

MARCIN SALAMAGA

## BADANIE DYNAMICZNYCH ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY NAPŁYWEM BEZPOŚREDNICH INWESTYCJI ZAGRANICZNYCH A WZORCEM PRZEWAG KOMPARATYWNYCH W POLSKIEJ GOSPODARCE

### 1. WPROWADZENIE

Bezpośrednie inwestycje zagraniczne (BIZ) dla wielu krajów są istotnym źródłem kapitału, który wspomaga przeobrażenia w strukturze produkcji i sprzyja rozwojowi gospodarczemu. Znaczącą rolę odgrywa w tym transfer nowych technologii, których nośnikiem są BIZ. Transfer technologii za pośrednictwem BIZ jest możliwy na różne sposoby, m.in. poprzez przepływ wiedzy technologicznej, organizacyjnej czy marketingowej. Pośrednią formą transferu technologii jest również zwiększenie wartości kapitału ludzkiego w kraju goszczącym BIZ w wyniku sprowadzenia z zagranicy specjalistów dysponujących odpowiednią wiedzą i doświadczeniem (Salamaga, 2013). Jeśli opisywane tu efekty związane z napływem BIZ zachodzą w odpowiednio dużej skali a gospodarka kraju beneficjenta BIZ ma odpowiednie zdolności absorbowania nowych technologii, to możliwe są zmiany w aparacie wytwórczym gospodarki. Te zmiany wspierają konkurencyjność eksportową gospodarki w zakresie różnych grup towarowych. Ozawa (1992) opracował teoretyczny model rozwoju gospodarczego, w którym założył, że BIZ napływają kolejno do branż surowcochłonnych, pracochłonnych, kapitałochłonnych i technologicznie intensywnych, przy czym napływ BIZ do określonej branży wzmacnia konkurencyjność towarów w niej wytwarzanych. Napływ BIZ do coraz bardziej zaawansowanych technologicznie branż ma w założeniu twórcy modelu przekładać się docelowo na wzrost poziomu rozwoju gospodarczego (stadium rozwoju można ustalić na podstawie wyróżnionej branży, która najbardziej absorbuje BIZ). Długookresowe zależności pomiędzy napływem BIZ i wzorcem przewag komparatywnych w literaturze polskiej są przeważnie przedmiotem rozważań teoretycznych rzadko popartych rzeczową analizą empiryczną zwłaszcza przy wykorzystaniu narzędzi ekonometrycznych (np. Witkowska, 1996; Nytko, 2007; Tarasiński, 2009; Salamaga, 2013). W literaturze zagranicznej przedmiotowa problematyka jest łączona często z modelem „szyku lotu dzikich gęsi” Akamatsu (1935) opisującym przepływy wiedzy technologicznej pomiędzy krajami. Również i w tych badaniach metody ilościowe, a zwłaszcza metody stanowiące dorobek współczesnej ekonometrii stosowane są raczej na zasadzie wyjątku niż reguły (np. Ozawa 1992; Damijan, Rojec, 2004; Cutler, Ozawa, 2007; Anuruddika, Senevirathne, 2010; Koyama, 2011;

Harding, Javorcik, 2012). Tymczasem opisanie dynamicznych zależności pomiędzy BIZ i wskaźnikiem ujawnionej przewagi komparatywnej (ang. *Revealed Comparative Advantage Index* – RCA) dóbr eksportowanych przy wykorzystaniu odpowiednich modeli szeregów czasowych wydaje się zasadne z punktu widzenia weryfikacji mechanizmu modelu Ozawy (1992). Taki też cel stawia sobie autor niniejszego opracowania w odniesieniu do polskiej gospodarki. W artykule zostaną zbadane dynamiczne zależności pomiędzy BIZ i wskaźnikiem RCA dóbr o różnym nasyceniu czynnikami produkcji za pomocą modelu korekty błędem uwzględniającym zjawisko kointegracji szeregów czasowych. Aby dokładniej przeanalizować sprzężenia zwrotne pomiędzy zmiennymi, przedstawiono również wyniki funkcji odpowiedzi na impuls i dekompozycji wariancji prognoz poszczególnych zmiennych. Wyniki tej analizy będą stanowiły również punkt odniesienia do weryfikacji teorii dynamicznych przewag komparatywnych Ozawy (1992), której ważnym ogniwem jest długookresowa relacja BIZ i konkurencyjności gospodarki.

## 2. METODA BADANIA

Badanie dynamicznych relacji pomiędzy zmiennymi BIZ<sup>1</sup> i RCA poprzedzono obliczeniem wartości wskaźnika ujawnionej przewagi komparatywnej osobno dla dóbr surowcochłonnych (RCAs), pracochłonnych (RCAp), kapitałochłonnych (RCAk) i technologicznie intensywnych (RCAt). W tym celu skorzystano ze wzoru (Misala, 2011):

$$RCA_i = \ln \left( \frac{Ex_i}{Im_i} : \frac{Ex}{Im} \right), \quad (1)$$

gdzie:

$Ex_i$  – wartość eksportu  $i$ -tej grupy towarowej,

$Im_i$  – wartość importu  $i$ -tej grupy towarowej,

$Ex$  – całkowita wartość polskiego eksportu,

$Im$  – całkowita wartość polskiego importu.

Dodatnia wartość miernika (1) wskazuje na występowanie przewagi komparatywnej w  $i$ -tej grupie towarowej, natomiast wartość ujemna oznacza brak takiej przewagi. Wskaźnik (1) jest stosunkowo często stosowanym miernikiem w badaniach konkurencyjności międzynarodowej gospodarek i stanowi integralny składnik teorii dynamicznych przewag komparatywnych (Ozawa, 1992). Tym niemniej wyniki otrzymane na bazie tego wskaźnika zwłaszcza dla gospodarek krajów rozwijających się, czy gospodarek scentralizowanych wymagają jeszcze uzupełnienia o wskaźniki zmian

<sup>1</sup> W niniejszych badaniach zmienna BIZ reprezentuje strumień napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych (ang. *inward FDI flows*).

jakościowych w strukturze eksportu oraz o wartości eksportu netto (Misala, 2011). Do mankamentów wskaźnika (1) należy również zaliczyć ograniczoną możliwość wyjaśnienia za jego pomocą źródła przewag komparatywnych.

Przydzielenie towarów do poszczególnych grup w oparciu o Międzynarodową Standardową Klasyfikację Handlu (ang. *Standard International Trade Classification – SITC*) przebiegało w następujący sposób (Misala, Pluciński, 2000):

- produkty surowcochłonne: grupy towarowe nr 0, 2–26, 3–35, 4, 56,
- produkty pracochłonne: grupy towarowe nr 26, 6–62–67–68, 8–87–88,
- produkty kapitałochłonne: grupy towarowe nr 1, 35, 53, 55, 62, 67, 68, 78,
- produkty technologicznie intensywne: grupy towarowe nr 51, 52, 54, 57–59, 7–75–78, 87–88.

W obliczeniach posłużono się danymi z Głównego Urzędu Statystycznego obejmującymi okres od pierwszego kwartału 2002 r. do czwartego kwartału 2013 r.<sup>2</sup>

Badając dynamiczne relacje pomiędzy strumieniem napływających BIZ i wskaźnikami przewagi komparatywnej brano pod uwagę model wektorowej autoregresji (ang. *Vector Autoregression model – model VAR*) (Sims 1980, Lütkepohl, 2007; Osińska i inni, 2007) i model wektorowej korekty błędem (ang. *Vector Error Correction Model – model VECM*) (Johansen, 1995; Majsterek, 1998; Syczewska, 1999). Aby rozstrzygnąć, czy właściwym modelem jest model VAR czy VECM konieczne jest zbadanie zjawiska kointegracji szeregów czasowych,

Występowanie kointegracji uzasadnia stosowanie modelu VECM, a jej brak – modelu VAR. Z uwagi na potwierdzenie kointegracji szeregów czasowych w empirycznej części tego opracowania, zasadnicza część badań długookresowych zależności pomiędzy BIZ i wskaźnikami RCA będzie wymagać stosowania modelu VECM. Jego ogólną postać można zapisać następująco (Majsterek, 1998; Syczewska, 1999; Kusiński, 2000):

$$\Delta X_t = \Psi_0 D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \xi_t, \quad (2)$$

gdzie:

$\Pi$  – macierz mnożników długookresowych,  $\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I$ ,

$\Pi_i$  – macierz mnożników krótkookresowych,  $\Pi_i = - \sum_{i=j+1}^k A_i$ ,

$A_i$  – macierze parametrów wielomianowego operatora opóźnień,

$D_t$  – wektor zawierający składniki deterministyczne (np. trend, sezonowość),

<sup>2</sup> [http://www.stat.gov.pl/gus/wskaźniki\\_makroekon\\_PLK\\_HTML.htm](http://www.stat.gov.pl/gus/wskaźniki_makroekon_PLK_HTML.htm), data dostępu: 20.10.2014. Ograniczenie się do okresu I. kw. 2002 – IV. kw. 2013 było uwarunkowane dostępnością kompletnych danych kwartalnych.

$X_t$  – wektor obserwacji wartości analizowanych procesów,

$\Psi_0$  – macierz współczynników przy składnikach deterministycznych wektora  $D_t$ ,

$\xi_t$  – proces białoszumowy.

W praktyce z kointegracją mamy do czynienia, gdy szeregi czasowe mają ten sam rząd zintegrowania<sup>3</sup> (najczęściej pierwszy) oraz istnieje ich stacjonarna kombinacja liniowa. W badaniach zjawiska kointegracji stosuje się najczęściej test śladu, test maksymalnej wartości własnej (Johansen 1991, 1992) lub procedurę Engle'a-Grangera.

Wpływ pojedynczej zmiennej na inną zmienną można przeanalizować za pomocą funkcji odpowiedzi na impuls. W tym celu model wektorowej autoregresji sprowadzany jest do postaci procesu średniej ruchomej, w której uwzględnia się również oddziaływania zakłóceń losowych (Majsterek, 1998; Syczewska, 1999; Osińska i inni, 2007; Kusideł, 2000) :

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_i \xi_{t-i}, \quad (3)$$

gdzie:

$$\Phi_i = A_i B^{-1},$$

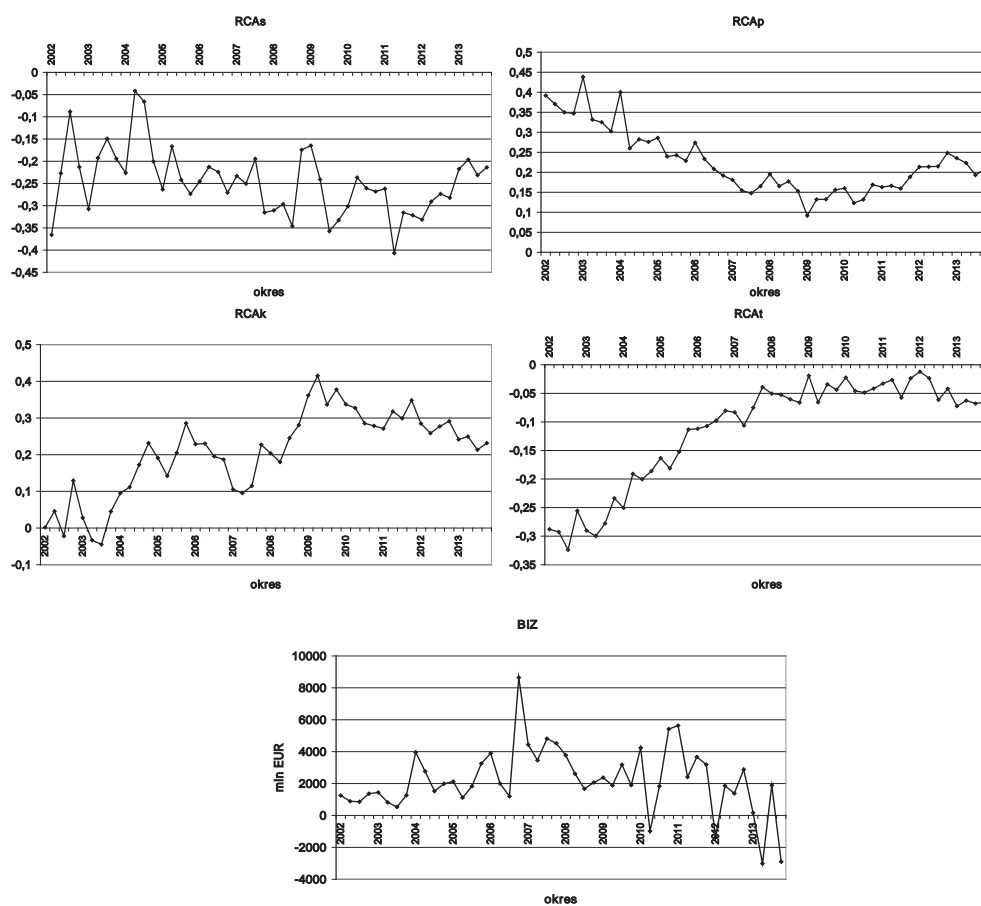
$B$  – macierz parametrów stojących przy nieopóźnionych wartościach składowych wektora  $X_t$ .

Elementy macierzy  $\Phi_i$  można interpretować jako odpowiedzi wyróżnionej zmiennej wektora  $X_t$  na impuls ze strony innej zmiennej przy założeniu warunków *ceteris paribus*. Tym samym interpretacja funkcji odpowiedzi na impuls staje się do pewnego stopnia analogiczna do interpretacji mnożników w analizie mnożnikowej stosowanej w modelach wielorównaniowych. Metodą uzupełniającą analizę interakcji pomiędzy zmiennymi jest dekompozycja wariancji błędów prognoz poszczególnych składowych wektora  $X_t$ . Dekompozycja wariancji pozwala na ustalenie, jaki udział w wyjaśnieniu błędu prognozy danej zmiennej mają pozostałe zmienne biorące udział w badaniu (Kusideł, 2000; Papież, Śmiech, 2012).

### 3. WYNIKI ESTYMACJI MODELU

W pierwszym etapie budowy modelu przeanalizowano przebieg szeregów czasowych reprezentujących zmienne RCAs, RCap, RCAk, RCAt i BIZ (rysunek 1). Analiza wykresów poszczególnych zmiennych wskazuje na występowanie trendu w przypadku zmiennych RCAk, RCap oraz RCAt.

<sup>3</sup> Szereg czasowy jest zintegrowany, jeżeli po obliczeniu różnic rzędu  $d$  jest on sprowadzony do stacjonarności (Osińska i inni, 2007). Stacjonarność szeregu bada się za pomocą odpowiednich testów, np. testu Dickey'a-Fullera czy KPSS.



Rysunek 1. Wykresy szeregów czasowych zmiennych RCAAs, RCAp, RCAk, RCAt i BIZ

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wybór pomiędzy modelami VAR i VECM poprzedzono badaniem stacjonarności szeregów czasowych, ustaleniem optymalnego rzędu opóźnienia zmiennych i badaniem kointegracji szeregów czasowych. W badaniu stacjonarności szeregów czasowych posłużono się rozszerzonym testem Dickeya-Fullera (test ADF) (Charemza, Deadman, 1997). Wyniki tego testu zamieszczono w tabeli 1 (w nawiasach podano prawdopodobieństwa testowe).

Tabela 1.

## Wyniki testu ADF

Nazwa zmiennej zmienna	Oznaczenie zmiennej	Wynik testu ADF dla	
		zmiennej	pierwszych przyrostów zmiennej
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne	BIZ	-1,948 (0,0750)	-10,22 (0,0000)
Wskaźnik przewagi komparatywnej dóbr surowcowych	RCA <sub>s</sub>	-1,354 (0,1606)	-7,731 (0,0000)
Wskaźnik przewagi komparatywnej dóbr pracochłonnych	RCA <sub>p</sub>	-1,424 (0,1421)	-10,510 (0,0000)
Wskaźnik przewagi komparatywnej dóbr kapitałochłonnych	RCA <sub>k</sub>	-0,4974 (0,4954)	-7,776 (0,0000)
Wskaźnik przewagi komparatywnej dóbr technologicznie intensywnych	RCA <sub>t</sub>	-1,0531 (0,2930)	-9,885 (0,0000)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Przedstawione wyniki wskazują, że żaden z szeregów czasowych nie jest stacjonarny (prawdopodobieństwa testowe są większe od 0,05), natomiast pierwsze przyrosty odpowiednich zmiennych są stacjonarne. Zatem szeregi czasowe badanych zmiennych są zintegrowane w stopniu pierwszym.

Przy ustalaniu optymalnej liczby opóźnień zmiennych w oparciu o model VAR posłużono się testem mnożnika Lagrange'a oraz uzupełniająco kryteriami informacyjnymi (Osińska i inni, 2007). Wyniki testu mnożnika Lagrange'a i kryterium informacyjnego Akaike wskazały, że optymalny rząd opóźnienia zmiennych wynosi trzy i takie opóźnienie przyjęto w dalszej części analizy. Badanie kointegracji szeregów czasowych przeprowadzono stosując test śladu i test maksymalnej wartości własnej (Johansen, 1991, 1992). W tabeli 2 zamieszczono wyniki obu testów (w nawiasach znajdują się prawdopodobieństwa testowe). Przedstawione rezultaty wskazują przy poziomie istotności 0,05 na występowanie kointegracji rzędu pierwszego.

Tabela 2.

## Wyniki testu kointegracji

Rząd kointegracji	W. własna	Test śladu	Test L max
0	0,6013	74,502 (0,0186)	42,302 (0,0024)
1	0,2690	32,199 (0,6049)	14,415 (0,7902)
2	0,1607	17,785 (0,5916)	8,0584 (0,8921)
3	0,1334	9,7261 (0,3080)	6,5855 (0,5471)
4	0,0660	3,1405 (0,0764)	3,1405 (0,0764)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

W związku z kointegracją szeregów czasowych do badania dynamicznych zależności pomiędzy BIZ i przewagami komparatywnymi zastosowano model VECM. Na podstawie wyników wstępnej analizy dynamicznej struktury szeregów czasowych BIZ i wskaźników ujawnionej przewagi komparatywnej do modelu VECM wprowadzono efekty sezonowe  $S_i$ , tj.  $D_t = [S_1, S_2, S_3, const]$  i  $X_t = [BIZ, RCAs, RCAP, RACK, RACT]$ . Wyniki ocen parametrów modelu, wartości współczynnika determinacji, a także wartości statystyki Durбина-Watsona przedstawiono w tabeli 3. Wiersz tabeli oznaczony symbolem EC1 zawiera oceny składnika korekty błędem. Składnik ten reprezentuje mechanizm krótkookresowych dostosowań służący dochodzeniu do długookresowego stanu równowagi modelowanej zmiennej. W kolejnych równaniach dla zmiennych  $\Delta BIZ$ ,  $\Delta RCAs$ ,  $\Delta RCAP$ ,  $\Delta RCAk$  i  $\Delta RCAt$  obliczone współczynniki determinacji ( $R^2$ ) wskazują na umiarkowanie dobre dopasowanie równań modelu VECM do danych empirycznych (patrz. tabela 3). Ponadto wyniki testu Durбина-Watsona (D-W) w żadnym z równań nie potwierdziły występowania istotnej autokorelacji reszt.

Na podstawie rezultatów zawartych w tabeli 3 można stwierdzić, że statystycznie istotny wpływ na bieżącą zmianę BIZ miały przyrosty samych BIZ w dwóch poprzednich okresach, przyrosty wskaźnika przewag komparatywnych dóbr surowcochłonnych w okresie poprzednim, przyrosty wskaźnika przewag komparatywnych dóbr technologicznie intensywnych w dwóch poprzednich okresach oraz sezonowość. Z kolei przyrost bezpośrednich inwestycji zagranicznych w każdym z dwóch poprzednich kwartałów ma istotny wpływ na bieżącą zmianę przewag komparatywnych dóbr surowcochłonnych, pracochłonnych i technologicznie intensywnych. Oceny parametrów składnika korekty błędem EC1 są ujemne w równaniach, w których modelowane są przyrosty bezpośrednich inwestycji zagranicznych, wskaźnika przewag kompara-

tywnych dóbr surowcowych, pracochłonnych i technologicznie intensywnych, co zapewnia dochodzenie do stanu równowagi poprzez krótkookresowy proces dostosowań. Najsilniejsza korekta odchylenia od długookresowej równowagi występuje w przypadku pierwszego równania, w którym modelowana jest zmienna  $\Delta BIZ$ . Tutaj około 4,2% nierównowagi od długookresowej ścieżki wzrostu jest korygowane przez krótkookresowy proces dostosowań.

Tabela 3.

## Wyniki estymacji modelu VECM

Zmienne objaśniające	Zmienna modelowana $\Delta X_t$ w modelu VECM									
	$\Delta BIZ$		$\Delta RCAs$		$\Delta RCAP$		$\Delta RCAk$		$\Delta RCAt$	
	parametr	wartość p	parametr	wartość p	parametr	wartość p	parametr	wartość p	parametr	wartość p
$\Delta BIZ_1$	-0,73493	0,0004	4,70e-05	0,0465	-1,65e-05	0,0412	-1,15e-05	0,0891	-1,72e-05	0,0421
$\Delta BIZ_2$	-0,4104	0,0408	0,0000	0,0046	0,0000	0,0309	0,0000	0,0709	0,0000	0,0068
$\Delta RCAs_1$	-2378,62	0,0230	0,0183	0,0481	-0,1347	0,0447	0,3119	0,0116	0,0870	0,0033
$\Delta RCAs_2$	-5534,95	0,0921	-0,3407	0,0230	0,1292	0,0902	0,0893	0,0561	-0,0589	0,0731
$\Delta RCAP_1$	13066,00	0,0795	-0,2207	0,0845	-0,5359	0,0855	0,6504	0,0887	0,5509	0,0023
$\Delta RCAP_2$	-941,2100	0,1638	-0,2221	0,0142	0,2744	0,0324	0,6263	0,0767	0,2446	0,0191
$\Delta RCAk_1$	-984,105	0,0890	0,1530	0,0900	0,0595	0,0343	0,1282	0,0476	0,0844	0,0654
$\Delta RCAk_2$	-7151,31	0,0758	-0,0465	0,0039	0,1365	0,0094	-0,0730	0,0415	-0,0544	0,0382
$\Delta RCAt_1$	12899,00	0,0024	-0,1648	0,0541	0,1365	0,0624	0,4057	0,0938	-0,3081	0,0790
$\Delta RCAt_2$	17636,80	0,0324	-0,1546	0,0010	0,3120	0,0177	0,2591	0,0967	-0,0587	0,0293
$S_1$	-581,9880	0,0478	-0,0014	0,0024	0,0013	0,0489	-0,0964	0,0005	-0,0160	0,0509
$S_2$	-2332,940	0,0018	0,0372	0,0423	-0,0375	0,0837	-0,0626	0,0225	-0,0266	0,0287
$S_3$	-1112,710	0,0040	0,0116	0,0040	-0,0384	0,0514	-0,0703	0,0050	-0,0231	0,0332
const	2301,14	0,3829	-0,16388	0,0465	-0,0204	0,0131	0,12029	0,0198	0,0981	9,62e-05
EC1	-0,04220	0,0092	-2,76e-05	0,0406	-2,25e-06	0,0323	1,96e-05	0,0202	-1,49e-05	0,0002
R <sup>2</sup>	56,2%		67,3%		64,5%		62,1%		70,9%	
D-W	2,19		2,26		2,39		2,24		2,17	

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

W tabeli 4 podano parametry wektora kointegrującego  $\beta$  po znormalizowaniu względem zmiennej BIZ oraz parametry wektora dostosowań  $\alpha$ .



Tabela 4.

Wyniki oszacowań wektora kointegrującego ( $\beta$ ) i wektora dostosowań ( $\alpha$ )

Parametr	Zmienna				
	BIZ	RCAs	RCAp	RCAk	RCAt
$\beta$	1,0000***	125660,0**	-203600,0**	-12911,0*	159880,0*
$\alpha$	0,0422***	-2,7672e-05*	-2,2551e-06**	1,9652e-05**	1,4985e-05**

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS. Symbolami \*, \*\*, \*\*\*; oznaczono istotności parametrów odpowiednio na poziomie: 10%, 5% i 1%.

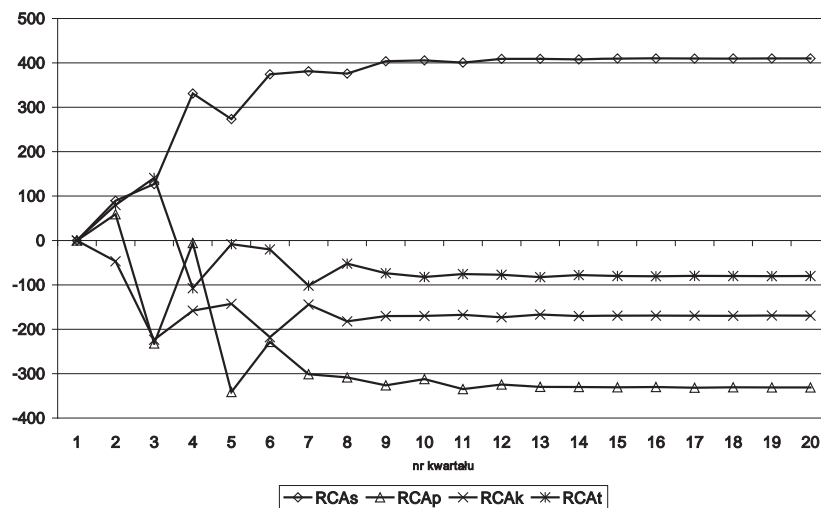
Parametry stojące przy zmiennych RCAs, RCAp w równaniu długookresowym są statystycznie istotne przy poziomie istotności 0,05, a parametry stojące przy zmiennych RCAk, RCAt są istotne przy poziomie istotności 0,1. Oznacza to, że przewagi komparatywne dóbr surowcochłonnych, pracochłonnych, kapitałochłonnych i technologicznie intensywnych mogą być traktowane jako zmienne długookresowego oddziaływania na bezpośrednie inwestycje zagraniczne. Parametry wektora  $\alpha$  wskazują z kolei na szybkość dostosowań BIZ w kolejnych równaniach modelu VECM. Najwyższe tempo dostosowań stwierdzono w równaniu modelu VECM opisującym zmiany bezpośrednich inwestycji zagranicznych (w porównaniu z równaniami przedstawiającymi zmiany wskaźników przewag komparatywnych).

#### 4. WYNIKI ANALIZY ODPOWIEDZI NA IMPULS

Aby bardziej wnikliwie zbadać sprzężenia zwrotne pomiędzy BIZ i wskaźnikami ujawnionej przewagi komparatywnej dóbr o różnym stopniu nasycenia czynnikami produkcji, przeprowadzono analizę przebiegu funkcji odpowiedzi na impuls. Umożliwi to również uzyskanie dodatkowych informacji o zakłóceniach cykli na rynku towarowym. Na rysunku 2–3 zilustrowano przebieg funkcji odpowiedzi na impuls ze strony wskaźników przewag komparatywnych RCAs, RCAp, RCAk i RCAt i ze strony BIZ.

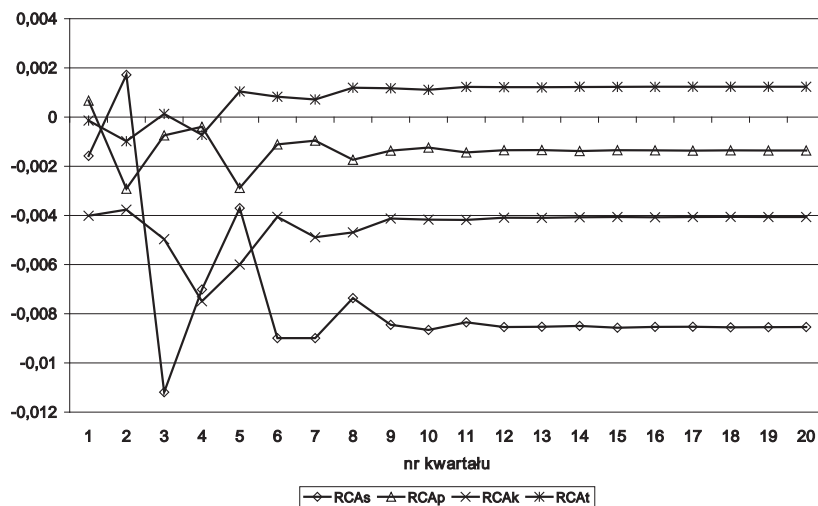
Z rysunku 2 wynika, że reakcja BIZ na impuls ze strony wskaźników przewag komparatywnych ma na początku charakter oscylacyjny, a potem się stabilizuje, przy czym w pierwszym kwartale jedynie impuls ze strony wskaźnika przewagi komparatywnej dóbr kapitałochłonnych powoduje spadek BIZ a impuls ze strony pozostałych wskaźników RCA implikuje wzrost BIZ w pierwszym kwartale. Największy zakres zmian BIZ powoduje impuls ze strony wskaźnika ujawnionej przewagi komparatywnej dóbr surowcowych. Jednorazowe szoki ze strony ujawnionych przewag komparatywnych oddziałują natychmiast, ale wygasają powoli. Rezultatem tego są powolne dostosowania bezpośrednich inwestycji zagranicznych. Trwałe podwyższenie poziomu BIZ na skutek efektu niedopasowań w długim okresie było wywołane impulsem ze

strony RCAs, natomiast trwałe obniżenie poziomu BIZ w długim okresie było skutkiem impulsu ze strony RCap, RCAk i RCAt.



Rysunek 2. Reakcja BIZ na impuls ze strony wskaźników przewagi komparatywnej dóbr o różnym stopniu nasycenia czynnikami produkcji

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

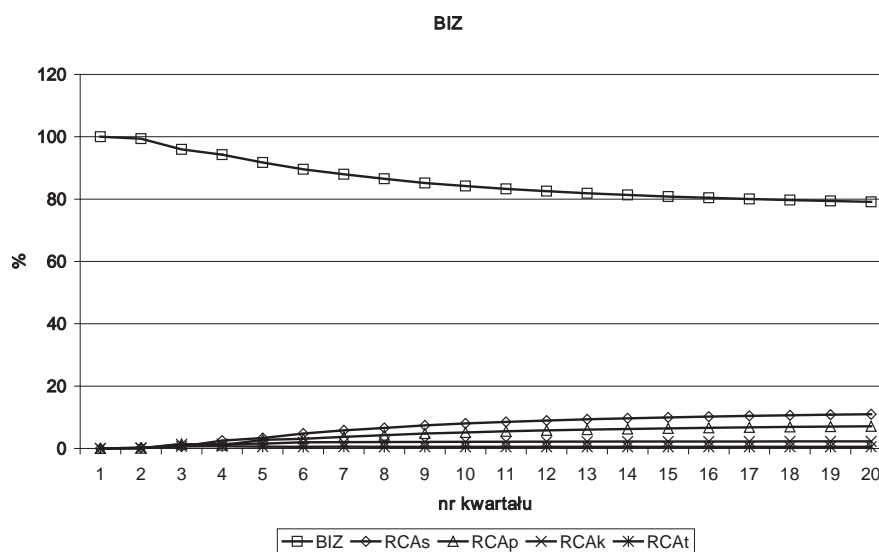


Rysunek 3. Reakcja wskaźników przewag komparatywnych dóbr o różnym stopniu nasycenia czynnikami produkcji na impuls ze strony bezpośrednich inwestycji zagranicznych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

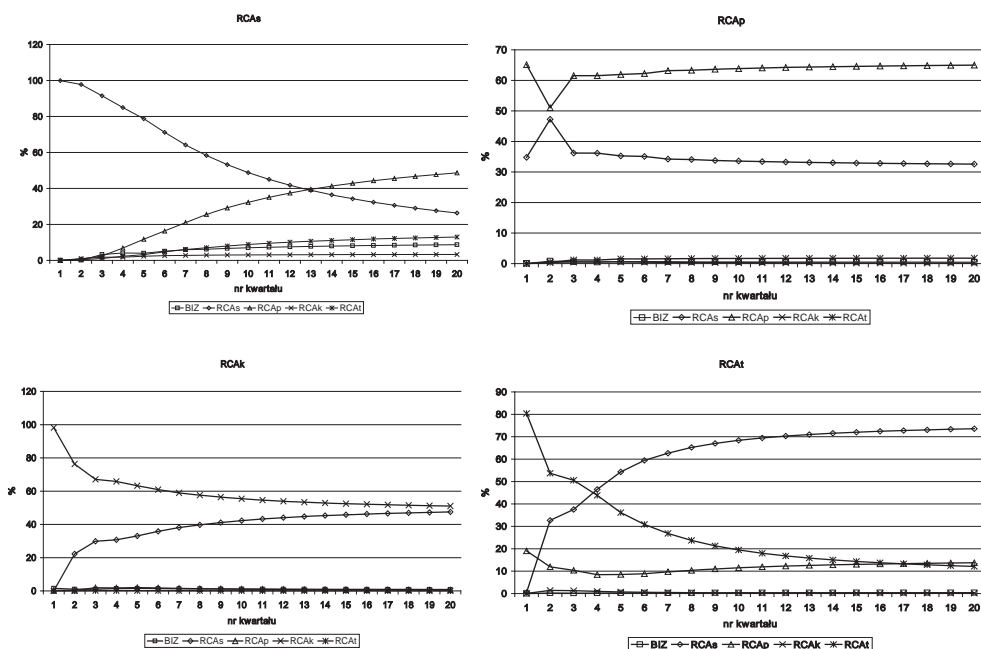
Na podstawie przebiegu krzywych na rysunku 3 można stwierdzić, że w pierwszych kwartałach po wystąpieniu impulsu wywołanego napływem BIZ największy zakres zmian wykazał wskaźnik ujawnionej przewagi komparatywnej dóbr surowcowych: po gwałtownym wzroście tego wskaźnika w pierwszym kwartale nastąpił silny spadek jego wartości w kwartale drugim. Najslabiej na szokową zmianę ze strony BIZ reagował z kolei wskaźnik przewagi komparatywnej dóbr technologicznie intensywnych, który posiadał najmniejszy zakres amplitudy wahań w pierwszych kwartałach po wystąpieniu impulsu ze strony BIZ. Położenie krzywych na rysunku 3 pozwala również stwierdzić, że skutki szokowej zmiany BIZ stopniowo wygasają dla wszystkich wskaźników przewag komparatywnych. Długookresowym efektem impulsu BIZ jest trwale zwiększenie wartości wskaźnika RCA<sub>t</sub> oraz trwale obniżenie wartości wskaźników RCA<sub>s</sub> i RCA<sub>p</sub>.

Aby ocenić wkład regresorów w wyjaśnienie wariancji błędów prognoz poszczególnych zmiennych modelowanych równaniami modelu VECM, przeprowadzono dekompozycję tych wariancji. Z przebiegu poszczególnych krzywych widocznych na rysunkach 4–5 wynika, że najczęściej każda ze zmiennych wektora  $X_t$  w najwyższym stopniu wyjaśnia wariancję błędów swoich prognoz, a udział pozostałych zmiennych w wariancji jest przeważnie kilku bądź kilkunasto procentowy.



Rysunek 4. Dekompozycja wariancji błędów prognoz bezpośrednich inwestycji zagranicznych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Rysunek 5. Dekompozycja wariancji błędów prognoz wskaźników ujawnionej przewagi komparatywnej

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Szczególnie niski udział innych regresorów wystąpił w wyjaśnieniu wariancji prognoz bezpośrednich inwestycji zagranicznych (przy udziale zmiennych BIZ na poziomie powyżej 80%). Początkowo wysokie blisko 100-procentowe udziały w wyjaśnieniu swoich wariancji prognoz mają RCAs i RCAk, ale z upływem czasu maleją one do poziomu odpowiednio ok. 30% i 50% przy systematycznym wzroście udziału głównie RCAP (w wariancji RCAs) i RCAP (w wariancji RCAk). Najmniej „zaangażowaną” zmienną w wyjaśnienie własnej wariancji prognoz jest RCAI. Jej udział w niepewności prognoz kształtuje się w dłuższym okresie na poziomie ok. 12% przy udziale RCAs wynoszącym ok. 74% i kilku procentowym udziale RCAP. Z kolei wariancja prognoz RCAP jest wyjaśniona zmiennością tego czynnika w dłuższym horyzoncie na poziomie powyżej 60% przy ponad 30-procentowym udziale zmienności RCAs i śladowym udziale zmienności pozostałych zmiennych. Z przedstawionych tu rezultatów dekompozycji błędów wariancji prognoz wynika, że najsilniej egzogeniczną zmienną są bezpośrednie inwestycje zagraniczne, a zmienną najbardziej zależną od innych zmiennych jest wskaźnik ujawnionej przewagi komparatywnej dóbr technologicznie intensywnych.

## 5. PODSUMOWANIE

W świetle przedstawionych wyników badań można stwierdzić, że sposób impulsowego oddziaływania BIZ na konkurencyjność towarów w polskiej gospodarce zależy od długości horyzontu czasowego. W krótszym okresie impulsowe zmiany BIZ implikują cykliczne zmiany wskaźników RCA z gasnącą amplitudą w długim okresie. Najbardziej wrażliwa na zmiany ze strony BIZ okazała się konkurencyjność towarów surowcochłonnych. Również oddziaływanie impulsowych zmian przewag komparatywnych na BIZ w krótkim okresie ma charakter cykliczny z tendencją do stabilizacji w długim okresie. I w tym przypadku BIZ są najbardziej wrażliwe na impuls ze strony RCAs. Silna elastyczność BIZ względem RCAs oraz RCAs względem BIZ, a także rosnący udział zmienności BIZ w wyjaśnieniu wariacji prognoz RCAs może dowodzić, że dobra surowcochłonne stanowią istotny komponent konkurencyjności polskiej gospodarki pozostający w krótkookresowej oraz długookresowej dwukierunkowej relacji z inwestycjami zagranicznymi. W świetle teorii dynamicznych przewag komparatywnych Ozawy silne sprzężenia zwrotne BIZ i RCAs zwłaszcza w początkowym okresie badania mogą wskazywać na symptomy typowe dla pierwszego stadium rozwoju gospodarczego. Natomiast w długim okresie napływ BIZ powoduje trwałe obniżenie poziomu przewag komparatywnych dóbr surowcochłonnych, co zgodnie z modelem Ozawy stanowi zapowiedź wejścia gospodarki w bardziej zaawansowane fazy rozwoju. Wydaje się, że potwierdzeniem tego są reakcje pozostałych wskaźników przewag komparatywnych na impuls ze strony BIZ. W szczególności można to zaobserwować na podstawie nieznacznej, ale trwałej poprawy konkurencyjności dóbr technologicznie intensywnych w wyniku szokowej zmiany BIZ. To oznacza występowanie w gospodarce cech typowych dla czwartej fazy rozwoju gospodarczego sterowanej technologiami. Jednak do tego wniosku należy podchodzić z ostrożnością, gdyż jak pokazała analiza dekompozycji wariacji, udział BIZ w wyjaśnieniu niepewności prognoz RCA<sub>t</sub> (podobnie jak wskaźników RCA<sub>k</sub> i RCA<sub>p</sub>) jest znikomy.

Reasumując, wyniki zawarte w niniejszym opracowaniu wskazują na występowanie zarówno krótkookresowych jak i długookresowych sprzężeń zwrotnych w oddziaływaniach pomiędzy BIZ i konkurencyjnością gospodarki mierzoną przewagami komparatywnymi dóbr o różnym stopniu nasycenia czynnikami produkcji. Zidentyfikowane tu zależności mogą dowodzić jednoczesnego występowania symptomów typowych dla różnych faz rozwoju gospodarczego występujących w modelu dynamicznych przewag komparatywnych. To oczywiście utrudnia przypisanie całej gospodarki Polski w sposób jednoznaczny do jednej fazy rozwoju. Może to również oznaczać, że różne działy lub sektory gospodarki znajdują się właśnie w różnych stadiach rozwoju gospodarczego.

Należy zaznaczyć, że stosunkowo krótkie szeregi czasowe, jakie wykorzystano w badaniach, jak i zmiany strukturalne związane z kryzysem w światowej gospodarce mogą wpływać na pewne ograniczenia w uogólnianiu przedmiotowych zależności.

Przedstawione wyniki uwzględniają dynamiczne zależności pomiędzy wielkościami BIZ i RCA, które stanowią ważne, ale nie jedyne ogniwo mechanizmu kreowania dobrobytu w sensie modelu Ozawy. Dla pełnej weryfikacji tego modelu konieczne jest uwzględnienie w badaniach jeszcze innych zmiennych, jak eksport czy PKB. Otwiera to więc pole do dalszych analiz dynamicznych zależności między ważnymi zmiennymi makroekonomicznymi.

*Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie*

#### LITERATURA

- Akamatsu K., (1935), Wagakuni Yomo Kogyohin no Boeki Suisei (Trend of Japan's Trade in Woollen Manufactures), *Shogyo Keizai Ronso*, 13, 129–212.
- Anuruddika S. M., Senevirathne G., (2010), Paradigm of Industry Life Cycle and Industry Life Cycle Shift Contrast to Flying Geese Model: with Special Reference to Sri Lankan Ready Made Garment Industry, ICBI, University of Kelaniya, 1–27.
- Charemza W. W., Deadman D. F., (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Cutler H., Ozawa T., (2007), The Dynamics of the „Mature” Product Cycle and Market Recycling, Flying-Geese Style: An Empirical Examination and Policy Implications, *Contemporary Economic Policy*, 25 (1), 67–78.
- Damijan J. P., Rojec M., (2004), Foreign Direct Investment and the Catching-up Process in New EU Member States: Is There a Flying Geese Pattern?, *Applied Economics Quarterly*, 53, 91–118.
- Harding T., Javorcik B. S., (2012), Foreign Direct Investment and Export Upgrading, *The Review of Economics and Statistics*, 94, 964–980.
- Johansen S., (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1551–1581.
- Johansen S., (1992), Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383–397.
- Johansen S., (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Koyama Y., (2011), Flying Geese Pattern and the Western Balkans, w: Conference Proceedings, The Ninth International Conference: „Challenges of Europe: Growth and Competitiveness – Reversing the Trends”, Faculty of Economics, University of Split, 439–454.
- Kusideł E., (2000), Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania, w: Suchecki B., (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, t. 3, ABSOLWENT, Łódź.
- Lütkepohl H., (2007), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, corr. 2nd print, Springer, Berlin.
- Majsterek M., (1998), Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej, *Przegląd Statystyczny*, 45 (1), 113–130.
- Misala J., (2011), *Międzynarodowa konkurencyjność gospodarki narodowej*, PWE, Warszawa.
- Misala J., Pluciński E. M., (2000), *Handel wewnątrzgałęziowy między Polską a Unią Europejską. Teoria i praktyka*, SGH, Warszawa.
- Nytko M., (2007), *Rozwój bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Indiach w latach 1991–2005*, Rozprawa doktorska, Wydział Ekonomii, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.

- Osińska M., (red.), Koško M., Stempińska J., (2007), *Ekonometria współczesna*, wyd. Dom Organizatora, Toruń.
- Ozawa T., (1992), Foreign Direct Investment and Economic Development, *Transnational Corporation*, 1 (1), 27–54.
- Papież M., Śmiech S., (2012), Wykorzystanie modelu SVECM do badania zależności pomiędzy cenami surowców a cenami stali na rynku europejskim w latach 2003–2011, *Przegląd Statystyczny*, 59 (4), 504–524.
- Salamaga M., (2013), *Modelowanie wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na handel zagraniczny w świetle wybranych teorii ekonomii na przykładzie krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, Seria Specjalna: Monografie nr 223, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.
- Sims Ch. A., (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1–48.
- Syczewska E. M., (1999), *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Monografie i Opracowania, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Tarasiński L., (2009), Bezpośrednie inwestycje zagraniczne a bilans handlowy i struktura przewag komparatywnych, w: Frejtag-Mika E. (red.), *Wpływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych na konkurencyjność polskiej gospodarki*, PWE, Warszawa.

BADANIE DYNAMICZNYCH ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY NAPŁYWEM BEZPOŚREDNICH  
INWESTYCJI ZAGRANICZNYCH A WZORCEM PRZEWAG KOMPARATYWNYCH  
W POLSKIEJ GOSPODARCE

Streszczenie

W artykule zostaną przedstawione dynamiczne zależności pomiędzy bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi (BIZ) w Polsce i wartościami wskaźników ujawnionej przewagi komparatywnej dóbr o różnym nasyceniu czynnikami produkcji. W tym celu zastosowano model wektorowej korekty błędem (model VECM). Aby dokładniej zbadać sprzężenia zwrotne pomiędzy zmiennymi, przeanalizowano również wyniki funkcji odpowiedzi na impuls i dekompozycji wariancji prognoz poszczególnych zmiennych. Ostateczne wyniki stanowią punkt odniesienia do weryfikacji modelu dynamicznych przewag komparatywnych Ozawy (1992), którego ważnym ogniwem jest długookresowa relacja BIZ i konkurencyjności gospodarki. Jedną z głównych konkluzji artykułu jest stwierdzenie jednoczesnego występowania symptomów typowych dla różnych faz rozwoju gospodarczego przewidzianych w modelu Ozawy. W obliczeniach posłużono się danymi z Głównego Urzędu Statystycznego obejmującymi okres od pierwszego kwartału 2002 r. do czwartego kwartału 2013 r.

**Słowa kluczowe:** bezpośrednie inwestycje zagraniczne, wskaźnik ujawnionej przewagi komparatywnej, model VAR, model VECM

THE STUDY OF DYNAMIC RELATIONSHIPS BETWEEN FLOW OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT AND THE PATTERN OF COMPARATIVE ADVANTAGE IN THE POLISH ECONOMY

A b s t r a c t

The paper presents the dynamic relationship between foreign direct investment (FDI) in Poland and the values of revealed comparative advantage indexes of goods with different share of the production factors. For this purpose, the vector error correction model (VECM) was used. To investigate the feedback between the variables there are analyzed the results of the impulse response functions and forecast error variance decomposition.

The results provide a benchmark for the verification of the theory of dynamic comparative advantages (Ozawa, 1992), which is an important cell in a long-term relationship between FDI and competitiveness of the economy. One of the main conclusions of the article is to determine the simultaneous occurrence of symptoms typical for the different phases of economic development in the Ozawa model. For the calculations were used data from the Central Statistical Office covering the period from the first quarter of 2002 to the fourth quarter of 2012.

**Keywords:** foreign direct investment, revealed comparative advantage index, VAR model, VECM model