnych dla poszczególnych województw wzbogacamy specyfikację szacowanego równania regresji o zmienne wskaźnikowe dla poszczególnych granic. Wyniki estymacji, uwzględniające zarówno efekty granic, jak i efekty indywidualne dla nowych województw, zamieszczono w kolumnie (5) tabeli 3.

Uwzględnienie efektów granicy rzeczywiście sprawia, że część oszacowanych efektów indywidualnych dla poszczególnych województw, wcześniej statystycz-

nie istotnych, traci znaczenie. Statystycznie nieistotne stają się teraz efekty dla województw: dolnośląskiego, świętokrzyskiego oraz zachodniopomorskiego. Statystyczną istotność zachowują natomiast dodatnie efekty dla województw: lubuskiego i opolskiego, a ujemne dla województw: lubelskiego, małopolskiego, podkarpackiego, podlaskiego oraz warmińsko-mazurskiego. Można zatem przypuszczać, że niezależnie od występowania pozytywnych bądź negatywnych efektów związanych z przygranicznym położeniem regionu, „atrakcyjność inwestycyjna” województw może zależeć również od czynników specyficznych, takich jak tworzenie przez władze lokalne warunków sprzyjających prowadzeniu działalności gospodarczej. Jeśli chodzi o statystyczną istotność efektów granicy to zdecydowana większość pozostaje statystycznie istotna w porównaniu z oszacowaniami tych efektów zamieszczonymi w kolumnie (3) tabeli 3 (zob. dodatnie efekty w przypadku Niemiec oraz Litwy). Dodatni efekt granicy dla Czech przestaje być statystycznie istotny (w przypadku Słowacji dodatni efekt staje się statystycznie istotny). Statystycznie istotne pozostają również negatywne efekty dla Ukrainy oraz Białorusi, natomiast ujemne

efekty dla Rosji oraz granicy morskiej stają się obecnie statystycznie nieistotne.

W przypadku pozostałych zmiennych objaśniających liczba firm zarejestrowanych w rejestrze REGON oraz udział pracujących w usługach pozostają statystycznie istotne na poziomie 1%, natomiast udział pracujących w przemyśle przestaje być statystycznie istotny. Charakterystyki rynku pracy, z wyjątkiem indeksu skolaryzacji, pozostają statystycznie istotne na poziomie 1%. W przypadku zmiennych infrastrukturalnych statystyczną istotność traci zmienna wskaźnikowa opisująca występowanie w regionie portu morskiego oraz zmienna mierząca obszar regionu. Statystycznie istotna na poziomie 5% staje się natomiast zmienna mierząca gęstość sieci telefonicznej w regionie. Zmienna wskaźnikowa opisująca występowanie specjalnych stref ekonomicznych w regionie jest statystycznie nieistotna.

Sprężenie zwrotne

Szacowane dotychczas równania regresji miały charakter statyczny i nie uwzględniały możliwości wystąpienia sprzężenia zwrotnego, w którym liczba firm zagranicznych działających w regionie w okresie bieżącym zależy od liczby firm zagranicznych działających w

okresie poprzednim. Oszacowania modelu dynamicznego zostały zamieszczone w tabeli 4.

Punktem wyjścia jest specyfikacja przedstawiona w kolumnie (1) tabeli 4. Jest ona rozszerzeniem specyfikacji z kolumny (4) tabeli 2 o liczbę firm zagranicznych działających w poprzednim okresie. Okazuje się, że liczba ta jest statystycznie istotna już na poziomie 1%, co potwierdza występowanie mechanizmu sprzężenia zwrotnego. Włączenie tej zmiennej do szacowanego równania regresji sprawia jednak, że statystyczną istotność traci całkowita liczba firm zarejestrowanych w rejestrze REGON. Zmienne mierzące udziały przemysłu oraz usług w całkowitym zatrudnieniu zachowują natomiast swoją statystyczną istotność na poziomie 1%. Charakterystyki opisujące stan rynku pracy również pozostają statystycznie istotne na poziomie 1% (z wyjątkiem indeksu skolaryzacji). Zmienne infrastrukturalne są w większości statystycznie istotne na poziomie 1% lub 5% z wyjątkiem zmiennej wskaźnikowej opisującej istnienie w regionie międzynarodowego lotniska.

Podobnie jak w przypadku modelu statycznego badamy wrażliwość wyników przedstawionych w kolumnie (1) tabeli 4. Oszacowania uwzględniające efekty czasowe dla poszczególnych lat naszej próby zamieszczono w kolumnie (2) tabeli 4. Dekompozycja efektu

Tabela 4. *Czynniki lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego w Polsce. Wyniki oszacowań dynamicznego modelu dwumianowego ujemnego dla lat 1994-1998 (dane połączone) (statystyki z)*

Zmienna objaśniająca	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Stała	1,609644*** (4,58)	1,491519*** (4,73)	1,674044*** (5,95)	1,383598*** (4,08)	1,518306*** (4,22)
Firmy zarejestrowane	-0,000013 (0,81)	-0,000036*** (2,56)	-0,000017 (1,43)	-0,000024* (1,75)	-0,000029** (2,38)
Firmy zagraniczne (-1)	0,000700*** (3,70)	0,001173*** (6,56)	0,000797*** (5,36)	0,000802*** (4,86)	0,000798*** (5,43)
Przemysł	0,069580*** (9,54)	0,059665*** (9,20)	0,045383*** (7,60)	0,037200*** (4,53)	0,022339*** (2,69)
Usługi	0,065860*** (11,02)	0,074358*** (14,05)	0,061757*** (12,83)	0,055674*** (8,44)	0,048750*** (7,09)
Płace	-0,001333*** (4,25)	-0,001871*** (6,26)	-0,001706*** (6,64)	-0,001706*** (6,33)	-0,001606*** (6,30)
Skolaryzacja	-0,005276 (0,71)	-0,003346 (0,49)	0,015112** (2,43)	-0,003318 (0,43)	0,003494 (0,44)
Bezrobocie	-0,045705*** (6,54)	-0,040452*** (6,34)	-0,032859*** (5,47)	-0,034527*** (4,99)	-0,023959*** (3,04)
Drogi	0,000163*** (6,44)	0,000198*** (8,80)	0,000129*** (5,72)	0,000271*** (7,75)	0,000203*** (5,61)
Koleje	-0,000598** (2,54)	-0,000729*** (3,58)	-0,000487** (2,53)	-0,001619*** (7,08)	-0,000961*** (4,12)
Lotnisko międzynarodowe	0,142325 (1,55)	0,081542 (1,00)	0,276563*** (3,83)	0,234189*** (2,73)	0,323742*** (3,86)
Port morski	0,260383*** (2,67)	0,267492*** (3,17)	0,145358 (1,35)	0,544260*** (3,64)	0,438514*** (3,06)
Obszar	0,000046** (2,15)	0,000031 (1,62)	0,000043** (2,35)	0,000069*** (2,92)	0,000050* (1,88)
Telefony	0,000024** (2,30)	-0,000032*** (2,65)	-0,000005 (0,44)	0,000008 (0,65)	0,000019* (1,79)
Urbanizacja	-0,011169** (2,38)	-0,002034 (0,48)	0,002209 (0,56)	0,010776** (2,00)	0,012426** (2,28)

Tabela 4 cd. Czynniki lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego w Polsce. Wyniki oszacowań dynamicznego modelu dwumianowego ujemnego dla lat 1994-1998 (dane połączone) (statystyki z)

Zmienna objaśniająca	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Specjalna strefa ekonomiczna	0,191097 (1,56)	0,121021 (1,09)	0,077691 (0,80)	0,208972** (2,29)	0,149279* (1,80)
Granica	-0,147339*** (2,82)	-0,243227*** (5,17)		-0,035524 (0,64)	
Granica morska			-0,187969** (2,09)		-0,098520 (0,64)
Granica z Niemcami			0,097015 (1,58)		0,122817 (1,40)
Granica z Czechami			0,137411* (1,86)		0,142995 (1,25)
Granica ze Słowacją			0,031807 (0,41)		0,217928*** (2,63)
Granica z Ukrainą			-0,526047*** (6,73)		-0,462873*** (5,50)
Granica z Białorusią			-0,621118*** (6,37)		-0,363192*** (3,35)
Granica z Litwą			0,236358 (1,36)		0,276666 (1,53)
Granica z Rosją			-0,256114*** (2,87)		-0,246957* (1,65)
Województwo dolnośląskie			0,327742*** (2,86)		0,165832 (1,52)
Województwo kujawsko-pomorskie			0,091418 (0,92)		0,023205 (0,25)
Województwo lubelskie			-0,331813*** (3,17)		-0,119735 (1,16)
Województwo lubuskie			0,630473*** (4,99)		0,413878*** (2,64)
Województwo łódzkie			0,105092 (1,22)		0,088870 (1,02)
Województwo małopolskie			-0,181887 (1,59)		-0,138665 (1,23)
Województwo opolskie			0,616485*** (4,18)		0,502580*** (3,40)
Województwo podkarpackie			-0,129767 (1,42)		-0,008315 (0,08)
Województwo podlaskie			-0,667820*** (5,34)		-0,526064*** (3,70)
Województwo pomorskie			0,020591 (0,14)		0,079121 (0,36)
Województwo śląskie			0,128669 (1,02)		0,132312 (1,09)
Województwo świętokrzyskie			-0,059829 (0,44)		0,043629 (0,33)
Województwo warmińsko-mazurskie			-0,200211 (1,64)		-0,276666 (1,53)
Województwo wielkopolskie			0,129523 (1,45)		0,180940** (2,05)
Województwo zachodniopomorskie			-0,503568** (2,40)		-0,496037* (1,66)
Efekty czasowe	NIE	TAK	TAK	TAK	TAK
Logarytm wiarygodności	-1185,532	-1153,079	-1110,176	-1099,409	-1073,289
PseudoR ²	0,242	0,263	0,290	0,297	0,314
Alfa (statystyka z)	0,075360*** (9,32)	0,054469*** (8,80)	0,034335*** (7,98)	0,029487*** (7,50)	0,021503*** (6,90)
Test LR (wartość p)	1640,87 (0,00)	1115,44 (0,00)	755,59 (0,00)	511,42 (0,00)	393,01 (0,00)
Liczba obserwacji	245	245	245	245	245

Uwaga:

*** zmienna statystycznie istotna na poziomie 1%,

** zmienna statystycznie istotna na poziomie 5%,

* zmienna statystycznie istotna na poziomie 10%.

granicy na poszczególne kraje przedstawiona jest w kolumnie (3). Szacunki efektów indywidualnych dla nowych województw zawarte są w kolumnie (4). W kolumnie (5) zamieszczono natomiast wyniki estymacji uwzględniające zarówno efekty indywidualne dla nowych województw, jak i efekty przygranicznego położenia zdekomponowane według poszczególnych krajów. We wszystkich przypadkach liczba firm zagranicznych działających w poprzednim okresie, udziały przemysłu i usług w całkowitym zatrudnieniu, wysokość płac, stopa bezrobocia oraz sieć dróg pozostają statystycznie istotne na poziomie 1%. Statystyczna istotność pozostałych zmiennych objaśniających zależy od specyfikacji szacowanego równania regresji.

6. Wnioski

W niniejszym artykule zbadane zostały czynniki przestrzennej lokalizacji firm z udziałem kapitału zagranicznego w Polsce w latach 90. Wyniki przeprowadzonych badań empirycznych okazały się zgodne z przewidywaniami modelu teoretycznego. Liczba działających w regionie firm z udziałem kapitału zagranicznego jest dodatnio związana z miarami liczby potencjalnych dostawców dóbr i usług pośrednich, przy czym największą statystyczną istotnością charakteryzuje się udział sektora usług w całkowitej liczbie pracujących w regionie. Koszty produkcji, mierzone za pomocą wysokości średniej płacy realnej w regionie, wpływają natomiast ujemnie na liczbę działających firm z udziałem kapitału zagranicznego. Ponadto, z przeprowadzonych badań wynika, że wysoka stopa bezrobocia również zniechęca inwestorów zagranicznych do działania w regionie. Nie należy zatem oczekiwać, że firmy zagraniczne istotnie przyczynią się do rozwiązania problemu bezrobocia w Polsce.

Statystyczna istotność zmiennych infrastrukturalnych różni się w zależności od specyfikacji szacowanego równania regresji, z wyjątkiem zmiennej mierzącej wyposażenie regionu w infrastrukturę drogową, która

jest zawsze statystycznie istotna na poziomie 1% i charakteryzuje się dodatnim znakiem. Wynika z tego, że najbardziej pożądanym rodzajem inwestycji infrastrukturalnych przyciągającym firmy zagraniczne są inwestycje w rozbudowę sieci drogowej. Oszacowane efekty przygranicznego położenia regionu okazały ujemne w regionach graniczących ze wschodnimi sąsiadami Polski: Białorusią, Ukrainą oraz Rosją, czyli krajami niezainteresowanymi członkostwem w Unii Europejskiej. Oszacowane efekty dla krajów będących członkami bądź dopiero aspirujących do UE są natomiast dodatnie lub statystycznie nieistotne, w zależności od specyfikacji szacowanego równania regresji. Oszacowania indywidualnych efektów uzyskane dla nowych województw pokazują, że efekty te nie są jednakowe i różnią się w zależności od województwa. Niezależnie od specyfikacji szacowanych równań regresji indywidualne efekty dla województw lubuskiego oraz opolskiego są zawsze dodatnie i statystycznie istotne, natomiast dla województwa podlaskiego ujemne i statystycznie istotne. Przeprowadzone badania potwierdzają również główną tezę modelu teoretycznego dotyczącą występowania sprzężenia zwrotnego. Okazuje się, że liczba działających w danym okresie firm z udziałem kapitału zagranicznego dodatnio zależy od liczby firm zagranicznych działających w regionie w okresie poprzednim.

Zmienna wskaźnikowa mierząca występowanie w regionie specjalnych stref ekonomicznych jest statystycznie istotna tylko w specyfikacjach, które uwzględniają efekty indywidualne dla nowych województw, natomiast w pozostałych przypadkach pozostaje statystycznie nieistotna. Jednak nawet wtedy, gdy zmienna ta jest statystycznie istotna, jej istotność nie przekracza 5%. Na podstawie powyższych badań nie można zatem twierdzić, że specjalne strefy ekonomiczne są skutecznym sposobem na pozyskiwanie inwestorów zagranicznych. W związku z tym wymuszone w ramach negocjacji członkowskich przez Unię Europejską ograniczenie zakresu pomocy publicznej w strefach nie powinno przełożyć się na zmniejszenie atrakcyjności regionów, na terenie których zlokalizowano specjalne strefy ekonomiczne.

Literatura

1. H. Armstrong, J. Taylor, A. Williams (1997): *Regional policy*. W: M.J. Artis i N. Lee (red.): *The Economics of the European Union*. Oxford University Press, Oxford, s. 172-201.
2. T. Bartik (1985): *Business location decisions in the United States: Estimates of the effects of unionization, taxes, and other characteristics of states*. "Journal of Business Economic Statistics" 3, s. 14-22.
3. R. Basile (2002): *Acquisition versus greenfield investment: The location of foreign manufacturers in Italy*. Institute for Studies and Economic Analyses Discussion Paper, Rome.
4. H.G. Broadman, X. Sun (1997): *The distribution of foreign direct investment in China*. *World Economy* 20, s. 339-361.

5. A. Cieślak (2003): *Kryteria przestrzennej alokacji pomocy publicznej dla przedsiębiorców: Przypadek specjalnych stref ekonomicznych w Polsce*. „Gospodarka Narodowa” nr 10, s. 63-80..
6. C.C. Coughlin, E. Segev (2000): *Location determinants of new foreign-owned manufacturing plants*. “Journal of Regional Science” 40, s. 323-351.
7. C.C. Coughlin, J.V. Terza, V. Arromdee (1991): *State characteristics and the location of foreign direct investment within the United States*. “Review of Economics and Statistics” 73, s. 675-683.
8. A. Dixit, J. Stiglitz (1977): *Monopolistic competition and optimum product diversity*. “American Economic Review” 67, s. 297-308.
9. W.J. Ethier (1982): *National and international returns to scale in the modern theory of international trade*. “American Economic Review” 72, s. 389-405.
10. M. Fujita (1988): *A monopolistic competition model of spatial agglomeration: Differentiated product approach*. *Regional Science and Urban Economics* 18, s. 87-124.
11. M. Fujita, J.F. Thisse (2002): *Economics of agglomeration: Cities, industrial location and regional growth*. Cambridge University Press, Cambridge.
12. K.C. Fung, H. Iizaka, S. Parker (2002): *Determinants of U.S. and Japanese direct investment in China*. “Journal of Comparative Economics” 30, s. 567-578.
13. N.J. Glickman, D.P. Woodward (1988): *The location of foreign direct investment in the United States: Patterns and determinants*. *International Regional Science Review* 11, s. 137-154.
14. Główny Urząd Statystyczny, 2003, *Działalność Gospodarcza Spółek z Udziałem Kapitału Zagranicznego w Roku 2002*. Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
15. Główny Urząd Statystyczny, 1992-1997, *Rocznik Statystyczny Województw*, Zakład Wydawnictw Statystycznych, Warszawa.
16. P. Guimaraes, O. Figueiredo, D. Woodward (2000): *Agglomeration and the location of foreign direct investment in Portugal*. “Journal of Urban Economics” 47, s. 115-135.
17. K. Head, J. Ries (1996): *Inter-city competition for foreign investment: Static and dynamic effects of China's incentive areas*. “Journal of Urban Economics” 40, s. 38-60.
18. K.C. Head, J.C. Ries, D.L. Swenson (1995): *Agglomeration benefits and location choice: Evidence from Japanese manufacturing investments in the United States*. “Journal of International Economics” 38, s. 223-247.
19. K.C. Head, J.C. Ries, D.L. Swenson (1999): *Attracting foreign manufacturing: Investment promotion and agglomeration*. “Regional Science and Urban Economics” 29, s. 197-218.
20. International Monetary Fund, 2003, *International Financial Statistics*, Washington D.C.
21. P. Krugman (1991a): *Geography and Trade*. MIT Press, Cambridge MA.
22. P. Krugman (1991b): *Increasing returns and economic geography*. “Journal of Political Economy” 99, s. 483-499.
23. M. Luger, S. Shetty (1985): *Determinants of foreign plant start-ups in the United States: Lessons for policy makers in the Southeast*. *Vanderbilt Journal of Transnational Law* 18, s. 223-245.
24. D. McFadden (1974): *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*. W: P. Zarembka (red.): *Frontiers in Econometrics*. New York, Academic Press, s. 102-142.
25. M. Mokrzyć (1998): *Funkcjonowanie specjalnych stref ekonomicznych w Polsce*. „Gospodarka Narodowa”, s. 8-9, 19-30.
26. J. Ondrich, M. Wasylenko (1993): *Foreign Direct Investment in the United States*. Upjohn Institute, Kalamazoo, MI.
27. I. Pietrzyk (2000): *Polityka regionalna Unii Europejskiej i regiony w państwach członkowskich*. Warszawa Wydawnictwo Naukowe PWN.
28. F. Rivera-Batiz (1988): *Increasing returns, monopolistic competition, and agglomeration economies in consumption and production*. *Regional Science and Urban Economics* 18, s. 125-153.
29. D.P. Woodward (1992): *Locational determinants of Japanese manufacturing start-ups in the United States*. “Southern Economic Journal” 58, s. 690-708.