

MARCIN SALAMAGA

BADANIE KONKURENCYJNOŚCI HANDLU ZAGRANICZNEGO UJĘCIU DYNAMICZNYM NA PRZYKŁADZIE POLSKI

1. WPROWADZENIE

Rozwój handlu wewnątrzgałęziowego we współczesnym świecie można uznać za wyznacznik międzynarodowej konkurencyjności oraz otwartości gospodarek poszczególnych państw. Rosnące znaczenie tego rodzaju handlu zagranicznego zaowocowało rozwojem różnych metod pomiaru intensywności oraz struktury handlu wewnątrzgałęziowego. Są to przeważnie metody bazujące na odpowiednio skonstruowanych wskaźnikach odzwierciedlających rozmiary handlu wewnątrzgałęziowego. Jednym z bardziej znanych i najczęściej stosowanych w praktyce jest wskaźnik Grubela-Lloyda (1975). Wśród pozostałych mierników handlu wewnątrzgałęziowego na uwagę zasługują mierniki Aquino (1978), Brüharta (1994), Greenwaya i inni (1995), czy Fontagné'a i inni (1997). Nowe propozycje mierników handlu wewnątrzgałęziowego wynikają z nieustannie trwającej dyskusji naukowej nad sposobami definicji i pomiaru tego typu handlu. Jednocześnie wykazywane są mankamenty powyższych wskaźników. I tak np. wskaźnik Grubela-Lloyda (1975) ma tendencję do zaniżania znaczenia handlu wewnątrzgałęziowego, gdy w obrotach handlowych występuje nierównowaga, natomiast w konstrukcji wskaźnika Aquino (1978) zakłada się z kolei równomierny rozkład salda handlu zagranicznego między poszczególnymi gałęziami, co niekoniecznie ma miejsce w praktyce. Ponadto wskaźniki Grubela-Lloyda (1975), Aquino (1978), a także Brüharta (1994) nie pozwalają na wyodrębnienie różnych typów handlu wewnątrzgałęziowego (jak poziomy i pionowy handel wewnątrzgałęziowy¹). Z kolei operowanie wskaźnikami Greenwaya i inni (1995) czy Fontagné'a i inni (1997) może rodzić trudności m.in. w związku z brakiem ujednoczonej jednostki towarowej (wartość towarów jest przeliczana na jednostkę wagi, pojemności itd.). Wśród różnych propozycji pomiaru intensywności handlu wewnątrzgałęziowego pojawia się procedura Glejsera i inni (1979, 1982), która będzie przedmiotem rozważań w niniejszym artykule. Metoda ta nie znalazła szerszego wykorzystania

¹ Poziomy handel wewnątrzgałęziowy (ang. *horizontal intra-industry trade* – HIIT) polega na wymianie dóbr o zbliżonej jakości, natomiast pionowy handel wewnątrzgałęziowy (ang. *vertical intra-industry trade* – VIIT) dotyczy wymiany dóbr finalnych o różnej jakości lub dóbr finalnych i półproduktów należących do jednej branży gospodarczej (Salamaga, 2014).

w badaniach empirycznych prawdopodobnie z powodu niedostatecznego doposażenia jej w narzędzia statystyczno-ekonometryczne dające możliwość wnioskowania statystycznego i uogólniania otrzymanych wyników. Metoda Glejsera i inni (1979, 1982) jest oparta na wskaźnikach proeksportowej i proimportowej specjalizacji obliczonych dla poszczególnych gałęzi, jak i całej gospodarki. Istotą tej koncepcji jest założenie, że małe wartości wariancji tych wskaźników wskazują na wzrost znaczenia wymiany wewnątrzgałęziowej. Autorzy nie podali jednak wyraźnego kryterium, według którego wariancje można uznać za małe. Zaproponowali natomiast badanie istotności zmian zróżnicowania wskaźników proeksportowej i proimportowej specjalizacji za pomocą klasycznego testu F dla dwóch wariancji. Wydaje się jednak, że zaproponowane narzędzie badawcze nie jest wystarczające, zwłaszcza jeżeli podstawą do oceny zmian wariancji będzie szereg czasowy obejmujący znacznie więcej niż dwie obserwacje (wariancje). W takiej sytuacji bardziej adekwatnym postępowaniem byłoby określenie kierunku zmian wariancji w czasie, jak również intensywności tych zmian. W związku z powyższym w artykule zaproponowano rozszerzenie metody Glejsera i inni (1979, 1982) o narzędzia statystyczno-ekonometryczne. Z jednej strony będzie to badanie tendencji rozwojowej szeregów czasowych wskaźników proeksportowych i proimportowych za pomocą funkcji trendu, a z drugiej badanie kointegracji odpowiednich szeregów czasowych. Pozwoli to na ocenę zarówno kierunku zmian, dynamiki odpowiednich szeregów czasowych, jak i identyfikację konwergencji w proeksportowych i proimportowych procesach specjalizacji w handlu wewnątrzgałęziowym. Zmodyfikowana w ten sposób procedura Glejsera i inni (1979, 1982) zostanie zastosowana do badania intensywności handlu wewnątrzgałęziowego w Polsce w latach 2002–2014. Aby w szerszym zakresie zdiagnozować zdolność gospodarki do konkurowania w skali międzynarodowej, omawianą metodę zastosowano dla branż o różnym stopniu zaawansowania technologicznego. Obliczenia przeprowadzono z wykorzystaniem pakietów komputerowych Gretl oraz Excel w oparciu o dane pochodzące z elektronicznych zasobów Eurostatu.

2. DOTYCHCZASOWE BADANIA HANDLU WEWNĄTRZGAŁĘZIOWEGO

W literaturze światowej badacze analizując specjalizację krajów w handlu wewnątrzgałęziowym, jak i zmiany w jej dynamice najczęściej wykorzystują wskaźnik Grubela-Lloyda (1975) i jego różne modyfikacje bądź wskaźniki Greenwaya i inni (1995). Przykłady takich badań można znaleźć m.in. w pracach Das (2009), Jambor (2014), Leitão, Faustino (2008), Rasekhi, Shojaee (2012). Trzeba podkreślić, że wynikowe rozmiary handlu wewnątrzgałęziowego obliczone za pomocą powyższych wskaźników zależą od przyjętego szczebla agregacji dóbr wyrażonego np. poziomem klasyfikacji SITC (ang. *Standard International Trade Classification*). Zastosowanie zbyt niskiego szczebla agregacji danych przeważnie powoduje zmniejszanie indeksów handlu wewnątrzgałęziowego, a przyjęcie zbyt wysokiego szczebla agregacji

może spowodować przeszacowanie rozmiarów tego typu handlu. Problem wyboru odpowiedniego poziomu agregacji danych stanowi od lat przedmiot dyskusji wśród ekonomistów (por. Lipsey, 1976; Cieślik, 2000).

Badania intensywności polskiego handlu wewnątrzgałęziowego obejmują jeszcze okres sprzed akcesji Polski do Unii Europejskiej. Od strony metodologicznej dominuje w nich również wykorzystanie wskaźnika Grubela-Lloyda (1975) oraz Greenwaya i inni (1995). Dodatkowo siłę konkurencyjności handlu wewnątrzgałęziowego mierzy się za pomocą wskaźników ujawnionej przewagi komparatywnej. Szerokie badania specjalizacji wewnątrzgałęziowej w okresie przed przystąpieniem Polski do UE prowadzili m.in. Baranowska i inni (1999) oraz Misala, Pluciński (2000). Wyniki ich badań wskazują na wyraźny trend wzrostowy specjalizacji wewnątrzgałęziowej w polskim handlu zagranicznym. Taką tendencję zidentyfikowano w różnych przekrojach struktury handlu zagranicznego, np. w grupie towarów rolno-spożywczych, przemysłowych, jak również w grupach towarów o różnym stopniu nasycenia czynnikami produkcji (produkty surowcochłonne, pracochłonne, kapitałochłonne, technologicznie-intensywne). Misala, Pluciński (2000) wykazali, że najwyższy poziom intensywności handlu wewnątrzgałęziowego między Polską i UE miał miejsce w obrotach towarami kapitałochłonnymi oraz pracochłonnymi. Ponadto pokazano, że pomimo braku ujawnionej przewagi komparatywnej w handlu dobrami technologicznie intensywnymi, Polska wykazywała relatywnie wysoki poziom specjalizacji w handlu wewnątrzgałęziowym takimi towarami. Z badań Misali, Plucińskiego (2000) wynika, że najwyższy poziom specjalizacji wewnątrzgałęziowej polski handel osiągnął wówczas w branżach samochodowej i wyrobów metalowych. Rosnący poziom specjalizacji handlu wewnątrzgałęziowego w latach 1992–1996 potwierdził również Cieślik (2000) posługując się analogiczną metodologią. Zwrócił on też uwagę, że poziom intensywności handlu wewnątrzgałęziowego może być różny w zależności, czy stosuje się podejście bilateralne (uwzględniające bilateralną wymianę handlową Polski z poszczególnymi krajami), czy też podejście multilateralne. Badania przedstawione w pracach Czarny, Śledziowskiej (2009) dowodzą dalszego wzrostu znaczenia handlu wewnątrzgałęziowego w okresie po wstąpieniu Polski do UE. Autorki wykorzystały w badaniach indeksy Grubela-Lloyda (1975) oraz Greenwaya i inni (1995), co umożliwiło wyróżnienie poziomego i pionowego handlu wewnątrzgałęziowego dobrami o wysokiej i niskiej jakości. Stosując te wskaźniki szczegółowej analizie poddano 21 sekcji CN². Zmiany w intensywności wewnątrzgałęziowego handlu zagranicznego krajów Grupy Wyszehradzkiej analizował również Molendowski (2014). Z jego badań także wynika, że w latach 2003–2012 utrzymywała się wysoka dynamika wzrostu udziału handlu wewnątrzgałęziowego w obrotach handlowych Polski z krajami UE. Reasumując, wyniki przytoczonych tu badań polskiego handlu zagranicznego są przeważnie zgodne.

² Scalona Nomenklatura Towarowa Handlu Zagranicznego (ang. *Combined Nomenclature*).

Zarówno polscy jak i zagraniczni badacze posługują się głównie wskaźnikami Grubela-Lloyda (1975) lub Greenwaya i inni (1995) i unikają stosowania innych metod w analizie intensywności handlu wewnątrzgałęziowego. W szczególności trudno znaleźć implementację wskaźnika Glejsera, chociaż jest on przytaczany w licznych pracach poświęconych metodom pomiaru handlu zagranicznego. Prawdopodobnie niedostatki metodologiczne tego podejścia, o których wspomniano w poprzednim punkcie, są przyczyną tej sytuacji. Propozycje uzupełnienia metody Glejsera i inni (1979, 1982) o narzędzia statystyczno-ekonometryczne przedstawione w niniejszym artykule mogą spopularyzować to podejście do pomiaru intensywności handlu wewnątrzgałęziowego.

3. METODA BADANIA DYNAMIKI I KIERUNKU INTENSYWNOCI HANDLU WEWNĄTRZGAŁĘZIOWEGO

W badaniu intensywności handlu wewnątrzgałęziowego wykorzystano procedurę Glejsera i inni (1979, 1982). Bazuje ona na wyznaczeniu wskaźników proeksportowej i proimportowej specjalizacji poszczególnych gałęzi badanego kraju (lub grupy krajów). Wskaźniki te są obliczane na podstawie wzorów:

$$a_i = \log \left(\frac{X_i}{X} : \frac{X_{gi}}{X_g} \right), \quad (1)$$

$$b_i = \log \left(\frac{M_i}{M} : \frac{M_{gi}}{M_g} \right), \quad (2)$$

gdzie:

a_i – wskaźnik intensywności eksportu w odniesieniu w i -tej gałęzi,

b_i – wskaźnik intensywności importu w odniesieniu w i -tej gałęzi,

X – globalna wartość eksportu badanego kraju (na rynek światowy lub do wybranej grupy krajów),

X_i – wartość eksportu analizowanego kraju w i -tej gałęzi,

X_{gi} – wartość światowego eksportu (lub eksportu wybranej grupy krajów) do wyróżnionego kraju w i -tej gałęzi,

X_g – wartość globalnego eksportu światowego (lub eksportu wybranej grupy krajów),

M – globalna wartość importu badanego kraju (z rynku światowego lub z wybranej grupy krajów),

M_i – wartość importu analizowanego kraju w i -tej gałęzi,

M_{gi} – wartość światowego importu (lub importu wybranej grupy krajów) do wyróżnionego kraju w i -tej gałęzi,

M_g – wartość globalnego importu światowego (lub importu wybranej grupy krajów).

Zgodnie z metodą Glejsera i inni (1979, 1982) o intensywności handlu wewnątrzgałęziowego nie decydują same wartości wskaźników a_i oraz b_i lecz ich zróżnicowanie mierzone wariancjami. Im niższy poziom wariancji $S_{a_i}^2$ oraz $S_{b_i}^2$, tym wyższy poziom specjalizacji kraju w handlu wewnątrzgałęziowym. Za pewien mankament prezentowanej metody pomiaru intensywności handlu wewnątrzgałęziowego należy uznać fakt, że jej autorzy nie wskazali odpowiedniego narzędzia statystycznego do badania zmian poziomów obu rodzajów wariancji w aspekcie dynamicznym. W niniejszym artykule przedstawiono postępowanie, które pomoże usunąć tę wadę. Jest ono oparte z jednej strony na badaniu tendencji rozwojowej kształtowania się wariancji wskaźników proeksportowej i proimportowej intensywności handlu wewnątrzgałęziowego, a z drugiej zaś strony na badaniu kointegracji odpowiednich szeregów czasowych wariancji.

W celu wyodrębnienia tendencji rozwojowej szeregów czasowych $S_{a_i}^2$ oraz $S_{b_i}^2$ można posłużyć się analitycznymi metodami wyznaczania trendu dla wariancji obu rodzajów wskaźników. Należy przyjąć, że malejące i statystycznie istotne funkcje trendu w szeregach czasowych wskazują na wzrost poziomu specjalizacji zarówno w eksporcie, jak i imporcie, a więc na wzrost znaczenia dwustronnego handlu wewnątrzgałęziowego. Niezgodne kierunki odpowiednich trendów (tj. trend malejący i rosnący) mogą oznaczać z kolei wzrost znaczenia handlu wewnątrzgałęziowego, ale tylko w aspekcie nastawienia wyłącznie na eksport lub na import. Zgodne i dodatnie kierunki zmian tendencji rozwojowych w rozważanych szeregach czasowych oznaczają spadek znaczenia dwustronnego handlu wewnątrzgałęziowego. Naturalnie dobór rodzaju teoretycznej funkcji trendu będzie zależał od przebiegu odpowiednich szeregów czasowych. Wstępna analiza danych empirycznych wykonana przez autora pokazała, że w szeregach czasowych złożonych z obserwacji rocznych najczęściej daje się wyodrębnić trend paraboliczny.

W związku z tym kierunek i dynamikę zmian intensywności wewnątrzgałęziowego handlu zagranicznego badano za pomocą kwadratowej funkcja trendu (Zeliaś, 1996):

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \varepsilon_t, \quad (3)$$

gdzie: Y_t – zmienna objaśniana (wariancja wskaźnika specjalizacji handlu), t – zmienna czasowa ($t = 1, 2, \dots, n$).

Kierunek zmian zjawiska określany na podstawie modelu (3) zależy od znaku oceny parametru α_2 oraz położenia odciętej teoretycznego wierzchołka paraboli obliczonej na podstawie oszacowanej funkcji trendu $\hat{y}_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$ (por. tabela 1).

Tabela 1.

Kierunek zmian intensywności handlu wewnątrzgałęziowego
na podstawie parabolicznej funkcji trendu

Znak parametru a_2	Obszar zmiennej t	Trend zmiennej Y_t
Dodatni	$t < -\frac{a_1}{2a_0}$	malejący
Dodatni	$t > -\frac{a_1}{2a_0}$	rosnący
Ujemny	$t < -\frac{a_1}{2a_0}$	rosnący
Ujemny	$t > -\frac{a_1}{2a_0}$	malejący

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostatu.

O dynamice zmian zmiennej Y_t rozpatrywanej w oparciu o model (3) przesądza z kolei wartość bezwzględna oceny parametru a_2 : im jest ona większa, tym dynamika zmian jest wyższa i odwrotnie. Ważnym uzupełnieniem analizy tendencji rozwojowej procesów specjalizacji handlu wewnątrzgałęziowego będzie analiza konwergencji tych procesów. Teoretyczna strona przedmiotowej analizy zostanie opisana w kolejnym punkcie artykułu.

4. METODA BADANIA KONWERGENCJI W PROEKSPORTOWYCH I PROIMPORTOWYCH PROCESACH SPECJALIZACJI W HANDLU WEWNĄTRZGAŁĘZIOWYM

Podobieństwo dwóch szeregów czasowych można analizować w aspekcie współtendencji (ang. *co-trending*) lub w aspekcie ich kointegracji.

Ten drugi aspekt pozwala na badanie zjawiska konwergencji procesów proeksportowej i proimportowej specjalizacji w handlu zagranicznym. Konwergencja jest tu rozumiana jako upodabnianie się procesów specjalizacji proeksportowej i proimportowej poszczególnych gałęzi gospodarki, jak i całej gospodarki. W sytuacji, gdy konwergencji towarzyszy malejący trend w kształtowaniu się wariacji, wówczas mamy do czynienia z równomiernym wzrostem poziomu konkurencyjności gospodarki na rynku międzynarodowym, jak i na rynku wewnętrznym. Zewnętrzna i wewnętrzna zdolność konkurencyjna w zakresie sprzedaży dóbr i usług powinna wówczas rosnać równomiernie.

Jednym ze sposobów identyfikacji zjawiska konwergencji w ekonomii dla danych o odpowiednio dużej częstotliwości jest badanie kointegracji procesów stochastycznych generujących zmienne ekonomiczne. Odpowiednio duża podaż danych dotyczących importu i eksportu stwarza również możliwość zastosowania podobnego

podejścia w niniejszym artykule. Przedmiotem analizy będą szeregi czasowe wariacji proeksportowych i proimportowych wskaźników Glejsera wyznaczonych zgodnie z procedurą przedstawioną w punkcie 3.

Intensywność proeksportowa i proimportowa handlu wewnątrzgałęziowego i proces ich konwergencji będą analizowane w odniesieniu do każdej z branż o różnym stopniu zaawansowania technologicznego, a mianowicie: branży wysokich technologii, średnio wysokich technologii, średnio niskich technologii i niskich technologii³. Pozwoli to na lepsze zdiagnozowanie zdolności do konkurencyjności w skali międzynarodowej gospodarki jako całości oraz na ocenę pozycji konkurencyjnej poszczególnych branż o różnym stopniu innowacyjności. Zbieżność procesów proeksportowej i proimportowej specjalizacji zostanie zbadana za pomocą testu kointegracji szeregów czasowych. Skointegrowanie zmiennych oznacza, że są one w stanie długookresowej równowagi, co implikuje pojawianie się krótkookresowej reakcji dostosowawczej w sytuacji, gdy zmienność zmiennej objaśnianej przestaje się dostosowywać do zmienności zmiennej objaśniającej. Do skointegrowania dwóch procesów stochastycznych X_t , Y_t stopnia d , b ($0 < b \leq d$), czyli aby X_t , $Y_t \sim CI(d, b)$ koniecznej jest spełnienie następujących warunków (Osińska i inni, 2007):

1. procesy powinny być zintegrowane⁴ tego stopnia d ,
2. musi istnieć kombinacja liniowa tych procesów utożsamiana ze składnikiem losowym taka, że $(Y_t - \beta X_t) \sim I(d-b)$, gdzie β jest niezerowym wektorem kointegrującym.

W praktyce najczęściej mamy do czynienia z kointegracją typu $CI(1, 1)$. W takiej sytuacji o wektorze $[X_t, Y_t]$, którego każda składowa jest zintegrowana w stopniu pierwszym ($X_t \sim I(1)$ i $Y_t \sim I(1)$), mówimy, że jest skointegrowany, jeśli istnieje niezerowy wektor kointegrujący β , taki że $(Y_t - \beta X_t) \sim I(0)$.

W diagnozowaniu kointegracji stosuje się najczęściej procedurę Engle'a, Grangera (1987), test maksymalnej wartości własnej oraz test śladu Johansena (Johansen 1991, 1992).

W niniejszym artykule do identyfikacji kointegracji szeregów czasowych zastosowano metodę Engle'a, Grangera (1987). Chociaż jedynie niewielki fragment tej

³ Wyróżnione branże odpowiadają klasyfikacji towarów OECD z 1995 r. według intensywności technologicznej odzwierciedlającej poziom nakładów na badania naukowe i rozwój. Zgodnie z przedmiotową klasyfikacją rozróżnia się cztery grupy dóbr:

- dobra wysokich technologii, jak statki powietrzne, urządzenia elektroniczne, sprzęt optyczny, farmaceutyki,
- dobra średnio wysokich technologii, jak pojazdy mechaniczne i inne środki transportu, urządzenia elektryczne, wyroby chemiczne,
- dobra średnio niskich technologii, jak wyroby metalowe, gumowe, tworzywa sztuczne, niemetalowe produkty mineralne, metale żelazne, metale nieżelazne,
- dobra niskich technologii, jak wyroby papiernicze, tekstylne, skórzanego, odzież, żywność, napoje, drewno.

⁴ Warunkiem koniecznym zintegrowania szeregu czasowego Y_t w stopniu d ($Y_t \sim I(d)$) jest to, aby po d -krotnym użyciu operatora przyrostowego szereg ten był sprowadzony do stacjonarności.

procedury (test Engle'a, Grangera) ma charakter diagnostyczny, to jednak jest ona wystarczająca do identyfikacji prostej kointegracji $CI(1, 1)$ z jedną bazową relacją kointegrującą (a taka potwierdzona została w prowadzonych badaniach). Procedura Engle'a, Grangera (1987) ma charakter dwustopniowy i jest powiązana z szacowaniem parametrów modelu korekty błędem. W przypadku badania kointegracji dwóch zintegrowanych szeregów tego samego stopnia (np. $X_t \sim I(1)$ i $Y_t \sim I(1)$) w pierwszym etapie za pomocą metody najmniejszych kwadratów szacowane jest równanie regresji jednej zmiennej względem pozostałej zmiennej:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t. \quad (4)$$

Kolejnym krokiem jest obliczenie reszt na podstawie oszacowanego modelu (4) i testowanie stacjonarności reszt w tym modelu. Do badania stopnia zintegrowania reszt można wykorzystać test Dickey'a Fullera (test DF)⁵. Test ten zostanie tu krótko opisany za Osińską i in. (2007).

Test DF można stosować w warunkach braku autokorelacji w składniku resztowym modelu szeregu czasowego Y_t . Przyjmując, że model pierwszych przyrostów szeregu czasowego ma postać:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t, \quad (5)$$

testowaniu poddaje się następujący zestaw hipotez: $H_0: \delta = 0$ i $H_1: \delta < 0$. Hipoteza zerowa głosi brak stacjonarności, co oznacza zintegrowanie procesu w stopniu pierwszym ($Y_t \sim I(1)$). Hipoteza alternatywna zakłada stacjonarność – zatem zintegrowanie procesu w stopniu zero ($Y_t \sim I(0)$). Statystyka testu Dickey'a-Fullera ma postać (Osińska i inni, 2007):

$$DF = \frac{\hat{\delta}}{D(\hat{\delta})}, \quad (6)$$

gdzie: $\hat{\delta}$ – ocena parametru równania (5), $D(\hat{\delta})$ – średni błąd oszacowania parametru $\hat{\delta}$.

Sprawdzian testu (6) przy założeniu prawdziwości H_0 ma niestandardowy rozkład asymetryczny z ujemną wartością oczekiwaną. Wartości krytyczne w rozkładzie DF można wygenerować za pomocą symulacji Monte Carlo. Empiryczną wartość sprawdzianu testu (6) porównuje się z wartością krytyczną DF_α odczytaną z odpowiednich tablic testu Dickey'a-Fullera. Jeśli $DF < DF_\alpha$, to hipoteza zerowa zostaje odrzucona i twierdzimy, że $Y_t \sim I(0)$. W przeciwnym wypadku brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co oznacza zintegrowanie szeregu w stopniu co najmniej pierw-

⁵ Badanie stopnia zintegrowania reszt można również przeprowadzić za pomocą innych testów, np. testu KPSS.

szym. W tej sytuacji odpowiednie hipotezy statystyczne zakładające zintegrowanie procesu w stopniu drugim (H_0) i pierwszym (H_1) są poddawane dalszemu testowaniu w odniesieniu do modelu drugich przyrostów szeregu czasowego. Procedura się kończy w momencie odrzucenia H_0 . Brak podstaw do odrzucenia H_0 implikuje konieczność weryfikacji wyższych stopni zintegrowania szeregu czasowego Y_t .

W sytuacji występowania autokorelacji reszt stosowany jest z kolei rozszerzony test Dickey'ą Fullera (test ADF). W tym przypadku podstawą do badania stopnia zintegrowania szeregu czasowego jest równanie:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + u_t. \quad (7)$$

Jeśli więc testując stopień zintegrowania reszt z modelu (4) odrzucimy H_0 : $\delta = 0$, to proces resztowy jest stacjonarny, tzn. $e_t \sim I(0)$. W takiej sytuacji przy jednoczesnym spełnieniu warunków $X_t \sim I(1)$ i $Y_t \sim I(1)$, równanie (4) można uznać za regresję kointegrującą opisującą długookresową równowagę pomiędzy procesami X_t i Y_t . Potwierdzenie kointegracji szeregów czasowych pozwala na oszacowanie modelu krótkookresowych zależności zawierającego mechanizm korekty błędem, poprzez który następuje dostosowanie się zmiennej objaśnianej do relacji długookresowej (ECM – ang. *error correction mechanism*):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \gamma ECT_{t-1} + \xi_t, \quad (8)$$

gdzie ECT (ang. *error correction term*) jest składnikiem korekty błędem reprezentującym relację długookresową w okresie $t-1$.

Występowanie autokorelacji reszt w równaniu (8) będzie wymagało jego modyfikacji poprzez uwzględnienie w nim opóźnionych przyrostów zmiennych X_t i Y_t .

Przedstawione narzędzia badawcze w połączeniu z koncepcją Glejsera i inni (1979, 1982) stwarzają mechanizm badania dynamicznego aspektu zmian intensywności handlu zagranicznego. Zaproponowany sposób postępowania pozwala na ocenę kierunku, dynamiki zmian oraz umożliwia wykrycie ewentualnej konwergencji w proeksportowych i proimportowych procesach specjalizacji w handlu wewnątrzgałęziowym.

5. WYNIKI BADANIA EMPIRYCZNEGO

Analizując przebieg szeregów czasowych wariacji wskaźników proeksportowych i proimportowych obliczonych w ujęciu rocznym dla branż o różnym stopniu zaawansowania technologicznego zdecydowano się na ich wyjaśnienie za pomocą funkcji trendu kwadratowego (3). Dokonując wyboru takiej funkcji kierowano się dobrym odzwierciedleniem przez nią nieliniowych tendencji w kształtowaniu się wariacji

wskaźników specjalizacji handlu wewnątrzgałęziowego, dużą elastycznością modelu wynikającą z obecności trzech parametrów oraz istotnością statystyczną parametrów szacowanego modelu. W tabeli 2 przedstawiono oceny parametrów kwadratowej funkcji trendu (3) oszacowanej dla wskaźników proeksportowej i proimportowej intensywności handlu zagranicznego w każdej z czterech wyróżnionych branż gospodarki. W nawiasach pod ocenami parametrów znajdują się *p-value*, natomiast ostatnia kolumna tabeli zawiera współczynniki determinacji.

Tabela 2.

Oceny parametrów modelu trendu parabolicznego dla wariacji wskaźników proeksportowych i proimportowych według branż o różnym stopniu zaawansowania technologicznego

Branża	Kierunek handlu	Oznaczenie zmiennej	Oceny parametrów			R ²
			a ₀	a ₁	a ₂	
Niskich technologii (LT)	eksport	<i>LTE_x</i>	0,8878 (0,0000)	-0,1476 (0,0002)	0,0088 (0,0006)	0,8025
	import	<i>LTIm</i>	0,5365 (0,0000)	-0,0865 (0,0051)	0,0046 (0,0211)	0,7970
Średnio niskich technologii (MLT)	eksport	<i>MLTE_x</i>	0,7841 (0,0000)	-0,0579 (0,1459)	0,0028 (0,0011)	0,7828
	import	<i>MLTIm</i>	0,5074 (0,0000)	-0,0987 (0,0678)	0,0022 (0,0169)	0,6602
Średnio wysokich technologii (MHT)	eksport	<i>MHTE_x</i>	0,2071 (0,0044)	0,0152 (0,4319)	-0,0005 (0,1294)	0,6523
	import	<i>MHTIm</i>	0,0679 (0,0028)	0,0202 (0,0993)	-0,0007 (0,0144)	0,5432
Wysokich technologii (HT)	eksport	<i>HTE_x</i>	0,3232 (0,4049)	-0,0400 (0,0253)	-0,0011 (0,0531)	0,4204
	import	<i>HTIm</i>	0,0699 (0,0044)	0,0053 (0,0297)	-0,0004 (0,0878)	0,4341

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostatu.

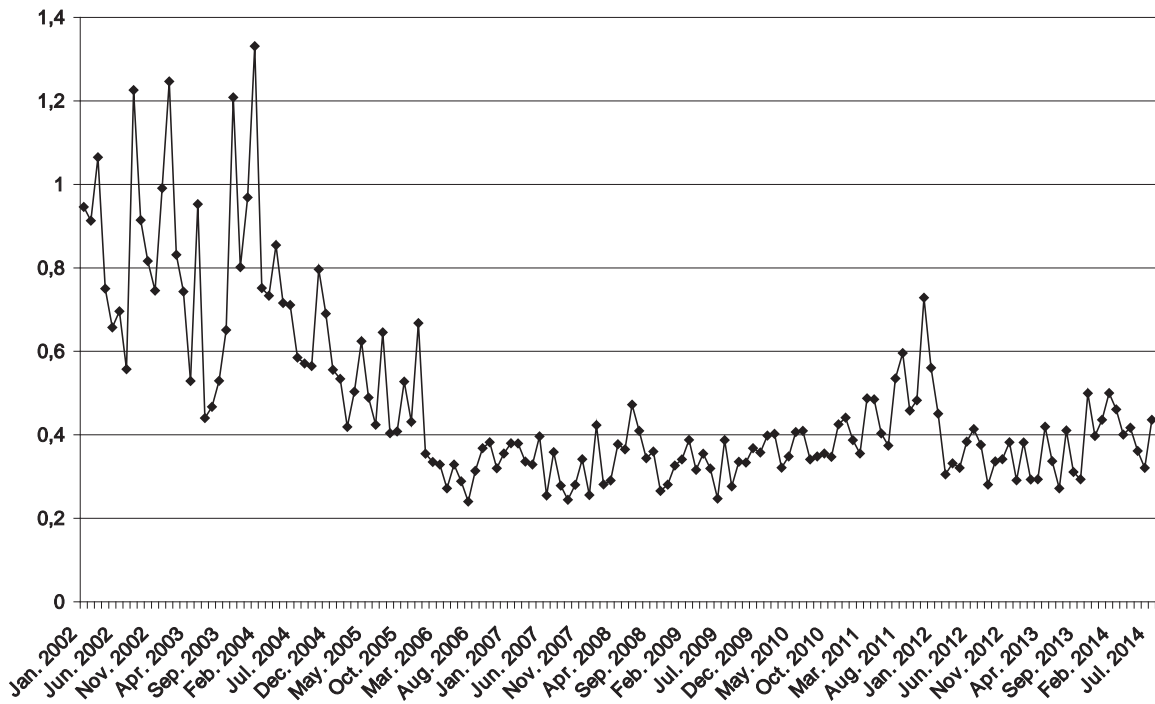
Na podstawie tabeli 2 można stwierdzić, że oszacowane modele trendu wykazują co najmniej dobre dopasowanie do danych empirycznych, a ich parametry są na ogół statystycznie istotne. Aby opisać kształtowanie się tendencji rozwojowej badanego zjawiska obliczono dodatkowo teoretyczną wartość odciętej wierzchołka każdej z parabol reprezentowanej przez funkcję trendu kwadratowego. Interpretacja kierunku i dynamiki zmian wariacji wskaźników specjalizacji odnosi się do przedziałów czasowych wyodrębnionych zgodnie z tabelą 1.

Analizując znaki ocen parametrów α_2 oraz lokalizację wierzchołka paraboli na osi czasu, należy stwierdzić, że w przypadku branż niskich technologii, jak i branż średnio niskich technologii wariacje proeksportowych i proimportowych wskaźników handlu zagranicznego zmniejszały się przez większą część badanego okresu. Z kolei w branżach średnio wysokich oraz wysokich technologii można zaobserwować najczęściej systematyczny wzrost wariacji $S_{a_i}^2$ i $S_{b_i}^2$ w całym badanym okresie (jedynie w przypadku zmiennej *HTIm* miał miejsce spadek wariacji proeksportowych wskaźników). Wyniki te dowodzą, że w badanym okresie nastąpiła poprawa specjalizacji polskiego handlu wewnątrzgałęziowego towarami o niewielkim oraz przeciętnym wkładzie postępu technologicznego, a także świadczą o pogarszaniu się specjalizacji w handlu wewnątrzgałęziowym towarami ze średnią i częściowo wysoką dozą postępu technologicznego.

Na podstawie wartości bezwzględnej oceny parametru α_2 można również porównać dynamikę zmian zróżnicowania intensywności handlu wewnątrzgałęziowego w różnych branżach. Najsilniejszą dynamikę zmian zaobserwowano w szeregu czasowym wariacji obu rodzajów wskaźników w branży niskich technologii. Najwolniej zmieniały się z kolei wartości wariacji wskaźników proimportowych w branżach wysokich technologii oraz wskaźników proeksportowych w branżach średnio wysokich technologii. Warto zauważyć, że parametr α_2 w modelach opisujących zmienne *HTIm*, *MHTE_x* nie jest istotny statystycznie (na poziomie istotności 0,05), dlatego też do wniosków odnoszących się do dynamiki zmian w przypadku tych zmiennych należy podchodzić z pewną ostrożnością. Analizując otrzymane wyniki można więc stwierdzić, że konkurencyjność polskiej gospodarki osiągnęła najwyższą dynamikę wzrostu w zakresie handlu towarami z niskim udziałem postępu technologicznego. Wobec pogarszania się konkurencyjności gospodarki w zakresie handlu towarami z wysokim poziomem zaangażowania technologicznego „optymistyczny” może być fakt, że proces ten postępuje wolno.

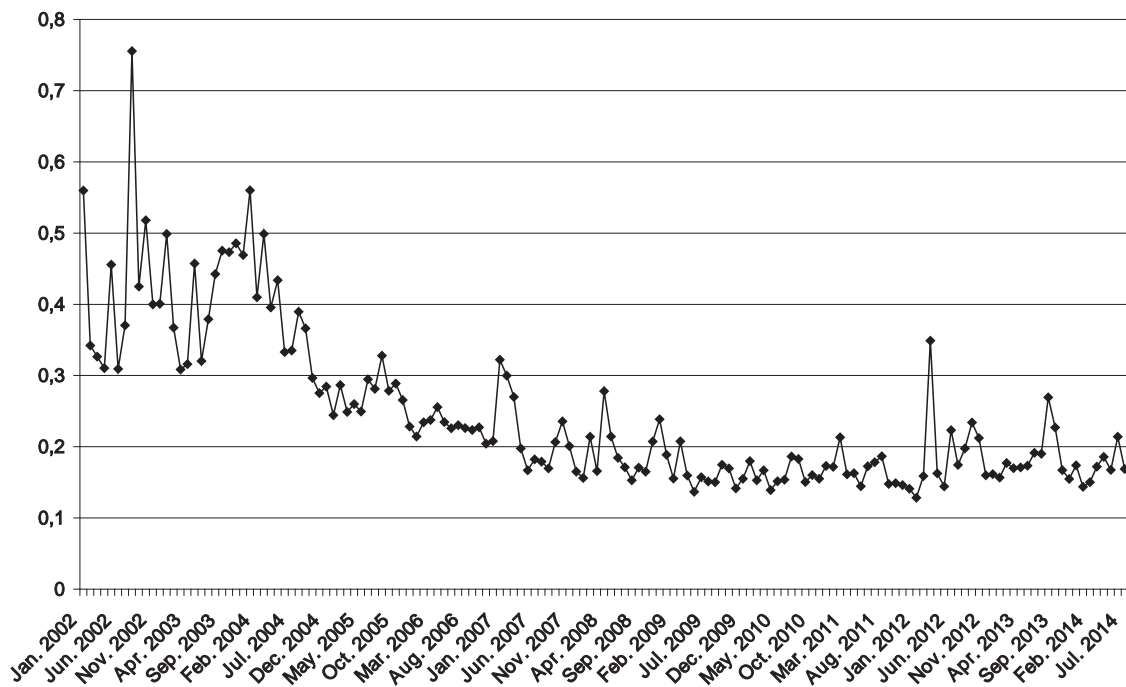
W większości analizowanych branż obserwujemy podobny charakter i dynamikę zmian w szeregach czasowych wariacji wskaźników proeksportowych i proimportowych. Bliższa analiza przebiegu miesięcznych szeregów czasowych obu rodzajów tych wskaźników sugeruje możliwość ich skointegrowania. Na rys. 1 i 2 zobrazowano przykładowe szeregi czasowe z miesięczną częstotliwością danych dla branży niskich technologii. Zbadanie zjawiska kointegracji umożliwi wnioskowanie w zakresie konwergencji proeksportowej i proimportowej specjalizacji w handlu wewnątrzgałęziowym w każdej branży. W testowaniu kointegracji szeregów czasowych posłużono się procedurą Engle’a, Grangera (1987).

W pierwszej kolejności zbadano stopień zintegrowania szeregów czasowych w każdej z czterech branż. Wyniki testów Dickeya-Fullera lub rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (w przypadku występowania autokorelacji) przedstawiono w tabeli 3. Występowanie autokorelacji w szeregach czasowych badano za pomocą testu mnożnika Lagrange’a (LM).



Rysunek 1. Szereg czasowy wariacji wskaźników proeksportowych w branży niskich technologii (LTeX)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostatu.



Rysunek 2. Szereg czasowy wariacji wskaźników proimportowych w branży niskich technologii (LTIm)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostatu.

Tabela 3.

Wyniki badania zintegrowania szeregów czasowych wskaźników intensywności handlu wewnątrzgałęziowego dla branż o różnym stopniu zaawansowania technologicznego

Branża	Kierunek handlu	Symbol zmiennej	Oryginalna zmienna		Pierwsze przyrosty		Stopień integracji
			test DF* (ADF)	test LM	test DF (ADF)	test LM	
Niskich technologii	eksport	<i>LTE_x</i>	-1,0499	3,7304	-3,3267	0,7897	1
	import	<i>LTIm</i>	-1,3337	3,5609	-5,2459	1,6103	1
Średnio niskich technologii	eksport	<i>MLTE_x</i>	-0,9835	10,3131	-5,1721	6,8290	1
	import	<i>MLTIm</i>	-1,3703	3,8108	-3,8870	1,8504	1
Średnio wysokich technologii	eksport	<i>MHTE_x</i>	-2,3143	2,0485	-10,105	0,9193	0
	import	<i>MHTIm</i>	-0,2482	18,2152	-4,1159	7,4393	1
Wysokich technologii	eksport	<i>HTE_x</i>	-3,7848	3,8127	-8,7943	1,5321	0
	import	<i>HTIm</i>	-4,2806	10,8753	-9,4998	6,6699	0

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostatu. * Wartość krytyczna statystyki *DF* dla poziomu istotności 0,05 wynosi⁶ -1,94.

Z tabeli 3 wynika, że przy testowaniu stopnia zintegrowania szeregów czasowych zmiennych *MLTE_x*, *MHTIm* i *HTIm* stwierdzono występowanie istotnej autokorelacji reszt rzędu pierwszego (wartości statystyki LM są większe od odpowiedniej wartości krytycznej statystyki χ^2 dla oryginalnych zmiennych, jak i ich pierwszych przyrostów) i w tych przypadkach zastosowano test ADF. W pozostałych przypadkach skorzystano z testu DF. Wyniki obu testów wskazują, że szeregi czasowe zmiennych *MHTE_x*, *HTE_x* oraz *HTIm* są stacjonarne, tzn. zintegrowane w stopniu 0. W przypadku pozostałych zmiennych stacjonarne są dopiero szeregi pierwszych przyrostów. Zatem szeregi czasowe zmiennych *LTE_x*, *LTIm*, *MLTE_x*, *MLTIm* oraz *MHTIm* są zintegrowane w stopniu pierwszym. W kolejnym kroku dla każdej branży oszacowano równanie długookresowe (4), w którym zmienną objaśnianą jest zmienna reprezentująca wskaźniki proimportowe⁷, a zmienną objaśniającą – zmienna reprezentująca wskaźniki proeksportowe, a następnie zbadano stopień zintegrowania reszt każdego modelu. Odpowiednie wyniki zamieszczono w tabeli 4. Oceny parametrów modelu (4) są na ogół statystycznie istotne, a współczynniki determinacji wskazują na dość dobre dopasowanie oszacowanych modeli do danych empirycznych. Na podstawie wyników testu Durбина-Watsona można stwierdzić, że autokorelacja reszt

⁶ Źródło: Davidson, MacKinnon (1993).

⁷ Kierunek oddziaływania pomiędzy zmiennymi ustalono zgodnie z założeniem, że import towarów może być finansowany wpływami z eksportu.

wystąpiła jedynie w modelu zbudowanym dla branży średnio wysokich technologii, więc do testowania rzędu zintegrowania reszt w tym przypadku zastosowano test ADF, a w przypadku pozostałych branż – test DF. Reszty okazały się stacjonarne, tj. zintegrowane w stopniu 0 w przypadku modeli zbudowanych dla branż niskich technologii, średnio niskich technologii i wysokich technologii. W branży średnio wysokich technologii reszty modelu (4) są zintegrowane w stopniu 1.

Tabela 4.

Testowanie stopnia integracji reszt w równaniu długookresowym

Branża	Oceny parametrów równania		R ²	DW*	Wynik testu DF, ADF dla reszt	Wynik testu DF, ADF dla pierwszych różnic reszt	Stopień integracji reszt
	b ₀	b ₁					
Niskich technologii	0,0593 (0,0000)	0,3907 (0,0000)	0,8361	1,8038	-3,0799	-4,6892	0
Średnio niskich technologii	0,2626 (0,0000)	0,1378 (0,0018)	0,7483	1,9233	-2,1958	-4,3605	0
Średnio wysokich technologii	0,1474 (0,0000)	0,1396 (0,0026)	0,5620	0,7989	-1,2005	-2,9477	1
Wysokich technologii	0,1143 (0,0000)	0,0423 (0,1769)	0,4104	2,1530	-3,8084	-5,0747	0

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z Eurostatu. * Wartości krytyczne statystyki DW wynoszą $d_l = 1,65$, $d_u = 1,69$.

Łącząc wyniki zintegrowania szeregów czasowych wskaźników proeksportowych i proimportowych w poszczególnych branżach z wynikami zintegrowania reszt modelu (4) można stwierdzić, że kointegracja szeregów czasowych występuje w branżach niskich technologii i średnio niskich technologii. Zatem w wymienionych branżach można zaobserwować zbieżność proeksportowych i proimportowych procesów intensyfikacji handlu wewnątrzgęziowego. W pozostałych branżach procesy proimportowe oraz proeksportowe nie są skointegrowane, zatem równania oszacowane w branży średnio wysokich technologii i wysokich technologii nie są równaniami kointegrującymi. Dla każdej branży, w której wykryto kointegrację szeregów czasowych, zbudowano równanie krótkookresowej reakcji dostosowawczej w kierunku długookresowej równowagi (8). Równanie krótkookresowe w branży niskich technologii ma postać (w nawisach podano p -value):

$$\Delta LTI m_t = \underset{(0,729)}{-0,0016} + \underset{(0,0000)}{0,2296} \Delta LTE x_t - \underset{(0,0000)}{0,0452} ECT_{t-1} + \hat{\xi}_t \quad (9)$$

Dopasowanie modelu (9) do danych empirycznych jest dość dobre (współczynnik determinacji wskazuje, ok. 72% zmienności przyrostów zmiennej $LTIm$ zostało wyjaśnione w modelu zmiennością regresorów), natomiast wartość statystyki DW równa 2,179 oznacza, że nie występuje autokorelacja reszt. Z równania (9) wynika, że wzrost o jednostkę pierwszej różnicy wartości wskaźników proeksportowych towarów o niskim zaawansowaniu technologicznym spowoduje wzrost pierwszych przyrostów wartości wskaźników proimportowych tego typu towarów średnio o ok. 0,2296 jednostek *ceteris paribus*. Ocena parametru γ w modelu (9) jest ujemna i statystycznie istotna, co oznacza dochodzenie do stanu równowagi między proeksportową i proimportową częścią handlu wewnątrzgałęziowego, przy czym ok. 4,52% nierównowagi od długookresowej ścieżki zostało skorygowane w procesie dostosowań w latach 2002–2014. W branży o średnio-niskich technologiach analogiczny model ma postać:

$$\Delta MLTIm_t = \underset{(0,943)}{-0,0006} + \underset{(0,0280)}{0,1027} \Delta MLTEx_t - \underset{(0,0000)}{0,07882} ECT_{t-1} + \hat{\xi}_t. \quad (10)$$

Model (10) jest umiarkowanie dobrze dopasowany do danych, a jego reszty nie wykazują autokorelacji ($R^2 = 0,685$, $DW = 2,043$). Na podstawie ocen parametru stojącego przy zmiennej $\Delta MLTEx_t$ można stwierdzić, że jednostkowy przyrost pierwszej różnicy wskaźników proeksportowych dla towarów o średnio niskim zaawansowaniu technologicznym spowoduje wzrost pierwszych przyrostów wartości wskaźników proimportowych takich towarów średnio o ok. 0,1027 jednostki *ceteris paribus*. Ujemna i statystycznie istotna wartość parametru stojącego przy zmiennej ECT_{t-1} w modelu (10) świadczy o dochodzeniu do stanu równowagi między specjalizacją eksportową i importową produktów o średnio-niskim zaawansowaniu technologicznym.

5. PODSUMOWANIE

Przedstawione wyniki badań pozwalają stwierdzić, że w branży niskich technologii oraz średnio niskich technologii polskiej gospodarki dominuje spadkowy trend wskaźników proeksportowych i proimportowych połączony z kointegracją odpowiednich szeregów czasowych tych wskaźników. Dodatkowo dynamika zmian przedmiotowych wskaźników w wymienionych branżach jest wyższa niż w branżach wysokich i średnio wysokich technologii. Może to wskazywać na względnie szybki proces postępującej specjalizacji handlu wewnątrzgałęziowego w branżach niskich oraz średnio niskich technologii. W branżach średnio wysokich oraz wysokich technologii dominuje trend wzrostowy, a pomiędzy szeregami wskaźników obu rodzajów nie wykryto kointegracji. Oznacza to występowanie tendencji do obniżania się specjalizacji handlu wewnątrzgałęziowego w przedmiotowych branżach, a tym samym na pogarszanie się konkurencyjności międzynarodowej gospodarki w zakresie dóbr

co najmniej średnio zaawansowanych technologicznie. Dodatkowo brak kointegracji w branżach średnio wysokich i wysokich technologii wskazuje, że procesy zamian w zakresie konkurencyjności międzynarodowej w każdej z tych dwóch branż przebiegają w odmienny sposób na rynku krajowym i rynku zagranicznym. Finalny wniosek wynikający z badania intensywności handlu wewnątrzgałęziowego dla polskiej gospodarki jest więc umiarkowanie optymistyczny: gospodarka Polski posiada rosnącą zdolność w sprzedaży dóbr o nieznacznym zaawansowaniu technologicznym, natomiast jej konkurencyjność w sprzedaży towarów z wysokim wkładem postępu technologicznego jest słaba. Do przedstawionych wyników badań należy podchodzić z pewną dozą ostrożności ze względu na ograniczenia samej metody Glejsera i inni (1979, 1982). Najważniejszymi mankamentami przedmiotowej procedury są nieuwzględnienie wewnętrznej struktury handlu wewnątrzgałęziowego, jak i słabe odzwierciedlenie zmian strukturalnych w gospodarce światowej i krajowej (np. zmian koniunkturalnych i instytucjonalnych). Wydaje się zatem, że uzupełnienie metody Glejsera i inni (1979, 1982) o narzędzia wnioskowania o kierunku, dynamice zmian i kointegracji szeregów czasowych wariacji wskaźników intensywności handlu zagranicznego wzbogaci tę procedurę badawczą i pozwoli na jej szerszą implementację.

Marcin Salamaga – Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

LITERATURA

- Aquino A., (1978), Intra-industry Trade and Inter-industry Specialization as Concurrent Sources of International Trade in Manufactures, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 114 (2), 275–296.
- Baranowska B., Kisiel A., Misala J., (1999), Wymiana wewnątrzgałęziowa w handlu zagranicznym Polski w okresie transformacji, *International Journal of Management and Economics*, 7, 168–184.
- Brühlhart M., (1994), Marginal Intra-industry Trade: Measurement and Relevance for the Pattern of Industrial Adjustment, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130 (3), 600–613.
- Cieślak A., (2000), *Nowa teoria handlu zagranicznego w świetle badań empirycznych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Czarny E., Śledziwska K., (2009), *Polska w handlu światowym*, PWE, Warszawa.
- Das D. D., (2009), Intra-industry Trade and Development: Revisiting Theory, Measurement and New Evidences, *Indian Journal of Economics and Business*, 8 (1), 79–115.
- Davidson, R. and MacKinnon, J. G., (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University, New York.
- Jambor A., (2014), Country-Specific Determinants of Horizontal and Vertical Intra-industry Agri-food Trade: The Case of the EU New Member States, *Journal of Agricultural Economics*, 65 (3), 663–682.
- Engle F. R., Granger C. W. J., (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55 (2), 251–276.
- Fontagné L., Freudenberg M., Péridy N., (1997), Trade Patterns inside the Single Market, CEPII Working paper #97–07.
- Glejsner H., Goossens K., Vanden Eede M., (1979), Inter-industry and Intra-industry Specialization To Occur in World Trade, *Economic Letters*, 3 (3), 261–265.

- Glejser H., Goossens K., Vanden Eede M., (1982), Inter Industry Versus Intra Industry Specialization in Exports and Imports (1959–1970–1973), *Journal of International Economics*, 12 (3-4), 363–369.
- Greenaway, D., Hine R., Milner C., (1995), Vertical and Horizontal Intra-industry Trade: A Cross-Industry Analysis for the United Kingdom, *Economic Journal*, 105, 1505–1519.
- Grubel H. G., Lloyd J., (1975), *Intra-industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products*, McMillan, New York.
- Johansen S., (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59 (6), 1551–1581.
- Johansen S., (1992), Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), 383–397.
- Lipsey R., (1976), A Book Review of Grubel and Lloyd: Intra-industry Trade, *Journal of International Economics*, 6, 312–314.
- Leitão N. C., Faustino H. C., (2008), Intra-industry Trade in the Food Processing Sector: the Portuguese Case, *Journal of Global Business and Technology*, 4 (1), 49–58.
- Misala J., Pluciński E. M., (2000), *Handel wewnątrzgałęziowy między Polską a Unią Europejską. Teoria i praktyka*, SGH, Warszawa.
- Molendowski E., (2014), The Visegrad Group Countries – Changes in Intra-industry Competitiveness of Their Economies During the World Financial and Economic Crisis, *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 110, 1006–1013.
- Osińska M., (red.), Koško M., Stempińska J., (2007), *Ekonometria współczesna*, wyd. Dom Organizatora, Toruń.
- Rasekhi S., Shojaee S. S., (2012), Determinant Factors of the Vertical Intra-industry Trade in Agricultural Sector: A Study of Iran and Its Main Trading Partners, *Agricultural Economics*, 58, 180–190.
- Salamaga M., (2014), *Modelowanie wpływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych na handel zagraniczny w świetle wybranych teorii ekonomii na przykładzie krajów Europy Środkowo-Wschodniej*, Zeszyty Naukowe, Seria Specjalna: Monografie, 223, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.
- Zeliaś A., (red.), Steczkowski J., Woźniak M., Zajac K., (1996), *Statystyka matematyczna w zastosowaniach*, Wydawnictwo AE w Krakowie, Kraków.

BADANIE KONKURENCYJNOŚCI HANDLU ZAGRANICZNEGO W UJĘCIU DYNAMICZNYM NA PRZYKŁADZIE POLSKI

Streszczenie

Jedną z propozycji badania intensywności zagranicznego handlu wewnątrzgałęziowego przedstawili Glejser i inni (1982). Jest ona konkurencyjna wobec wielu mierników handlu zagranicznego, które nie uwzględniają specjalizacji kraju w imporcie i eksporcie oraz nie odzwierciedlają dostatecznie skutków nierównowagi w obrotach handlowych z zagranicą. Glejser i inni (1982) wykorzystując wariacje wskaźników proeksportowej i proimportowej specjalizacji stworzyli narzędzie, które cechuje się większą odpornością na wymienione mankamenty. Proponowana metoda nie została jednak doposażona w odpowiednie oprzyrządowanie statystyczno-ekonometryczne, co znacznie ogranicza jej praktyczną użyteczność. Celem artykułu jest próba udoskonalenia przedmiotowej metody oraz przetestowanie jej na przykładzie handlu zagranicznego w Polsce.

Słowa kluczowe: indeks Glejsera, handel wewnątrzgałęziowy, szeregi czasowe, kointegracja

THE RESEARCH OF THE FOREIGN TRADE COMPETITIVENESS
IN DYNAMIC APPROACH ON THE EXAMPLE OF POLAND

A b s t r a c t

One of the study proposals of the intensity of the intra-industry trade was presented Glejser et al. (1982). It is competitive with many foreign trade indicators which do not take account of the country specialization in import and export and do not reflect adequately the effects of trade imbalances. On based the variance of the export and import specialization indicators Glejser et al. (1982) created a tool that overcomes these shortcomings. The proposed method, however, was not equipped with an appropriate statistical and econometric tools, which greatly limits its practical usefulness. This article attempts to improve the method and test it on the example of foreign trade in Poland.

Keywords: Glejser index, intra-industry trade, time series, cointegration