

**Anna Kozłowska, Agnieszka Szczepkowska-Flis**

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

---

## **LUKA TECHNOLOGICZNA JAKO CZYNNIK DETERMINUJĄCY WPŁYW BIZ NA INWESTYCJE KRAJOWE W GOSPODARCE GOSZCZĄCEJ – ANALIZA EMPIRYCZNA NA PRZYKŁADZIE PAŃSTW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ**

---

**Streszczenie:** Celem przedstawionych w niniejszym opracowaniu badań była weryfikacja hipotezy, w myśl której zmniejszanie rozmiaru luki technologicznej w gospodarce goszczącej powoduje zmianę kierunku wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na poziom inwestycji krajowych z negatywnego na pozytywny. Podstawą empirycznej weryfikacji przyjętej hipotezy badawczej była analiza przeprowadzona dla grupy krajów Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1994–2007. Wyniki badania wykazały, że luka technologiczna była istotnym czynnikiem determinującym kierunek i siłę oddziaływania bezpośrednich inwestycji zagranicznych na inwestycje krajowe, a zmniejszenie jej rozmiarów do pewnego granicznego poziomu skutkowało zmianą kierunku oddziaływania BIZ na inwestycje krajowe z ujemnego na dodatni.

**Słowa kluczowe:** bezpośrednie inwestycje zagraniczne, inwestycje krajowe, luka technologiczna

### **1. Wstęp**

Pomimo licznych prac badawczych dotyczących wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ) na poziom krajowej aktywności inwestycyjnej w gospodarce goszczącej<sup>1</sup>, nie udało się jak dotąd wypracować wspólnego stanowiska ani co do charakteru tego oddziaływania, ani też co do czynników go determinujących.

---

<sup>1</sup> Na gruncie teoretycznym pojęcie inwestycji krajowych jest zazwyczaj odnoszone do inwestycji realizowanych przez podmioty rodzime gospodarki goszczącej. W badaniach prowadzonych na poziomie pojedynczych podmiotów gospodarczych możliwa jest dezagregacja inwestycji na krajowe i zagraniczne (tj. podejmowane odpowiednio przez podmioty wyłącznie z kapitałem krajowym i przedsiębiorstwa będące pochodną BIZ). Na poziomie makroekonomicznym podział taki jest najczęściej niemożliwy i w estymowanych równaniach wykorzystywane są wskaźniki odzwierciedlające całkowite inwestycje w gospodarce goszczącej, obejmujące zarówno inwestycje krajowe, jak i zagraniczne. Mimo

Na gruncie teoretycznym związek między BIZ i inwestycjami krajowymi (IK) jest zazwyczaj analizowany w kontekście procesów zachodzących w realnej sferze gospodarki<sup>2</sup>, tj. na rynkach produktów i czynników produkcji. W tym przypadku pozytywne efekty BIZ dla krajowej aktywności inwestycyjnej są identyfikowane między innymi z dodatkowym popytem na krajowe zasoby wytwórcze, produkty i usługi, z powstawaniem i pogłębianiem powiązań między filiami zagranicznymi a podmiotami krajowymi, z rozwojem i wzrostem zyskowności pewnych dziedzin wytwarzania oraz z reakcją firm krajowych, które w odpowiedzi na wzrost konkurencji ze strony zagranicznych rywali zwiększają i modernizują swój zasób kapitału<sup>3</sup>. Negatywny wpływ zagranicznych inwestycji bezpośrednich na akumulację kapitału w gospodarce goszczącej przypisywany jest natomiast zjawisku wypierania z lokalnego rynku producentów krajowych<sup>4</sup> oraz wzrostowi cen czynników wytwórczych, którego konsekwencją jest podwyższenie nie tylko kosztów bieżącej działalności gospodarczej, ale również kosztów realizacji projektów inwestycyjnych<sup>5</sup>.

Jak wskazują rezultaty badań empirycznych, bilans identyfikowanych na gruncie teorii efektów BIZ dla inwestycji krajowych nie musi być pozytywny. W rzeczywistości gospodarczej obserwowane jest bowiem zarówno pozytywne (*crowding-in effect*)<sup>6</sup>,

---

to autorzy badań prowadzonych na poziomie makro w formułowaniu modeli i interpretacji otrzymanych wyników odnoszą się do wniosków teoretycznych dotyczących inwestycji *stricte* krajowych.

<sup>2</sup> Bezpośrednie inwestycje zagraniczne i inwestycje krajowe mogą być również powiązane poprzez finansową sferę gospodarki. W tym przypadku rozważania autorów dotyczą wpływu BIZ na wielkość zasobów finansowych, ich koszt i dostępność dla przedsiębiorstw krajowych. Szerzej na ten temat zob. w: M.A. Desai, F.C. Fritz, K.J. Forbes, *Financial constraints and growth: Multinational and local firm responses to currency depreciations*, „Review of Financial Studies” 2008, vol. 21, no. 6, s. 2857–2888; A. Rutkowski, *Inward FDI and financial constraints in Central and East European countries*, „Emerging Markets Finance and Trade” 2006, vol. 42, no. 5, s. 28–60; R.J. Ruffin, F. Rassekh, *The role of FDI in U.S. capital outflows*, „American Economic Review” 1986, vol. 76, no. 5, s. 1126–1130.

<sup>3</sup> N. Apergis, C.P. Katrakilidis, N.M. Tabakis, *Dynamic linkages between FDI inflows and domestic investment: A panel cointegration approach*, „Atlantic Economic Journal” 2006, vol. 34, no. 4, s. 385–394; F. Van Loo, *The effect of foreign direct investment on investment in Canada*, „Review of Economics and Statistics” 1977, vol. 59, no. 4, s. 474–481; J. Witkowska, *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne a rynek pracy w kraju przyjmującym – aspekty teoretyczne*, „Ekonomista” 2000, nr 5, s. 647–668.

<sup>4</sup> Przedsiębiorstwa krajowe wobec rosnącej konkurencji ze strony zagranicznych rywali często zmuszone są do ograniczenia produkcji bądź wycofania się z rynku (*market stealing effect*), co w krótkim okresie może spowodować obniżenie aktywności inwestycyjnej obserwowanej na poziomie całej gospodarki. B.J. Aitken, A.E. Harrison, *Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela*, „American Economic Review” 1999, vol. 89, no. 3, s. 605–618.

<sup>5</sup> N. Driffield, D. Hughes, *Foreign and domestic investment: Regional development or crowding out?*, „Regional Studies” 2003, vol. 37, no. 3, s. 277–288.

<sup>6</sup> N. Apergis, C.P. Katrakilidis, N.M. Tabakis, *Dynamic linkages between FDI...*, dz. cyt., s. 385–394; E. Borensztein, J. De Gregorio, J.W. Lee, *How does foreign direct investment affect economic growth?*, „Journal of International Economics” 1998, vol. 45, no. 1, s. 115–135; L.R. De Mello, *Foreign direct investment led growth: Evidence from time series and panel data*, „Oxford Economic Papers” 1999, vol. 51, no. 1, s.133–151; M.R. Agosin, R. Mayer, *Foreign investment in developing*

jak i negatywne (*crowding-out effect*)<sup>7</sup> oddziaływanie BIZ na inwestycje krajowe. W literaturze przedmiotu można odnaleźć również prace, których wyniki sugerują brak istotnego statystycznie powiązania między tymi kategoriami ekonomicznymi<sup>8</sup>.

Wielu autorów podejmując próbę wyjaśnienia niejednoznacznych rezultatów analiz empirycznych podkreśla znaczenie rozmiaru luki technologicznej między przedsiębiorstwami zagranicznymi i krajowymi (bądź szerzej, dystansu technologicznego gospodarki goszczącej do państw wysoko rozwiniętych, *nota bene* głównych eksporterów BIZ), jako czynnika określającego prawdopodobieństwo wystąpienia przedstawionych efektów, a tym samym prawdopodobieństwo pozytywnego bądź negatywnego wpływu BIZ na poziom aktywności inwestycyjnej podmiotów krajowych<sup>9</sup>. Znaczny rozmiar luki technologicznej może nie tylko ograniczać możliwości współpracy między firmami zagranicznymi i krajowymi, czy też zakres wykorzystania lokalnych zasobów wytwórczych, ale także zwiększać prawdopodobieństwo wystąpienia efektu wypierania. Jednocześnie można przypuszczać, że w sytuacji zmniejszającego się dystansu technologicznego efekty negatywne napływu BIZ dla inwestycji krajowych słabną, rośnie natomiast szansa osiągnięcia coraz większych korzyści z tytułu absorpcji kapitału zagranicznego. Wraz ze zmniejszaniem się luki technologicznej możliwa jest zatem zmiana nie tylko siły, ale także kierunku oddziaływania BIZ na poziom inwestycji w gospodarce goszczącej.

Celem przedstawionego w niniejszym opracowaniu badania była weryfikacja hipotezy, w myśl której zmniejszanie rozmiaru luki technologicznej powoduje zmianę kierunku wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na poziom inwestycji krajowych w gospodarce goszczącej z negatywnego na pozytywny. Podstawą weryfikacji przyjętej hipotezy badawczej była analiza empiryczna przepro-

---

*countries: Does it crowd in domestic investment?*, Discussion Paper, no. 146, UNCTAD, Geneva 2000; F. Van Loo, *The effect of foreign...*, dz. cyt., s. 474–481.

<sup>7</sup> N. Apergis, C.P. Katrakilidis, N.M. Tabakis, *Dynamic linkages between FDI...*, dz. cyt.; L.R. De Mello, *Foreign Direct Investment...*, dz. cyt.; H. Cheng, M. Shahrokhi, Z. Shengzhou, *The crowding-out effects of foreign direct investment on China's domestic investment*, „International Journal of Finance” 2005, vol. 17, no. 2, s. 3486–3511.

<sup>8</sup> G. Xu, R. Wang, *The effect of foreign direct investment on domestic capital formation, trade and economic growth in a transition economy: Evidence from China*, „Global Economy Journal” 2007, vol. 7, no. 2, s. 1–21; R.E. Lipsey, *Interpreting developed countries' foreign direct investment*, NBER Working Paper, 2000, no. 7810.

<sup>9</sup> Do czynników określających relację między BIZ i IK zaliczane są również: model wejścia inwestora zagranicznego na rynek krajowy (inwestycje typu *greenfield/M&A*), sektorowa dystrybucja BIZ oraz warunki społeczne, gospodarcze i technologiczne charakteryzujące kraj goszczący (między innymi poziom rozwoju gospodarczego, wyposażenie w kapitał ludzki, realizowana polityka gospodarcza, stopień rozwoju finansowego i instytucjonalnego). J. Mencinger, *Does foreign direct investment always enhance economic growth?*, „KYKLOS” 2003, vol. 56, no. 4, s. 491–508; J. Misun, V. Tomsik, *Does foreign direct investment crowd in or crowd out domestic investment?*, „Eastern European Economics” 2002, vol. 40, no. 2, s. 38–55.

wadzona dla grupy krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Wybór zakresu przestrzennego badania wynikał z trzech głównych przesłanek:

1. Państwa Europy Środkowo-Wschodniej charakteryzowało ogromne zapotrzebowanie na kapitał finansowy niezbędny dla realizowania przemian własnościowych, modernizacji i tworzenia nowego kapitału produkcyjnego, co oznaczało *de facto* konieczność pozyskiwania zagranicznych zasobów finansowych. Analiza zagregowanych danych dla lat 1989–2000 wskazuje, że najważniejszym w tym okresie zewnętrznym źródłem finansowania w krajach transformacji były bezpośrednie inwestycje zagraniczne<sup>10</sup>.

2. Wspólną cechą krajów Europy Środkowo-Wschodniej była niewątpliwie luka technologiczna, będąca konsekwencją systemu gospodarki centralnie planowanej, który nie tworzył bodźców do rozwijania innowacyjności.

3. Dotychczasowe nieliczne prace empiryczne dotyczące wpływu BIZ na inwestycje w krajach transformacji nie dostarczyły jednoznacznych wyników<sup>11</sup>. Ponadto większość z nich była realizowana z perspektywy pojedynczych przedsiębiorstw bądź branż, a zaledwie kilku autorów podjęło problematykę makroekonomicznych konsekwencji napływu BIZ dla gospodarki goszczącej.

Dodatkowo należy podkreślić, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej, pomimo wielu cech wspólnych, stanowią dość heterogeniczną grupę, zarówno pod względem poziomu absorpcji BIZ, jak i istniejących w nich warunków wewnętrznych (gospodarczych), co zapewnia wysoką wariancję analizowanych zmiennych, istotną z punktu widzenia jakości prowadzonej analizy ekonometrycznej<sup>12</sup>.

## 2. Zawartość merytoryczna zmiennych i opis metody badawczej

Badaniem objęto grupę 10 państw Europy Środkowo-Wschodniej: Bułgarię, Czechy, Estonię, Litwę, Łotwę, Polskę, Rumunię, Słowację, Słowenię i Węgry. W ana-

<sup>10</sup> L. Krkoska, *Foreign direct investment financing of capital formation in Central and Eastern Europe*, EBRD Working Paper, 2001, no. 67.

<sup>11</sup> Pozytywny wpływ BIZ na inwestycje krajowe w państwach transformacji potwierdziły wyniki badań T. Mickiewicza i in., L. Krkoski'ego oraz J. Misuna i V. Tomsika dla Czech i Węgier. Negatywne oddziaływanie BIZ na IK odnotowali natomiast J. Mencinger oraz J. Misun i V. Tomsik dla gospodarki polskiej. Z kolei rezultaty badania M. Lee oraz M.J. Tcha nie dostarczyły statystycznych podstaw umożliwiających wnioskowanie odnośnie do pozytywnych (negatywnych) efektów BIZ dla inwestycji krajowych, co ich zdaniem może sugerować brak związku między tymi kategoriami ekonomicznymi. T. Mickiewicz, S. Radosevic, V. Varblane, *FDI in Central Europe short-run effects in manufacturing*, w: *Transition in Asia and Eastern and Central Europe: A closed door, two open windows?*, red. N. Fabry, S. Zeghni, Nova Science Publishers, Huntington 2001, s. 31–53; L. Krkoska, *Foreign direct...*, dz. cyt.; J. Misun, V. Tomsik, *Does foreign direct investment...*, dz. cyt.; J. Mencinger, *Does foreign direct investment...*, dz. cyt.; M. Lee, M.J. Tcha, *The color of money: The effects of foreign direct investment on economic growth in transition economies*, University of Western Australia, Department of Economics, Economic Discussion – Working Paper, 2002, no. 02–16.

<sup>12</sup> A. Rutkowski, *Inward FDI and financial constraints...*, dz. cyt., s. 56.

lizie wykorzystano publikowane przez Bank Światowy roczne dane statystyczne dla lat 1994–2007. Zakres czasowy i przestrzenny badania podyktowany został dostępnością porównywalnych danych statystycznych.

Ze względu na przyjęty cel badawczy w analizie wykorzystano następujące kategorie ekonomiczne:

- udział nakładów brutto na środki trwałe w PKB (*gross fixed capital formation percentage of GDP*) – (*ik*), odzwierciedlający udział całkowitych nakładów finansowych ponoszonych w gospodarce goszczącej na tworzenie nowych i (lub) modernizację już istniejących zasobów rzeczowych (inwestycje rzeczowe/inwestycje realne) w PKB<sup>13</sup>;
- udział BIZ w PKB (inward FDI percentage of GDP) – (*biz*);
- udział eksportu wyrobów wysokiej technologii w eksporcie produktów przemysłu przetwórczego – (*ewt*), wykorzystany jako podstawa oszacowania rozmiaru luki technologicznej<sup>14</sup>.

Podstawowym argumentem przemawiającym za stosowaniem wskaźników udziału w modelach ekonometrycznych jest możliwość wyeliminowania pozornych związków między zmiennymi uwzględnionymi w regresji<sup>15</sup>. Ponadto wydaje się, że wyrażenie BIZ wskaźnikami ich udziału w PKB pełniej niż wartości absolutne oddaje stopień zaangażowania inwestorów zagranicznych w procesy gospodarcze w analizowanych krajach.

Analizę empiryczną przeprowadzono w trzech etapach. W pierwszym etapie oszacowano rozmiar luki technologicznej według następującego wzoru:

$$LT_{it} = \overline{ewt_{it}} - ewt_{it} \quad (1)$$

gdzie:  $LT_{it}$  – rozmiar luki technologicznej w kraju  $i$  w roku  $t$

$ewt_{it}$  – udział eksportu wyrobów wysokiej technologii w eksporcie produktów przemysłu przetwórczego w kraju  $i$  w roku  $t$

<sup>13</sup> Makroekonomiczna perspektywa podjętych prac badawczych uniemożliwiła dezagregację inwestycji w analizowanych krajach na inwestycje realizowane przez przedsiębiorstwa rodzime i inwestycje podejmowane przez przedsiębiorstwa zagraniczne (przedsiębiorstwa bezpośredniego finansowania). Dlatego też pojęcie inwestycji krajowych tożsame jest z całkowitymi inwestycjami w realną sferę gospodarki goszczącej.

<sup>14</sup> Por.: M. Brzozowski, *Wpływ rozwoju rynków finansowych i stabilności kursu walutowego na wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowej i Wschodniej*, w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie unii gospodarczej i walutowej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2009, s. 299.

<sup>15</sup> G. Xu, R. Wang, *The effect of foreign...*, dz. cyt., s. 7.

$\overline{ewt}_{it}$  – średni poziom *ewt* w grupie krajów – liderów technologicznych w roku  $t$ <sup>16</sup>

Na podstawie uzyskanych w ten sposób wartości  $LT_{it}$  obliczono kwartyle tego szeregu: Q1, Q2, Q3, które stanowiły wyjściowe wartości graniczne czterech przedziałów luki technologicznej:

pierwszy przedział:  $LT_{it} \leq Q1$ ;

drugi przedział:  $Q1 < LT_{it} \leq Q2$ ;

trzeci przedział:  $Q2 < LT_{it} \leq Q3$ ;

czwarty przedział:  $LT_{it} > Q3$ .

Do każdego z przedziałów przypisano zmienną binarną, odpowiednio: D1, D2, D3 i D4, przy czym:

D1 = 1 dla  $LT_{it} \leq Q1$ ;

D2 = 1 dla  $Q1 < LT_{it} \leq Q2$ ;

D3 = 1 dla  $Q2 < LT_{it} \leq Q3$ ;

D4 = 1 dla  $LT_{it} > Q3$ .

W przypadkach, gdy wartości  $LT_{it}$  nie mieściły się we wskazanych odpowiednio przedziałach, zmiennym binarnym przyporządkowano wartość 0.

W drugim etapie badania estymacji poddano następujące równania regresji:

$$ik_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 biz_{i,t-1} + \beta_2 D1_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$ik_{i,t} = \alpha_2 + \beta_3 biz_{i,t-1} + \beta_4 D2_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$ik_{i,t} = \alpha_3 + \beta_5 biz_{i,t-1} + \beta_6 D3_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$ik_{i,t} = \alpha_4 + \beta_7 biz_{i,t-1} + \beta_8 D4_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

gdzie:  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$  – stałe regresji

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8$  – wektory ocen parametrów regresji

$\varepsilon_{jt}$  – składnik resztowy

<sup>16</sup> Do grupy krajów – liderów technologicznych zaliczono państwa europejskie, w których średni udział eksportu wyrobów wysokiej technologii w eksporcie produktów przemysłu przetwórczego w latach 1994–2007 przekroczył 25%: Holandię (29%), Wielką Brytanię (29%), Irlandię (41%).

W modelowaniu równania inwestycji krajowych, wzorując się na badaniu empirycznym J. Misuna i V. Tomsika, przeprowadzonym dla wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej, uwzględniono wskaźniki BIZ opóźnione o jeden okres<sup>17</sup>.

Przyjęte w pierwszym etapie kryteria wyznaczenia granicznych przedziałów luki technologicznej miały charakter arbitralny. Dlatego też wyniki uzyskane w drugim etapie badania stanowiły punkt wyjścia dla dalszych prac, realizowanych w ramach trzeciego etapu badawczego. Prace te polegały na estymacji kolejnych równań regresji z wykorzystaniem zmodyfikowanych zmiennych binarnych. W każdym z tych równań pierwotny przedział, w którym odpowiedniej zmiennej binarnej nadawano wartość 1 był stopniowo rozszerzany o kolejne wartości luki technologicznej. Procedura ta miała na celu wyznaczenie krytycznego poziomu luki technologicznej, przy którym, zgodnie z przyjętą hipotezą badawczą, następuje zmiana kierunku oddziaływania BIZ na IK.

Ze względu na dwuwymiarowy charakter pozyskanych danych (dane przestrzenno-czasowe) w badaniu wykorzystano analizę panelową<sup>18</sup>. Do estymacji równań regresji zastosowano tzw. wykonalną uogólnioną MNK (*Feasible Generalized Least Squares FGLS*)<sup>19</sup>, która zapewnia uzyskanie spójnych i nieobciążonych ocen parametrów regresji, odpornych na heteroskedastyczność składnika resztowego. W celu estymacji ich odpornych błędów standardowych<sup>20</sup> zastosowano metodę White'a<sup>21</sup>.

Ocenę przydatności diagnostycznej oszacowanych modeli przeprowadzono na podstawie analizy współczynnika determinacji  $R^2$ . Statystyczną istotność poszczególnych parametrów określono za pomocą testu t-Studenta na poziomie  $\alpha = 0,05$ . Normalność rozkładu składnika resztowego testowano za pomocą testu Jacque-Bera<sup>22</sup>.

---

<sup>17</sup> Zdaniem J. Misuna i V. Tomsika, w przypadku krajów Europy Środkowo-Wschodniej przekształcenie znacznej części strumieni BIZ na inwestycje rzeczowe dokonuje się w okresie dwóch lat. J. Misun, V. Tomsik, *Does foreign direct investment...*, dz. cyt., s. 44. W niniejszym badaniu uwzględniono opóźnienie jednego roku z uwagi na krótkie szeregi czasowe wykorzystanych danych statystycznych.

<sup>18</sup> W badaniu estymowano równania regresji panelowej z efektami stałymi. Dla każdego z estymowanych równań regresji przeprowadzono test zbędności efektów stałych. W przypadku, gdy wyniki testu upoważniały do odrzucenia hipotezy zerowej o zbędności efektów stałych, estymowano model z efektami stałymi. W przeciwnym przypadku estymowano równania z pominięciem efektów stałych. W.H. Greene, *Econometric analysis*, Pearson Education, Upper Saddle River 2003, s. 289.

<sup>19</sup> J.M. Wooldridge, *Introductory econometrics. a modern approach*, South-Western Thomson Learning, Mason 2002, s. 262–269.

<sup>20</sup> W równaniach regresji panelowych raportowane błędy standardowe ocen parametrów są często zaniżane. J.M. Wooldridge, *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, Cambridge 2001, s. 271–272.

<sup>21</sup> P. Kennedy, *A guide to econometrics*, wyd. 4, MIT Press, Cambridge 1998, s. 121; J.M. Wooldridge, *Introductory Econometrics...*, dz. cyt., s. 249–253. Estymator White'a jest dodatkowo odporny na równoczesną korelację reszt w poszczególnych jednostkach badania oraz na ich różną wariancję. J.M. Wooldridge, *Econometric Analysis...*, dz. cyt., s. 57; W.H. Greene, *Econometric analysis...*, dz. cyt., s. 314–316.

<sup>22</sup> G.S. Maddala, *Ekonometrija*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006, s. 487–488.

Wyniki uzyskane w poszczególnych etapach analizy oraz ich interpretację zamieszczono w kolejnej części opracowania, przy czym skoncentrowano się wyłącznie na rezultatach istotnych z punktu widzenia realizacji przyjętego celu badawczego<sup>23</sup>.

### 3. Wyniki analizy ekonometrycznej

Na podstawie oszacowanych kwartyli szeregu  $LT_{it}$  wyznaczono następujące przedziały luki technologicznej:  $(0, 77; 23, 51)$ ,  $(23, 51; 26, 85)$ ,  $(26, 85; 30, 13)$ ,  $(30, 13; 35, 69)$ .

Pierwszy i ostatni z wyróżnionych przedziałów oznaczają odpowiednio relatywnie niski i relatywnie wysoki poziom luki technologicznej.

Estymację modeli regresji w ramach drugiego etapu badawczego poprzedzono testami stacjonarności wykorzystanych zmiennych<sup>24</sup>. Zastosowane testy stacjonarności wykazały integrację pierwszego stopnia  $I(1)$  zmiennych  $ik$  oraz  $biz$  (tabela 1). Kointegracja  $biz$  i  $ik$  umożliwiła jednak estymację równań regresji z wykorzystaniem pierwotnych zmiennych, bez konieczności ich dodatkowych przekształceń<sup>25</sup> (tabela 2).

Modele regresji oszacowane na podstawie równań (2) – (5) wykazywały silną autokorelację składnika resztowego. Dlatego też do wyjściowego zbioru zmiennych objaśniających wprowadzono opóźnione o jeden rok wartości zmiennej objaśnianej  $ik$ <sup>26</sup>, a poddane estymacji równania przyjęły postać:

$$ik_{i,t} = \alpha_1 + \beta_{01} ik_{i,t-1} + \beta_1 biz_{i,t-1} + \beta_2 D1_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$ik_{i,t} = \alpha_2 + \beta_{02} ik_{i,t-1} + \beta_3 biz_{i,t-1} + \beta_4 D2_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

<sup>23</sup> Pełną dokumentację badania autorki udostępnią na życzenie Czytelnika.

<sup>24</sup> W badaniu wykorzystano testy stacjonarności dostosowane do panelowego charakteru wykorzystanych szeregów. B. Baltagi, *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons, Chichester 2005, s. 240–245; R. Davidson, J.G. MacKinnon, *Foundations of econometrics*, Oxford Press, London 1999, s. 603–614; P. Kennedy, *A guide to econometrics*, wyd. 5, MIT Press, Cambridge 2003, s. 268–269, 283–286; C. Hsiao, *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, New York 2003, s. 298–301.

<sup>25</sup> W celu zbadania kointegracji zastosowano testy adekwatne dla panelowego charakteru wykorzystanych szeregów. W przypadku gdy zmienne są zintegrowane w tym samym stopniu i istnieje między nimi relacja kointegracji, estymowane równanie regresji z wykorzystaniem nie przekształconych zmiennych interpretować można jako długookresową relację równowagi między nimi. A.H. Studenmund, *Using econometrics. A practical guide*, Pearson Education, New York 2006, s. 439–441.

<sup>26</sup> A. Banerjee, J.J. Dolado, J.W. Galbraith, D.F. Hendry, *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press, Oxford 2003, s. 9.

Testu Durbina-Watsona nie stosuje się w przypadku modeli zawierających opóźnioną zmienną zależną. Hipotezę zerową o braku autokorelacji reszt modelu weryfikowano za pomocą pomocniczego równania regresji:  $\varepsilon_{it} = \gamma \varepsilon_{it-1} + u_{it}$ ; gdzie:  $\varepsilon_{it}$  – wartość reszty regresji w kraju  $i$  w roku  $t$ ;  $\varepsilon_{it-1}$  – opóźnione wartości reszt regresyjnych;  $u_{it}$  – wartości składnika resztowego pomocniczego równania regresji.



**Tabela 1.** Wyniki testów stacjonarności dla zmiennych *biz* i *ik*

Zmienna	Rodzaj testu		Wartość statystyki	<i>p</i>
<i>biz</i>	ze stałą, z trendem deterministycznym	LLC	-0,5168	0,3026
		B	-0,48568	0,3136
		IPS	-0,83292	0,2024
		ADF F	25,7177	0,1753
		PP F	38,5042	0,0077
	ze stałą, bez trendu deterministycznego	LLC	-0,49815	0,3092
		IPS	-1,35009	0,0885
		ADF F	29,2495	0,083
		PP F	36,258	0,0143
	bez stałej, bez trendu deterministycznego	LLC	0,21621	0,5856
		ADF F	13,7528	0,8428
		PP F	21,5272	0,3667
pierwsze różnice <i>biz</i>	ze stałą, z trendem deterministycznym	LLC	-8,37332	0
		B	-0,54188	0,2939
		IPS	-5,60303	0
		ADF F	72,0371	0
		PP F	106,659	0
	ze stałą, bez trendu deterministycznego	LLC	-10,2217	0
		IPS	-8,55022	0
		ADF F	100,349	0
		PP F	135,718	0
		<i>ik</i>	ze stałą, z trendem deterministycznym	LLC
B	-0,69962			0,2421
IPS	-2,00962			0,0222
ADF F	37,16			0,0112
PP F	23,2316			0,2776
ze stałą, bez trendu deterministycznego	LLC		-0,64877	0,2582
	IPS		0,11391	0,5453
	ADF F		21,6296	0,3609
	PP F		12,4934	0,898
bez stałej, bez trendu deterministycznego	LLC		1,89865	0,9712
	ADF F		4,95015	0,9997
	PP F		5,07835	0,9997
pierwsze różnice <i>ik</i>	ze stałą, z trendem deterministycznym	LLC	-5,30516	0
		B	-1,06272	0,144
		IPS	-2,75369	0,0029
		ADF F	40,1543	0,0048
		PP F	59,5339	0
	ze stałą, bez trendu deterministycznego	LLC	-6,11775	0
		IPS	-5,30196	0
		ADF F	64,9845	0
		PP F	71,17	0

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Wyniki testu kointegracji dla zmiennych *biz* i *ik*

Zmienne	Rodzaj testu	Wartość statystyki	<i>p</i>	
<i>biz, ik</i>	ze stałą, z trendem deterministycznym	PP dla panelu	-1,66679	0,0995
		ADF dla panelu	-3,19026	0,0025
		PP dla grup	-2,48556	0,0182
		ADF dla grup	-5,10227	0
	ze stałą, bez trendu deterministycznego	PP dla panelu	-0,49423	0,3531
		ADF dla panelu	0,791927	0,2916
		PP dla grup	-0,18967	0,3918
		ADF dla grup	-0,55899	0,3412
	bez stałej, bez trendu deterministycznego	PP dla panelu	-2,76375	0,0088
		ADF dla panelu	-3,21629	0,0023
		PP dla grup	-2,55521	0,0152
		ADF dla grup	-3,01298	0,0043

Źródło: opracowanie własne.

$$ik_{i,t} = \alpha_3 + \beta_{03} ik_{i,t-1} + \beta_3 biz_{i,t-1} + \beta_6 D3_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$ik_{i,t} = \alpha_4 + \beta_{04} ik_{i,t-1} + \beta_7 biz_{i,t-1} + \beta_8 D4_{i,t-1} * biz_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Ostateczne wyniki oszacowanych równań zamieszczono w tabeli 3<sup>27</sup>.

Włączenie do estymowanych równań opóźnionej zmiennej *ik* ograniczyło autokorelację składnika resztowego, niemniej jednak nie pozwoliło na jej całkowite usunięcie. Jednakże stosowany w niniejszym badaniu estymator FGLS zapewnia uzyskanie rezultatów odpornych nie tylko na heteroskedastyczność, ale także na autokorelację reszt regresyjnych<sup>28</sup>. Dlatego też istnienie niewielkiej autokorelacji reszt nie wyklucza możliwości interpretacji uzyskanych ocen parametrów regresji.

Na podstawie oszacowanych modeli 1–4 można stwierdzić, że w analizowanej grupie państw Europy Środkowo-Wschodniej luka technologiczna w istotny statystycznie sposób określała związek między BIZ i IK. Zasadniczo wzrost zaangażowania inwestorów zagranicznych w badanych gospodarkach prowadził do wzrostu udziału inwestycji krajowych w PKB. Jednakże ujemne wartości współczynników regresji dla interakcji zmiennych  $D1_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$  oraz  $D4_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$  w modelach 1 i 4 wskazują, że w warunkach relatywnie niskiej i relatywnie wysokiej luki technologicznej wpływ BIZ na IK nie był jednoznacznie pozytywny. Biorąc pod uwagę, że w modelu 4, oszacowanym na podstawie równania (9):

<sup>27</sup> W przypadku wszystkich estymowanych równań regresji wyniki testu efektów stałych nie upoważniały do odrzucenia hipotezy zerowej o ich zbędności. Dlatego też w modelach 1–4 oszacowano wspólny wyraz wolny dla analizowanej zbiorowości państw.

<sup>28</sup> P. Kennedy, *A guide to econometrics...*, dz. cyt., s. 149.

**Tabela 3.** Wyniki estymacji równań regresji (6) – (9) dla zmiennej zależnej *ik*

	Zmienne niezależne	$\beta$	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p</i>
Model 1	Stała regresji	3,128288	1,102786	2,836714	0,0053
	$ik_{i,t-1}$	0,877071	0,048767	17,9848	0
	$biz_{i,t-1}$	0,156657	0,052008	3,012179	0,0032
	$D1_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$	-0,15592	0,077176	-2,02029	0,0456
	$R^2 = 0,8; \hat{R}^2 = 0,79; F = 158,9; p = 0,0; \text{test autokorelacji reszt: Statystyka } t = 2,8; p = 0,01$				
Model 2	Stała regresji	4,221196	1,122183	3,761595	0,0003
	$ik_{i,t-1}$	0,842852	0,044885	18,77817	0
	$D2_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$	0,213545	0,027959	7,637865	0
	$R^2 = 0,81; \hat{R}^2 = 0,81; F = 257,6; p = 0,0; \text{test autokorelacji reszt: Statystyka } t = 2,37; p = 0,02$				
Model 3	Stała regresji	2,972965	0,936382	3,174948	0,0019
	$ik_{i,t-1}$	0,892373	0,042548	20,97341	0
	$D3_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$	0,225596	0,066423	3,396373	0,0009
	$R^2 = 0,78; \hat{R}^2 = 0,78; F = 221,8; p = 0,0; \text{test autokorelacji reszt: Statystyka } t = 2,9; p = 0,0$				
Model 4	Stała regresji	4,694546	0,950389	4,939603	0
	$ik_{i,t-1}$	0,823423	0,041148	20,01103	0
	$biz_{i,t-1}$	0,147501	0,041089	3,589828	0,0005
	$D4_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$	-0,35007	0,092407	-3,78834	0,0002
	$R^2 = 0,82; \hat{R}^2 = 0,81; F = 184,4; p = 0,0; \text{test autokorelacji reszt: Statystyka } t = 2,4; p = 0,02$				

Źródło: opracowanie własne.

$$\beta_7 > 0;$$

$$\beta_8 < 0;$$

$$|\beta_7| < |\beta_8|;$$

można wnioskować, że w sytuacji znacznych rozmiarów luki technologicznej bezpośrednio inwestycje zagraniczne były czynnikiem negatywnie wpływającym na aktywność inwestycyjną w gospodarce goszczącej, mierzoną wskaźnikiem *ik*. Wyniki estymacji równania (6) (model 1):

$$\beta_1 > 0;$$

$$\beta_2 < 0;$$

$$|\beta_1| > |\beta_2|;$$

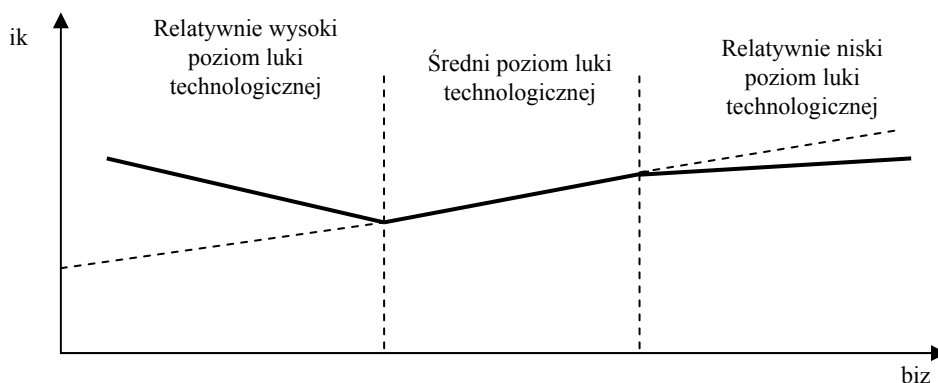
świadczą natomiast, że w warunkach niewielkiego dystansu technologicznego dzielącego gospodarke goszczącą od państw-liderów bezpośrednio inwestycje zagraniczne wpływały dodatnio na inwestycje krajowe, jednakże istnienie luki technologicznej w znacznym stopniu ograniczało siłę tego oddziaływania.

Odmienne wpływy luki technologicznej na relację między BIZ i IK odnotowano w przedziałach drugim i trzecim *LT* (modele 2 i 3). W tym przypadku relatywne

opóźnienie technologiczne gospodarki goszczącej względem państw-liderów można uznać za czynnik zwiększający prawdopodobieństwo pozytywnego wpływu obecności inwestorów zagranicznych na aktywność inwestycyjną w kraju lokaty.

Łączna analiza modeli 1–4 wskazuje, że ograniczenie luki technologicznej poniżej poziomu określonego przedziałem czwartym powoduje odwrócenie relacji między BIZ i IK z negatywnej na pozytywną. Ponadto porównanie wartości współczynników regresji dla interakcji zmiennych  $D3_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$  (model 3),  $D2_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$  (model 2) i sumy współczynników określających siłę oddziaływania BIZ na IK w modelu 1 ( $\beta_1 + \beta_2$ ) sugeruje, że wraz z przechodzeniem do kolejnych, charakteryzujących się coraz niższym poziomem luki technologicznej przedziałów, słabnie siła pozytywnego oddziaływania BIZ na IK.

Uzyskane w ramach drugiego etapu badawczego rezultaty można uznać za podstawę pozytywnej weryfikacji sformułowanej hipotezy badawczej, zgodnie z którą zmniejszanie rozmiaru luki technologicznej powoduje zmianę kierunku wpływu BIZ na poziom inwestycji krajowych w gospodarce goszczącej z negatywnego na pozytywny. Prawidłowość ta powoduje, że relacja między BIZ i IK ma charakter nieliniowy, a czynnikiem odpowiedzialnym za formę tego związku jest rozmiar luki technologicznej. Hipotetyczną zależność między BIZ i IK w warunkach różnych rozmiarów luki technologicznej przedstawiono na rysunku 1.



Rys. 1. Związek między BIZ i IK w warunkach różnych poziomów luki technologicznej

Źródło: opracowanie własne.

Sformułowana na podstawie wyników drugiego etapu badania hipotetyczna zależność między BIZ i IK wskazuje, że zbyt duże różnice w rozwoju technologicznym między gospodarką goszczącą a krajem macierzystym inwestora skutecznie ograniczają potencjalne korzyści z tytułu absorpcji BIZ dla krajowej aktywności inwestycyjnej. Innymi słowy, w warunkach znacznej luki technologicznej zwiększa się prawdopodobieństwo wystąpienia negatywnych efektów netto BIZ. Jednocześnie

nie ograniczanie luki technologicznej powoduje zmianę kierunku wpływu BIZ na inwestycje krajowe z negatywnego na pozytywny, przy czym siła tego pozytywnego oddziaływania zmniejsza się wraz z nadrabianiem dystansu technologicznego przez gospodarke goszczącą. Prawdopodobnie tę można określić jako swoiste prawo malejących marginalnych efektów BIZ dla inwestycji krajowych.

Próbie bardziej precyzyjnego określenia przedziałów luki technologicznej, w których dokonują się opisane zależności, podjęto w trzecim etapie badania, wykorzystując w tym celu zmodyfikowane zmienne binarne. Na podstawie estymacji kolejnych równań regresji wyodrębniono trzy przedziały luki technologicznej:

od -0,77 do 23,51 – relatywnie niski poziom  $LT$ ;

od 23,65 do 27,74 – średni poziom  $LT$ ;

od 27,93 do 35,69 – relatywnie wysoki poziom  $LT$ .

Relatywnie niski poziom luki technologicznej pokrywa się z przedziałem pierwszym, wyznaczonym na podstawie kwartyli zmiennej  $LT_{it}$ , w którym zależność między BIZ i IK opisuje model 1 (tabela 3)<sup>29</sup>. Wyniki estymacji równań regresji dla wyznaczonych ostatecznie przedziałów średniego i relatywnie wysokiego poziomu luki technologicznej zaprezentowano w tabeli 4 (odpowiednio modele 5 i 6)<sup>30</sup>.

**Tabela 4.** Wyniki estymacji równań regresji dla zmiennej zależnej  $ik$  z wykorzystaniem zmodyfikowanych zmiennych binarnych

	Zmienne niezależne	$\beta$	Błąd standardowy	Statystyka $t$	$p$
Model 5	Stała regresji	4,125417	1,126701	3,661501	0,0004
	$ik_{i,t-1}$	0,842115	0,045546	18,48946	0
	$DI_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$	0,229991	0,029705	7,742372	0
	$R^2 = 0,81$ ; $\hat{R}^2 = 0,81$ ; $F = 268,3$ ; $p = 0,0$ ; test autokorelacji reszt: Statystyka $t = 2,27$ ; $p = 0,03$				
Model 6	Stała regresji	4,439216	0,974991	4,553085	0
	$ik_{i,t-1}$	0,832637	0,041628	20,00186	0
	$biz_{i,t-1}$	0,130133	0,044417	2,929824	0,0041
	$DI_{i,t-1} * biz_{i,t-1}$	-0,1518	0,0447	-3,39604	0,0009
$R^2 = 0,8$ ; $\hat{R}^2 = 0,79$ ; $F = 160,1$ ; $p = 0,0$ ; test autokorelacji reszt: Statystyka $t = 2,8$ ; $p = 0,0$					

Źródło: opracowanie własne.

Oszacowane oceny parametrów modeli 5 i 6 potwierdzają prawidłowości odnotowane w drugim etapie badawczym. Zastosowana w trzecim etapie badawczym procedura umożliwiła jednak bardziej dokładne określenie krytycznego poziomu luki technologicznej, przy którym wystąpiła zmiana kierunku oddziaływania BIZ

<sup>29</sup> Rozszerzenie przedziału pierwszego o kolejną wartość luki technologicznej spowodowało zanik istotnego statystycznie związku między analizowanymi kategoriami.

<sup>30</sup> W przypadku estymowanych równań regresji wyniki testu efektów stałych nie upoważniały do odrzucenia hipotezy zerowej o ich zbędności. Dlatego też w modelach 5–6 oszacowano wspólny wyraz wolny dla analizowanej zbiorowości państw.

na IK. Przeprowadzone obliczenia wskazują, że w przypadku krajów Europy Środkowo-Wschodniej zmiana ta dokonywała się, gdy rozmiar luki technologicznej mieścił się w przedziale: (27,74; 27,93). Oznacza to, że obniżenie luki technologicznej o około 30% w porównaniu do jej maksymalnej odnotowanej wartości skutkowało zmianą kierunku relacji między BIZ i IK. Należy jednak podkreślić, że wniosek ten nie ma natury ogólnej i odnosi się wyłącznie do badanej grupy krajów w analizowanym okresie. Dlatego też wartości krytyczne luki technologicznej w każdym konkretnym przypadku mogą kształtować się odmiennie. Ponadto zmiana kierunku oddziaływania BIZ na IK nie musi dokonywać się skokowo, wraz z przekroczeniem pewnego granicznego poziomu luki technologicznej, lecz może być procesem zachodzącym w pewnym szerszym przedziale *LT*.

#### 4. Podsumowanie

Podsumowując rezultaty niniejszego badania można stwierdzić, że w przypadku analizowanych państw Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1994–2007:

- luka technologiczna była istotnym czynnikiem determinującym kierunek i siłę oddziaływania bezpośrednich inwestycji zagranicznych na inwestycje krajowe;
- wraz ze zmniejszaniem poziomu luki technologicznej oddziaływanie BIZ na inwestycje krajowe zmieniało się z ujemnego na dodatnie;
- siła pozytywnego oddziaływania BIZ na IK zmniejszała się wraz z przechodzeniem gospodarek do kolejnych przedziałów, charakteryzujących się coraz mniejszym poziomem luki technologicznej.

Zaobserwowane prawidłowości pozwalają uznać przyjętą w pracy hipotezę badawczą za pozytywnie zweryfikowaną. Biorąc jednak pod uwagę specyfikę krajów Europy Środkowo-Wschodniej wnioski te nie mogą być bezkrytycznie odnoszone do innych typów gospodarek. Sformułowanie wniosków natury ogólnej wymaga bowiem podjęcia prac badawczych uwzględniających między innymi kraje wysoko rozwinięte i rozwijające się oraz wykorzystujących inne mierniki luki technologicznej (np. udział sektora wysokich technologii w gospodarce, nakłady na działalność badawczo-rozwojową, liczbę patentów, rodzaje wprowadzanych innowacji itp.).

Zaproponowana przez autorki postać nieliniowego związku między bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi i inwestycjami krajowymi w gospodarce goszczącej ma częściowo charakter dedukcyjny, a jej empiryczna weryfikacja wymaga przeprowadzenia dodatkowych badań. Dlatego też przedstawioną koncepcję należy traktować jako głos w dyskusji na temat wpływu BIZ na IK oraz alternatywę dla rozważanych w literaturze ekonomicznej możliwych relacji między tymi kategoriami, w szczególności zakładających, że związek ten opisuje wielomian drugiego stopnia.

## Literatura

1. Agosin M.R., Mayer R., *Foreign investment in developing countries: Does it crowd in domestic investment?*, Discussion Paper, no. 146, UNCTAD, Geneva 2000.
2. Aitken B.J., Harrison A.E., *Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela*, „American Economic Review” 1999, vol. 89, no. 3.
3. Apergis N., Katrakilidis C.P., Tabakis N.M., *Dynamic linkages between FDI inflows and domestic investment: A panel cointegration approach*, „Atlantic Economic Journal” 2006, vol. 34, no. 4.
4. Baltagi B., *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons, Chichester 2005.
5. Banerjee A., Dolado J.J., Galbraith J.W., Hendry D.F., *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press, Oxford 2003.
6. Borensztein E., De Gregorio J., Lee J.W., *How does foreign direct investment affect economic growth?*, „Journal of International Economics” 1998, vol. 45, no. 1.
7. Brzozowski M., *Wpływ rozwoju rynków finansowych i stabilności kursu walutowego na wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowej i Wschodniej*, w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie unii gospodarczej i walutowej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2009.
8. Cheng H., Shahrokhi M., Shengzhou Z., *The crowding-out effects of foreign direct investment on China's domestic investment*, „International Journal of Finance” 2005, vol. 17, no. 2.
9. Davidson R., MacKinnon J.G., *Foundations of econometrics*, Oxford Press, London 1999.
10. De Mello L.R., *Foreign direct investment led growth: Evidence from time series and panel data*, „Oxford Economic Papers” 1999, vol. 51, no. 1.
11. Desai M.A., Fritz F.C., Forbes K.J., *Financial constraints and growth: Multinational and local firm responses to currency depreciations*, „Review of Financial Studies” 2008, vol. 21, no. 6.
12. Driffield N., Hughes D., *Foreign and domestic investment: Regional development or crowding out?*, „Regional Studies” 2003, vol. 37, no. 3.
13. Greene W.H., *Econometric analysis*, Pearson Education, Upper Saddle River 2003.
14. Hsiao C., *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, New York 2003.
15. Kennedy P., *A guide to econometrics*, wyd. 4, MIT Press, Cambridge 1998.
16. Kennedy P., *A guide to econometrics*, wyd. 5, MIT Press, Cambridge 2003.
17. Krkoska L., *Foreign direct investment financing of capital formation in Central and Eastern Europe*, EBRD Working Paper, 2001, no. 67.
18. Lee M., Tcha M., *The color of money: The effects of foreign direct investment on economic growth in transition economies*, University of Western Australia, Department of Economics, Economic Discussion – Working Paper, 2002, no. 02–16.
19. Lipsey R.E., *Interpreting developed countries' foreign direct investment*, NBER Working Paper, 2000, no. 7810.
20. Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
21. Mencinger J., *Does foreign direct investment always enhance economic growth?*, „KYKLOS” 2003, vol. 56, no. 4.
22. Mickiewicz T., Radosevic S., Varblane V., *FDI in Central Europe short-run effects in manufacturing*, w: *Transition in Asia and Eastern and Central Europe: A closed door, two open windows?*, red. N. Fabry, S. Zeghni, Nova Science Publishers, Huntington 2001.
23. Misun J., Tomsik V., *Does foreign direct investment crowd in or crowd out domestic investment?*, „Eastern European Economics” 2002, vol. 40, no. 2.
24. Ruffin R.J., Rassekh F., *The role of FDI in U.S. capital outflows*, „American Economic Review” 1986, vol. 76, no. 5.

25. Rutkowski A., *Inward FDI and financial constraints in Central and East European countries*, „Emerging Markets Finance and Trade” 2006, vol. 42, no. 5.
26. Studenmund A.H., *Using econometrics. A practical guide*, Pearson Education, New York 2006.
27. Van Loo F., *The effect of foreign direct investment on investment in Canada*, „Review of Economics and Statistics” 1977, vol. 59, no. 4.
28. Witkowska J., *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne a rynek pracy w kraju przyjmującym – aspekty teoretyczne*, „Ekonomista” 2000, nr 5.
29. Wooldridge J.M., *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, Cambridge 2001.
30. Wooldridge J.M., *Introductory econometrics. A modern approach*, South-Western Thomson Learning, Mason 2002.
31. Xu G., Wang R., *The effect of foreign direct investment on domestic capital formation, trade and economic growth in a transition economy: Evidence from China*, „Global Economy Journal” 2007, vol. 7, no. 2.

## **TECHNOLOGY GAP AS A FACTOR DETERMINING THE IMPACT OF FDI ON DOMESTIC INVESTMENT IN THE HOST COUNTRY – AN EMPIRICAL ANALYSIS FOR CEE COUNTRIES**

**Summary:** The purpose of the research was to verify the hypothesis that bridging the technological gap in the host countries changes the direction of the influence of FDI on domestic investment (DI) from negative to positive. The empirical verification of this hypothesis was carried for the group of CEE countries in the years 1994–2007. The results reveal that technological gap was a relevant factor both for the direction and strength of the relationship between FDI and DI. Its decline to some critical level changed the direction of the influence of FDI on domestic investment. Moreover, the strength of positive relationship between foreign direct investment and domestic investment was diminishing together with bridging the technological gap in host countries.