

**Anna Kozłowska, Agnieszka Szczepkowska-Flis**

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

## **WPLYW KAPITAŁU ZAGRANICZNEGO NA ZMIANY STRUKTURY RYNKU W POLSKIM PRZEMYSŁE PRZETWÓRCZYM**

### **1. Wstęp**

Jednym z problemów teorii i praktyki badań nad oddziaływaniem bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ) na gospodarkę kraju goszczącego jest ich wpływ na zmiany struktury rynku, analizowane m.in. z punktu widzenia liczby i rozmiarów podmiotów gospodarczych, natężenia barier wejścia i wyjścia z rynku oraz stopnia dominacji i siły rynkowej poszczególnych jego uczestników. Cechy te łącznie decydują o stopniu natężenia walki konkurencyjnej, która w modelowych warunkach może oscylować między konkurencją doskonałą i monopolem pełnym.

W ekonomii ortodoksyjnej dominuje pogląd o wpływie bezpośrednich inwestycji zagranicznych na powstawanie bardziej konkurencyjnego środowiska i obniżanie siły monopoli w gospodarce kraju goszczącego<sup>1</sup>. Według S.H. Hymera i Ch.P. Kindlebergera, realizacja BIZ jest obciążona znacznym ryzykiem, a jego przewyższenie i skuteczna rywalizacja na rynkach zagranicznych wymagają występowania specyficznych czynników, determinujących przewagę konkurencyjną inwestora<sup>2</sup>. Jej źródłem jest wyłączność posiadania i eksploatacji szeroko rozumianych aktywów<sup>3</sup>, które, zdaniem autorów, umożliwiają skuteczną walkę z mono/oligopolami w kraju goszczącym.

---

<sup>1</sup> F. Elmas, S. Degirmen, *Foreign direct investment and industrial concentration in the Turkish manufacturing sector*, „International Research Journal of Finance and Economics” 2009, no. 23, s. 246-252; N. Driffield, *Inward investment and host country market structure: The case of the U.K.*, „Review of Industrial Organization” 2001, vol. 18, no. 4, s. 363.

<sup>2</sup> Ch. P. Kindleberger, *American Business Abroad, Six Lectures in Direct Investment*, Yale University Press, New Haven 1969; S.H. Hymer, *The International Operations of National Firms. A Study of Direct Foreign Investment*, MIT Press, Cambridge 1976, s. 34.

<sup>3</sup> Zalicza się do nich m.in.: wiedzę technologiczną, menedżerską i marketingową, doświadczenie, dostęp do aktywów finansowych.

Jednocześnie w literaturze można odnaleźć pogląd, że konsekwencją bezpośrednich inwestycji zagranicznych jest wzrost stopnia koncentracji na rynkach kraju lokaty. W argumentacji tego stanowiska jego zwolennicy podkreślają przede wszystkim znaczenie korzyści skali, integracji pionowej i poziomej oraz podziału pracy, które umożliwiają podmiotom zagranicznym stosowanie praktyk monopolistycznych, a w konsekwencji eliminowanie z rynku przedsiębiorstw lokalnych<sup>4</sup>. Na efekt wypierania produkcji krajowej wskazują m.in. B.J. Aitken i A.E. Harrison, według których przedsiębiorstwa rodzime, wobec rosnącej konkurencji ze strony zagranicznych rywali, często zmuszone są do ograniczenia produkcji bądź wycofania się z rynku, co w krótkim okresie może powodować podwyższenie jego koncentracji<sup>5</sup>.

Niezależnie od prezentowanego stanowiska ekonomiści są zgodni, że wejście zagranicznego inwestora na lokalny rynek zakłóca istniejącą jego strukturę, zmieniając tym samym charakter i natężenie procesów konkurencji<sup>6</sup>. Istnienie związku między napływem BIZ a zmianami struktury rynku w kraju goszczącym potwierdziły badania empiryczne. Kwestią otwartą natomiast pozostaje nadal kierunek tej relacji, ponieważ nieliczne przeprowadzone analizy wskazują na możliwość zarówno dodatniego<sup>7</sup>, jak i ujemnego<sup>8</sup> oddziaływania BIZ na poziom koncentracji. Sprzeczne rezultaty analiz mogą być wynikiem zmieniającego się w czasie sposobu/kierunku oddziaływania BIZ na koncentrację produkcji w kraju goszczącym. Według G.A. Petrochilosa pozytywna relacja między tymi kategoriami jest charakterystyczna dla długiego okresu, natomiast krótkookresowym efektem wejścia inwestora zagranicznego na rynek krajowy jest wzrost konkurencji<sup>9</sup>. Pogląd ten można powiązać z koncepcją zaproponowaną przez N. Driffielda, w myśl której każda branża zmierza w długim okresie do specyficznego dla niej poziomu koncentracji, wynikającego z warunków równowagi. Skutkiem działalności inwestorów zagranicznych na lokal-

<sup>4</sup> N. Driffield, wyd. cyt., s. 364.

<sup>5</sup> B.J. Aitken, A.E. Harrison, *Does proximity to foreign firms induce technology spillovers?*, PRD Working Paper, World Bank, 1993; ciż, *Do domestic firms benefit from foreign direct investment? Evidence from Venezuela*, „The American Economic Review” 1999, vol. 89, no. 3, s. 605-618.

<sup>6</sup> M. Gorynia (red.), *Strategie firm polskich wobec ekspansji inwestorów zagranicznych*, PWE, Warszawa 2005, s. 106.

<sup>7</sup> K. De Backer, L. Sleuwaegen, *Does foreign direct investment crowd out domestic entrepreneurship?*, Vlerick Leuven Gent Management School Working Paper nr 2002-14, 2003; M.S.M. Peria, A. Mody, *How foreign participation and market concentration impact bank spreads: Evidence from Latin America*, World Bank Policy Research Working Paper 3210, 2004; S. Lall, *Multinationals and market structure in an open developing economy: The case of Malaysia*, „Weltwirtschaftliches Archiv” 1979, Nr. 115, s. 325-350, za: N. Driffield, wyd. cyt., s. 364.

<sup>8</sup> A. Rutkowski, *Inward FDI, concentration, and profitability in the CEECs: Where the domestic firms crowded out or strengthened?*, „Transnational Corporations” 2006, vol. 15, no. 3, s. 105-139; N. Driffield, wyd. cyt.

<sup>9</sup> Wniosek ten wyprowadzony został w oparciu o wyniki badania empirycznego, przeprowadzonego dla greckiego przemysłu przetwórczego. G.A. Petrochilos, *Foreign Direct Investment and the Development Process*, Gower Publishing Company, Aldershot 1989, za: F. Elmas, S. Degirmen, wyd. cyt., s. 247.

nym rynku jest, według autora, podwyższenie tempa podążania branży w kierunku optymalnego dla niej poziomu koncentracji, a kierunek zmian stopnia koncentracji jest ujemnie powiązany z jego poziomem obserwowanym w okresach poprzednich.

Celem prezentowanego w niniejszym opracowaniu badania było oszacowanie wpływu kapitału zagranicznego na zmiany struktury rynku wyrażone wskaźnikiem zmian strukturalnych oraz poziomem współczynnika koncentracji produkcji. Badanie przeprowadzono dla działów polskiego przemysłu przetwórczego w latach 1997-2007. W pracy przyjęto, że na analizowany związek istotny wpływ ma początkowy poziom koncentracji, charakteryzujący poszczególne branże, dlatego też zastosowano ich klasyfikację na dwie zbiorowości: o relatywnie wysokiej (sektor WK) i relatywnie niskiej koncentracji (sektor NK)<sup>10</sup>.

## 2. Zawartość merytoryczna zmiennych i etapy analiz empirycznych

W badaniu wykorzystano publikowane przez GUS oraz ISI Emerging Markets dane roczne dla działów i klas działalności polskiego przetwórstwa przemysłowego. Zakres czasowy analizy podyktowany został dostępnością danych statystycznych i obejmował lata 1997-2007.

Podstawą badania związku między kapitałem zagranicznym a zmianami struktury rynku były następujące kategorie ekonomiczne:

- udział kapitału zagranicznego w kapitale podstawowym, odzwierciedlający stopień zaangażowania inwestorów zagranicznych w działalność produkcyjną danej branży (KZ). Zastosowanie tego wskaźnika pozwala uwzględnić w analizie również efekty długookresowe, związane z obecnością inwestorów zagranicznych na rynku lokalnym;

---

<sup>10</sup> Klasyfikację branż przeprowadzono, przyjmując jako wartość progową średni ważony poziom współczynnika koncentracji dla całego przemysłu przetwórczego w wyjściowym roku analizy (1997). Sektor NK: produkcja artykułów spożywczych, napojów i wyrobów tytoniowych; produkcja odzieży i wyrobów futrzarskich; produkcja skór wyprawionych i wyrobów ze skór wyprawionych; działalność wydawnicza oraz poligrafia i reprodukcja zapisanych nośników informacji; produkcja wyrobów chemicznych; produkcja metali; produkcja metalowych wyrobów gotowych z wyjątkiem maszyn i urządzeń. Sektor WK: włókiennictwo; produkcja drewna i wyrobów z drewna oraz z korka (oprócz mebli), artykułów ze słomy i materiałów używanych do wyplatania; produkcja masy włóknistej, papieru oraz wyrobów z papieru; produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych; produkcja wyrobów z surowców niemetalicznych pozostałych; produkcja maszyn i urządzeń gdzie indziej nie sklasyfikowana; produkcja maszyn biurowych i komputerów oraz produkcja sprzętu i urządzeń radiowych, telewizyjnych i telekomunikacyjnych; produkcja maszyn i aparatury elektrycznej, gdzie indziej nie sklasyfikowana; produkcja instrumentów medycznych, precyzyjnych i optycznych, zegarów i zegarków; produkcja pojazdów mechanicznych, przyczep i naczep; produkcja pozostałego sprzętu transportowego; produkcja mebli oraz działalność produkcyjna, gdzie indziej nie sklasyfikowana.

- wskaźnik zmian strukturalnych ( $Q$ ), którego wartość (wyrażoną w stopniach) obliczono na podstawie wzoru<sup>11</sup>:

$$\cos Q_j = \frac{\sum_i U_{ij}(t)U_{ij}(t-1)}{\sqrt{\left(\sum_i U_{ij}^2(t)\right)\left(\sum_i U_{ij}^2(t-1)\right)}}, \quad (1)$$

gdzie  $U_{ij}$  jest udziałem klasy działalności  $i$  w danym dziale przetwórstwa  $j$ <sup>12</sup>. Wartości wskaźnika  $Q$  obliczono na podstawie liczby aktywnych podmiotów gospodarczych<sup>13</sup>, odzwierciedlającej podmiotową strukturę rynku;

- współczynnik Giniego ( $G$ ), odzwierciedlający stopień koncentracji produkcji danej branży przemysłu<sup>14</sup>.

Realizację przyjętego celu badawczego przeprowadzono w dwóch etapach<sup>15</sup>. W pierwszym etapie badawczym, w celu zbadania związku przyczynowo-skutkowego między KZ i  $Q$  oraz KZ i  $G$ , zastosowano test homogenicznej przyczynowości Grangera<sup>16</sup>. Przyjęto, że dwukierunkowy związek przyczynowy implikuje symultaniczność zmian badanych kategorii, zachodzących pod wpływem czynników trzecich, nie uwzględnionych w teście. Związek o charakterze jednokierunkowym świadczy natomiast o ścisłej komplementarności bądź substytucyjności badanych

<sup>11</sup> M. Klamut, *Ewolucja struktury gospodarczej w krajach wysoko rozwiniętych*, AE, Wrocław 1996, s. 174.

<sup>12</sup> Wartości wskaźnika  $Q$  zawierać się mogą w przedziale od 90 do 0, przy czym wartość 0 wskazuje na brak zmian strukturalnych, tj. na tożsamość struktury gospodarczej w dwóch porównywanych okresach. W przeciwieństwie do najczęściej stosowanych w literaturze ekonomicznej prostych wskaźników zmian strukturalnych (zmiany udziałów poszczególnych elementów w strukturze jako całości) wskaźnik  $Q$  zawiera informacje o zmianach relacji między poszczególnymi elementami struktury gospodarczej, co umożliwia określenie jej zmiany zagregowanej.

<sup>13</sup> Stan w IV kwartale każdego roku.

<sup>14</sup> Współczynnik koncentracji produkcji obliczono za pomocą wzoru interpolacyjnego, skonstruowanego na podstawie krzywej Lorenza. „Rocznik Statystyczny Przemysłu”, GUS, Warszawa 2007, s. 40.

<sup>15</sup> Analiza poprzedzona została badaniem stacjonarności zmiennych. B.H. Baltagi, *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley & Sons, Chichester 2001, s. 240-242, 244-245.

<sup>16</sup> J.M. Wooldridge, *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, South-West Thomson Learning, 2002, s. 598-599; R. Davidson, J.G. MacKinnon, *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, Oxford 1999, s. 588-589; G.S. Maddala, *Introduction to Econometrics*, Macmillan, New York 1992, s. 393-394; J. Geweke, *Inference and causality in economic time series model*, [w:] Z. Griliches, M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam 1984, s. 1102-1108, 1122-1127. **Wśród ekonometryków dominuje pogląd, że dane panelowe poprawiają efektywność testu Grangera.** B. Venet, C. Hurlin, *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients*, EURISCO Working Paper no. 2001-09, s. 4.

zjawisk<sup>17</sup>. Test przyczynowości Grangera przeprowadzono dla wyróżnionych w badaniu zbiorowości branż (sektor WK, sektor NK).

W drugim etapie badawczym dokonano estymacji równań regresji panelowej<sup>18</sup>, w których zmienne zależne stanowiły odpowiednio wskaźnik  $Q$  oraz współczynnik  $G$ , jako zmienną niezależną w obu przypadkach przyjęto udział kapitału zagranicznego w kapitale podstawowym (KZ). Podstawą oceny stopnia dopasowania estymowanych funkcji do wartości empirycznych były:  $R^2$ ,  $\hat{R}^2$ , statystyka  $DW$ , test zbędności efektów stałych oraz test normalności rozkładu składnika resztowego.

Wyniki uzyskane w poszczególnych etapach badawczych oraz ich interpretację zamieszczono w kolejnej części opracowania, przy czym skoncentrowano się wyłącznie na ostatecznych wersjach modeli przyjętych do analizy<sup>19</sup>.

### 3. Wyniki analiz empirycznych

Przeprowadzone na wstępie badania testy wykazały stacjonarność zmiennych  $Q$  i  $KZ$  oraz integrację stopnia pierwszego  $I(1)$  zmiennej  $G$ . W celu doprowadzenia do stacjonarności zmiennej  $G$  zastosowano jej przekształcenie, wykorzystując indeks dynamiki o podstawie łańcuchowej ( $DG$ )<sup>20</sup>.

Badania przeprowadzone w pierwszym etapie wskazują na istnienie jednokierunkowego związku przyczynowo-skutkowego (ściślej przyczynowości) między zmiennymi  $KZ$  i  $DG$  oraz  $KZ$  i  $Q$ . W obu analizowanych sektorach zmienna  $KZ$  była przyczyną w sensie Grangera zmiennej  $Q$  z wyprzedzeniem 1 okresu. W przypadku sektora WK zmienna  $KZ$  stanowiła przyczynę w sensie Grangera zmiennej  $DG$  z wyprzedzeniem 1 roku, w sektorze NK natomiast zaobserwowano przyczynowość o kierunku odwrotnym: zmienna  $DG$  była przyczyną w sensie Grangera zmiennej  $KZ$ .

<sup>17</sup> K.M. Kasibhatla, D.B. Steward, M. Khojasteh, *The role of FDI in high medium, low medium and low income countries during 1970-2005: Empirical tests and evidence*, „Journal of Business and Economic Studies” 2008, vol. 14, no. 2, s. 60-72.

<sup>18</sup> W badaniu estymowano modele regresji panelowej uwzględniające efekty stałe, z zastosowaniem wag dla poszczególnych branż. Heteroskedastyczność reszt otrzymanych modeli, częsta w przypadku regresji panelowych, skłoniła autorki do zastosowania w estymacji równań regresji metody estymowanej uogólnionej metody najmniejszych kwadratów UMNK (ang. *Feasible Generalized Least Squares – FGLS*) w celu oszacowania spójnych i nieobciążonych estymatorów współczynników regresji oraz metody White’a w celu estymacji ich odpornych błędów standardowych. Estymator White’a jest ponadto odporny na równoczesną korelację reszt w poszczególnych branżach oraz ich różną wariancję. J.M. Wooldridge, *Introductory...*, s. 249-253, 262-269, 399-400; tenże, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge 2001, s. 57, 157-162, 178-179, 271-272, 578-580; C. Hsiao, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, New York 2003, s. 55-57; B.H. Baltagi, wyd. cyt., s. 14, 68, 89; P. Kennedy, *A Guide to Econometrics*, MIT Press, Cambridge 1998, s. 121; W.H. Greene, *Econometric Analysis*, Prentice, Upper Saddle River 2003, s. 314-316.

<sup>19</sup> Pełną dokumentację badania autorki udostępnią na życzenie czytelnika.

<sup>20</sup> Testy wykazały stacjonarność zmiennej  $DG$ .

Na drugim etapie badawczym skoncentrowano się na ilościowym oszacowaniu związku między poziomem nasycenia branży kapitałem zagranicznym a natężeniem i kierunkiem zmian struktury rynku. Modele ilustrujące wpływ kapitału zagranicznego na natężenie zmian strukturalnych, wyrażone miernikiem  $Q$ , w analizowanych zbiorowościach branż przedstawiono odpowiednio w tab. 1 i 2.

Tabela 1. Model regresji panelowej dla sektora NK

Zmienna zależna: $Q$ ; metoda: panelowa estymowana UMNK; liczba obserwacji: 70 (panel zbilansowany)				
Zmienne niezależne	$\beta$	Błąd standardowy	Statystyka $t$	$p$
Ogólna stała regresji	5,063908	0,131315	38,56308	0
$KZ_t$	-0,70166	0,099808	-7,03004	0
$KZ_{t-1}$	-0,64767	0,09945	-6,51252	0
Miary dopasowania funkcji regresji: $R^2 = 0,81$ ; $\hat{R}^2 = 0,78$ ; $F = 31,6$ ; $p = 0,0$ ; $DW = 1,6$ ( $d_1 = 1,55422$ ; $d_u = 1,67152$ ); test zbędności efektów stałych: $F(6, 61) = 37,8$ ; $p = 0,0$				

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Model regresji panelowej dla sektora WK

Zmienna zależna: $Q$ ; metoda: panelowa estymowana UMNK; liczba obserwacji: 120 (panel zbilansowany)				
Zmienne niezależne	$\beta$	Błąd standardowy	Statystyka $t$	$p$
Ogólna stała regresji	5,605902	0,209251	26,79028	0
$KZ_t$	-0,88062	0,256993	-3,42664	0,0009
$KZ_{t-1}$	-0,6485	0,212571	-3,05075	0,0029
Miary dopasowania funkcji regresji: $R^2 = 0,49$ ; $\hat{R}^2 = 0,43$ ; $F = 7,8$ ; $p = 0,0$ ; $DW = 2,4$ ( $d_1 = 1,66839$ ; $d_u = 1,73608$ ); test zbędności efektów stałych: $F(11, 106) = 6,1$ ; $p = 0,0$				

Źródło: opracowanie własne.

Teoria ekonomii wskazuje, że wejście na rynek inwestora zagranicznego, mającego różnorodną przewagę (technologiczną, finansową, marketingową itp.) nad podmiotami rodzimymi, powinno zakłócać istniejącą podmiotową strukturę rynku, nasilając procesy rotacji firm przez eliminowanie nieefektywnych przedsiębiorstw i tworzenie przestrzeni ekonomicznej dla nowych, bardziej wydajnych jednostek gospodarczych. Rezultaty analizy ekonometrycznej, przeprowadzonej dla branż przemysłu przetwórczego w Polsce w latach 1997-2007 nie potwierdzają wniosków wynikających z teorii. Wyniki testu przyczynowości Grangera oraz negatywne

współczynniki parametrów regresji dla zmiennych  $KZ_t$  i  $KZ_{t-1}$  w obu sektorach wskazują bowiem na ścisłą substytucyjność między analizowanymi kategoriami: wzrost nasycenia branż polskiego przemysłu przetwórczego kapitałem zagranicznym, niezależnie od początkowego poziomu koncentracji, osłabiał natężenie zmian strukturalnych obserwowanych w zakresie liczby podmiotów gospodarczych. Oznacza to, że kapitał zagraniczny w analizowanym okresie był czynnikiem stabilizującym liczbę działających w poszczególnych branżach przedsiębiorstw. Zaobserwowaną prawidłowość można wyjaśnić w kontekście miernika zastosowanego przez autorki do odzwierciedlenia poziomu zaangażowania kapitału zagranicznego w polskim przemyśle przetwórczym. Wykorzystane w budowie wskaźnika  $KZ$  kategorie (kapitał zagraniczny i kapitał podstawowy) są wartościami skumulowanymi, co uniemożliwia oddzielenie efektów krótkookresowych, związanych z pojawieniem się inwestycji, od ich skutków obserwowanych w długim okresie. Biorąc pod uwagę tę cechę użytego wskaźnika  $KZ$ , uzyskane wyniki należy zatem interpretować w kontekście zmian długookresowych. O ile w perspektywie krótkookresowej napływ inwestycji zagranicznych może destabilizować strukturę branży, nasilając procesy wejść i wyjść podmiotów gospodarczych, o tyle w dłuższej perspektywie zmniejszający się dystans między przedsiębiorstwami krajowymi i zagranicznymi (swoista konwergencja) prowadzi do ujednoczenia tych grup podmiotów i zanikania pierwotnego impulsu, wywołującego rotację firm. Ponadto, uwzględniając zmiany zachodzące w polskiej gospodarce w pierwszej połowie lat 90. (otwarcie na kapitał zagraniczny, wprowadzanie mechanizmów rynkowych, przemiany własnościowe itp.), można przypuszczać, że intensywność oddziaływania początkowych strumieni kapitału zagranicznego na strukturę polskiego przemysłu była znacznie wyższa niż inwestycji kolejnych, realizowanych w warunkach bardziej zbliżonych do gospodarki rynkowej.

Wskaźnik  $Q$  określa ilościowo natężenie zmian strukturalnych, nie odzwierciedlając jednak ich kierunku. W badaniu przyjęto, że zachodzące na rynku zmiany strukturalne w zakresie liczby podmiotów mają odzwierciedlenie w postaci zmian stopnia monopolizacji produkcji. Dlatego też w badaniu, jako wskaźnik uzupełniający, zastosowano współczynnik koncentracji produkcji  $G$ . Pomimo istnienia jednokierunkowego związku przyczynowego w sensie Grangera między zmiennymi  $KZ$  i  $DG$  w obu sektorach, analizy ekonometryczne nie potwierdziły tezy o istotnym statystycznie wpływie kapitału zagranicznego na koncentrację produkcji w branżach polskiego przemysłu przetwórczego w latach 1997-2007. W modelu regresji panelowej, oszacowanym dla działów przetwórstwa przemysłowego zaklasyfikowanych do sektora NK, parametr przy zmiennej  $KZ$  nie spełnił wymogów istotności statystycznej. W przypadku sektora WK reszty estymowanych modeli nie spełniały natomiast założenia o rozkładzie normalnym. Uzyskane rezultaty nie dają podstaw do stwierdzenia istnienia statystycznej zależności między analizowanymi kategoriami. Może to oznaczać, że inwestorzy zagraniczni dostosowywali się raczej do

istniejących warunków instytucjonalnych, niż przyczyniali się do ich modyfikacji<sup>21</sup>. Wydaje się jednak, że brak związku między  $KZ$  i koncentracją produkcji należy raczej interpretować w kontekście odnotowanego w badaniu stabilizującego wpływu inwestycji zagranicznych na strukturę rynku. Jeżeli konsekwencją wyższego poziomu nasycenia inwestycjami zagranicznymi była mniejsza zmienność liczebności podmiotów gospodarczych w poszczególnych branżach wytwarzania, to skutkiem tej prawidłowości mogła być zaobserwowana niezależność zmian koncentracji produkcji od istniejących w branży zasobów kapitału obcego.

#### 4. Podsumowanie

Celem prezentowanego w niniejszym opracowaniu badania było oszacowanie wpływu kapitału zagranicznego na zmiany struktury rynku w polskim przemyśle przetwórczym w latach 1997-2007. W pracy przyjęto, że na analizowany związek istotny wpływ ma początkowy poziom koncentracji, charakteryzujący poszczególne branże, dlatego też zastosowano ich klasyfikację na dwie zbiorowości: o relatywnie wysokiej (sektor WK) i relatywnie niskiej koncentracji (sektor NK). Poziom nasycenia branży kapitałem zagranicznym wyrażono jako udział kapitału zagranicznego w kapitale podstawowym ( $KZ$ ), natomiast zmiany struktury rynku odzwierciedlono, wykorzystując wskaźnik natężenia zmian strukturalnych  $Q$  oraz współczynnik koncentracji produkcji  $G$ .

Przeprowadzone analizy ekonometryczne wskazują, że:

- zmienna  $KZ$  w obu wyróżnionych sektorach była przyczyną w sensie Grangera zmiennej  $Q$ ;
- zmienna  $KZ$  była przyczyną w sensie Grangera zmiennej  $DG$  w sektorze WK, natomiast w sektorze NK tego rodzaju przyczynowości nie stwierdzono;
- w obu sektorach wyższy poziom nasycenia kapitałem zagranicznym prowadził do ograniczenia natężenia zmian strukturalnych;
- ani w sektorze NK, ani w sektorze WK nie istniał statystycznie istotny związek między poziomem zaangażowania inwestorów zagranicznych i współczynnikiem koncentracji produkcji.

Uzyskane rezultaty upoważniają do stwierdzenia, że w analizowanym okresie kapitał zagraniczny, osłabiając zmienność liczebności firm, był czynnikiem stabilizującym strukturę gospodarczą. Silniejsze efekty kapitału zagranicznego dla podmiotowej struktury rynku i koncentracji produkcji mogły być, zgodnie z prawem malejących przychodów, wywołane przez początkowe strumienie inwestycji zagranicznych, napływające do Polski w pierwszej połowie lat 90. Weryfikacja tej tezy wymaga jednak uwzględnienia w analizie szerszej perspektywy czasowej oraz wskaźników, które umożliwią odizolowanie efektów krótkookresowych i długookresowych zagranicznych projektów inwestycyjnych.

<sup>21</sup> A. Wojtyła, *Rola prywatyzacji w procesie transformacji – nowe kierunki badań*, „Gospodarka Narodowa” 1999, nr 4, s. 1-13.



## Literatura

- Aitken B.J., Harrison A.E., *Do domestic firms benefit from foreign direct Investment? Evidence from Venezuela*, „The American Economic Review” 1999, vol. 89, no. 3, s. 605-618.
- Aitken B.J., Harrison A.E., *Does proximity to foreign firms induce technology spillovers?*, PRD Working Paper, World Bank, 1993.
- Baltagi B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley & Sons, Chichester 2001.
- Davidson R., MacKinnon J.G., *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, Oxford 1999.
- De Backer K., Sleuwaegen L., *Does foreign direct investment crowd out domestic entrepreneurship?*, Vlerick Leuven Gent Management School Working Paper nr 2002-14, 2003.
- Driffield N., *Inward investment and host country market structure: The case of the U.K.*, „Review of Industrial Organization” 2001, vol. 18, no. 4, s. 363-378.
- Elmas F., Degirmen S., *Foreign direct investment and industrial concentration in the Turkish manufacturing sector*, „International Research Journal of Finance and Economics” 2009, no. 23, s. 246-252.
- Geweke J., *Inference and causality in economic time series model*, [w:] Z. Griliches, M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam 1984.
- Gorynia M. (red.), *Strategie firm polskich wobec ekspansji inwestorów zagranicznych*, PWE, Warszawa 2005.
- Greene W.H., *Econometric Analysis*, Prentice, Upper Saddle River 2003.
- Hsiao C., *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, New York 2003.
- Hymer S.H., *The International Operations of National Firms. A Study of Direct Foreign Investment*, MIT Press, Cambridge 1976.
- Kasibhatla K.M., Steward D.B., Khojasteh M., *The role of FDI in high medium, low medium and low income countries during 1970-2005: Empirical tests and evidence*, „Journal of Business and Economic Studies” 2008, vol. 14, no. 2, s. 60-72.
- Kennedy P., *A Guide to Econometrics*, MIT Press, Cambridge 1998.
- Kindleberger Ch.P., *American Business Abroad, Six Lectures in Direct Investment*, Yale University Press, New Haven 1969.
- Klamut M., *Ewolucja struktury gospodarczej w krajach wysoko rozwiniętych*, AE, Wrocław 1996.
- Lall S., *Multinationals and market structure in an open developing economy: The case of Malaysia*, „Weltwirtschaftliches Archiv” 1979, Nr. 115, s. 325-350.
- Maddala G.S., *Introduction to Econometrics*, Macmillan, New York 1992.
- Peria M.S.M., Mody A., *How foreign participation and market concentration impact bank spreads: Evidence from Latin America*, World Bank Policy Research Working Paper nr 3210, 2004.
- Petrochilos G.A., *Foreign Direct Investment and the Development Process*, Gower Publishing Company, Aldershot 1989.
- Rocznik Statystyczny Przemysłu*, 2007, GUS, Warszawa
- Rutkowski A., *Inward FDI, concentration, and profitability in the CEEC's: Where the domestic firms crowded out or strengthened?*, „Transnational Corporations” 2006, vol. 15, no. 3, s. 105-139.
- Venet B., Hurlin C., *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients*, EURISCO Working Paper no. 2001-09.
- Woityna A., *Rola prywatyzacji w procesie transformacji – nowe kierunki badań*, „Gospodarka Narodowa” 1999, nr 4, s. 1-13.
- Wooldridge J.M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge 2001.
- Wooldridge J.M., *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, South-West Thomson Learning, 2002.

---

## THE INFLUENCE OF FOREIGN CAPITAL ON MARKET STRUCTURAL CHANGES IN POLISH MANUFACTURING

### Summary

The aim of the study was to estimate the impact of foreign capital on market structural changes in Polish manufacturing between 1997 and 2007. Branches of Polish manufacturing were divided into two sectors: of high and low market concentration. The level of foreign capital was measured by indicator  $KZ$ , calculated as the ratio of foreign capital to core capital. Market structural changes were measured by two indicators: coefficient  $Q$  and Gini concentration coefficient  $G$ . Econometric analyses showed that in both sectors foreign capital limited the intensity of market structural changes measured by coefficient  $Q$ . There were no statistically significant relations between foreign capital and Gini concentration coefficient  $G$  in any of the analyzed sectors. Our results indicate that in the analyzed years foreign capital stabilized economic structure through reducing changes of firms' population.