

PRACE NAUKOWE

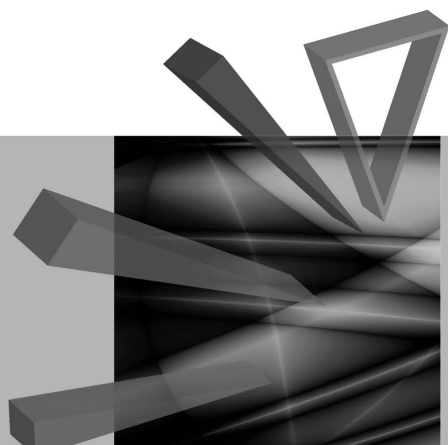
Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

269

Dziś i jutro polityki spójności w Unii Europejskiej



Redaktorzy naukowi

Ewa Pancer-Cybulska

Ewa Szostak



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2012

Recenzenci: Urszula Kalina-Prasznic, Marek Kozak, Barbara Kryk, Kazimierz Pająk,

Redaktor Wydawnictwa: Barbara Majewska

Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz

Korektor: Marcin Orszulak

Łamanie: Comp-rajt

Projekt okładki: Beata Dębska

Publikacja jest dostępna w Internecie na stronach:

www.ibuk.pl, www.ebscohost.com,

The Central and Eastern European Online Library www.ceeol.com,

a także w adnotowanej bibliografii zagadnień ekonomicznych BazEkon

http://kangur.uek.krakow.pl/bazy_ae/bazekon/nowy/index.php

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania znajdują się

na stronie internetowej Wydawnictwa

www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Kopiowanie i powielanie w jakiegokolwiek formie

wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Wrocław 2012

ISSN 1899-3192

ISBN 978-83-7695-282-6

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Druk: Drukarnia TOTEM

Spis treści

Wstęp	9
Tatyana Andreeva: Present taxation policy in Latvia	11
Iwo Augustyński: Wpływ globalnego kryzysu finansowego na strukturę zadłużenia europejskich korporacji	23
Krzysztof Biegun: Realizacja antycyklicznej funkcji polityki budżetowej w Polsce w kontekście przygotowań do członkostwa w strefie euro	34
Jan Borowiec: Wpływ kryzysu gospodarczego i finansowego na spójność gospodarczą i społeczną Unii Europejskiej	47
Jarosław Czaja: Ograniczenia wzrostu emisji obligacji korporacyjnych na obszarze Eurolandu	58
Mariusz Czupich, Aranka Ignasiak-Szulc: Wybrane aspekty wzrostu innowacyjności regionu w opinii mieszkańców województw kujawsko-pomorskiego i warmińsko-mazurskiego	70
Marek A. Dąbrowski: Źródła wahań realnych kursów walutowych na Litwie, Łotwie i w Polsce w kontekście kryzysu gospodarczego	82
Aneta Jarosz-Angowska: Struktura działalności gospodarczej a konkurencyjność regionu	97
Wojciech Kosiedowski, Maria Kola-Bezka, Saulius Stanaitis: Przedsiębiorczość w regionach wschodniego pogranicza UE. Wybrane wyniki międzynarodowego badania ankietowego	107
Ewa Małuszyńska: Problemy definiowania oraz szacowania wielkości delokalizacji	121
Adam Pawlewicz, Piotr Szamrowski: Perspektywy funkcjonowania osi LEADER w nowym okresie programowania 2014-2020	133
Marzena Piotrowska-Trybull, Aranka Ignasiak-Szulc: Rola jednostki wojskowej w rozwoju społeczno-gospodarczym gmin w świetle badań ankietowych	144
Mariusz Ratajczak: Zreformowana polityka spójności i jej związek z priorytetami odnowionej Strategii Lizbońskiej	158
Adam Roznoch: Podstawowe problemy polityki spójności w Unii Europejskiej po roku 2013	169
Monika Słupińska, Mariusz Wypych: Realizacja zasady partnerstwa na rzecz rozwoju kapitału ludzkiego na poziomie regionu	197
Artur Szmaciarski: Rola polityki spójności w realizacji strategii Europa 2020.....	212
Zhanna Tsaurkubule, Alevtina Vishnevskaya: Economic trends analysis of Latvia in EU cohesion policy conditions	223

Piotr Zapalowicz: Krytyka polityki spójności z punktu widzenia teorii monetaryzmu	231
Andrzej Żuk: Ukierunkowane terytorialnie zintegrowane podejście do rozwoju Unii Europejskiej w kontekście roli polityki spójności do 2020 r.	241

Summaries

Tatyana Andreeva: Aktualna polityka podatkowa Łotwy	22
Iwo Augustyński: The effects of the financial crisis on EU corporate debt structure	33
Krzysztof Biegun: The implementation of anticyclical fiscal policy in Poland in the context of preparations for membership in the euro area	46
Jan Borowiec: The impact of economic and financial crisis on economic and social cohesion of the European Union	57
Jarosław Czaja: Limitation of corporate bond issues increase in the Eurozone	69
Mariusz Czupich, Aranka Ignasiak-Szulc: Selected aspects of innovativeness improvement in the opinion of the inhabitants of Kujawsko-Pomorskie and Warmińsko-Mazurskie voivodeships	81
Marek A. Dąbrowski: Sources of fluctuations in real exchange rates in Lithuania, Latvia and Poland in the context of the global financial crisis	96
Aneta Jarosz-Angowska: Structure of economic activity and region competitiveness	106
Wojciech Kosiedowski, Maria Kola-Bezka, Saulius Stanaitis: Entrepreneurship in eastern borderlands of the European Union. Selected results of an international survey	120
Ewa Maluszyńska: Problems of defining and estimating the size of relocation	132
Adam Pawlewicz, Piotr Szamrowski: The perspectives of LEADER axis functioning in the new programming period 2014-2020	143
Marzena Piotrowska-Trybull, Aranka Ignasiak-Szulc: Role of military units in social and economic development of communes according to questionnaire research	157
Mariusz Ratajczak: The reformed cohesion policy and its relationship with the priorities of the renewed Lisbon Strategy	168
Adam Roznoch: Basic problems of cohesion policy in the European Union after 2013	196
Monika Słupińska, Mariusz Wypych: Implementation of the partnership principle within human capital development policies at the regional level	211
Artur Szmaciarski: The role of cohesion policy in the realization of Europe 2020 strategy	221

Zhanna Tsaurkubule, Alevtina Vishnevskaya: Analiza tendencji w gospodarce Łotwy w warunkach polityki spójności Unii Europejskiej	230
Piotr Zapalowicz: Criticism of the cohesion policy from the point of view of monetarism	240
Andrzej Żuk: Place based integrated approach to development of the European Union in the context of the role of the cohesion policy up to 2020	248

Marek A. Dąbrowski

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

ŹRÓDŁA WAHAŃ REALNYCH KURSÓW WALUTOWYCH NA LITWIE, ŁOTWIE I W POLSCE W KONTEKŚCIE GLOBALNEGO KRYZYSU GOSPODARCZEGO

Streszczenie: Celem opracowania jest analiza charakteru zmian strukturalnych stojących za zmianami realnego kursu walutowego na Litwie, Łotwie i w Polsce, a więc w krajach, które stosowały albo system kursu sztywnego, albo system kursu płynnego. Wykorzystano strukturalny model wektorowej autoregresji i wyróżniono trzy rodzaje wstrząsów: podażowe, popytowe i pieniężne. Okazało się, po pierwsze, że realne kursy walutowe były kształtowane przez: (1) wstrząsy popytowe przed przystąpieniem analizowanych krajów do UE, a w przypadku Polski, także po roku 2004; (2) wstrząsy podażowe w przypadku litwa i Łotwa po roku 2004. Po drugie, ustalono, że w dwóch krajach bałtyckich doszło w czasie kryzysu do stopniowej eliminacji przeszacowania ich walut, które dokonało się kosztem przeniesienia ciężaru dostosowania na sferę realną. W Polsce natomiast kurs walutowy przestrzelił w początkowej fazie kryzysu wolną od wstrząsów ścieżkę, a następnie wpływ wstrząsów na kurs stopniowo zanikał.

Słowa kluczowe: realny kurs walutowy, stochastyczny model gospodarki otwartej, wstrząsy strukturalne, model wektorowej autoregresji.

1. Uwagi wprowadzające

Przystępując do Unii Europejskiej, kraje Europy Środkowej zobowiązały się przyjąć wspólną walutę europejską. Niektóre z nich wprowadziły swoje waluty do Europejskiego Mechanizmu Kursowego II (ERM II) od razu (Estonia, Litwa, Słowenia), inne nieco później (Cypr, Łotwa, Malta, Słowacja), a jeszcze inne nie spieszą się z tym krokiem (Bułgaria, Czechy, Polska, Rumunia, Węgry). Mimo że wszystkie te kraje łączy ten sam cel, mianowicie integracja monetarna, stosują odmienne systemy kursu walutowego. Co więcej, są to systemy z przeciwległych krańców spektrum rozwiązań kursowych. W Bułgarii, na Litwie i w gruncie rzeczy również na Łotwie funkcjonują izby walutowe (a także w Estonii przed wejściem do strefy euro), natomiast w Polsce, Rumunii – system kursu płynnego.

Spśród gospodarek wschodzących kraje Europy Środkowej zostały najsilniej dotknięte kryzysem gospodarczym. Dało się jednak zauważyć silne zróżnicowanie reakcji poszczególnych gospodarek: na jednym krańcu były Łotwa i Litwa, w których tempo wzrostu gospodarczego zmniejszyło się o ponad 20 pkt proc., a na drugim Polska, w której ten spadek wynosił 2 pkt proc.¹ Jednocześnie łotewski łat i litewski lit nieznacznie się osłabiły w ujęciu realnym (o 3-4%), natomiast polski złoty uległ głębokiej deprecjacji (aż o 28%)².

Celem opracowania jest ustalenie charakteru wstrząsów strukturalnych stojących za zmianami realnych kursów walutowych na Litwie, Łotwie i w Polsce. Te informacje pozwolą ustalić, jaką rolę odgrywały poszczególne wstrząsy strukturalne w kształtowaniu ścieżek realnych kursów walutowych, a ponadto pozwolą na wykrycie ewentualnego zróżnicowania reakcji gospodarki na kryzys gospodarczy w zależności od obowiązującego systemu kursu walutowego³.

Opracowanie podzielono na sześć części. W drugiej przedstawiono stochastyczny model gospodarki otwartej, a w następnej jego rozwiązanie. Opis danych i zastosowanej metody empirycznej zawarto w części czwartej. Następnie omówiono otrzymane wyniki. Opracowanie zamykają wnioski.

2. Stochastyczny model gospodarki otwartej

Standardowym makroekonomicznym wyjaśnieniem występowania wahań realnego kursu walutowego są wstrząsy, które dotyczą gospodarkę. Do przedstawienia wpływu wstrząsów na kurs walutowy wykorzystano stochastyczny model gospodarki otwartej opracowany przez M. Obstfelda⁴ w ujęciu zaproponowanym przez R. Claridę i J. Galiego⁵. Zmienne występujące w równaniach wyrażono w logarytmach naturalnych (z wyjątkiem stóp procentowych). Oznaczają one różnice mię-

¹ Chodzi tu o różnicę między średnioroczną stopą wzrostu gospodarczego w 2009 r. a przeciętną średnioroczną stopą w latach 2000-2007.

² Dane dotyczą zmian między trzecim kwartałem 2008 r. a drugim kwartałem 2009 r.

³ Szerzej czynniki stojące za zróżnicowaniem reakcji gospodarek wschodzących na kryzys gospodarczy przedstawili: O. Blanchard i in., *The initial impact of the crisis on emerging market countries*, „Brookings Papers on Economic Activity” 2010 (Spring); C.G. Tsangarides, *Crisis and recovery: Role of the exchange rate regime in emerging market countries*, „Journal of Macroeconomics” 2012, vol. 34, no. 2 (June); P. Berkmen i in., *The global financial crisis: Explaining cross-country differences in the output impact*, „IMF Working Paper” 2009, WP/09/280 (December). Wyniki ich badań omówił M.A. Dąbrowski, *Rozprzestrzenianie się kryzysu gospodarczego na kraje Europy Środkowej – analiza znaczenia systemu kursu walutowego*, [w:] J. Czekaj, S. Owsiak (red.), *Mechanizmy funkcjonowania strefy euro: wybrane problemy II*, Krakowska Szkoła Biznesu Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2011.

⁴ M. Obstfeld, *Floating exchange rates: Experience and prospects*, „Brookings Papers on Economic Activity” 1985, no. 2.

⁵ R. Clarida, J. Gali, *Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks?*, „NBER Working Paper” 1994, no. 4658 (February).

dzy wielkościami krajowymi a zagranicznymi, a więc, np. $p_t \equiv p_t^h - p_t^f$, gdzie literą h oznaczono wielkość krajową, a literą f wielkość zagraniczną. Model składa się z czterech równań. Są to: równanie krzywej IS , równanie krzywej LM , warunek niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (UIP) oraz równanie dostosowania cen (PS):

$$IS: \quad y_t^d = d_t - \eta(s_t + p_t) - \sigma[i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)], \quad (1)$$

$$LM: \quad m_t - p_t = y_t - \lambda i_t, \quad (2)$$

$$UIP: \quad i_t = -E_t(s_{t+1} - s_t), \quad (3)$$

$$PS: \quad p_t = (1 - \theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e. \quad (4)$$

Zgodnie z równaniem krzywej IS względny popyt na dobra krajowe (w stosunku do popytu na dobra zagraniczne) zależy od realnego kursu walutowego ($q_t \equiv s_t + p_t$) oraz realnej stopy procentowej (przez nominalny kurs walutowy s_t rozumie się cenę waluty krajowej wyrażoną w walucie zagranicznej). Zmienna d_t opisuje względne zaburzenia popytowe – gdy rośnie, popyt na dobra krajowe zwiększa się w stosunku do popytu na dobra zagraniczne. Równanie (2) jest warunkiem równowagi na rynku pieniężnym, a zmienna m_t oznacza zasób pieniądza w stanie równowagi. Jednocześnie ta zmienna odzwierciedla względne wstrząsy pieniężne, których źródłem mogą być zmiany względnej podaży pieniądza lub względnego popytu na pieniądź. Standardowy warunek niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych zawarto w równaniu (3). Proces dostosowania cen opisuje równanie (4). Gdyby parametr θ wynosił 1, względny poziom cen byłby równy poziomowi cen w równowadze długookresowej, p_t^e (chodzi o stan, gdy $y_t^s = y_t^d$, co ma miejsce przy giętkich cenach). Przy założeniu, że ceny są lepkie ($0 < \theta < 1$), względny poziom cen jest średnią ważoną poziomu oczyszczającego rynek, którego oczekiwano na podstawie informacji dostępnych w okresie $t-1$, oraz poziomu, który ustaliłby się w okresie t , gdyby ceny były całkowicie giętkie. Jednocześnie zakłada się, że oczekiwania są racjonalne (samoodzwzorowujące się).

Celem uzupełnienia modelu trzeba wyspecyfikować również procesy stochastyczne rządzące względną podażą y_t^s , popytem d_t oraz zasobem pieniądza m_t . Zakłada się, że każdy z tych procesów ma komponent trwały (błądzenie losowe) oraz przejściowy (oczekuje się, że część $0 < \gamma_j < 1$, dla $j=1,2,3$, wstrząsu ulegnie odwróceniu w kolejnym okresie):

$$\begin{aligned} y_t^s &= y_{t-1}^s + z_t - \gamma_1 z_{t-1}, \\ d_t &= d_{t-1} + \delta_t - \gamma_2 \delta_{t-1}, \\ m_t &= m_{t-1} + v_t - \gamma_3 v_{t-1}. \end{aligned} \quad (5)$$

W tym ujęciu model jest nieco ogólniejszy niż u Claridy i Galiego⁶, którzy założyli, że jedynie wstrząs popytowy zawiera przejściowy komponent. Trzeba jednak dodać, że zasadnicze wnioski wypływające z modelu nie ulegają zmianie.

3. Równowaga długookresowa i ścieżki czasowe

Rozwiązanie modelu, jako że jest to model dynamiczny, składa się z dwóch elementów. Pierwszym z nich jest równowaga długookresowa. Rozumie się przez nią taki stan, w którym ustaje wewnętrzna tendencja do zmiany. Sam stan równowagi długookresowej nie musi być – i faktycznie nie jest w tym modelu – niezmienny. Drugi element rozwiązania stanowi ścieżka dostosowania do stanu równowagi długookresowej. Chodzi więc o opis zachowania się faktycznych wielkości zmiennych endogenicznych, zanim osiągną swe długookresowe poziomy.

Z ekonomicznego punktu widzenia stan równowagi długookresowej oznacza sytuację, w której ceny są giętkie, co pozwala na zrównanie się podaży z popytem, tj. $y_t^s = y_t^d$. Wychodząc od tego warunku równowagi oraz uwzględniając informacje z równań (1) i (3), a także naturę procesów stochastycznych danych równaniami (5), wyznacza się wartość realnego kursu walutowego w stanie równowagi długookresowej, q_t^e . Z kolei równania (2), (3), (5) i rozwiązanie dla realnego kursu walutowego pozwalają ustalić długookresową wartość względnego poziomu cen p_t^e . W stanie równowagi długookresowej (giętkie ceny) zmienne endogeniczne przybierają następujące wartości:

$$\begin{aligned} y_t^e &= y_t^s, \\ q_t^e &= \frac{d_t - y_t^s}{\eta} + \frac{\sigma}{\eta(\eta + \sigma)}(\gamma_1 z_t - \gamma_2 \delta_t), \\ p_t^e &= m_t - y_t^s + \frac{\lambda}{1 + \lambda} \left[\frac{1}{\eta + \sigma} ((\eta + \sigma - 1)\gamma_1 z_t + \gamma_2 \delta_t) - \gamma_3 v_t \right]. \end{aligned} \quad (6)$$

Warto zwrócić uwagę na „trójkątny” charakter rozwiązania. Otóż wstrząs popytowy, z_t , wywiera długookresowy wpływ na wszystkie trzy zmienne, wstrząs popytowy, δ_t , wpływa na realny kurs walutowy i względny poziom cen, natomiast wstrząs pieniężny, v_t , jedynie na stosunek cen krajowych do zagranicznych.

W krótkim okresie ceny pozostają jednak lepkie i w związku z tym zmienne endogeniczne nie będą w sposób ciągły utrzymywały się na swoich długookresowych poziomach. Faktyczne wartości zmiennych endogenicznych będą się poruszały po następujących ścieżkach:

⁶ Tamże.

$$\begin{aligned}
 p_t &= p_t^e + (1 - \theta)(\alpha_1 z_t + \alpha_2 \delta_t - \alpha_3 v_t), \\
 q_t &= q_t^e + \frac{1 + \lambda}{\eta + \sigma + \lambda} (1 - \theta)(\alpha_1 z_t + \alpha_2 \delta_t - \alpha_3 v_t), \\
 y_t &= y_t^e - \frac{(1 + \lambda)(\eta + \sigma)}{\eta + \sigma + \lambda} (1 - \theta)(\alpha_1 z_t + \alpha_2 \delta_t - \alpha_3 v_t),
 \end{aligned} \tag{7}$$

gdzie współczynniki α są dodatnie i są funkcjami parametrów $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \lambda, \eta, \sigma$. Jeśli przykładowo w okresie t dojdzie do wstrząsu pieniężnego ($v_t > 0$), to poziom względnych cen, choć wzrośnie, i tak będzie odchyłał się *in minus* od swej wartości długookresowej (ceny są lepkie i tylko część θ dostosowania cenowego zachodzi w bieżącym okresie), realny kurs walutowy także będzie poniżej swej długookresowej wartości (wstrząs pieniężny nie wpływa na długookresowy kurs walutowy, ale obniża bieżący realny kurs walutowy), natomiast produkcja wzrośnie powyżej swego długookresowego poziomu.

4. Opis danych i metody empirycznej

Analizą objęte zostały trzy kraje: Litwa, Łotwa i Polska. Dwa pierwsze utrzymywały stały kurs walutowy, a trzeci – kurs zmienny. Posłużono się danymi kwartalnymi (z usuniętą sezonowością) dla lat 1995-2010, które zaczerpnięto z bazy Eurostatu. Model sugerował uwzględnienie w analizie trzech zmiennych: względnego poziomu produkcji, względnego poziomu cen oraz realnego kursu walutowego. W związku z tym posłużono się realnym PKB (y_t), realnym deflatorem PKB (p_t) i (średnim kwartalnym) realnym kursem walutowym względem euro (q_t). Jako zagranicę potraktowano strefę euro złożoną z 12 krajów.

Przeprowadzone testy stopnia integracji poszczególnych zmiennych (m.in. ADF, IPS) skłaniają do wyciągnięcia wniosku o stacjonarności pierwszych przyrostów analizowanych zmiennych⁷.

Z tego względu w drugim kroku analizy empirycznej oszacowano dla poszczególnych krajów modele wektorowej autoregresji (VAR) dla pierwszych przyrostów zmiennych:

$$\Delta x_t = A_0 + \sum_{j=1}^r A_j \Delta x_{t-j} + e_t = A_0 + \sum_{j=1}^r A_j L^j \Delta x_t + e_t, \tag{8}$$

⁷ Trzeba jednak dodać, że w niektórych specyfikacjach stacjonarne były też poziomy analizowanych zmiennych (np. gdy przyjęto kryterium informacyjne Schwartza do ustalenia liczby opóźnień w analizie stopnia integracji zmiennych dla Litwy i Polski, ale przy założeniu, że w regresji występuje wyłącznie wyraz wolny; jego brak lub dodanie trendu prowadziło do wniosku o niestacjonarności; podobny wniosek płynął z testu Hadriego, nawet gdy w regresji występował tylko wyraz wolny).

gdzie $\Delta x_t = [\Delta y_t, \Delta q_t, \Delta p_t]'$, zaś macierze A zawierają współczynniki, które należy oszacować. Literą L oznaczono operator opóźnień, a e_t jest wektorem składników losowych. Wielkość opóźnień wybrano przy uwzględnieniu kryteriów informacyjnych Akaike'a, Schwartza i testu ilorazu funkcji wiarygodności. Jednocześnie dobrano na tyle długie opóźnienia, aby usunąć autokorelację składników resztowych. W przypadku Litwy i Łotwy były to dwa opóźnienia, w przypadku Polski – osiem.

W trzecim kroku analizy dokonano identyfikacji wstrząsów strukturalnych, tj. podaźowych, popytowych i pieniężnych, stosując metodę Blancharda-Quaha⁸ w ujęciu zaproponowanym przez Claridę i Galiego⁹. W tym celu wyrażono procesy VAR za pomocą średniej ruchomej (tzw. reprezentacja Wolda):

$$\Delta x_t = \mu_0 + e_t + B_1 e_{t-1} + B_2 e_{t-2} + \dots \quad (9)$$

Takie przekształcenie jest możliwe wówczas, gdy proces VAR jest stabilny (pierwiastki (odwróconego) równania charakterystycznego: $\left| I - \sum_{j=1}^r A_j L^j \right| = 0$ leżą poza kołem jednostkowym, tj. mają moduły większe od jedności). Ten warunek został spełniony w przypadku wszystkich analizowanych krajów¹⁰.

Przedmiotem zainteresowania są jednak wstrząsy strukturalne, a nie składniki resztowe. Te pierwsze są niejako „uwięzione” w tych drugich. Problem polega więc na wydobyciu (identyfikacji) wstrząsów strukturalnych z otrzymanych składników resztowych. Zapisując analizowany proces za pomocą wstrząsów strukturalnych, otrzymuje się:

$$\Delta x_t = \mu_0 + C_0 u_t + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots, \quad (10)$$

gdzie u_t jest wektorem wstrząsów strukturalnych $[z_t, \delta_t, v_t]'$. Jeżeli założy się, że istnieje taka nieosobliwa macierz S , że: $e_t = S u_t$, to porównanie równań (9) i (10) prowadzi do wniosku, że: $C_0 = S$ oraz $C_1 = B_1 S$, $C_2 = B_2 S$ itd., czyli ogólniej $C(L) = B(L)S$. Do wyznaczenia wartości wstrząsów strukturalnych wystarczająca jest więc znajomość macierzy C_0 .

W analizowanym przypadku identyfikacja tej macierzy wymaga dziewięciu równań. Sześć z nich można uzyskać z oszacowanej macierzy wariancji i kowariancji składników resztowych, $\Sigma \equiv E e_t e_t'$ oraz założenia, że wstrząsy strukturalne są od siebie niezależne, a wariancja każdego z nich wynosi 1 ($E u_t u_t' = I$). Wówczas:

⁸ O. Blanchard, D. Quah, *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*, „American Economic Review” 1989, vol. 79, no. 4 (September).

⁹ R. Clarida, J. Gali, wyd. cyt.

¹⁰ Największe wartości bezwzględne pierwiastków (zwykłego) równania charakterystycznego wyniosły: 0,73 dla Litwy, 0,77 dla Łotwy i 0,90 dla Polski.

$$\Sigma = C_0 C_0' . \quad (11)$$

Brakujące trzy równania mają charakter długookresowych warunków sugerowanych przez model teoretyczny. Długookresowy wpływ danego wstrząsu strukturalnego na analizowane zmienne można zapisać jako: $C(L=1)u_t = (C_0 + C_1 + C_2 + \dots)u_t$. Rozwiązując model, ustalono, że wstrząs pieniężny nie wpływa w długim okresie na realny kurs walutowy. Zatem:

$$C_{23}(1) = 0 , \quad (12)$$

czyli druga zmienna nie reaguje w długim okresie (tj. $\Delta q_t = 0$) na trzeci wstrząs (tj. v_t). Z kolei produkcja (pierwsza zmienna) nie reaguje w długim okresie ani na wstrząs popytowy (drugi wstrząs), ani na wstrząs pieniężny (trzeci wstrząs):

$$C_{12}(1) = C_{13}(1) = 0 . \quad (13)$$

Z równania $C(L) = B(L)C_0$ oraz założenia, że $L = 1$ (analiza długookresowa) można wyprowadzić:

$$C_0 = B(1)^{-1}C(1) , \quad (14)$$

$$C(1)C(1)' = B(1)C_0C_0' B(1)' . \quad (15)$$

Do równania (15) należy dalej wstawić informację z równania (11):

$$C(1)C(1)' = B(1)\Sigma B(1)' . \quad (16)$$

Biorąc pod uwagę, że w macierzy $C(1)$ niewiadomych jest tylko sześć¹¹ (dzięki warunkom długookresowym (12) i (13) ma ona postać dolnej macierzy trójkątnej) oraz że w układzie równań (16) jest sześć niezależnych równań, zapisane wyżej równanie (14) jest faktycznie rozwiązaniem.

5. Wyniki analizy empirycznej

Dysponując informacją o wielkości wstrząsów strukturalnych, można ocenić rolę, jaką dany wstrząs odegrał w kształtowaniu ścieżki realnego kursu walutowego. W tym celu wyznaczono najpierw skumulowany wpływ wszystkich wstrząsów na realny kurs walutowy:

$$q_t - \hat{q}_t (u_t = [0, 0, 0]') , \quad (17)$$

¹¹ A ogólnie $n(n+1)/2$.

gdzie $\hat{q}_t(\cdot)$ oznacza wartość realnego kursu walutowego przy założeniu, że gospodarka nie doświadczyła żadnych wstrząsów strukturalnych. Wpływ wstrząsów podaźowych odzwierciedla różnica między ścieżką kursu walutowego przy dopuszczeniu tylko tego rodzaju wstrząsów a ścieżką kursu przy braku wstrząsów strukturalnych:

$$\hat{q}_t(u_t = [z_t, 0, 0]') - \hat{q}_t(u_t = [0, 0, 0]') . \quad (18)$$

Analogicznie wpływ wstrząsów popytowych i pieniężnych oddają następujące różnice:

$$\hat{q}_t(u_t = [0, \delta_t, 0]') - \hat{q}_t(u_t = [0, 0, 0]') , \quad (19)$$

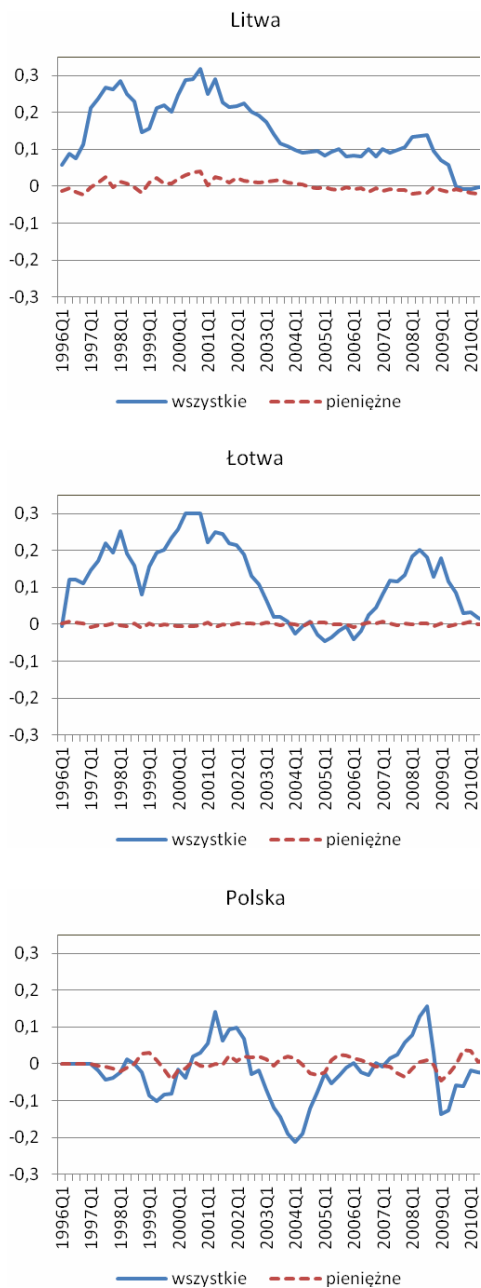
$$\hat{q}_t(u_t = [0, 0, v_t]') - \hat{q}_t(u_t = [0, 0, 0]') . \quad (20)$$

Na rysunkach 1, 2 i 3 przedstawiono kolejno znaczenie wstrząsów pieniężnych, popytowych i podaźowych w kształtowaniu ścieżki realnego kursu walutowego w badanych gospodarkach. Linia ciągłą zaznaczono różnicę między wartością faktyczną a tą, którą prognozowano by przy uwzględnieniu informacji dostępnych w trzecim kwartale 1995 r. (dla Polski: w pierwszym kwartale 1997 r.), tj. różnicę opisaną równaniem (17). Linia przerywana odpowiada różnicom (20), (19) i (18) odpowiednio. Na rysunku 1 przedstawiono ścieżki litewskiego lita, łotewskiego łata i polskiego złotego.

Analiza rysunku 1 prowadzi do wniosku, że wstrząsy pieniężne nie odegrały prawie żadnej roli w kształtowaniu ścieżki realnego kursu walutowego, i to bez względu na obowiązujący system kursu walutowego. O ile w odniesieniu do izby walutowej takiego wyniku należało oczekiwać (zakładając stabilność izby walutowej), o tyle w przypadku systemu płynnego kursu walutowego niewykluczone było większe przełożenie wstrząsów pieniężnych na realny kurs walutowy.

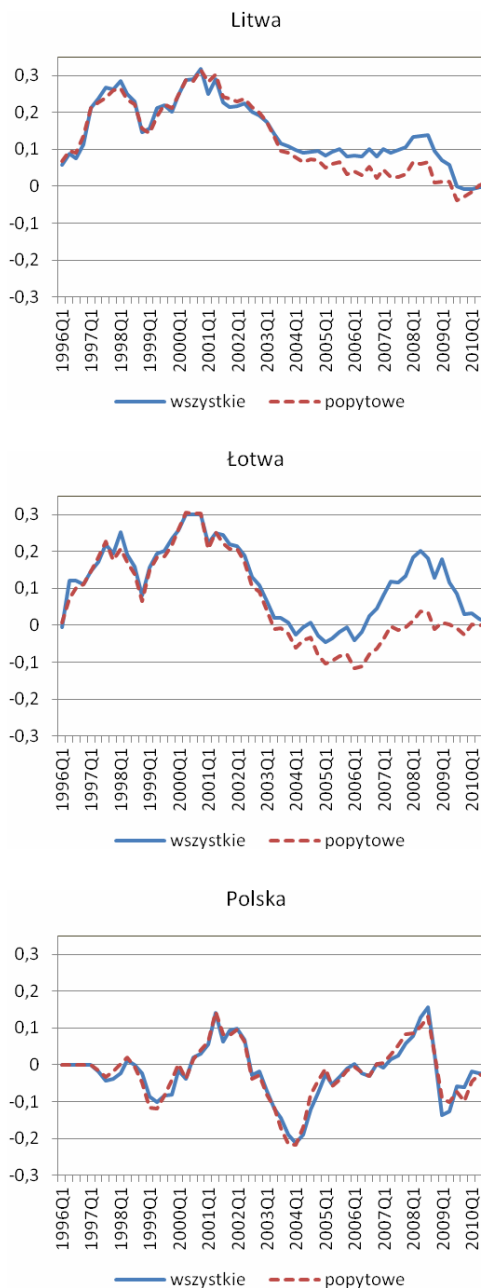
Wstrząsy popytowe odgrywały dominującą rolę we wszystkich badanych krajach przed ich przystąpieniem do Unii Europejskiej (rys. 2), a w przypadku Polski także po roku 2004. Z kolei wstrząsy podaźowe okazały się mieć stosunkowo silny i narastający wpływ na kursy walut krajów bałtyckich po ich przystąpieniu do UE, natomiast nie wywierały prawie żadnego wpływu na ścieżkę kursu złotego (rys. 3)¹². W latach 2006-2008 prawie całe odchylenie faktycznego kursu lita od wolnej od wstrząsów (symulowanej) ścieżki kursowej było wynikiem właśnie wstrząsów podaźowych. Podobnie było z kursem łata w latach 2007-2008, natomiast w dwóch wcześniejszych latach wstrząsy podaźowe, działające w kierunku aprecjacji łata, były neutralizowane wstrząsami popytowymi.

¹² O. Blanchard i in., wyd. cyt., zwrócili uwagę na przegrzanie gospodarki łotewskiej przed kryzysem (jednym z jego objawów, a zarazem objawów przeszacowania łata, był ogromny deficyt na rachunku bieżącym, sięgający 24% PKB w 2007 r.).



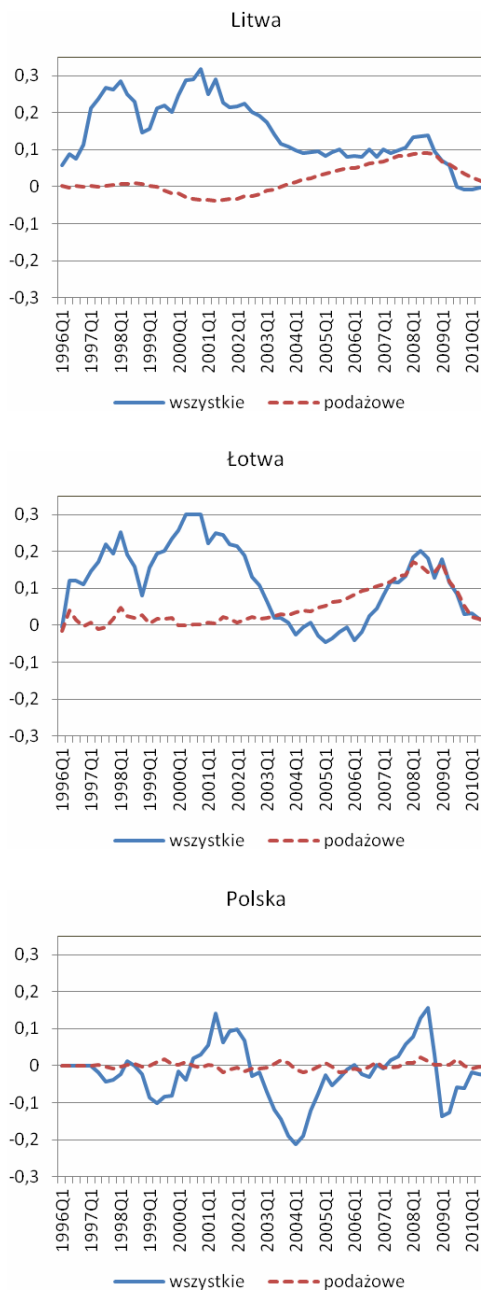
Rys. 1. Wstrząsy pieniężne i realny kurs walutowy na Litwie, Łotwie i w Polsce

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 2. Wstrząsy popytowe i realny kurs walutowy na Litwie, Łotwie i w Polsce

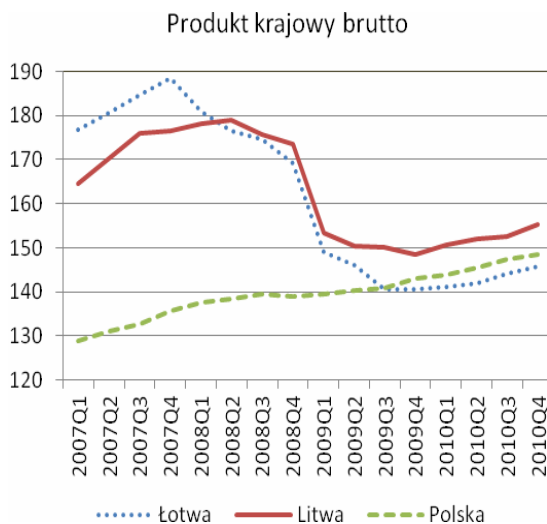
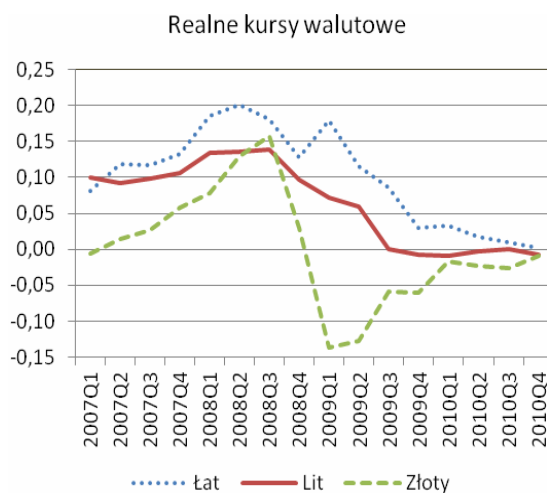
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 3. Wstrząsy podażowe i realny kurs walutowy na Litwie, Łotwie i w Polsce

Źródło: opracowanie własne.

Interesująco przedstawia się reakcja realnych kursów walutowych w początkowej fazie kryzysu, tj. na przełomie 2008 i 2009. Odchylenia rzeczywistych kursów lit, łata i złotego od wolnych od wstrząsów (symulowanych) ścieżek kursowych (zob. rys. 4 – „Realne kursy walutowe”) wynosiły średnio w trzech pierwszych kwartałach



Indeks PKB przyjmuje w 2000 r. wartość 100.

Rys. 4. Reakcja realnego kursu walutowego i PKB w okresie kryzysu na Litwie, Łotwie i w Polsce

Źródło: opracowanie własne.

2008 r. odpowiednio 13,6%, 18,9% i 12,1%¹³. W roku 2010 odchylenia zmniejszyły się do -0,4%, 1,5% i -1,9%. Tym samym można wyciągnąć wniosek, że efektem kryzysu gospodarczego było wyeliminowanie, a przynajmniej znaczne zmniejszenie się przeszacowania walut badanych krajów. W przypadku krajów bałtyckich przeszacowanie zanikało stopniowo w ciągu całego 2009 r., natomiast w Polsce dokonało się skokowo na przełomie lat 2008 i 2009. Właściwe wydaje się nawet stwierdzenie, że doszło do przestrzelenia, ponieważ jeszcze w trzecim kwartale 2008 r. analizowane odchylenie wynosiło ponad 15%, a w pierwszym kwartale 2009 aż -14%, zmiana o prawie 30 pkt proc.(!).

Wyjaśnienie redukcji odchylenia faktycznego kursu walutowego od poziomu wolnego od wstrząsów za pomocą ujemnych wstrząsów podaźowych w gospodarkach bałtyckich skłania do przyjęcia wniosku, że ciężar dostosowania do zaburzeń na światowych rynkach finansowych spoczywał w tych krajach na produkcji. Po prawej stronie na rysunku 4 przedstawiono ścieżki PKB przy założeniu, że wartość PKB w 2000 r. wynosiła 100. Warto podkreślić, że przeciętny wzrost względnego PKB (tj. w stosunku do PKB w strefie euro) w latach 2000-2007 był we wszystkich badanych krajach dodatni: na Litwie wynosił 5,1%, na Łotwie 6,2%, a w Polsce 1,9%, co oznacza, że analizowane kraje „doganiały” strefę euro. Proces „doganiania” był jednak w krajach bałtyckich znacznie szybszy niż w innych krajach Europy Środkowej (dlatego nazywano je tygrysami bałtyckimi). Odzwierciedleniem szybszego tempa konwergencji Litwy i Łotwy są na rysunku 4 wartości indeksów PKB, które osiągnęły w 2007 r. w tych krajach znacznie wyższe wartości niż w Polsce. W następstwie kryzysu gospodarczego ścieżki wzrostu PKB na Litwie i Łotwie „przesunęły się” w kierunku trajektorii wzrostu PKB w Polsce. Przewaga krajów bałtyckich nad Polską pod względem tempa wzrostu gospodarczego zanikła. Gdy przeciętne stopy relatywnego wzrostu oblicza się dla okresu 2000-2010, to wynoszą one odpowiednio: 2,8%, 2,5% i 2,5%.

6. Wnioski

Litwa i Łotwa zareagowały na globalny kryzys gospodarczy inaczej niż Polska. W krajach bałtyckich utrzymujących stały kurs walutowy doszło do znacznego spadku PKB, natomiast w Polsce, w której kurs jest zmienny, zmniejszyło się jedynie tempo wzrostu gospodarczego. Jednocześnie zmiany realnego kursu walutowego lita i łata były stosunkowo niewielkie, natomiast złoty uległ głębokiej deprecjacji. Tego rodzaju reakcje są spójne ze standardowym makroekonomicznym modelem

¹³ Na przeszacowanie lata wskazywali także: M. Weisbrot i R. Ray (*Latvia's Recession: The Cost of Adjustment with An „Internal Devaluation”*, Center for Economic and Policy Research, 2010, www.cepr.net (28.04.2011)), którzy dodatkowo zaznaczali, że stały kurs walutowy będzie utrudniał dostosowania w gospodarce łotewskiej.

gospodarki otwartej¹⁴. Celem tego opracowania było uzyskanie dodatkowej informacji o charakterze wstrząsów stojących za zmianami realnego kursu walutowego.

Analiza stochastycznego modelu gospodarki otwartej, uwzględniającego występowanie trzech rodzajów wstrząsów strukturalnych, pozwoliła na sformułowanie wniosku, że w długim okresie na realny kurs walutowy oddziałują wstrząsy popytowe i podażowe, natomiast wstrząsy pieniężne pozostają neutralne.

Biorąc pod uwagę to ustalenie, wykorzystano metodę Blancharda-Quaha w ujęciu zaproponowanym przez Claridę i Galiego¹⁵ do identyfikacji wstrząsów strukturalnych. Okazało się, że wstrząsy pieniężne nie wywierały prawie żadnego wpływu na ścieżkę realnych kursów walutowych. Wstrząsy popytowe silnie oddziaływały na kursy przed wejściem badanych krajów do UE, a w przypadku Polski także później. Kursy lita i łata były kształtowane przez wstrząsy podażowe po 2004 r.

Dwa dalsze wnioski dotyczyły reakcji gospodarek na kryzys. Ustalono, że w dwóch krajach bałtyckich doszło do stopniowej eliminacji przeszacowania walut (rozumianego jako odchylenie od ścieżki wolnej od wstrząsów), a w przypadku Polski do przestrzelenia – przeszacowanie zamieniło się w niedoszacowanie, a następnie stopniowo zanikało.

Przeniesienie ciężaru dostosowania do kryzysu na realną produkcję na Litwie i Łotwie miało skutek w postaci silnego załamania się trajektorii wzrostu gospodarczego. Przeciętne tempo „doganiania” strefy euro przez wszystkie trzy kraje okazało się bardzo zbliżone w okresie 2000-2010, a więc uwzględniającym kryzys gospodarczy.

Otrzymane wnioski skłaniają do postawienia dalszych zadań badawczych. Po pierwsze, cenne byłoby rozszerzenie modelu teoretycznego tak, aby uwzględniał on dodatkowy rodzaj wstrząsu, a mianowicie zmiany premii za ryzyko (którą w modelu nie tyle pominięto, ile założono w sposób dorozumiany jej niezmiennosc)¹⁶. Po drugie, ulepszenia wymaga strona empiryczna: o ile model VAR dla Łotwy nie budził zastrzeżeń, o tyle – zwłaszcza w przypadku Polski – wstępne testy wskazywały na możliwość istnienia jednego wektora kointegrującego. Wprowadzenie tej modyfikacji pozwoli zapewne na poprawę własności ekonometrycznych modelu.

Literatura

- Berkmen P., Gelos G., Rennhack R., Walsh J.P., *The global financial crisis: Explaining cross-country differences in the output impact*, „IMF Working Paper” 2009, WP/09/280 (December).
- Blanchard O., Quah D., *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*, „American Economic Review” 1989, vol. 79, no. 4 (September).

¹⁴ Zob. np. P.J. Montiel, *International Macroeconomics*, Wiley-Blackwell, Chichester 2009 lub M.A. Dąbrowski, wyd. cyt.

¹⁵ R. Clarida, J. Gali, wyd. cyt.

¹⁶ Zob. np. rozszerzenie modelu zaproponowane przez Dąbrowskiego, *Exchange rate regimes and output variability in Central European countries*, „Actual Problems of Economics” 2012, vol. 2, no. 10.

- Blanchard O., Faruqee H., Das M., *The initial impact of the crisis on emerging market countries*, „Brookings Papers on Economic Activity” 2010 (Spring).
- Clarida R., Gali J., *Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks?*, „NBER Working Paper” 1994, no. 4658 (February).
- Dąbrowski M.A., *Exchange rate regimes and output variability in Central European countries*, „Actual Problems of Economics” 2012, vol. 2, no. 10.
- Dąbrowski M.A., *Rozprzestrzenianie się kryzysu gospodarczego na kraje Europy Środkowej – analiza znaczenia systemu kursu walutowego*, [w:] J. Czekaj, S. Owsiak (red.), *Mechanizmy funkcjonowania strefy euro: wybrane problemy II*, Krakowska Szkoła Biznesu Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2011.
- Montiel P. J., *International Macroeconomics*, Wiley-Blackwell, Chichester 2009; wyd. pol. *Makroekonomia międzynarodowa*, tłum. M.A. Dąbrowski, L. Mesjasz, P. Stanek, M. Wajda-Lichy, Wolters Kluwer, Warszawa 2012.
- Obstfeld M., *Floating exchange rates: Experience and prospects*, „Brookings Papers on Economic Activity” 1985, no. 2.
- Tsangarides C.G., *Crisis and recovery: Role of the exchange rate regime in emerging market countries*, „Journal of Macroeconomics” 2012, vol. 34, no. 2 (June).
- Weisbrot M., Ray R., *Latvia's Recession: The Cost of Adjustment with an „Internal Devaluation”*, Center for Economic and Policy Research, 2010, www.cepr.net (28.04.2011).

SOURCES OF FLUCTUATIONS IN REAL EXCHANGE RATES IN LITHUANIA, LATVIA AND POLAND IN THE CONTEXT OF THE GLOBAL FINANCIAL CRISIS

Summary: Despite the fact that all Central European countries are member states of the European Union and have a common goal as to the monetary integration, which is euro adoption in the future, they stick to various exchange rate regimes. The goal of this study is the identification of structural shocks behind the changes of real exchange rates in Lithuania, Latvia and Poland, i.e. countries that chose to adopt either hard peg or floating. The analysis was carried out within the framework of structural vector autoregression (SVAR) model and structural shocks were divided into three categories: supply, demand and monetary shocks. The main findings were as follows. Firstly, it turned out that real exchange rates were shaped by: (1) demand shocks before the EU accession of all three countries and in the case of Poland also after 2004; (2) supply shocks in the case of the Lithuanian lit and the Latvian lat after 2004. Secondly, it was found that in two Baltic states a gradual elimination of overvaluation of their currencies took place during the crisis although at the expense of a shift in the burden of an adjustment on real output. In Poland real exchange rate overshoot its free of (structural) shocks path at the initial stage of the crisis and then gradually adjusted to it.

Keywords: real exchange rate, stochastic model of an open economy, structural shocks, vector autoregression model.