

*Piotr Misztal\**  
*Politechnika Radomska*

## **ANALIZA EFEKTU HARBERGERA-LAURSENA- METZLERA W POLSCE**

**Klasyfikacja JEL:** F32, C52

**Słowa kluczowe:** *terms of trade, rachunek obrotów bieżących, wzrost gospodarczy*

**Abstrakt:** *Celem artykułu jest zbadanie efektu Harbergera-Laursena-Metzlera w świetle teorii i w praktyce, ze szczególnym uwzględnieniem występowania tego efektu w Polsce w okresie Q1.1995-Q3.2009. Wyniki badań przeprowadzonych przy pomocy modelu wektorowej autoregresji (VAR) ujawniły, że przejściowa poprawa cenowych terms of trade w Polsce prowadziła do poprawy salda bilansu obrotów bieżących, zaś trwała poprawa cenowych terms of trade przyczyniała się do pogorszenia salda bilansu obrotów bieżących. Potwierdzono zatem występowanie efektu Harbergera-Laursena-Metzlera w Polsce. Ponadto, potwierdzono stosunkowo większe oddziaływanie przejściowych zmian cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących, niż trwałych zmian tego wskaźnika. Analogiczną prawidłowość ujawniono także w odniesieniu do wyjaśnienia zmienności salda rachunku obrotów bieżących. Otóż, przejściowe zmiany cenowych terms of trade*

---

© Copyright Polskie Towarzystwo Ekonomiczne Oddział w Toruniu.

Tekst wpłynął 14 lutego 2011 r., został zaakceptowany do publikacji 13 grudnia 2011 r.

\* Dane kontaktowe autora: e-mail: miszal@tkdami.net; Politechnika Radomska, Wydział Ekonomiczny, ul. Chrobrego 31, 26-600 Radom.

wyjaśniały w ponad dwukrotnie większym stopniu zmienność salda bilansu obrotów bieżących w porównaniu do trwałych zmian cenowych terms of trade.

## THE HARBER-LAURSEN-METZLER EFFECT IN POLAND

**JEL Classification:** F32, C52

**Keywords:** terms of trade, current account, economic growth

**Abstract:** *The aim of the paper is to analyse of the Harberger-Laursen-Metzler effect in light of the theory and in practice, with particular reference to this effect in Poland in the period 1995-2009. The results of research carried out by means of the vector autoregression model (VAR) revealed that temporary improvement in terms of trade in Poland led to the current account improvement, and permanent improvement in terms of trade contributed to the current account deterioration. Thus it was confirmed prevalence of the Harberger-Laursen-Metzler effect in Poland. Additionally, results of investigation confirmed relatively greater impact of temporary changes in terms of trade on the current account than in the case of permanent changes in terms of trade. Analogous interdependence was revealed with reference to explanation of the current account variability. Temporary changes in terms of trade accounted for in much more degree the current account variability in relation to permanent changes in terms of trade.*

### WPROWADZENIE

Celem niniejszego artykułu jest analiza efektu Harbergera-Laursena-Metzlera (H-B-L) w świetle rozważań teoretycznych i w praktyce gospodarczej, ze szczególnym uwzględnieniem tego efektu w Polsce. Zgodnie z tym efektem przejściowe pogorszenie cenowych terms of trade prowadzi do spadku krajowych oszczędności i w konsekwencji do pogorszenia salda bilansu obrotów bieżących. Z drugiej strony, przejściowa poprawa cenowych terms of trade prowadzi do wzrostu krajowych oszczędności i poprawy salda bilansu obrotów bieżących.

Dane, na podstawie których weryfikowano efekt H-B-L w Polsce, miały częstotliwość kwartalną i obejmowały okres od pierwszego kwartału 1995 roku do trzeciego kwartału 2009 roku i pochodziły z bazy danych Międzynarodowego Funduszu Walutowego (*International Financial Statistics*).

Wyniki badań przeprowadzonych przy pomocy modelu wektorowej autoregresji (VAR) potwierdziły występowanie hipotezy Harbergera-Laursena-Metzlera w Polsce. Mianowicie, ujawniono, że przejściowa poprawa cenowych terms of trade w Polsce prowadziła do poprawy salda bilansu obrotów bieżących, zaś trwała poprawa cenowych terms of trade przyczyniała się do pogorszenia salda bilansu obrotów bieżących.

Zgodnie z efektem H-B-L zwanym również efektem (Laursena-Metzlera), przejściowe pogorszenie cenowych terms of trade przyczynia się do pogorszenia salda bilansu obrotów bieżących. Sytuacja ta wynika z faktu, że pogorszenie cenowych terms of trade prowadzi do spadku realnego dochodu. W tej sytuacji konsumenci dążąc do utrzymania na niezmiennym poziomie określonego standardu życia zwiększają tym samym swoją krańcową skłonność do konsumpcji (zmniejszają krańcową skłonność do oszczędzania), co prowadzi do spadku krajowych oszczędności oraz do pogorszenia salda bilansu obrotów bieżących (salda bilansu handlowego) w wyniku wyższej dynamiki cen towarów importowanych (Turnovsky 1997).

Z kolei przejściowa poprawa cenowych terms of trade przyczynia się do poprawy salda bilansu obrotów bieżących. Sytuacja ta jest konsekwencją tego, że krajowi konsumenci, postrzegając poprawę cenowych terms of trade i wynikający z tego wzrost dochodu jako przejściowe, decydują się na ograniczenie bieżących wydatków konsumpcyjnych i zwiększenie oszczędności, co prowadzi do poprawy salda rachunku obrotów bieżących (Chowdhury 2003).

Zdaniem Laursena i Metzlera pogorszenie cenowych terms of trade wynikające na przykład z deprecjacji waluty krajowej wywołuje dwa, wzajemnie przeciwne efekty absorpcyjne, tzn. efekt dochodowy i efekt substytucji. Zgodnie z pierwszym efektem, pogorszenie cenowych terms of trade prowadzi do spadku dochodu, co wpływa negatywnie na rozmiary krajowej absorpcji. Z drugiej strony, zgodnie z efektem substytucji, wzrost cen towarów importowanych prowadzi do zastępowania droższego importu tańszymi produktami krajowymi, czego skutkiem jest wzrost absorpcji w kraju. Zatem, ostateczny wpływ zmian cenowych terms of trade na saldo rachunku obrotów bieżących zależy od tego, który z wymienionych powyżej efektów charakteryzuje się większymi rozmiarami. Jeśli efekt dochodowy jest większy od efektu substytucji, wówczas pogorszenie cenowych terms of trade prowadzi do pogorszenia salda bilansu obrotów bieżących. Natomiast, gdy efekt substytucji jest większy od efektu dochodowego, to skutkiem pogorszenia cenowych terms of trade jest poprawa salda rachunku obrotów bieżących.

Efekt H-B-L odgrywa szczególnie istotną rolę w dyskusji dotyczącej relatywnego znaczenia elastycznościowego i absorpcyjnego podejścia do skutków deprecjacji waluty krajowej dla salda bilansu handlowego i płatniczego (Wang 2009).

## WYNIKI WYBRANYCH ANALIZ EMPIRYCZNYCH

W teorii ekonomii stwierdza się, że istnieje niejednoznaczna relacja między zmianami cenowych terms of trade i saldem rachunku obrotów bieżących. Ostateczny kierunek wpływu zmian cenowych terms of trade na saldo rachunku obrotów bieżących zależy od wielu różnych czynników, takich jak czas trwania szoku w postaci zmiany cenowych terms of trade (przejściowy lub stały), przewidywania uczestników rynku dotyczących zmian cenowych terms of trade (zmiany antycypowane lub nieantycypowane) oraz typ i znaczenie kanału transmisji szoku cenowego.

W literaturze ekonomicznej dotyczącej efektu H-B-L przedstawiane prace można podzielić na trzy grupy z punktu widzenia analizowanego kanału transmisji szoku w postaci zmian cenowych terms of trade (Duncan 2003).

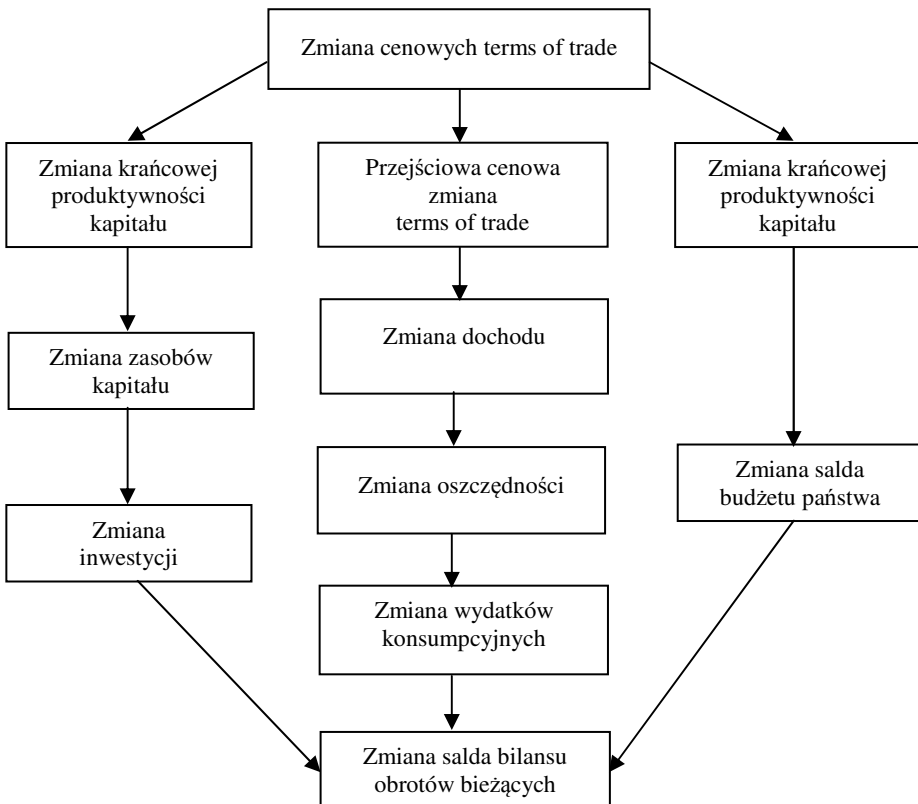
Zgodnie z pierwszą grupą opracowań, zmiany cenowych terms of trade wywołują zmiany rozmiarów krajowych oszczędności oraz inwestycji, co niejednoznacznie oddziałuje na zmianę salda bilansu obrotów bieżących (Persson, Svensson 1985; Sen, Turnovsky 1989; Servén 1999). Z kolei autorzy zaliczani do drugiej grupy twierdzą, że zmiany cenowych terms of trade prowadzą do zmiany salda bilansu obrotów bieżących poprzez zmianę rozmiarów całkowitych oszczędności i wydatków konsumpcyjnych w kraju (Sachs 1981; Obstfeld 1982; Ostry, Reinhart 1992). Trzecią grupę badań stanowią nieliczne analizy, w których zakłada się, że zmiana cenowych terms of trade prowadzi do zmian rozmiarów wydatków publicznych, które skutkują zmianą salda budżetu państwa, czego efektem jest zmiana salda bilansu obrotów bieżących, zgodnie z tzw. koncepcją deficytów bliźniaczych (*twins deficits*) (Tornell, Lane 1994) [por. wykres 1].

Sachs (1981) udowodnił, iż występowanie oraz rozmiary efektu H-B-L zależą od czasu trwania szoku w postaci zmiany cenowych terms of trade. Otóż, potwierdził występowanie tego efektu tylko w przypadku przejściowych zmian cenowych terms of trade. Natomiast występowanie tego efektu w przypadku trwałych zmian cenowych terms of trade nie jest jednoznaczne, gdyż trwała zmiana cenowych terms of trade wpływa wyłącznie na

zmiany konsumpcji nie wywołując zmian w poziomie oszczędności krajowych.

Również Otto (2003) analizując piętnaście najmniejszych krajów członkowskich OECD oraz czterdzieści wybranych krajów rozwijających się i wykorzystując wektorowy model autoregresji VAR potwierdził, że przejściowy szok w postaci poprawy cenowych terms of trade prowadzi do poprawy salda bilansu handlowego zarówno w krajach członkowskich OECD, jak również w krajach rozwijających się.

**Wykres. 1. Kanały wpływu cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących**



Źródło: Opracowanie własne.

Z kolei Dornbusch (1983) i Edwards (1989) na podstawie przeprowadzonych analiz empirycznych doszli do wniosku, że przejściowe zmiany cenowych terms of trade mają jednoznaczny wpływ na rozmiary oszczędności prywatnych. Mianowicie, pogorszenie cenowych terms of trade może wpływać na rozmiary oszczędności prywatnych na trzy sposoby. Po pierwsze, może przyczynić się do obniżenia bieżącego dochodu narodowego w stosunku do przyszłego dochodu narodowego (efekt H-L-M). Po drugie, może doprowadzić do zwiększenia ceny bieżącego importu w stosunku do ceny przyszłego importu i w ten sposób przyczynić się do odroczenia terminu bieżących zakupów dokonywanych przez konsumentów oraz zwiększenia ich oszczędności. Po trzecie, pogorszenie cenowych terms of trade może doprowadzić do wzrostu cen towarów importowanych w stosunku do cen towarów niewymienialnych w skali międzynarodowej (*non-tradables*) i tym samym przyczynić się do realnej aprecjacji waluty krajowej. Sytuacja ta ostatecznie prowadzi do wzrostu stopy procentowej, co wywołuje dodatkowy bodziec przyczyniający się do odroczenia bieżącej konsumpcji i zwiększenia rozmiarów krajowych oszczędności.

Natomiast Eicher, Schubert i Turnovsky (2008) udowodnili, że to, jak dany kraj reaguje na zmianę cenowych terms of trade zależy przede wszystkim od tego, czy jest on wierzycielem czy dłużnikiem netto w stosunku do zagranicy. Jednocześnie, wyniki tych badań wskazują, że pogorszenie cenowych terms of trade o 20% prowadzi do zmniejszenia dobrobytu o około 10-15%.

**Tabela 1. Najważniejsze wyniki przeprowadzonych analiz empirycznych dotyczących efektu Harbergera-Laursena-Metzlera**

Typ szoku	Przejściowa poprawa cenowych terms of trade		Trwała poprawa cenowych terms of trade	
	Autor badań	Kierunek oddziaływania na saldo bilansu obrotów bieżących	Autor badań	Kierunek oddziaływania na saldo bilansu obrotów bieżących
<b>Nieantycypowane zmiany cenowych terms of trade</b>	Sachs (1981)	(+)	Laursen, Metzler (1950)	(+)
	Svensson, Razin (1983)	(+)	Harberger (1950)	(+)
	Persson, Svensson (1985)	(-, 0)	Sachs (1981)	(+/-)
	Edwards (1988)	(+/-)	Obstfeld (1982)	(-)
	Matsuyama (1988)	(-, +)	Svensson, Razin (1983)	(+/-)
			Persson, Svensson (1985)	(-, +, -, 0)
		Edwards (1988)	(+/-)	

c.d. tabela 1

Typ szoku	Przejściowa poprawa cenowych terms of trade		Trwała poprawa cenowych terms of trade	
	Autor badań	Kierunek oddziaływania na saldo bilansu obrotów bieżących	Autor badań	Kierunek oddziaływania na saldo bilansu obrotów bieżących
<b>Nieantycypowane zmiany cenowych terms of trade</b>	Ostry (1988) Sen, Turnovsky (1989) Gavin (1990) Ostry, Reinhart (1992) Kent (1997) Servén (1999) De Holanda (2000)	(+/-) (+/-) (+/-) (+/-) (+/-) (+/-) (+, 0)	Ostry (1988) Sen, Turnovsky (1989) Gavin (1990) Ostry, Reinhart (1992) Kent (1997) Servén (1999) De Holanda (2000)	(+/-) (+/-) (+/-) (+/-) (-) (-) (-)
<b>Antycypowane zmiany cenowych terms of trade</b>	Persson, Svensson (1985) Bean (1986) Matsuyama (1988) De Holanda (2000)	(+, -, +, -, 0) (-, +, -, 0) (+/-) (-, +, 0)	Persson, Svensson (1985) Bean (1986) Sen, Turnovsky (1989) De Holanda (2000)	(+, -, +, 0) (-, +, 0) (+/-) (-)

Znak “+” oznacza pozytywny wpływ poprawy cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących.

Znak “-” oznacza negatywny wpływ poprawy cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących.

Znak “+/-” oznacza niejednoznaczny wpływ poprawy cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących.

Znak “0” oznacza brak wpływu poprawy cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących.

Źródło: Duncan (2003).

W wielu przeprowadzonych analizach empirycznych dotyczących efektu H-B-L oprócz analizy wpływu przejściowych i trwałych zmian terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących uwzględnia się dodatkowo charakter zmian terms of trade. Mianowicie bierze się pod uwagę nieantycypowane i antycypowane zmiany terms of trade, przy czym rezultaty przeprowadzonych badań są najczęściej niejednoznaczne (por. tabela 1).

## **ANALIZA MODELOWA EFEKTU HARBERGERA-LAURSENA-METZLERA W POLSCE**

W celu analizy zależności między zmianami cenowych terms of trade oraz saldem rachunku obrotów bieżących wykorzystano w niniejszej pracy model zaproponowany przez Kenta i Cashina (2003) przedstawiający się poniższym wyrażeniem:

$$CA = f(GDP, TOT) \quad (1)$$

gdzie:

*CA* – saldo bilansu obrotów bieżących;

*GDP* – nominalny produkt krajowego brutto;

*TOT* – wskaźnik cenowych terms of trade.

Jednocześnie należy zaznaczyć, że w niniejszej pracy saldo rachunku obrotów bieżących nie jest wyrażone jako różnica między wartością eksportu i importu towarów oraz usług, lecz jako stosunek wartości eksportu do wartości importu towarów i usług. Podejście takie jest powszechnie stosowane w wielu opracowaniach dotyczących podobnej problematyki i jest preferowane, ponieważ wskaźnik ten (wskaźnik pokrycia importu eksportem) nie reaguje na zmianę jednostki, w której dokonuje się pomiaru i może być traktowany, jako nominalny bilans obrotów bieżących (Bahmani-Oskooee 1991).

Kluczową kwestią w wykorzystanym modelu była analiza tzw. łańcucha dystrybucji, czyli ciągu szoków ekonomicznych (tzw. ogniów łańcucha), między którymi występowała relacja przyczynowo-skutkowa, pojawiająca się w tym samym momencie, w którym wystąpił szok (Blanchard 1982). W niniejszym modelu łańcuch dystrybucji kształtował się następująco:

$$TOT \rightarrow GDP \rightarrow CA \quad (2)$$

Zgodnie z przyjętym łańcuchem dystrybucji zmiany cenowych terms of trade wpływają na zmianę dochodu narodowego, co wywołuje zmiany salda rachunku obrotów bieżących. Powyższy łańcuch dystrybucji był zatem zgodny z teoretycznym ujęciem efektu H-L-M<sup>1</sup>.

Przed analizą wpływu zmian cenowych terms of trade na saldo rachunku obrotów bieżących kluczową kwestią było rozróżnienie między trwałą-

---

<sup>1</sup> Nie jest to jedyny możliwy łańcuch dystrybucji szoków ekonomicznych, ale z punktu widzenia tematyki artykułu wydaje się najbardziej adekwatny.



mi i przejściowymi zmianami cenowych terms of trade. Zgodnie z metodologią przyjętą przez wielu badaczy tego zjawiska, trwałe zmiany terms of trade mierzono za pomocą wyznaczonej linii trendu otrzymanej przy pomocy standardowego filtru Hodricka-Prescotta. Z kolei przejściowe zmiany cenowych terms of trade mierzono za pomocą cyklicznych reszt uzyskanych z szeregów czasowych po zastosowaniu wspomnianego filtru Hodricka-Prescotta. Zatem całkowite zmiany cenowych terms of trade składały się z dwóch komponentów, tzn. z wyodrębnionego trendu i składnika resztowego (Agénor, Aizenman 2000; Kent, Cashin 2003).

$$TOT = TOT_t + TOT_c \quad (3)$$

gdzie:

- $TOT$  – całkowite zmiany cenowych terms of trade;
- $TOT_t$  – trwałe zmiany cenowych terms of trade;
- $TOT_c$  – przejściowe zmiany cenowych terms of trade.

Stąd, w celu analizy wpływu trwałych i przejściowych zmian cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących, skonstruowano dwa modele w oparciu o zaprezentowany wcześniej model Ch. Kenta i P. Cashina (2003). Przy pomocy pierwszego równania analizowano wpływ trwałych zmian cenowych terms of trade na saldo rachunku obrotów bieżących, zaś przy pomocy drugiego równania badano oddziaływanie przejściowych zmian cenowych terms of trade na saldo rachunku obrotów bieżących. W celu analizy związku przyczynowego między trwałymi i przejściowymi zmianami cenowych terms of trade oraz saldem rachunku obrotów bieżących wykorzystano dwa modele wektorowej autoregresji (*Vector Autoregression Model – VAR*) przedstawiające się następująco:

$$\Delta CA_t = \sum_{j=0}^n \alpha_j \Delta CA_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_j \Delta TOT_t_{t-j} + \mu_t \quad (4)$$

$$\Delta CA_t = \sum_{j=0}^n \alpha_j \Delta CA_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^n \gamma_j \Delta TOT_c_{t-j} + \eta_t \quad (5)$$

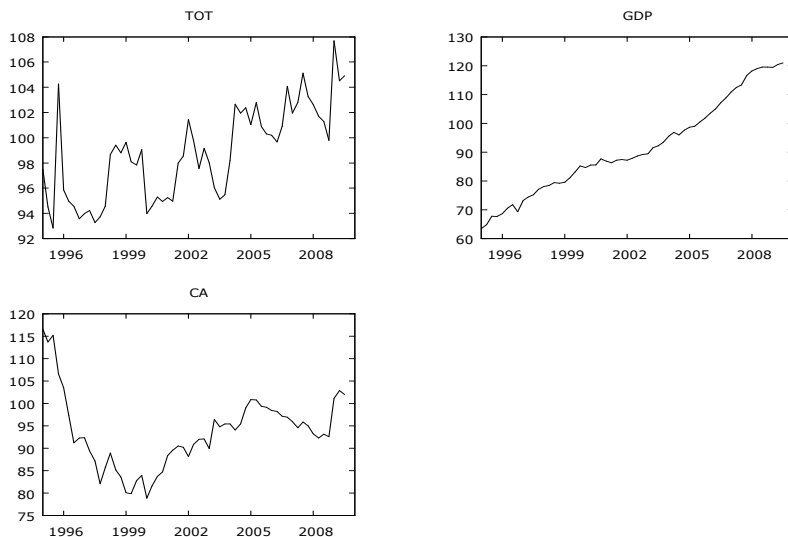
gdzie:

- $CA$  – saldo bilansu obrotów bieżących;
- $GDP$  – nominalny produkt krajowego brutto;
- $TOT_t$  – trwałe zmiany cenowych terms of trade;
- $TOT_c$  – przejściowe zmiany cenowych terms of trade;

$t$  – okres analizy;  
 $j$  – rząd opóźnień;  
 $\mu, \eta$  – składniki resztowe.

Wszystkie wymienione powyżej szeregi czasowe pochodziły z bazy danych Międzynarodowego Funduszu Walutowego (*International Financial Statistics*), miały częstotliwość kwartalną i obejmowały okres od pierwszego kwartału 1995 roku do trzeciego kwartału 2009 roku. W celu uzyskania liniowych zależności pomiędzy analizowanymi zmiennymi dokonano ich logarytmowania. Z szeregu czasowego wyodrębniono także czynnik sezonowy, gdyż występowanie w szeregu czasowym czynnika sezonowego mogłoby prowadzić do problemów w interpretowaniu zmian danego zjawiska w analizowanym okresie. W tym celu wykorzystano procedurę X12-ARIMA. Ostatecznie, indeksy zmian analizowanych mierników w Polsce w okresie Q1.1995-Q3.2009 przedstawiały się zgodnie z poniższym wykresem.

**Wykres 2. Dynamika zmian cenowych terms of trade, produktu krajowego brutto i salda rachunku obrotów bieżących w Polsce w okresie 1995-2009, dane odsezonowane (2000 rok =100)**



Źródło: Opracowanie własne na podstawie International Financial Statistics (2010).

Na podstawie powyższych danych obliczono również współczynnik korelacji zmian poszczególnych zmiennych modelu w okresie Q1.1995-Q3.2009. Okazało się, iż największą, dodatnią zależnością liniową odznaczały się trwałe zmiany cenowych terms of trade i zmiany salda bilansu obrotów bieżących. Stąd można było wnioskować, że trwałej poprawie cenowych terms of trade towarzyszyła poprawa salda rachunku obrotów bieżących. Blisko trzykrotnie mniejszą zależność liniową odnotowano w przypadku przejściowych zmian cenowych terms of trade i salda bilansu obrotów bieżących.

**Tabela 2. Współczynniki korelacji między wybranymi zmiennymi w Polsce w okresie Q1.1995-Q3.2009**

Pozycja	Trwałe zmiany terms of trade ( $TOT_t$ )	Przejściowe zmiany terms of trade ( $TOT_c$ )	Całkowite zmiany terms of trade ( $TOT$ )
Saldo bilansu obrotów bieżących ( $CA$ )	0,28	0,10	0,27
Dochód narodowy ( $GDP$ )	0,98	-0,01	0,74
Trwałe zmiany terms of trade ( $TOT_t$ )	1	0,14	0,77
Przejściowe zmiany terms of trade ( $TOT_c$ )	0,14	1	0,65

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETL na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

Przed dokonaniem estymacji modelu, niezbędne było określenie stacjonarności analizowanych szeregów czasowych. W tym celu wykorzystano rozszerzony test Dickeya-Fullera – ADF (*Augmented Dickey-Fuller*). Wśród analizowanych danych wykorzystanych w dalszej części opracowania znalazły się szeregi czasowe o rzędach integracji 0 i 1. Odpowiednie wyniki testów ADF przedstawiono w tabeli 3.

W przypadku większości analizowanych zmiennych makroekonomicznych mieliśmy do czynienia z brakiem stacjonarności szeregów czasowych. Tylko w przypadku przejściowych zmian cenowych terms of trade odnotowano występowanie stacjonarności szeregu czasowego. Nie uwzględniając braku stacjonarności pozostałych szeregów czasowych sytuacja ta spowodowałaby wstępowanie regresji pozornej między zmienny-

mi. Stąd brak stacjonarności wspomnianych szeregów wymusił modyfikację postaci funkcyjnej modelu, w celu doprowadzenia zmiennych do stacjonarności. Modyfikacja ta polegała na zastąpieniu wielkości analizowanych zmiennych przez ich pierwsze różnice.

**Tabela 3. Wyniki analizy stacjonarności poszczególnych szeregów czasowych modelu VAR**

Szereg czasowy	Rząd integracji
TOT <sub>c</sub> – przejściowe zmiany cenowych terms of trade	$I(0)$
TOT <sub>p</sub> – trwale zmiany cenowych terms of trade	$I(1)$
CA – saldo rachunku obrotów bieżących	$I(1)$
GDP – produkt krajowy brutto	$I(1)$

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETl na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

W analizie przyjęto trzy okresy opóźnień między zmiennymi objaśniającymi, a zmienną objaśnianą (trzy kwartały). Wyboru rzędu opóźnień dokonano zgodnie z wynikami kryteriów informacyjnych modelu Akaike, Hannana-Quinna oraz bayesowskiego kryterium *Schwarza*. Według tych kryteriów największą pojemność informacyjną miał model z trzema opóźnieniami (załącznik 2).

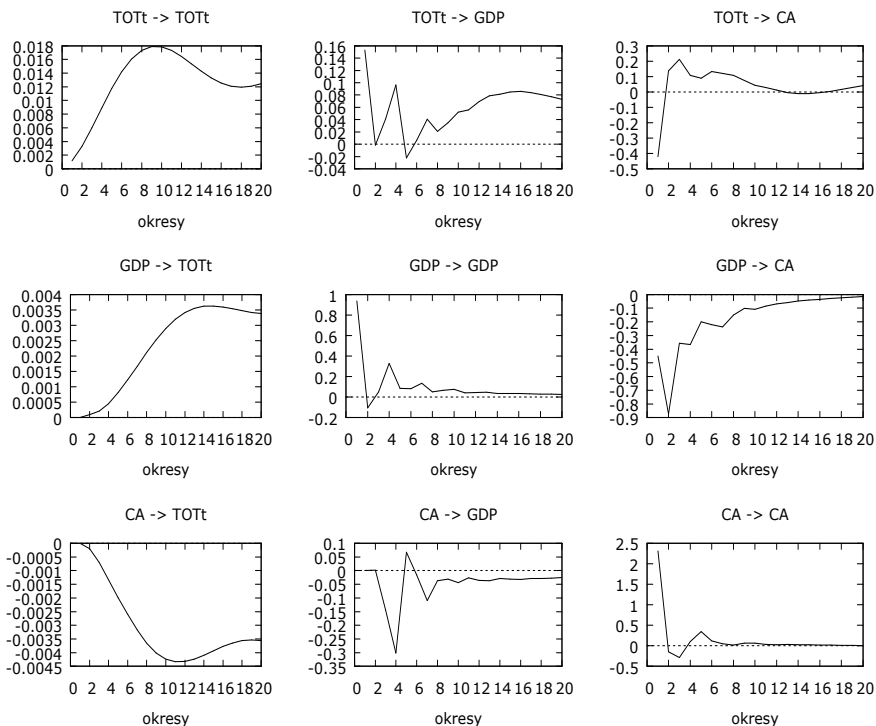
Należy również podkreślić, że ze względu na brak występowania pierwiastka jednostkowego w przypadku wszystkich zmiennych modelu oraz brak kointegracji między zmiennymi modelu, nie było możliwości rozszerzenia i przekształcenia strukturalnego modelu VAR w wektorowy model korekty błędem.

Kolejnym etapem analizy było oszacowanie parametrów strukturalnych modelu VAR przy pomocy klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Odpowiednie wyniki oszacowania parametrów strukturalnych modeli (4) i (5) przedstawiono w załącznikach (załącznik 3 i 4). Otrzymane wyniki oszacowań potwierdziły istotność wpływu zmiennych objaśniających (*TOT* i *GDP*) na saldo rachunku obrotów bieżących. Istotna statystycznie zależność między tymi zmiennymi występowała zarówno w przypadku przejściowych jak i trwałych zmian cenowych terms of trade. Dodatkowo uzyskane wyniki badań wskazywały na brak autokorelacji składnika losowego. Analizy autokorelacji składników resztowych dokonano przy pomocy testu Durbina-Watsona. Obliczone wartości testu były większe od dolnej warto-

ści krytycznej, stąd odrzucono hipotezę zerową o występowaniu autokorelacji składnika losowego.

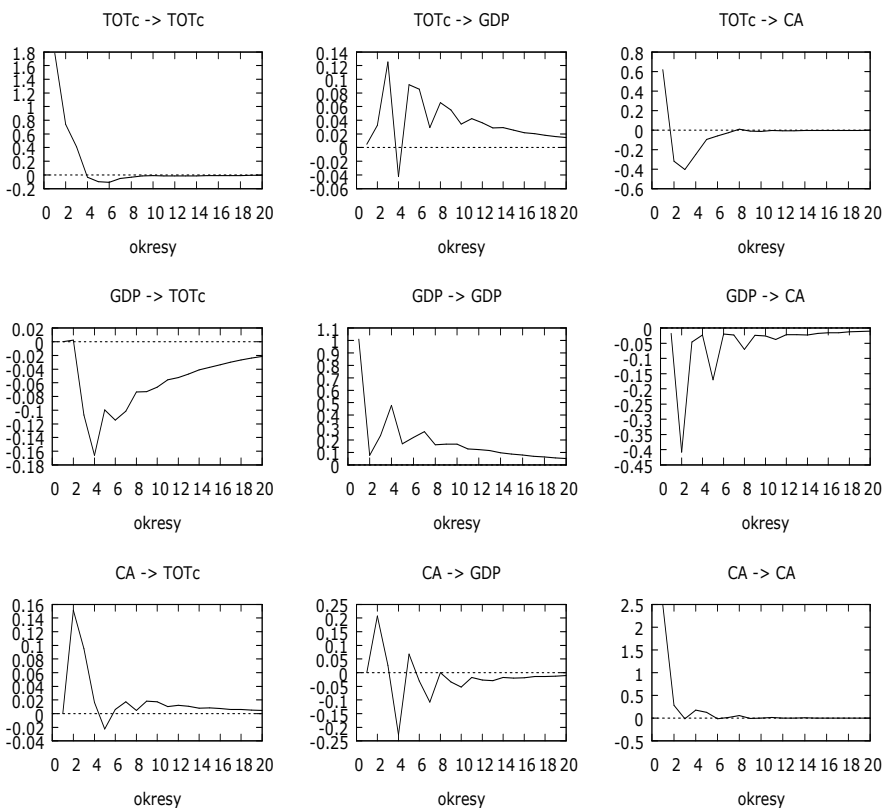
W dalszej kolejności oszacowano siłę wzajemnego oddziaływania trwałych zmian cenowych terms of trade, zmian dochodu narodowego i zmian salda rachunku obrotów bieżących w Polsce (wykres 3) oraz przejściowych zmian cenowych terms of trade, zmian dochodu narodowego i zmian salda rachunku obrotów bieżących w Polsce (wykres 4). Pomiarów tych dokonano przy pomocy tzw. funkcji odpowiedzi impulsowych (*impulse response function*), czyli funkcji reakcji danej zmiennej na impuls w postaci jednostkowej zmiany poszczególnych czynników determinujących tę zmienną.

**Wykres 3. Wykresy funkcji odpowiedzi impulsowych trwałych zmian cenowych terms of trade, produktu krajowego brutto i salda bilansu obrotów bieżących w Polsce w okresie Q1.1995-Q3.2009**



Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETL na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

**Wykres 4. Wykresy funkcji odpowiedzi impulsowych przejściowych zmian cenowych terms of trade, produktu krajowego brutto i salda bilansu obrotów bieżących w Polsce w okresie Q1.1995-Q3.2009**



Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETL na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

Na podstawie rysunków można zauważyć, iż szok w postaci trwałej poprawy cenowych terms of trade prowadził do stopniowej poprawy tego wskaźnika w ciągu kolejnych dziesięciu kwartałów od momentu wystąpienia szoku, a następnie do stabilizacji po upływie dwudziestego kwartału. Z kolei, szokowa poprawa cenowych terms of trade prowadziła do natychmiastowego wzrostu PKB w Polsce w ciągu pierwszego kwartału od

momentu wystąpienia szoku, a w dalszej kolejności do stabilizacji PKB po upływie dwudziestego kwartału. Natomiast szokowa poprawa cenowych terms of trade prowadziła do natychmiastowego pogorszenia salda rachunku obrotów bieżących w trakcie dwóch kolejnych kwartałów po zmianie cenowych terms of trade, a następnie do stabilizacji tego salda po upływie dwudziestego kwartału.

Inaczej niż w przypadku trwałych zmian terms of trade reagowały zmiany cenowych terms of trade, PKB oraz salda obrotów bieżących na przejściowe zmiany cenowych terms of trade. Otóż szok w postaci przejściowej poprawy cenowych terms of trade prowadził do natychmiastowej poprawy tego wskaźnika w ciągu pierwszego kwartału od momentu wystąpienia szoku, a następnie do stabilizacji po upływie dziesiątego kwartału. Natomiast przejściowa poprawa cenowych terms of trade prowadziła do stopniowego wzrostu PKB w Polsce w ciągu pierwszych trzech kwartałów od momentu wystąpienia szoku, a w dalszej kolejności do stabilizacji PKB po upływie dwudziestego kwartału. Wreszcie, przejściowa poprawa cenowych terms of trade prowadziła do natychmiastowej poprawy salda rachunku obrotów bieżących w trakcie pierwszego kwartału od momentu wystąpienia szoku, a następnie do stabilizacji tego salda po upływie dwunastego kwartału.

Ostatnim etapem analizy była dekompozycja wariancji składnika resztowego kolejnych czynników determinujących saldo rachunku obrotów bieżących, w celu oszacowania wpływu trwałych i przejściowych zmian cenowych terms of trade, zmian PKB i zmian salda bilansu obrotów bieżących na kształtowanie się zmienności salda rachunku obrotów bieżących w Polsce. Dekompozycji dokonano przy wykorzystaniu tzw. procedury dekompozycji Choleskiego.

Zgodnie zdanymi przedstawionymi w tabeli 4, trwałe zmiany cenowych terms of trade wyjaśniały zaledwie 3,6% zmienności salda bilansu obrotów bieżących po upływie czwartego kwartału oraz 4,3% po upływie dwudziestego kwartału od momentu wystąpienia szoku. Z kolei zmiany PKB wyjaśniały w około 17,7% zmienność salda rachunku obrotów bieżących po upływie czwartego kwartału oraz 19,5% po upływie dwudziestego kwartału od wystąpienia szoku. Tym samym, zmienność salda bilansu obrotów bieżących można było w największym stopniu wyjaśnić samą zmianą tego salda w poprzednich okresach.

**Tabela 4. Dekompozycja wariancji składnika losowego w równaniu trwałych zmian cenowych terms of trade (w %)**

Liczba kwartałów po wystąpieniu szoku	<i>TOT<sub>t</sub></i>	<i>GDP</i>	<i>CA</i>
1	3,1	3,5	93,4
2	3,0	14,8	82,2
3	3,5	16,1	80,4
4	3,6	17,7	78,7
5	3,7	17,8	78,5
6	3,9	18,3	77,9
7	4,0	18,9	77,1
8	4,2	19,1	76,7
9	4,2	19,2	76,6
10	4,3	19,3	76,5
11	4,3	19,4	76,4
12	4,3	19,4	76,3
13	4,3	19,4	76,3
14	4,3	19,5	76,3
15	4,3	19,5	76,3
16	4,3	19,5	76,3
17	4,3	19,5	76,2
18	4,3	19,5	76,2
19	4,3	19,5	76,2
20	4,3	19,5	76,2

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETl na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

Z kolei dane zamieszczone w tabeli 5 jednoznacznie wskazują, że wpływ przejściowych zmian cenowych terms of trade na zmienność salda bilansu obrotów bieżących w Polsce w okresie Q1.1995-Q3.2009 był dwukrotnie wyższy niż w przypadku trwałych zmian cenowych terms of trade bowiem wyjaśniał w 10% zmienność tego salda zarówno po upływie czwartego jak i dwudziestego kwartału od wystąpienia szoku. Znacznie mniejszą rolę w wyjaśnianiu zmienności salda bilansu obrotów bieżących miały zmiany PKB. Mianowicie wyjaśniały one w niespełna 2,4% zmienność salda bilansu obrotów bieżących po upływie czwartego kwartału oraz 2,9% zmian tego salda po upływie dwudziestego kwartału od momentu pojawienia się szoku. Również i w tym przypadku zmienność salda bilansu obrotów bieżących można było w największym stopniu wyjaśnić samą zmianą tego salda w poprzednich kwartałach.



Tabela 5. Dekompozycja wariancji składnika losowego w równaniu przejściowych zmian cenowych terms of trade (w %)

Liczba kwartałów po wystąpieniu szoku	$TOT_c$	$GDP$	$CA$
1	5,8	0,0	94,2
2	7,0	2,4	90,6
3	9,1	2,4	88,5
4	9,9	2,4	87,7
5	9,9	2,8	87,3
6	10,0	2,8	87,3
7	10,0	2,8	87,2
8	10,0	2,8	87,2
9	10,0	2,8	87,2
10	10,0	2,8	87,2
11	10,0	2,9	87,2
12	10,0	2,9	87,1
13	10,0	2,9	87,1
14	10,0	2,9	87,1
15	10,0	2,9	87,1
16	10,0	2,9	87,1
17	10,0	2,9	87,1
18	10,0	2,9	87,1
19	10,0	2,9	87,1
20	10,0	2,9	87,1

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETl na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

## ZAKOŃCZENIE

W literaturze przedmiotu stwierdza się, że istnieje niejednoznaczna relacja między zmianami cenowych terms of trade i saldem rachunku obrotów bieżących. Ostateczny wpływ zmian cenowych terms of trade na saldo rachunku obrotów bieżących zależy od wielu różnych czynników, m.in. takich, jak czas trwania szoku, przewidywania uczestników rynku dotyczące zmian cenowych terms of trade oraz rodzaj kanału transmisji szoku cenowego

Celem artykułu była teoretyczna i empiryczna analiza efektu Harbergera-Laursena-Metzlera (H-B-L) w Polsce w okresie Q1.1995-Q3.2009. Wyniki przeprowadzonych badań jednoznacznie potwierdziły występowanie efektu Harbergera-Laursena-Metzlera w Polsce. Przy pomocy modelu wektorowej autoregresji (VAR) udowodniono, że przejściowa poprawa ceno-

wych terms of trade w Polsce prowadziła do poprawy salda bilansu obrotów bieżących, a trwała poprawa cenowych terms of trade przyczyniała się do pogorszenia salda bilansu obrotów bieżących. Jednocześnie potwierdzono stosunkowo większe oddziaływanie przejściowych zmian cenowych terms of trade na saldo bilansu obrotów bieżących, niż trwałych zmian tego wskaźnika. Podobną prawidłowość wykazano również w odniesieniu do wyjaśnienia zmienności salda rachunku obrotów bieżących. Przejściowe zmiany cenowych terms of trade wyjaśniały w ponad dwukrotnie większym stopniu zmienność salda bilansu obrotów bieżących w porównaniu do trwałych zmian cenowych terms of trade.

Wyniki przeprowadzonych badań są szczególnie istotne z punktu widzenia coraz częściej podejmowanych w ostatnim czasie szerokich dyskusji dotyczących wpływu deprecjacji polskiej waluty w stosunku do głównych walut międzynarodowych (euro, dolar amerykański i frank szwajcarski) na saldo bilansu handlowego i płatniczego w Polsce.

## LITERATURA

- Agénor P.R., Aizenman J. (2000), *Savings and the Terms of Trade under Borrowing Constraints*, "The World Bank Policy Research Working Paper", No. 2381.
- Agénor, P.R. (2004), *Economics of Adjustment & Growth*, Harvard University Press, Harvard.
- Bahmani-Oskoe, M. (1998), *Cointegration Approach to Estimate the Lung-Run Trade Elasticities in LDCs*, "International Economic Journal", No. 12(3).
- Chowdhury A.R. (2003), *Do asymmetric terms of trade shocks affect private savings in a transition economy?*, "BOFIT Discussion Papers", No. 3.
- Dornbusch R. (1983), *Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing*, "Journal of Political Economy", Vol. 91.
- Duncan R. (2003), *The Harberger-Laursen-Metzler Effect Revisited: An Indirect-Utility-Function Approach*, "Central Bank of Chile Working Papers", No. 250.
- Edwards, S. (1989), *Temporary Terms of Trade Disturbances, the Real Exchange Rate and the Current Account*, "Economica", No. 56.
- Eicher T.S., Schubert S.F., Turnovsky S.J. (2008), *Dynamic Effects of Terms of Trade Shocks: The Impact on Debt and Growth*, "Journal of International Money and Finance", Vol. 27.

- Harberger A.C. (1950), *Currency depreciation, income, and the balance of trade*, "Journal of Political Economy", No. 58.
- International Financial Statistics (2010), International Monetary Fund, Washington.
- Kent Ch., Cashin P. (2003), *The Response of the Current Account to Terms of Trade Shocks: Persistence Matters*, "IMF Working Paper", No. 143.
- Laursen S., Metzler L.A. (1950), *Flexible exchange rates and the theory of employment*, "Review of Economic and Statistics", No. 32.
- Maddala G. S. (2008), *Ekonometria*, PWN, Warszawa.
- Obstfeld M. (1982), *Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect?*, "Quarterly Journal of Economics", No. 97.
- Ostry J., Reinhart C. (1992), *Private Saving and Terms of Trade Shocks*, "IMF Staff Papers", No. 39(3).
- Otto, G. (2003), *The Effect of Terms of Trade Shocks on the Trade Balance: Is There a Harberger-Laursen-Metzler Effect?*, "Journal of International Money and Finance", Vol. 22, No. 2.
- Persson T., Svensson L. (1985), *Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen-Metzler Two Generations Later*, "Journal of Political Economy", No. 93(1).
- Sachs J. (1981), *The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970's*, "Brooking Papers on Economic Activity", No. 1.
- Sen P., Turnovsky S.J. (1989), *Deterioration of the Terms of Trade and Capital Accumulation: A Re-examination of the Laursen-Metzler Effect*, "Journal of International Economics", No. 26.
- Servén L. (1995), *Capital Goods Imports, the Real Exchange Rate and the Current Account*, "Journal of International Economics", No. 39.
- Tornell A., Lane P. (1994), *Are Windfalls a Curse? A Non-representative Agent Model of the Current Account and Fiscal Policy*, "NBER Working Paper", No. 4839.
- Turnovsky S.J. (1997), *International Macroeconomic Dynamics*, MIT Press, Cambridge.
- Wang P. (2009), *The Economics of Foreign Exchange and Global Finance*, Springer, Berlin.

### Załącznik 1. Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla opóźnienia pierwszego rzędu, liczebność próby 53

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$

Równanie regresji rozszerzonego testu Dickeya-Fullera				
Zmienna zależna: CA				
	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
-----				
CA_1	-0,0519346	0,0486353	-1,068	0,2588
d_CA_1	-1,25237	0,217450	-5,759	1,65e-08 ***
Zmienna zależna: GDP				
	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
-----				
GDP_1	0,0137681	0,0104684	1,315	0,9529
d_GDP_1	-0,561034	0,117133	-4,790	1,48e-05 ***
Zmienna zależna: TOTt				
	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
-----				
TOTt_1	0,00707661	0,00221615	3,193	0,9997
d_TOTt_1	0,994110	0,0182144	54,58	3,14e-046 ***
Zmienna zależna: TOTc				
	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
-----				
TOTc_1	-1,97122	0,188714	-10,45	1,17e-020 ***
d_TOTc_1	0,547822	0,118259	4,632	2,61e-05 ***

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETl na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

### Załącznik 2. System VAR, maksymalny rząd opóźnienia 3

Gwiazdka (\*) wskazuje najlepszą (to jest minimalną) wartość dla odpowiednich kryteriów informacyjnych, AIC = kryterium Akaike'a, BIC = kryterium Schwartz-Bayesian i HQC = kryterium Hannan-Quinna.

opóźnienia	loglik	p(LR)	AIC	BIC
HQC				
1	345,46161		-13,194573	-12,853663
	-13,064301			
2	466,04251	0,00000	-17,570295	-16,888474
	-17,309751			
3	569,88096	0,00000	-21,289449*	-20,266718*
	20,898634*			-

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETl na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

### Załącznik 3. Wyniki oszacowania parametrów modelu trwałych zmian cenowych terms of trade

Równanie 1: TOTt				
	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p
TOTt_1	2,76439	0,0787949	35,0833	<0,00001
TOTt_2	-2,62536	0,155481	-16,8854	<0,00001
TOTt_3	0,863032	0,0791838	10,8991	<0,00001
GDP_1	6,22263e-05	0,000169681	0,3667	0,71550
GDP_2	-0,000164678	0,00017291	-0,9524	0,34588
GDP_3	1,34835e-05	0,000171287	0,0787	0,93760
CA_1	-8,53756e-05	6,93947e-05	-1,2303	0,22484
CA_2	-7,40499e-05	6,55855e-05	-1,1291	0,26473
CA_3	3,19252e-05	6,68442e-05	0,4776	0,63519
Średn. aryt. zm. zależnej	0,156068	Odch. stand. zm. zależnej		0,080677
Suma kwadratów reszt	0,000075	Błąd standardowy reszt		0,001280
Wsp. determ. R-kwadrat	0,999955	Skorygowany R-kwadrat		0,999948
F(9, 46)	114757,8	Wartość p dla testu F		5,77e-97
Autokorel. reszt - rho1	0,221379	Stat. Durbina-Watsona		1,477506

Równanie 2: GDP				
	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>
TOTt_1	13,5691	63,9034	0,2123	0,83278
TOTt_2	-26,5096	126,096	-0,2102	0,83441
TOTt_3	17,7807	64,2187	0,2769	0,78312
GDP_1	-0,112058	0,137612	-0,8143	0,41967
GDP_2	0,0112094	0,140232	0,0799	0,93664
GDP_3	0,232277	0,138915	1,6721	0,10130
CA_1	0,000638667	0,0562797	0,0113	0,99099
CA_2	-0,0611146	0,0531904	-1,1490	0,25650
CA_3	-0,139462	0,0542112	-2,5726	0,01339
Średn.aryt.zm.zależnej	0,968772	Odch.stand.zm.zależnej		1,054985
Suma kwadratów reszt	49,53807	Błąd standardowy reszt		1,037745
Wsp. determ. R-kwadrat	0,556588	Skorygowany R-kwadrat		0,479473
F(9, 46)	6,415664	Wartość p dla testu F		7,56e-06
Autokorel.reszt - rho1	0,036777	Stat. Durbina-Watsona		1,923873
Równanie 3: CA				
	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>
TOTt_1	219,887	161,147	1,3645	0,17904
TOTt_2	-386,649	317,98	-1,2160	0,23021
TOTt_3	179,76	161,942	1,1100	0,27276
GDP_1	-0,96264	0,347021	-2,7740	0,00797
GDP_2	-0,61976	0,353626	-1,7526	0,08634
GDP_3	-0,538243	0,350305	-1,5365	0,13127
CA_1	-0,0625214	0,141922	-0,4405	0,66161
CA_2	-0,106937	0,134132	-0,7973	0,42940
CA_3	0,00665618	0,136706	0,0487	0,96138
Średn.aryt.zm.zależnej	-0,082847	Odch.stand.zm.zależnej		2,772372
Suma kwadratów reszt	315,0171	Błąd standardowy reszt		2,616906
Wsp. determ. R-kwadrat	0,241697	Skorygowany R-kwadrat		0,109818
F(9, 46)	1,629087	Wartość p dla testu F		0,135137
Autokorel.reszt - rho1	-0,011515	Stat. Durbina-Watsona		2,012898

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETL na podstawie danych International Financial Statistics (2010).

**Załącznik 4. Wyniki oszacowania parametrów modelu przejściowych zmian cenowych terms of trade**

Równanie 1: TOTc				
	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>
TOTc_1	0,393737	0,120051	3,2797	0,00198
TOTc_2	0,0781163	0,127136	0,6144	0,54196
TOTc_3	-0,122966	0,126123	-0,9750	0,33467
GDP_1	0,00334646	0,221453	0,0151	0,98801
GDP_2	-0,0824149	0,214519	-0,3842	0,70261
GDP_3	-0,11212	0,220769	-0,5079	0,61398
CA_1	0,0608392	0,094258	0,6455	0,52184
CA_2	0,00719463	0,0959265	0,0750	0,94054
CA_3	-0,00682761	0,101132	-0,0675	0,94647
Średn.aryt.zm.zależnej	-0,107349	Odch.stand.zm.zależnej		2,071079
Suma kwadratów reszt	173,7983	Błąd standardowy reszt		1,943765
Wsp. determ. R-kwadrat	0,251707	Skorygowany R-kwadrat		0,121569
F(9, 46)	1,719250	Wartość p dla testu F		0,111726
Autokorel.reszt - rho1	0,093127	Stat. Durbina-Watsona		1,781661
Równanie 2: GDP				
	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>
TOTc_1	-0,0109529	0,0682113	-0,1606	0,87313
TOTc_2	0,0893922	0,072237	1,2375	0,22219
TOTc_3	-0,0105233	0,0716611	-0,1468	0,88389
GDP_1	0,0764969	0,125826	0,6080	0,54621
GDP_2	0,261817	0,121886	2,1480	0,03701
GDP_3	0,435448	0,125437	3,4714	0,00114
CA_1	0,0835499	0,053556	1,5600	0,12560
CA_2	-0,00454056	0,054504	-0,0833	0,93397
CA_3	-0,11828	0,0574618	-2,0584	0,04524
Średn.aryt.zm.zależnej	0,968772	Odch.stand.zm.zależnej		1,054985
Suma kwadratów reszt	56,10803	Błąd standardowy reszt		1,104418
Wsp. determ. R-kwadrat	0,497781	Skorygowany R-kwadrat		0,410438
F(9, 46)	5,065939	Wartość p dla testu F		0,000093
Autokorel.reszt - rho1	-0,011468	Stat. Durbina-Watsona		2,020596

Równanie 3: CA				
	<i>Współczynnik</i>	<i>Błąd stand.</i>	<i>t-Studenta</i>	<i>wartość p</i>
TOTc_1	-0,217094	0,173016	-1,2548	0,21590
TOTc_2	-0,120317	0,183226	-0,6567	0,51467
TOTc_3	-0,0116052	0,181766	-0,0638	0,94937
GDP_1	-0,402742	0,319153	-1,2619	0,21334
GDP_2	0,0316224	0,30916	0,1023	0,91898
GDP_3	0,0641589	0,318167	0,2017	0,84108
CA_1	0,113105	0,135843	0,8326	0,40936
CA_2	0,028193	0,138247	0,2039	0,83931
CA_3	0,0851476	0,14575	0,5842	0,56194
Średn. aryt. zm. zależnej	-0,082847	Odch. stand. zm. zależnej		2,772372
Suma kwadratów reszt	360,9793	Błąd standardowy reszt		2,801317
Wsp. determ. R-kwadrat	0,131058	Skorygowany R-kwadrat		-0,020062
F(9, 46)	0,770883	Wartość p dla testu F		0,643487
Autokorel. reszt - rho1	-0,016041	Stat. Durbina-Watsona		2,030669

Źródło: Opracowanie własne przy pomocy programu GRETl na podstawie danych International Financial Statistics (2010).