

| *Marcin Salamaga*

Modelowanie dynamicznych zależności pomiędzy bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi i handlem wewnątrzgałęziowym w Polsce*

Streszczenie

W literaturze przedmiotu opisano wiele teorii wyjaśniających zależność pomiędzy napływem bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ) i handlem zagranicznym. Najczęściej dyskutowaną kwestią jest to, czy BIZ wzmacniają handel zagraniczny, czy też hamują jego rozwój. Ani koncepcje teoretyczne, ani badania empiryczne nie przynoszą jednoznacznego rozstrzygnięcia. Podobne pytania można sformułować w odniesieniu do BIZ i handlu wewnątrzgałęziowego oraz jego rodzajów: handlu pionowego i poziomego. Relacje pomiędzy tymi zmiennymi są stosunkowo rzadko badane, a mogą dostarczyć dodatkowej wiedzy o wpływie BIZ na strukturę i konkurencyjność handlu zagranicznego. W artykule zaproponowano badanie zależności pomiędzy BIZ a różnymi rodzajami handlu wewnątrzgałęziowego za pomocą modelu 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.

Marcin Salamaga, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Wydział Zarządzania, Katedra Statystyki, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków, e-mail: salamaga@uek.krakow.pl

* Artykuł powstał w wyniku realizacji projektu sfinansowanego ze środków przyznanych Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie w ramach dotacji na utrzymanie potencjału badawczego.

Słowa kluczowe: bezpośrednie inwestycje zagraniczne, handel wewnątrzgałęziowy, model VECM, kointegracja.

Klasyfikacja JEL: F14, C19, C38.

1. Wprowadzenie

Zależności między bezpośrednimi inwestycjami zagranicznymi (BIZ) i handlem zagranicznym skłaniają badaczy do tworzenia koncepcji teoretycznych, w których próbuje się wyjaśniać charakter powiązań pomiędzy tymi wielkościami. Relacje te są przedmiotem coraz liczniejszych badań empirycznych. Dyskusja naukowa toczy się przede wszystkim na temat tego, czy inwestycje bezpośrednie wzmacniają handel zagraniczny, czy też go ograniczają (Fontagné, Freudenberg i Péridy 1997, Przybylska 2001, Pakulska i Poniatowska-Jaksch 2004, Mekki 2005, Bezuidenhout i Naudé 2008, Salamaga 2011). Można również sformułować to pytanie następująco: czy prowadzony handel zagraniczny sprzyja napływowi BIZ, czy też nie? Ani teoria ekonomii, ani wyniki badań empirycznych nie umożliwiają udzielenia jednoznacznej odpowiedzi na te pytania. Istnieją gospodarki, w których inwestycje bezpośrednie wzmacniają handel zagraniczny, są jednak i takie, w których go osłabiają. Nawet w obrębie gospodarki jednego kraju sposób oddziaływania BIZ na handel zagraniczny w odpowiednio długim okresie może ulegać zmianom.

Rzadziej powyższe problemy badawcze są rozpatrywane w odniesieniu do BIZ i handlu wewnątrzgałęziowego, który w wielu krajach jest obecnie dominującą formą międzynarodowej wymiany towarów. W niewielu pracach analizowano wpływ BIZ na różne rodzaje handlu wewnątrzgałęziowego w Polsce z wykorzystaniem metod ekonometryczno-statystycznych (Salamaga 2011, 2013, Ambroziak 2013), a narzędzia te pozwalają na wykrycie zależności trudnych do identyfikacji za pomocą innych metod, a także umożliwiają wzmacnianie siły argumentacji uzasadniającej formułowane wnioski. Prezentowany artykuł wpisuje się w ten stosunkowo wąski nurt badawczy. Jego celem jest modelowanie zależności pomiędzy BIZ i różnymi rodzajami handlu wewnątrzgałęziowego w Polsce za pomocą modelu wektorowej korekty błędem (*vector error correction model* – VECM). Uzyskane wyniki pozwolą określić, które formy handlu wewnątrzgałęziowego są wspierane napływem BIZ, a które są ograniczane. Możliwe będzie również zbadanie efektu zwrotnego, tj. wpływu różnych rodzajów handlu wewnątrzgałęziowego na BIZ. Aby dokładniej zbadać sprzężenia zwrotne pomiędzy zmiennymi, przeanalizowano również wyniki funkcji odpowiedzi na impuls i dekompozycji wariancji prognoz poszczególnych zmiennych. W obliczeniach wykorzystano dane kwartalne obejmujące okres od pierwszego kwartału 2005 r. do drugiego kwartału 2017 r. Dane o inwestycjach bezpośrednich

pochodzą z NBP (<http://www.nbp.pl>, data dostępu: 2.10.2017), a dane o handlu zagranicznym – z bazy Comext Eurostatu (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/newxtweb>, data dostępu: 2.10.2017).

2. Metodyka badania

Rozwój handlu zagranicznego idący w kierunku zwiększania się roli handlu wewnątrzgałęziowego wymusił wypracowanie odpowiednich mierników dotyczących tego rodzaju wymiany handlowej. Handel wewnątrzgałęziowy to równoczesny eksport i import podobnych towarów, będących często substytutami, wytwarzanych w tych samych branżach gospodarki. W artykule do pomiaru handlu wewnątrzgałęziowego zastosowano wskaźnik Grubela-Lloyda (Grubel i Lloyd 1971):

$$IIT_j = 1 - \frac{\sum |Ex_{ij} - Im_{ij}|}{\sum (Ex_{ij} + Im_{ij})}, \quad (1)$$

gdzie:

Ex_{ij} – wartość eksportu i -tego towaru należącego do j -tej grupy produktów,

Im_{ij} – wartość importu i -tego towaru należącego do j -tej grupy produktów.

Indeks Grubela-Lloyda jest unormowany w przedziale od 0 do 1 (od 0% do 100%). Im większy jest udział handlu wewnątrzgałęziowego, tym wyższa jest wartość indeksu (1), i odwrotnie.

Wymiana wewnątrzgałęziowa może mieć charakter pionowy (*vertical intra-industry trade* – VIIT) lub poziomy (*horizontal intra-industry trade* – HIIT). Poziomy handel wewnątrzgałęziowy dotyczy dóbr o podobnej jakości, pionowy natomiast – dóbr finalnych o różnej jakości lub półproduktów stosowanych w tej samej branży gospodarczej. Do rozdzielania omawianych strumieni handlu wewnątrzgałęziowego zastosowano formułę z wykorzystaniem relacji pomiędzy jednostkowymi wartościami eksportu i importu (Greenaway, Hine i Milner 1995): i -ty towar należy do strumienia handlu poziomego w j -tej branży, gdy jego jednostkowe wartości eksportu i importu spełniają warunek:

$$1 - \alpha \leq \frac{UV_{ij}^x}{UV_{ij}^m} \leq 1 + \alpha, \quad (2)$$

gdzie:

UV_{ij}^x – jednostkowa wartość eksportu i -tego towaru w j -tej branży,

UV_{ij}^m – jednostkowa wartość importu i -tego towaru w j -tej branży,

α – poziom odchylenia od ilorazu jednostkowej wartości eksportu i importu.

Wartość parametru α ustalono na poziomie 0,15 – taka wartość jest najczęściej przyjmowana w badaniach empirycznych dotyczących poziomego i pionowego

handlu wewnątrzgałęziowego (Czarny i Śledziwska 2009). Jeśli jednostkowe wartości eksportu i importu i -tego towaru w j -tej branży nie spełniają warunku (2), to przyjmuje się, że należy on do strumienia pionowej wymiany wewnątrzgałęziowej.

Aby osiągnąć cel postawiony w artykule, tj. zbadać relację pomiędzy napływem BIZ i handlem wewnątrzgałęziowym, zastosowano model wektorowej korekty błędem o następującej postaci (Majsterek 1998, Kusideł 2000):

$$\Delta X_t = \Psi_0 D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \xi_t, \quad (3)$$

gdzie:

X_t – wektor obserwacji wartości analizowanych procesów,

Ψ_0 – macierz współczynników przy składnikach deterministycznych wektora D_t ,

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

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

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

A_i – macierze parametrów wielomianowego operatora opóźnień,

ξ_t – proces białoszumowy.

W prezentowanej analizie wektor obserwacji ma postać: $X_t = [BIZ, IIT, Y]$, przy czym: BIZ to zasoby bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Polsce (w mld euro), IIT – wskaźnik handlu wewnątrzgałęziowego, Y – wskaźnik pionowego handlu wewnątrzgałęziowego ($VIIIT$) lub wskaźnik poziomego handlu wewnątrzgałęziowego ($HIIT$). Z uwagi na to, że $HIIT + VIIIT = IIT$, to w modelu (3) nie mogą występować jednocześnie trzy wskaźniki handlu wewnątrzgałęziowego (ze względu na problem współliniowości zmiennych). W związku z tym model (3) był szacowany dwukrotnie: dla $Y = HIIT$ oraz gdy $Y = VIIIT$. Na podstawie wyników wstępnej analizy dynamicznej struktury szeregów czasowych BIZ i wskaźników handlu wewnątrzgałęziowego do modelu VECM wprowadzono efekty sezonowe S_i oraz wyraz wolny, tj. $D_t = [S_1, S_2, S_3, \text{const}]$.

Model (3) oszacowano dla danych kwartalnych obejmujących okres od pierwszego kwartału 2005 r. do drugiego kwartału 2017 r. Najpierw przeprowadzono badanie stacjonarności szeregów czasowych odpowiednich zmiennych, a następnie testowano ich kointegrację. Stopień zintegrowania szeregów czasowych badano, stosując test Dickeya-Fullera (test ADF), a ich kointegrację sprawdzono za pomocą testu Johansena (Johansen 1991, 1992). W celu zbadania długookresowej zależności pomiędzy zmiennymi oszacowano wektor kointegrujący β . Oprócz tego reakcję poszczególnych zmiennych na szokowe i jednorazowe zmiany ze strony innych zmiennych wektora X_t przeanalizowano za pomocą funkcji odpowiedzi na

impuls, w wypadku której model wektorowej autoregresji (*vector autoregression* – VAR) został sprowadzony do postaci procesu średniej ruchomej uwzględniającej również proces zakłóceń losowych (Majsterek 1998, Kusideł 2000, Osińska, Koško i Stempińska 2007):

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_i \xi_{t-i}, \quad (4)$$

gdzie:

$$\Phi_i = A_1^i B^{-1},$$

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

Składniki macierzy Φ_i mogą być interpretowane jako odpowiedzi wyróżnionej zmiennej wektora X_t na impuls ze strony innej zmiennej przy założeniu warunków *ceteris paribus*.

3. Wyniki badań empirycznych

Zgodnie z opisem przyjętej metody badawczej najpierw, posługując się formułami (1) i (2), wyznaczono wskaźniki handlu wewnątrzgałęziowego Polski z innymi krajami UE. W obliczeniach zastosowano dwucyfrowy poziom dezagregacji towarów na podstawie międzynarodowej standardowej klasyfikacji handlu (*Standard International Trade Classification* – SITC). Proces estymacji odpowiedniego modelu został poprzedzony badaniem stacjonarności zmiennych. Stacjonarność kwartalnych szeregów czasowych zmiennych: *BIZ* – bezpośrednich inwestycji zagranicznych, *IIT* – wskaźnika handlu wewnątrzgałęziowego, *VIIT* – wskaźnika pionowego handlu wewnątrzgałęziowego oraz *HIIT* – wskaźnika poziomego handlu wewnątrzgałęziowego, zbadano za pomocą testu ADF. Wyniki tego testu zamieszczono w tabeli 1 (w nawiasach podano wartości prawdopodobieństwa testowego).

Z danych zawartych w tabeli 1 wynika, że żadna z analizowanych zmiennych nie tworzy stacjonarnego szeregu czasowego, pierwsze przyrosty zmiennych są natomiast stacjonarne. Wszystkie szeregi czasowe są zatem zintegrowane w stopniu pierwszym. Ustalając optymalną liczbę opóźnień zmiennych z wykorzystaniem modelu VAR, zastosowano kryteria informacyjne Akaikego i Schwarz (Osińska, Koško i Stempińska 2007). Na ich podstawie wykazano, że optymalny rząd opóźnienia zmiennych wynosi 2. Na podstawie wyników testu Johansena stwierdzono natomiast, że przy poziomie istotności 0,05 zmienne są skointegrowane w stopniu pierwszym. Wyniki ocen parametrów modelu VECM_1 z wektorem X_t o zmiennych [*BIZ*, *IIT*, *HIIT*] wraz z wartościami współczynnika determinacji, a także wartościami statystyki Durbina-Watsona przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 1. Wyniki badania stacjonarności zmiennych za pomocą testu ADF

Oznaczenie zmiennej	Wyniki testu ADF	
	dla zmiennej	dla pierwszych przyrostów
<i>BIZ</i>	-2,4747 (0,3387)	-7,5403 (0,0000)
<i>IIT</i>	-2,4095 (0,3703)	-6,9052 (0,0000)
<i>HIIT</i>	-2,2173 (0,2029)	-9,3061 (0,0000)
<i>VIII</i>	-2,7996 (0,06568)	-9,4556 (0,0000)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

W kolejnych równaniach współczynniki determinacji (R^2) obliczone dla zmiennych zależnych ΔBIZ , ΔIIT , $\Delta HIIT$ wskazały na zadowalające dopasowanie równań modelu VECM do danych empirycznych (zob. tabela 2). Ponadto wyniki testu Durбина-Watsona (D-W) nie potwierdziły występowania w żadnym z równań istotnej autokorelacji reszt. Na podstawie danych zawartych w tabeli 2 można stwierdzić, że napływ BIZ do Polski istotnie (na poziomie istotności 0,05) wzmacniał zarówno cały handel wewnątrzgałęziowy, jak i poziomy handel wewnątrzgałęziowy.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu VECM_1 z $X_t = [BIZ, IIT, HIIT]$

Zmienne objaśniające	Zmienna modelowana					
	ΔIIT	<i>p</i> -value	$\Delta HIIT$	<i>p</i> -value	ΔBIZ	<i>p</i> -value
const	19,0912	0,0015	-80,7751	0,0058	5,0325	0,0945
ΔIIT_1	0,1345	0,0388	-0,3395	0,0692	0,1189	0,0937
$\Delta HIIT_1$	-0,0087	0,0754	-0,1841	0,0233	-0,0828	0,0759
ΔBIZ_1	0,0293	0,0089	0,1561	0,0099	-0,0348	0,0832
S_1	-0,6288	0,0095	-0,2220	0,0413	4,8926	0,0178
S_2	-0,5205	0,0168	-2,1942	0,0287	-2,1550	0,0551
S_3	-0,1285	0,0719	-3,3499	0,0094	1,9345	0,0577
<i>EC1</i>	-0,2876	0,0015	0,2219	0,0058	-0,0262	0,0981
R^2	0,6587		0,7585		0,3256	
D-W	1,9636		2,0417		2,0079	

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Wzrost intensywności handlu wewnątrzgałęziowego implikował z kolei statystycznie nieistotne zwiększenie napływu BIZ, a wzrost strumienia pozio-

mego handlu wewnątrzgałęziowego powodował statystycznie nieistotne zmniejszenie napływu BIZ. Analizując oceny parametrów stojących przy składnikach sezonowych, można ponadto stwierdzić, że sezonowość w ujęciu kwartalnym była czynnikiem istotnie wpływającym przede wszystkim na poziomy handel wewnątrzgałęziowy (we wszystkich kwartałach) oraz na cały handel wewnątrzgałęziowy (w kwartałach pierwszym i drugim). Oceny parametrów składnika korekty błędem *EC1* były ujemne i statystycznie istotne w równaniach opisujących zmienne ΔIIT oraz $\Delta HIIT$, co zapewniało dochodzenie do stanu równowagi w wyniku krótkookresowego procesu dostosowań. Najsilniejsza korekta odchylenia od długookresowej równowagi wystąpiła w pierwszym równaniu, w którym modelowano zmienną ΔIIT . Około 28,77% odchylenia od długookresowej ścieżki wzrostu było korygowane przez krótkookresowy proces dostosowań. W tabeli 3 podano parametry wektora kointegrującego β po znormalizowaniu względem zmiennej *IIT* oraz parametry wektora dostosowań α . Parametry stojące przy zmiennych *HIIT* oraz *BIZ* w równaniu długookresowym były statystycznie istotne przy poziomie istotności 0,05. Oznacza to, że te zmienne mogą być traktowane jako zmienne długookresowego oddziaływania na handel wewnątrzgałęziowy mierzony wskaźnikiem *IIT*. Parametry wektora α wskazują z kolei na szybkość dostosowań zmiennej *IIT* w kolejnych równaniach modelu VECM_1. Najszybsze tempo dostosowań stwierdzono w wypadku równania opisującego wskaźnik *IIT*.

Tabela 3. Wyniki oszacowań wektora kointegrującego (β) i wektora dostosowań (α) z uwzględnieniem zmiennych *IIT*, *HIIT* oraz *BIZ*

Parametr	<i>IIT</i>	<i>HIIT</i>	<i>BIZ</i>
β	1,0000***	-0,20861**	-0,01768**
α	-0,28765***	0,2219*	-0,02628*

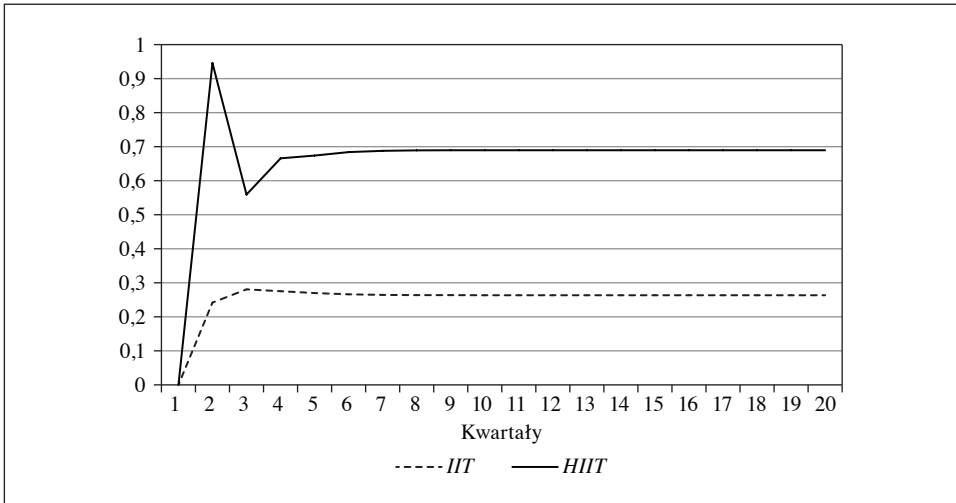
Uwaga: symbolami *, **, *** oznaczono istotności parametrów, odpowiednio na poziomie: 0,10, 0,05 i 0,01.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Aby dokładniej prześledzić sprzężenia zwrotne pomiędzy BIZ i handlem wewnątrzgałęziowym oraz poziomym handlem wewnątrzgałęziowym, zastosowano funkcję odpowiedzi na impuls. Rys. 1 przedstawia przebieg reakcji wskaźników *IIT* oraz *HIIT* na impuls ze strony *BIZ*, a na rys. 2 zaprezentowano przebieg funkcji odpowiedzi *BIZ* na impuls ze strony *IIT* oraz *HIIT*.

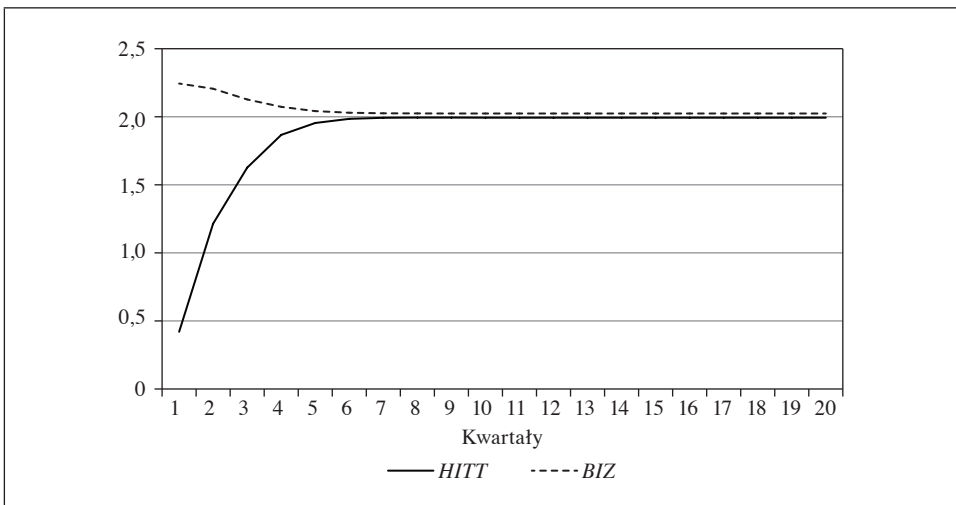
Z rys. 1 wynika, że jednorazowa szokowa zmiana po stronie *BIZ* wywołuje w kolejnych okresach krótkotrwałe zmiany cykliczne poziomego handlu wewnątrzgałęziowego z fazą wzrostową w pierwszym okresie. W dłuższym czasie zmiany cykliczne zanikają i wskaźnik *HIIT* stabilizuje się na poziomie wyższym niż jego wartość początkowa. Ta sama jednorazowa zmiana *BIZ* generuje wzrost handlu

wewnątrzgałęziowego w pierwszych dwóch lub trzech kwartałach, po czym następuje stabilizacja wskaźnika *IIT* na poziomie wyższym od stanu odnotowanego na początku.



Rys. 1. Reakcja wskaźników *IIT* oraz *HIIT* na impuls ze strony *BIZ*

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

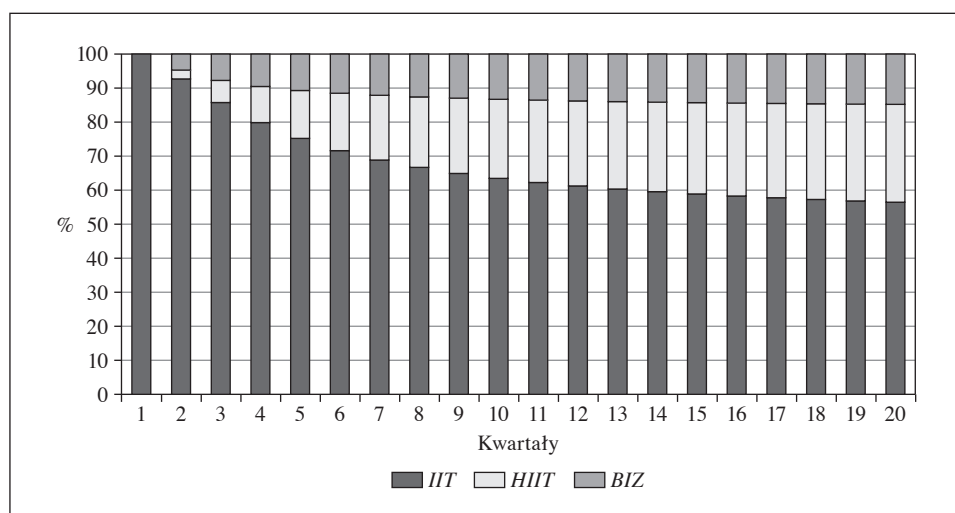


Rys. 2. Reakcja *BIZ* i *HIIT* na impuls ze strony wskaźnika *IIT*

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Na podstawie przebiegu krzywych przedstawionych na rys. 2 można sformułować następujący wniosek: jednorazowa szokowa zmiana po stronie wskaźnika *IIT* w kolejnych kwartałach powoduje nieznaczny spadek *BIZ* i wyraźny wzrost odnoszący się do poziomego handlu wewnątrzgałęziowego. Zmiany oscylacyjne *HIIT* oraz *BIZ* praktycznie nie są obserwowalne i wartości obu wskaźników po piątym i szóstym kwartale osiągają nowe poziomy stabilizacji.

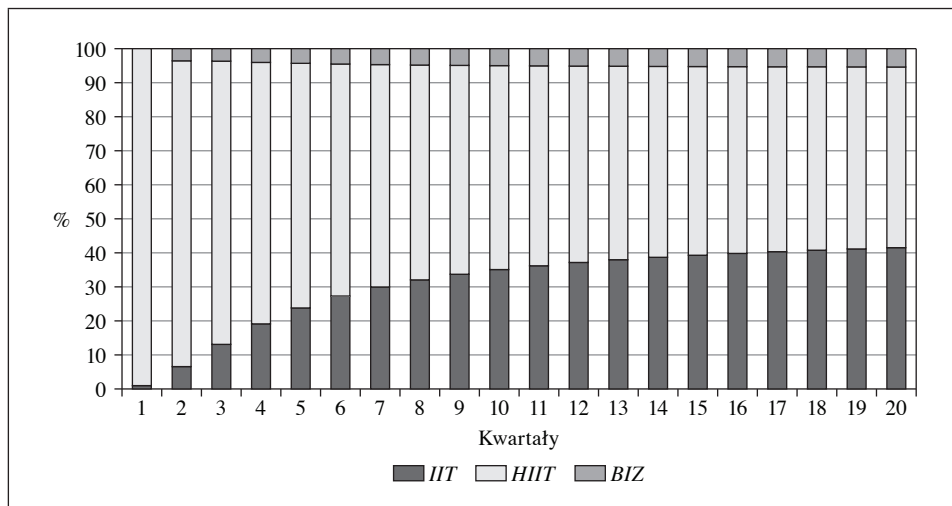
Aby ocenić udział regresorów w wyjaśnieniu wariancji błędu prognoz poszczególnych zmiennych modelowanych równaniami modelu *VECM_1*, przeprowadzono dekompozycję wariancji poszczególnych zmiennych. Z rys. 3–5 wynika, że każda ze zmiennych wektora $X_t = [BIZ, IIT, HIIT]$ w największym stopniu wyjaśnia wariancję swoich prognoz. Szczególnie niski udział regresorów, nieprzekraczający kilku, kilkunastu procent, wystąpił w wyjaśnieniu wariancji prognoz *BIZ*. Z kolei największy wkład regresorów obserwowano w wyjaśnieniu niepewności prognoz *HIIT*, gdzie udział *IIT* początkowo systematycznie rósł: od kilku do ponad 40% w dłuższym okresie.



Rys. 3. Dekompozycja wariancji błędu prognoz wskaźników *IIT*

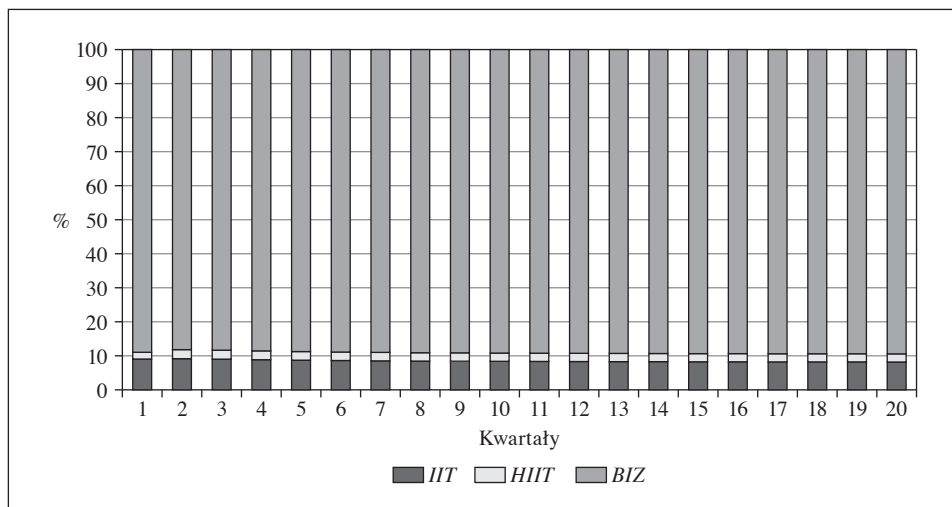
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Kolejnym etapem badania było oszacowanie modelu *VECM_2* z uwzględnieniem następującego zestawu zmiennych: $X_t = [BIZ, IIT, VIIT]$. Także i w tym przypadku, wykorzystując test Johansena, stwierdzono skointegrowanie szeregów czasowych odpowiednich zmiennych w stopniu pierwszym. Wyniki ocen parametrów modelu *VECM_2* zamieszczono w tabeli 4.



Rys. 4. Dekompozycja wariancji błędów prognoz wskaźników HIIT

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.



Rys. 5. Dekompozycja wariancji błędów prognoz wskaźników BIZ

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Wyniki zawarte w tabeli 4 pozwalają stwierdzić, że napływ BIZ do Polski istotnie wzmacniał handel wewnątrzgałęziowy w ogóle, ale jednocześnie istotnie zmniejszał pionowy handel wewnątrzgałęziowy. Wzrost wartości wskaźnika IIT implikował natomiast statystycznie nieistotny wzrost napływu BIZ, zaś wzrost

strumienia pionowego handlu wewnątrzgałęziowego powodował nieistotne statystycznie zwiększenie napływu BIZ. Oceny parametrów składnika korekty błędem $EC1$ są ujemne i statystycznie istotne w równaniu dla zmiennych ΔIIT oraz $\Delta VIIT$, co zapewnia dochodzenie do stanu równowagi w konsekwencji krótkookresowego procesu dostosowań. W tabeli 5 podano parametry wektora kointegrującego β po znormalizowaniu względem zmiennej IIT oraz parametry wektora dostosowań α .

Tabela 4. Wyniki estymacji modelu VECM_2 z $X_t = [BIZ, IIT, VIIT]$

Zmienne objaśniające	Zmienna modelowana					
	ΔIIT	p -value	$\Delta VIIT$	p -value	ΔBIZ	p -value
const	19,0912	0,0015	99,8663	0,0020	5,0325	0,0945
ΔIIT_1	0,1258	0,0409	0,649513	0,0439	0,0361	0,0980
$\Delta VIIT_1$	0,0087	0,0753	-0,17543	0,0255	0,0828	0,0759
ΔBIZ_1	0,0293	0,0089	-0,12682	0,0178	-0,0349	0,0832
S_1	-0,6288	0,0095	-0,40676	0,0842	4,8926	0,0178
S_2	-0,5205	0,0167	1,67372	0,0415	-2,1550	0,0552
S_3	-0,1285	0,0719	3,22139	0,0107	1,9345	0,0579
$EC1$	-0,2276	0,0015	-0,19465	0,0020	-0,0207	0,0981
R^2	0,6587		0,7585		0,3256	
D-W	1,9636		2,0418		2,0079	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Tabela 5. Wyniki oszacowań wektora kointegrującego (β) i wektora dostosowań (α) z uwzględnieniem zmiennych IIT , $VIIT$ oraz BIZ

Parametr	IIT	$VIIT$	BIZ
β	1,0000***	0,26361**	-0,022342**
α	-0,22764***	-0,1946***	-0,020794*

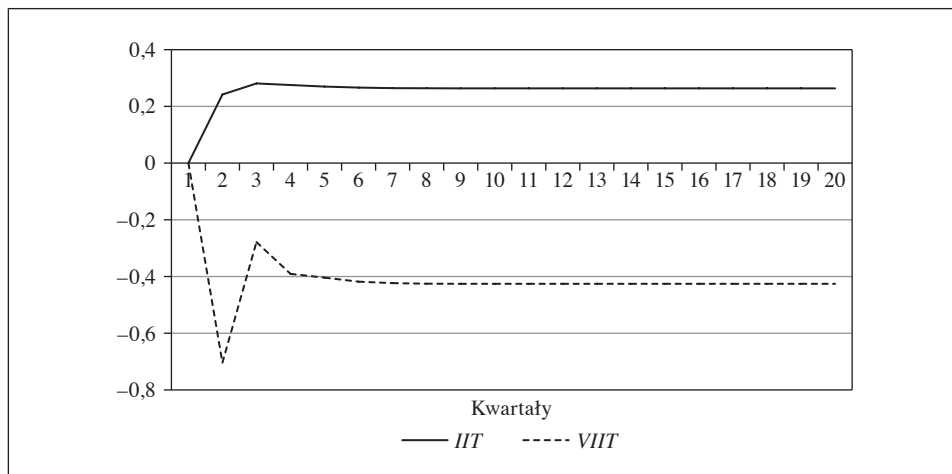
Uwaga: symbolami *, **, *** oznaczono istotności parametrów, odpowiednio na poziomie: 0,10, 0,05 i 0,01.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Parametry stojące przy zmiennych $VIIT$ oraz BIZ w równaniu długookresowym są statystycznie istotne przy poziomie istotności 0,05, czyli zmienne te mogą być traktowane w rozważanym modelu jako zmienne długookresowego oddziaływania na handel wewnątrzgałęziowy.

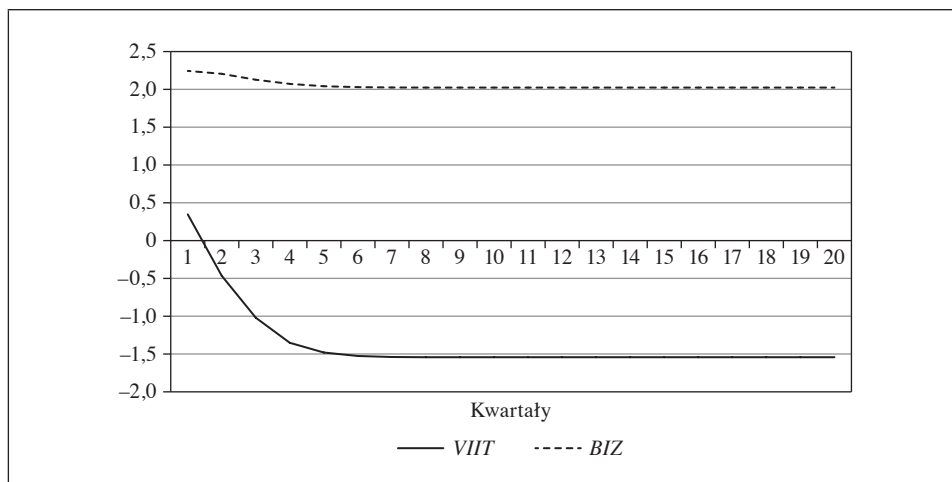
W celu dokładniejszego przebadania charakteru sprzężeń zwrotnych pomiędzy BIZ i handlem wewnątrzgałęziowym oraz pionowym handlem wewnątrzgałęziowym zastosowano funkcję odpowiedzi na impuls. Rys. 6 przedstawia przebieg

reakcji wskaźników *IIT* oraz *VIIT* na impuls ze strony *BIZ*, a na rys. 7 zilustrowano przebieg funkcji odpowiedzi *BIZ* oraz *VIIT* na impuls ze strony wskaźnika *IIT*.



Rys. 6. Reakcja wskaźników *IIT* oraz *VIIT* na impuls ze strony *BIZ*

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.



Rys. 7. Reakcja *BIZ* i *VIIT* na impuls ze strony wskaźnika *IIT*

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu i NBP.

Z rys. 6 wynika, że impulsowa zmiana *BIZ* w pierwszych kwartałach skutkowała wzrostem wartości wskaźnika *IIT* oraz cyklicznymi zmianami wskaźnika *VIIT* z pierwszą spadkową fazą tego wskaźnika. W długim okresie wartości

handlu wewnątrzgałęziowego stabilizowały się na wyższym poziomie od stanu początkowego, a pionowego handlu wewnątrzgałęziowego – na odpowiednio niższym poziomie. Impulsowa zmiana ze strony wskaźnika handlu wewnątrzgałęziowego w dłuższym okresie powodowała zarówno spadek wartości pionowego handlu wewnątrzgałęziowego, jak i nieznaczny spadek BIZ (rys. 7).

W celu zbadania udziału regresorów w wyjaśnieniu wariancji błędu prognoz poszczególnych zmiennych modelowanych równaniami modelu VECM_2 przeprowadzono dekompozycję tych wariancji. Uzyskane wyniki odpowiadają tym otrzymanym w wypadku modelu VECM_1, tzn. każda ze zmiennych wektora $X_t = [BIZ, IIT, VIIT]$ w największym stopniu wyjaśnia wariancję swoich prognoz, a najniższy udział regresorów, nieprzekraczający kilkunastu procent, wystąpił w wyjaśnieniu wariancji prognoz BIZ. Z kolei największy udział regresorów obserwowano w wyjaśnieniu niepewności prognoz wskaźnika VIIT (tak samo jak w wypadku zmiennej HIIT w modelu VECM_1).

4. Podsumowanie

Z przeprowadzonych badań wynika, że BIZ wzmacniają handel wewnątrzgałęziowy, zarówno w krótkim okresie, jak i w długiej perspektywie. To istotne wzmocnienie handlu wewnątrzgałęziowego wynika przede wszystkim z pozytywnego wpływu BIZ na poziomy handel wewnątrzgałęziowy. Napływ BIZ zmniejsza jednak pionowy handel wewnątrzgałęziowy. Wyniki te dowodzą, że gospodarka Polski w jakimś stopniu upodabnia się pod względem czynników produkcji do gospodarek krajów UE, z którymi prowadzona jest wymiana handlowa. Poziomy handel wewnątrzgałęziowy (którego intensywność rośnie na skutek napływu BIZ) obejmuje bowiem wymianę produktów, które są podobne pod względem jakości i ceny. Można więc stwierdzić, że napływ BIZ przyczynia się do modernizacji polskiej gospodarki i jest dowodem zmniejszania luki technologicznej, co umożliwia w dalszej perspektywie „doganianie” wysoko rozwiniętych krajów UE. Jednym ze skutków tego zjawiska jest dostosowanie standardów jakościowych wyrobów eksportowanych przez Polskę do standardów obowiązujących na rynku unijnym.

Negatywny wpływ BIZ na pionowy handel wewnątrzgałęziowy może wynikać m.in. z przenoszenia produkcji wyrobów w ramach BIZ z kraju inwestora na polski rynek, co zmniejsza potrzebę importu tego typu wyrobów z zagranicy i w konsekwencji ogranicza handel. Niemniej jednak konieczne jest szczegółowe rozpoznanie tego zjawiska, a zwłaszcza rozstrzygnięcie, czy ten charakter oddziaływania BIZ na pionowy handel zagraniczny dotyczy strumienia towarów o wysokiej jakości w eksporcie i niskiej jakości w imporcie, czy może towarów o niskiej

jakości w eksporcie i wysokiej jakości w imporcie. Może się bowiem okazać, że wpływ BIZ na każdą z tych form pionowego handlu wewnątrzgałęziowego jest inny, a ma to bez wątpienia znaczenie dla pełnej oceny konkurencyjności polskiej gospodarki i polskiego handlu. Podsumowując, należy stwierdzić, że zastosowane narzędzia badawcze okazały się przydatne w ustaleniu dynamicznych zależności pomiędzy BIZ a handlem wewnątrzgałęziowym i pozwalają na identyfikację zachodzących między nimi sprzężeń zwrotnych. Stale zmieniające się uwarunkowania wewnętrzne i zewnętrzne działalności gospodarczej powodują, że trendy panujące w handlu zagranicznym również mogą się zmieniać. To powód, dla którego tego typu badania powinny być powtarzane również w przyszłości. Pozwoli to zaktualizować stan wiedzy o relacji między BIZ a handlem wewnątrzgałęziowym oraz ocenić postęp w rozwoju konkurencyjności polskiego handlu zagranicznego.

Literatura

- Ambroziak (2013), *Wpływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych na handel wewnątrzgałęziowy państw Grupy Wyszehradzkiej*, Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur, Warszawa.
- Bezuidenhout H., Naudé W. (2008), *Foreign Direct Investment and Trade in the Southern African Development Community*, Research Paper No 2008/88, United Nations University, World Institute for Development Economics Research, Helsinki.
- Czarny E., Śledziwska K. (2009), *Polska w handlu światowym*, PWE, Warszawa.
- Fontagné L., Freudenberg M., Péridy N. (1997), *Trade Patterns inside the Single Market*, CEPII Working Paper No 1997-07, Paris.
- Greenaway D., Hine R.C., Milner C. (1995), *Vertical and Horizontal Intra-industry Trade: A Cross Industry Analysis for the United Kingdom*, „The Economic Journal”, vol. 105, nr 433, <https://doi.org/10.2307/2235113>.
- Grubel H.G., Lloyd P.J. (1971), *The Empirical Measurement of Intra-industry Trade*, „Economic Record”, vol. 47, nr 4, <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1971.tb00772.x>.
- Johansen S. (1991), *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, „Econometrica”, vol. 59, nr 6, <https://doi.org/10.2307/2938278>.
- Johansen S. (1992), *Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, vol. 54, nr 3, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00008.x>.
- Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania* (w:) *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, red. B. Suchecki, t. 3, Absolwent, Łódź.
- Majsterek M. (1998), *Zastosowanie procedury Johansena do analizy sprzężenia inflacyjnego w gospodarce polskiej*, „Przegląd Statystyczny”, t. 45, z. 1.
- Mekki R. (2005), *The Impact of Foreign Direct Investment on Trade: Evidence from Tunisia's Trade* (w:) *Capital Flows and Foreign Direct Investments in Emerging Markets*, red. S. Motamen-Samadian, Palgrave Macmillan, Houndmills, Basingstoke–New York.

- Osińska M., Koško M. (2007), *Modele danych panelowych (w:) Ekonometria współczesna*, red. M. Osińska, Towarzystwo Naukowe Organizacji i Kierowania „Dom Organizatora”, Toruń.
- Pakulska T., Poniatowska-Jaksch M. (2004), *Bezpośrednie inwestycje zagraniczne w Europie Środkowo-Wschodniej. Koncentracja kapitału zagranicznego w Polsce*, Monografie i Opracowania, nr 519, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa.
- Przybylska K. (2001), *Determinanty zagranicznych inwestycji bezpośrednich w teorii ekonomicznej. Empiryczna weryfikacja czynników lokalizacji zagranicznych inwestycji bezpośrednich w Czechach, Polsce i na Węgrzech*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie. Seria specjalna: Monografie, nr 144, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków.
- Salamaga M. (2011), *Modeling of the Influence of Foreign Direct Investments on the Vertical and Horizontal Intra-industry Trade in the Visegrad Group Countries*, Contemporary Problems of Transformation Process in the Central and East European Countries, Lviv Academy of Commerce, Lviv.
- Salamaga M. (2013), *Modelowanie wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na handel zagraniczny w świetle wybranych teorii ekonomii na przykładzie krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie. Seria specjalna: Monografie, nr 223, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.

Modelling Dynamic Relationships between Foreign Direct Investment and Intra-industry Trade in Poland

(Abstract)

In the economic literature there are numerous theories explaining the relationship between the inflow of foreign direct investment (FDI) and foreign trade. The most frequently discussed issue is whether direct investment strengthens or restricts foreign trade. Similar questions can be formulated with regard to direct foreign investment and intra-industry trade and its types: vertical and horizontal intra-industry trade. The relationships between these variables are relatively rarely studied, but they can provide additional insights into the influence of FDI on the structure and competitiveness of foreign trade. The paper proposes to examine the relationship between FDI and different types of intra-industry trade using the vector error correction model (VECM). To investigate the feedback between these variables, the results of the impulse response functions and forecast error variance decomposition are analysed. The results will be presented using the example of Poland.

Keywords: foreign direct investment, intra-industry trade, VEC model, co-integration.