

Materiały i Studia nr 312

Stały czy płynny? Model PVEC realnego kursu walutowego dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej – implikacje dla Polski

Piotr Kębłowski



Materiały i Studia nr 312

Stały czy płynny? Model PVEC realnego kursu walutowego dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej – implikacje dla Polski

Piotr Kębłowski

Piotr Kębłowski – Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki; emfpiok@uni.lodz.pl

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu na projekty badawcze NBP przeznaczone do realizacji w 2014 r. oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Wydął:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 185 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2015

Spis treści

Wstęp	5
1. Panelowy wektorowy model korekty błędem – zarys metodologiczny	8
2. Model realnego kursu walutowego – podstawy teoretyczne i analiza panelowa	12
2.1. Urealnianie kursu walutowego	14
2.2. Model CHEER	21
2.3. Model BEER	36
3. Bilans handlowy a realny kurs walutowy – model BEER-NX	49
4. Podsumowanie i wnioski	56
Bibliografia	58

Streszczenie

Celem opracowania jest analiza korzyści i strat związanych z wyborem systemu stałego kursu walutowego PLN/EUR, uwzględniająca potencjalne konsekwencje w kształtowaniu się salda obrotów towarowych handlu zagranicznego Polski.

Analiza prowadzona jest: dla Polski, dla panelu nowych członków UE z płynnym kursem walutowym oraz dla panelu nowych członków UE ze sztywnym kursem walutowym (w większości należących obecnie do strefy euro). Badanie przeprowadzono za pomocą panelowego wektorowego modelu korekty błędem, który umożliwia właściwe uwzględnienie dynamicznych zależności międzyprzekrojowych wynikających z charakteru międzynarodowego rynku handlu walutą oraz silnych powiązań gospodarczych tych krajów.

Wyniki badania wskazują z jednej strony na stacjonarność relatywnego wewnętrznego kursu walutowego od 2007 roku i brak trendu aprecjacyjnego realnego kursu walutowego w tym okresie, co oznacza, że przyjęcie systemu sztywnego kursu walutowego nie powinno prowadzić, do niekorzystnych zjawisk, takich jak deprecjacja/aprecjacja wewnętrzna, czy utrata konkurencyjności międzynarodowej i pogorszenie bilansu handlowego Polski. Wskazano również, że istotną determinantą bilansu handlowego Polski, poza czynnikami popytowymi i cenowymi, jest również czynnik konkurencyjności pozacenowej, reprezentowany przez relatywną różnicę wydajności pracy.

Słowa kluczowe: system kursu walutowego, realny kurs walutowy, bilans handlowy, model CHEER, model BEER

JEL: C33, E44, F31

Wstęp

Głównym celem opracowania jest analiza korzyści i strat związanych z wyborem systemu stałego kursu walutowego PLN/EUR, uwzględniająca potencjalne konsekwencje w kształtowaniu się salda obrotów towarowych handlu zagranicznego Polski.

Proces transformacji gospodarek krajów Europy Środkowo-Wschodniej, który postępuje od początku lat dziewięćdziesiątych XX wieku wskazuje na istotne różnice w polityce gospodarczej, w tym monetarnej, tych krajów. Jednym z istotnych celów polityki monetarnej jest stabilizacja poziomu kursu walutowego. Rozszerzenie Unii Europejskiej o kraje Europy Środkowo-Wschodniej, które dokonało się w pierwszej dekadzie XXI wieku, doprowadziło do zróżnicowania polityki gospodarczej nowych członków UE w tym zakresie. Z jednej strony, część nowych członków UE, reprezentujących w większości gospodarki relatywnie nieduże, w tym: Bułgaria, Estonia, Litwa, Łotwa, Słowacja, Słowenia, zdecydowała się przyjąć/pozostać w systemie stałego kursu walutowego. Kraje te, z wyjątkiem Bułgarii, przystąpiły następnie lub przystąpią wkrótce (Litwa) do unii monetarnej (Unia Gospodarcza i Walutowa – strefa euro), rezygnując tym samym z samodzielnej polityki monetarnej. Z drugiej strony, pozostali nowi członkowie UE, w tym Czechy, Chorwacja, Polska, Rumunia, Węgry, tj. kraje o gospodarkach w większości średnich w ramach UE, kontynuują prowadzenie samodzielnej polityki monetarnej, a system ich kursów walutowych względem euro należy określić jako prawie płynny.

Abstrahując od znacznie rozleglejszych następstw całkowitej rezygnacji z samodzielnej polityki monetarnej, sama decyzja o wyborze systemu kursu walutowego ma istotne konsekwencje. Z jednej strony, wpływa na możliwość/szybkość dostosowania konkurencyjności cenowej w handlu międzynarodowym, wpływając tym samym potencjalnie na saldo handlu zagranicznego w krótkim lub w długim okresie. Z drugiej strony, sztywny kurs wymiany wyklucza jedną z barier w handlu międzynarodowym jaką jest ryzyko walutowe. Dlatego też do celów szczegółowych badania należy wskazanie determinant i objaśnienie mechanizmów opisujących kształtowanie się: (i)

równowagi realnego kursu walutowego w systemach: stałego i płynnego kursu walutowego, w tym związku realnego kursu walutowego z dysparytetem realnych stóp procentowych, (ii) bilansu w handlu międzynarodowym w odniesieniu do realnego kursu walutowego, (iii) wpływu relatywnie szybszego wzrostu wydajności pracy w gospodarkach nowych członków UE, w porównaniu do gospodarek rozwiniętych UE, na realny kurs walutowy oraz saldo handlu zagranicznego.

Analiza wymienionych powyżej mechanizmów prowadzona jest za pomocą panelowego wektorowego modelu korekty błędem. Takie środowisko statystyczne modelowania ekonometrycznego pozwala na, po pierwsze, wyodrębnienie dwóch względnie homogenicznych grup gospodarek krajów transformujących się/prawie rozwiniętych, a po drugie, właściwe uwzględnienie dynamicznych zależności międzyprzekrojowych wynikających z charakteru międzynarodowego rynku handlu walutą oraz silnych powiązań gospodarczych tych krajów, będących z kolei konsekwencją bliskości położenia i wspólnych cech procesu transformacji tych gospodarek. Zatem analiza wskazanych mechanizmów skupiona jest kolejno na: Polsce, panelu nowych członków UE z płynnym kursem walutowym (panel A) oraz panelu nowych członków UE ze sztywnym kursem walutowym (panel B). Pewien punkt odniesienia stanowi panel krajów rozwiniętych należących lub stowarzyszonych z UE, które jednak prowadzą samodzielną politykę monetarną (Dania, Islandia, Szwajcaria, Szwecja, Norwegia, Wielka Brytania – panel C).

Struktura opracowania jest następująca. W pierwszym rozdziale przedstawiony został zarys metodologiczny modelowania ekonometrycznego na podstawie panelowego wektorowego modelu korekty błędem, którego szczególnym (jednoprzekrojowym) przypadkiem jest klasyczny model korekty błędem, stosowany często w analizach makroekonomicznych. Rozdział drugi omawia teoretyczne przesłanki wskazujące na mechanizmy determinujące realny kurs walutowy, przedstawia dane wykorzystane w badaniu i ich własności dynamiczne oraz wskazuje na różnice i podobieństwa w kształtowaniu się opisywanych zjawisk w poszczególnych panelach. W tym rozdziale zawarto również wyniki modelowania ekonometrycznego realnego kursu walutowego na podstawie modeli CHEER oraz BEER. Rozdział czwarty przedstawia analizę systemu bilansu handlowego Polski,

uwzględniającą czynnik konkurencyjności cenowej, czynnik konkurencyjności poza cenowej, reprezentowany przez względną wydajność pracy oraz krajowy i zagraniczny czynnik popytowy. W rozdziale czwartym zawarto podsumowanie wraz z próbą nakreślenia scenariusza ewolucji bilansu handlowego Polski w przypadku przyjęcia stałego kursu walutowego PLN/EUR, jak i pozostania w systemie kursu płynnego.

1. Panelowy wektorowy model korekty błędem – zarys metodologiczny

Empiryczna analiza danych niestacjonarnych prowadzona jest zwykle za pomocą wektorowych modeli korekty błędem dla szeregów czasowych. Zastosowanie tej klasy modeli pozwala na odpowiednie uwzględnienie własności dynamicznych procesu generującego rozważany system oraz właściwe szacowanie relacji pomiędzy zmiennymi, które mają wówczas charakter związków długookresowych, a nie pozornych. Jednak postępujące procesy wzrostu handlu międzynarodowego i międzynarodowych przepływów kapitałowych wskazują, iż modelowanie poszczególnych gospodarek/rynków finansowych oddzielnie może prowadzić do pominięcia istotnej informacji wynikającej z wymiaru przekrojowego zjawiska. Modele szeregów czasowych nie uwzględniają bowiem związków pomiędzy zmiennymi pochodzącymi z różnych przekroi (krajów, sektorów gospodarki, itp.).

Jednowymiarowe modele niestacjonarnych danych przekrojowo-czasowych (panelowych), oparte na estymatorze dynamicznej metody najmniejszych kwadratów lub w pełni zmodyfikowanej metody najmniejszych kwadratów oraz testach kointegracji Kao (1999), Pedroniego (2004), czy McCoskey i Kao (1998), nie stanowią jednak poprawnego środowiska modelowania takich danych. Modele jednowymiarowe pomijają bowiem istotną część informacji o procesie generującym dane (por. Kęblowski 2007, 2009) a jednocześnie nie umożliwiają dekompozycji przestrzeni kointegrującej, gdy w systemie występuje więcej niż jeden związek długookresowy. Dlatego też rozwijane w ostatnich latach metody wielowymiarowej analizy kointegracyjnej danych panelowych (zob. Groen i Kleibergen 2001, Jacobson i in. 2002, Larsson i Lyhagen 1999, Larsson i in. 1998, Lyhagen 2000) stanowią właściwe środowisko modelowania dla danych makroekonomicznych, w szczególności w systemach zawierających zmienne z rynku finansowego.

Niech $\mathbf{y}_{it} = [y_{1it} \ y_{2it} \ \dots \ y_{pit}]'$ oznacza wektor zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym w przekroju i oraz okresie t , a $\mathbf{y}_t = [y'_{1t} \ y'_{2t} \ \dots \ y'_{pt}]'$ definiuje wektor zmiennych stochastycznych w poszczególnych przekrojach w okresie t .

Panelowy, wielowymiarowy model, uwzględniający niezerowość kowariancji zmiennych z różnych przekroi i okresów, można zapisać następująco:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi} \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{k=1}^{K-1} \mathbf{\Gamma}_k \Delta \mathbf{y}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (1)$$

gdzie $\mathbf{\Pi}$ oraz $\mathbf{\Gamma}_k$ są macierzami parametrów o wymiarach $IP \times IP$, $\Delta \mathbf{y}_t, \dots, \Delta \mathbf{y}_{t-k}$ oznaczają wektory pierwszych przyrostów zmiennych, $\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\boldsymbol{\varepsilon}'_{1t} \boldsymbol{\varepsilon}'_{2t} \dots \boldsymbol{\varepsilon}'_{It}]'$ i $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N_{IP}(\mathbf{0}; \boldsymbol{\Omega})$. Jeżeli w analizowanym systemie występują związki długookresowe, wówczas możliwa jest dekompozycja macierzy mnożników długookresowych $\mathbf{\Pi}$ na macierz parametrów związków długookresowych – \mathbf{B} oraz macierz ich wag – \mathbf{A} , a panelowy, wielowymiarowy model korekty błędem (PVEC) można wówczas zapisać następująco:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{A} \mathbf{B}' \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{k=1}^{K-1} \mathbf{\Gamma}_k \Delta \mathbf{y}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (2)$$

lub ekwiwalentnie:

$$\begin{aligned} & \left[\Delta \mathbf{y}'_{1t} \Delta \mathbf{y}'_{2t} \dots \Delta \mathbf{y}'_{It} \right]' = \\ & = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{11} & \mathbf{A}_{12} & \dots & \mathbf{A}_{1I} \\ \mathbf{A}_{21} & \mathbf{A}_{22} & \dots & \mathbf{A}_{2I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{A}_{I1} & \mathbf{A}_{I2} & \dots & \mathbf{A}_{II} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{B}'_{11} & \mathbf{B}'_{12} & \dots & \mathbf{B}'_{1I} \\ \mathbf{B}'_{21} & \mathbf{B}'_{22} & \dots & \mathbf{B}'_{2I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{B}'_{I1} & \mathbf{B}'_{I2} & \dots & \mathbf{B}'_{II} \end{bmatrix} \left[\mathbf{y}'_{1,t-1} \mathbf{y}'_{2,t-1} \dots \mathbf{y}'_{I,t-1} \right]' + \\ & + \begin{bmatrix} \mathbf{\Gamma}_{11,k} & \mathbf{\Gamma}_{12,k} & \dots & \mathbf{\Gamma}_{1I,k} \\ \mathbf{\Gamma}_{21,k} & \mathbf{\Gamma}_{22,k} & \dots & \mathbf{\Gamma}_{2I,k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{\Gamma}_{I1,k} & \mathbf{\Gamma}_{I2,k} & \dots & \mathbf{\Gamma}_{II,k} \end{bmatrix} \sum_{k=1}^{K-1} \left[\Delta \mathbf{y}'_{1,t-k} \Delta \mathbf{y}'_{2,t-k} \dots \Delta \mathbf{y}'_{I,t-k} \right]' + \left[\boldsymbol{\varepsilon}'_{1t} \boldsymbol{\varepsilon}'_{2t} \dots \boldsymbol{\varepsilon}'_{It} \right]', \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie macierz wariancji-kowariancji wielowymiarowego składnika losowego dana

$$\text{jest jako } \boldsymbol{\Omega} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Omega}_{11} & \boldsymbol{\Omega}_{12} & \dots & \boldsymbol{\Omega}_{1I} \\ \boldsymbol{\Omega}_{21} & \boldsymbol{\Omega}_{22} & \dots & \boldsymbol{\Omega}_{2I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{\Omega}_{I1} & \boldsymbol{\Omega}_{I2} & \dots & \boldsymbol{\Omega}_{II} \end{bmatrix}.$$

W analizie danych panelowych zasadne może być założenie, iż nie występują międzyprzekrojowe związki długookresowe lub też wyłącznie jedna

wybrana zmienna, np. poziom cen zagranicy w modelu prawa jednej ceny, wpływa na zmienne z różnych przekroi. Wówczas struktura macierzy związków długookresowych ma odpowiednio postać:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_{11} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{B}_{22} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{B}_{II} \end{bmatrix}, \quad (4a)$$

lub

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_{11} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{B}_{22} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{B}_{II} \\ \mathbf{b}_{I+1,1} & \mathbf{b}_{I+1,2} & \cdots & \mathbf{b}_{I+1,I} \end{bmatrix}. \quad (4b)$$

W przypadku blokowo-diagonalnej struktury macierzy związków długookresowych w modelu PVEC zasadne może być postawienie i weryfikowanie hipotezy o wspólnej przestrzeni kointegrującej dla wszystkich przekroi: $\mathcal{H}_0 : \mathbf{B}_{11} = \mathbf{B}_{22} = \dots = \mathbf{B}_{II}$. Macierz wektorów kointegrujących ma wówczas postać

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_{II} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{B}_{II} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{B}_{II} \end{bmatrix}, \text{ a model PVEC można zapisać następująco:}$$

$$\begin{aligned} & \left[\Delta \mathbf{y}_{1t}' \ \Delta \mathbf{y}_{2t}' \ \cdots \ \Delta \mathbf{y}_{It}' \right]' = \\ & = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{11} & \mathbf{A}_{12} & \cdots & \mathbf{A}_{1I} \\ \mathbf{A}_{21} & \mathbf{A}_{22} & \cdots & \mathbf{A}_{2I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{A}_{I1} & \mathbf{A}_{I2} & \cdots & \mathbf{A}_{II} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{B}_{II} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{B}_{II} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{B}_{II} \end{bmatrix}' \left[\mathbf{y}_{1,t-1}' \ \mathbf{y}_{2,t-1}' \ \cdots \ \mathbf{y}_{I,t-1}' \right]' + \\ & + \begin{bmatrix} \mathbf{\Gamma}_{11,k} & \mathbf{\Gamma}_{12,k} & \cdots & \mathbf{\Gamma}_{1I,k} \\ \mathbf{\Gamma}_{21,k} & \mathbf{\Gamma}_{22,k} & \cdots & \mathbf{\Gamma}_{2I,k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{\Gamma}_{I1,k} & \mathbf{\Gamma}_{I2,k} & \cdots & \mathbf{\Gamma}_{II,k} \end{bmatrix} \sum_{k=1}^{K-1} \left[\Delta \mathbf{y}_{1,t-k}' \ \Delta \mathbf{y}_{2,t-k}' \ \cdots \ \Delta \mathbf{y}_{I,t-k}' \right]' + \left[\boldsymbol{\varepsilon}_{1t}' \ \boldsymbol{\varepsilon}_{2t}' \ \cdots \ \boldsymbol{\varepsilon}_{It}' \right]', \end{aligned} \quad (5)$$

z niezmienną strukturą macierzy wariancji-kowariancji składnika losowego.

Porównanie klasycznej analizy szeregów czasowych zintegrowanych w stopniu pierwszym dla każdego przekroju oddzielnie z wielowymiarową analizą panelową wskazuje jak wiele bardzo restrykcyjnych założeń w odniesieniu do procesu generującego dane jest czynione w tym pierwszym przypadku. Klasyczna analiza systemu zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym, w przypadku szeregów przekrojowo-czasowych sprowadza się do rozważania blokowo-diagonalnej wersji równania (1), postaci:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{\Pi}_{11} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{\Pi}_{22} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{\Pi}_{II} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{1t}' & \mathbf{y}_{2t}' & \cdots & \mathbf{y}_{It}' \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} \mathbf{\Gamma}_{11,k} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{\Gamma}_{22,k} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{\Gamma}_{II,k} \end{bmatrix} \sum_{k=1}^{K-1} \begin{bmatrix} \Delta \mathbf{y}_{1,t-k}' & \Delta \mathbf{y}_{2,t-k}' & \cdots & \Delta \mathbf{y}_{I,t-k}' \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{1t}' & \boldsymbol{\varepsilon}_{2t}' & \cdots & \boldsymbol{\varepsilon}_{It}' \end{bmatrix}' \quad (6)$$

gdzie $\mathbf{\Pi}_{ii}$ oraz $\mathbf{\Gamma}_{ii,k}$ są macierzami parametrów o wymiarach $P \times P$, a macierz wariancji-kowariancji składnika losowego dana jest jako:

$$\boldsymbol{\Omega} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Omega}_{11} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{\Omega}_{22} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \boldsymbol{\Omega}_{II} \end{bmatrix}.$$

Każdy z przekroi modelowany jest więc niezależnie od pozostałych, co oznacza, że *a priori* zakłada się: (i) brak międzyprzekrojowego wpływu procesu innowacji, (ii) brak międzyprzekrojowych związków dynamiki krótkookresowej, (iii) brak międzyprzekrojowych związków mechanizmów korekty błędem, (iv) brak międzyprzekrojowych związków długookresowych.

Wskazane powyżej założenia wskazują na istotne ograniczenia standardowej analizy opartej na niestacjonarnych szeregach czasowych. Założenia te wydają się być jednocześnie niespełnione w odniesieniu do analiz systemów dotyczących np. handlu międzynarodowego, czy rynków walutowych. Naturalnym środowiskiem modelowania takich systemów makroekonomicznych jest model PVEC.

2. Model realnego kursu walutowego – podstawy teoretyczne i analiza panelowa

Właściwy punkt odniesienia dla analiz długoterminowych zależności wiążących kurs walutowy stanowi podejście zasobowo-strumieniowe oparte na równowadze rachunków: bieżącego i kapitałowego bilansu płatniczego. Jakkolwiek taki punkt odniesienia pozwala rozważać różne konkurencyjne, mniej lub bardziej rozbudowane, empiryczne modele systemu kursu walutowego, to jednak ich wspólną, konieczną cechą jest objaśnianie realnego kursu walutowego. Urealnianie kursu wymiany waluty krajowej może prowadzić jednak do objaśniania *de facto* różnych zmiennych. Mniej lub bardziej oczywiste różnice wynikają z wyboru (i) waluty stanowiącej punkt odniesienia (najczęściej: euro, dolar amerykański, koszyk walut), (ii) indeksów poziomu cen w kraju i za granicą. O ile rosnący i przeważający handel zagraniczny Polski z krajami wchodzącymi w skład strefy euro oraz perspektywa wstąpienia Polski do tej strefy determinują, iż w centrum zainteresowania znajdują się modele kursu wymiany złoty/euro, o tyle empiryczne modele kursu oparte są na różnych indeksach cen, których kształtowanie się w gospodarkach podlegających transformacji przebiega odmiennie.

Niech s_t oznacza krajowy, nominalny kurs wymiany, p_t oraz p_t^* są indeksami cen odpowiednio w kraju i za granicą (małymi literami oznaczone są logarytmy zmiennych, dużymi – poziomy). Wówczas realny kurs walutowy można zdefiniować jako:

$$q_t = p_t - p_t^* - s_t. \quad (7)$$

Przyjęcie założeń postulujących, że (i) nie wszystkie dobra i usługi wchodzące w skład koszyka zagregowanego indeksu cen na poziomie producenta podlegają wymianie międzynarodowej (zob. Balassa 1964, Samuelson 1964) oraz (ii) mechanizmem determinującym kurs wymiany jest arbitraż, wskazuje na stałość, lub słabiej – stacjonarność, realnego kursu walutowego deflowanego indeksami cen towarów podlegających wymianie międzynarodowej:

$$q_t^T = p_t^T - p_t^{T*} - s_t, \quad (8)$$

gdzie indeksy cen towarów i usług konsumpcyjnych w kraju i za granicą dekomponowane są na indeksy cen towarów wymiennych i niewymiennych:

$$p_t = \alpha p_t^T + (1 - \alpha) p_t^{NT}, \quad (9a)$$

$$p_t^* = \alpha^* p_t^{T*} + (1 - \alpha^*) p_t^{NT*}. \quad (9b)$$

Podstawienie równań (8), (9a) i (9b) do równania (7) prowadzi do związku:

$$q_t = (1 - \alpha)(p_t^{NT} - p_t^T) - (1 - \alpha^*)(p_t^{NT*} - p_t^{T*}) + q_t^T. \quad (10)$$

Przyjmując nadto dodatkowego założenie, że udział towarów i usług konsumpcyjnych nie podlegających wymianie międzynarodowej jest taki sam w kraju, jak i za granicą – $\alpha = \alpha^*$ wskazuje, iż:

$$q_t = (1 - \alpha) \left((p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*}) \right) + q_t^T. \quad (11)$$

Wówczas ewentualna niestąłość/niestacjonarność realnego kursu walutowego deflowanego indeksami cen wszystkich towarów i usług konsumpcyjnych może wynikać jedynie z niestąłości/niestacjonarności relatywnej różnicy indeksów cen towarów wymiennych i niewymiennych.

Przyjmując dalej szereg restrykcyjnych założeń Balassa (1964) i Samuelson (1964) wskazują, że niestacjonarność różnicy indeksów cen towarów wymiennych i niewymiennych wynika z różnej dynamiki ogólnej produktywności czynników produkcji w sektorze towarów wymiennych i niewymiennych:

$$p_t^{NT} - p_t^T = (\gamma \theta^{-1}) a_t^T - a_t^{NT} + \dots, \quad (12)$$

gdzie θ i γ są parametrami funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa, postaci:

$$Y_t^T = A_t^T (L_t^T)^\theta (K_t^T)^{(1-\theta)}, \quad (13a)$$

$$Y_t^{NT} = A_t^{NT} (L_t^{NT})^\gamma (K_t^{NT})^{(1-\gamma)}, \quad (13b)$$

A_t^T i A_t^{NT} oznaczają ogólną produktywność czynników produkcji w sektorze towarów wymiennych i niewymiennych, L_t^T i L_t^{NT} to nakłady pracy, K_t^T i K_t^{NT} stanowią nakłady kapitału, a trzema kropkami oznaczono czynniki, o których założyć należy, iż są stacjonarne (szerzej w: Chmielewski 2003).

Korzystając z potencjalnego związku danego wzorem (12) równanie (11) można zapisać następująco:

$$q_t = (1 - \alpha) \left((\gamma \theta^{-1}) a_t^T - a_t^{NT} \right) - \left((\gamma^* \theta^{*-1}) a_t^{T*} - a_t^{NT*} \right) + q_t^T + \dots \quad (14)$$

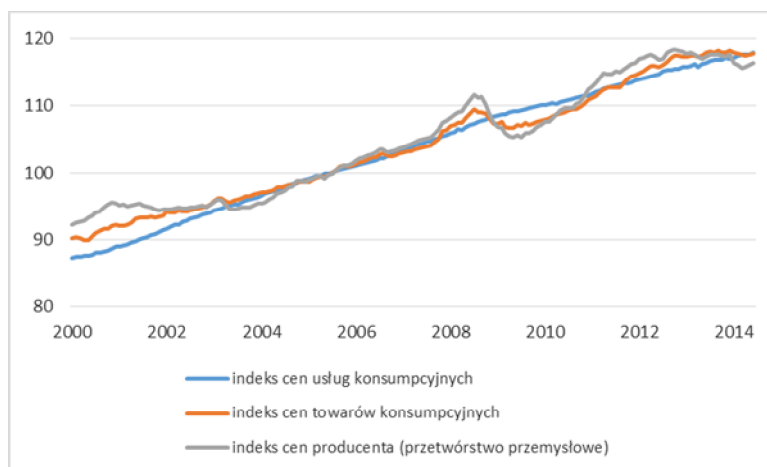
Z równania tego wynika zatem, że niestalość/niestacjonarność realnego kursu walutowego deflowanego ogólnymi indeksami cen towarów i usług konsumpcyjnych może być indukowana przez różne dynamiki ogólnej produktywności czynników produkcji w sektorze towarów wymiennych i niewymiennych, zarówno w kraju, jak i za granicą. Zatem, (i) wyższa pracochłonność produkcji w sektorze dóbr i usług niepodlegających wymianie międzynarodowej ($\gamma > \theta$), (ii) relatywnie szybszy wzrost ogólnej produktywności czynników produkcji w sektorze dóbr i usług podlegających wymianie, mogą potencjalnie wpływać na aprecjację/deprecjację waluty krajowej. W przypadku, gdy waluta krajowa dotyczy kraju podlegającego procesowi transformacji gospodarczej, a zagraniczny obszar walutowy stanowią kraje rozwinięte, wówczas równanie (14) sugeruje istnienie średnioterminowej presji aprecjacyjnej w okresie transformacji gospodarki, co jest jednym ze skutków mechanizmu sugerowanego przez Balassę (1964) i Samuelsona (1964).

Efekt Balassy-Samuelsona stanowi jak dotychczas jeden z ważniejszych paradygmatów modelowania realnego kursu walutowego złoty/euro. Należy jednak wskazać prace, w których efekt ten jest uważony *a priori* za nieistotny (zob. Kębłowski i Welfe 2010, 2012, Kębłowski 2011), czy też empirycznie wykazano jego statystycznie nieistotny wpływ na kształtowanie się realnego kursu walutowego w długim okresie (zob. Kelm 2013).

2.1. Urealnianie kursu walutowego

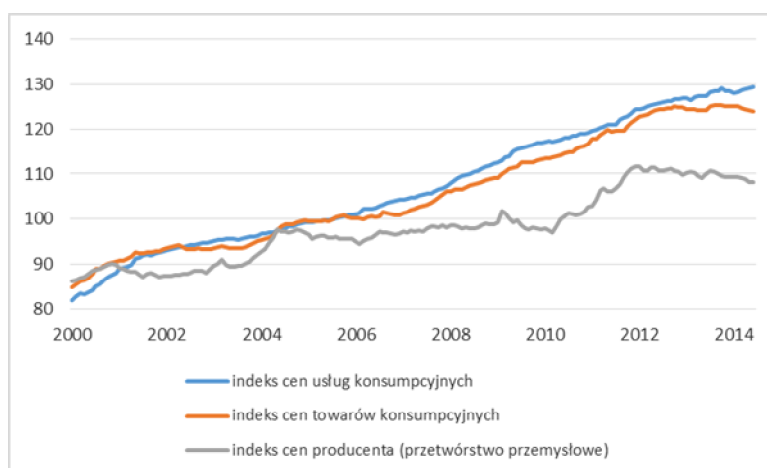
Analizę czynników determinujących kształtowanie się realnego kursu walutowego należy zacząć od wyboru wskaźników cen towarów wymiennych, wykorzystywanych do urealniania kursu. Jakkolwiek arbitraż dotyczy cen towarów na poziomie konsumenta, zwykle przyjmowanym indeksem cen towarów wymiennych jest ogólny indeks cen produkcji przemysłowej lub też indeks cen w przetwórstwie przemysłowym. Kształtowanie się indeksów cen: usług konsumpcyjnych, towarów konsumpcyjnych oraz towarów przetwórstwa przemysłowego na poziomie producenta w strefie euro oraz w Polsce przedstawiono odpowiednio na wykresach 1-2.

Wykres 1. Indeksy cen na poziomie konsumenta i producenta w strefie euro



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Wykres 2. Indeksy cen na poziomie konsumenta i producenta w Polsce



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Porównanie kształtowania się indeksów cen usług konsumpcyjnych oraz towarów konsumpcyjnych pozwala postawić wstępną hipotezę, iż ceny towarów i usług charakteryzują się znaczącą lepkością. Jednakże, o ile kształtowanie się indeksów cen towarów na poziomie konsumenta i producenta jest zbliżone w przypadku strefy euro, o tyle przebiegi tych indeksów w Polsce są znacząco różne. Zjawisko to można uzasadnić następująco. Po pierwsze, różnica indeksów cen towarów na poziomie konsumenta i producenta stanowi z definicji miarę zagregowanej marży w handlu krajowym. Wskazany przebieg tych indeksów

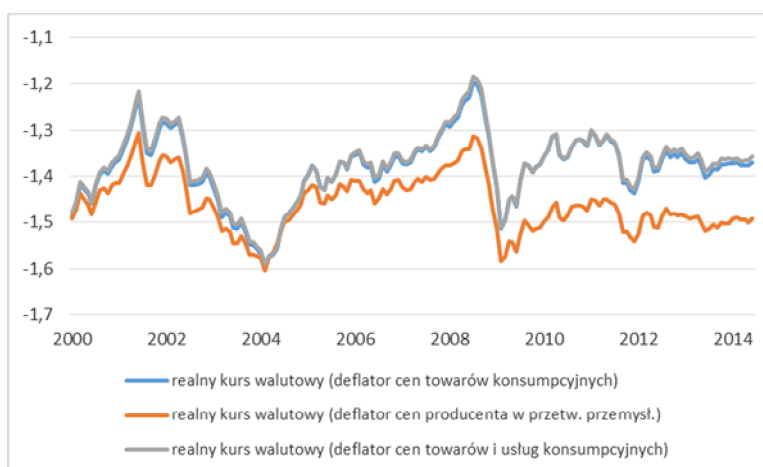
sugerować może zatem, iż poziom zagregowanej marży handlowej w przypadku strefy euro jest ustabilizowany (stacjonarny), z kolei w przypadku Polski, reprezentującej grupę krajów, w których zachodzi proces transformacji gospodarczej, poziom zagregowanej marży w obrocie handlowym podlega wyraźnym długoterminowym dostosowaniom (jest niestacjonarny). Po drugie, konstrukcja miernika cen producenta w Polsce wskazuje, iż wskaźnik ten potencjalnie może być podatny na zmiany struktury dóbr uwzględnionych w

Wykres 3. Różnica logarytmów indeksów cen towarów konsumpcyjnych i cen producenta w przetwórstwie przemysłowym w Polsce



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Wykres 4. Realny kurs walutowy w Polsce, podział wg deflatorów



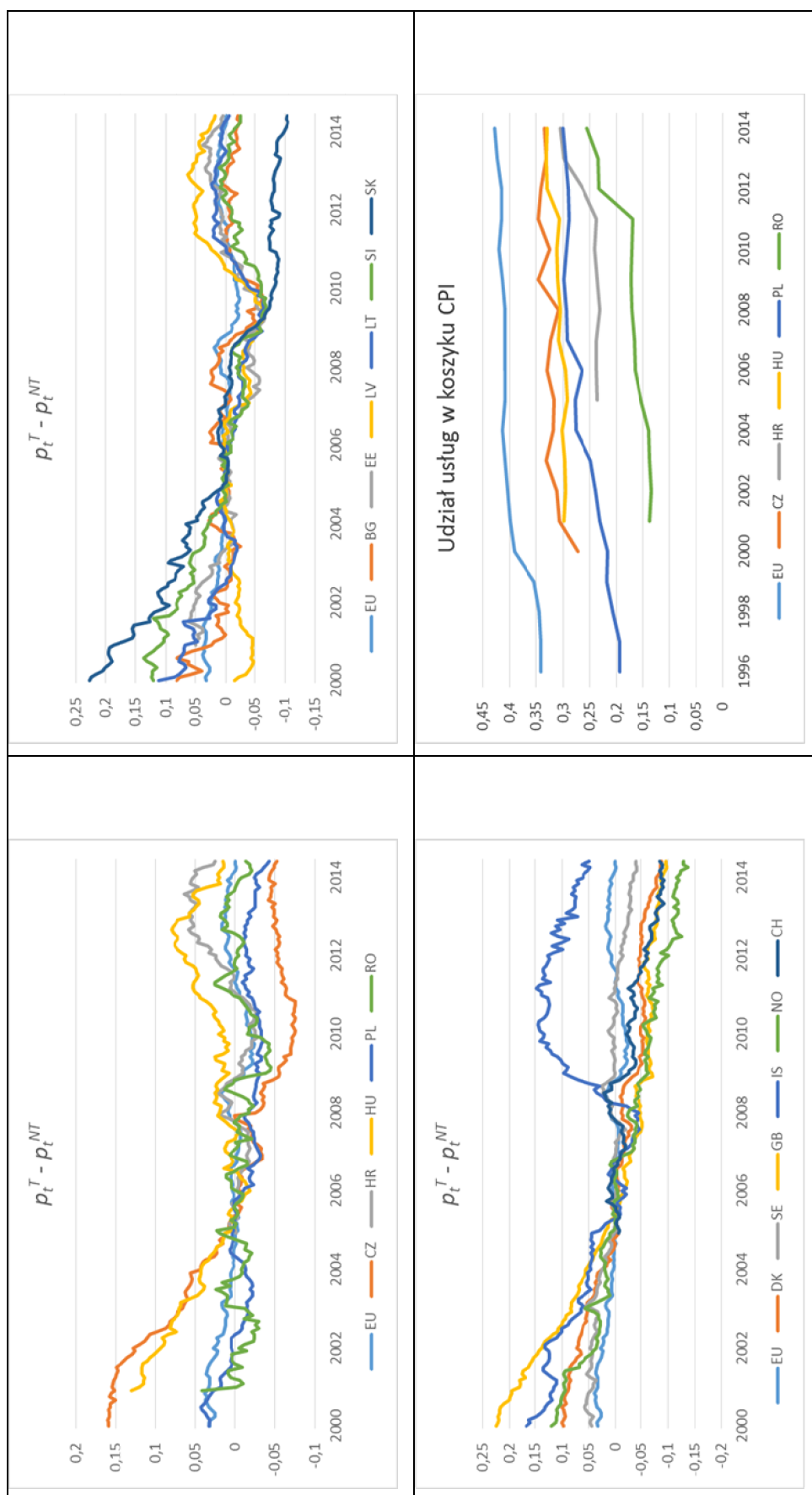
Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

badaniu. Różnicę logarytmów indeksów cen towarów na poziomie konsumenta i producenta przedstawiono na wykresie 3.

Niestacjonarność różnicy indeksów cen towarów na poziomie konsumenta i producenta implikuje różne kształtowanie się realnego kursu walutowego w zależności od zastosowanego deflatora. Kurs wymiany urealniany ogólnym deflatorem cen towarów i usług konsumpcyjnych wykazuje przebieg zbliżony do kursu urealnianego deflatorem cen towarów konsumpcyjnych. Z kolei, kurs wymiany urealniany deflatorem cen producenta kształtuje się odmiennie od wcześniejszych, zawiera bowiem zmienność implikowaną przez niestacjonarną różnicę logarytmów indeksów cen towarów na poziomie konsumenta i producenta. Dlatego też analizy kursu walutowego urealnianego deflatorem cen producenta mogą potencjalnie łatwiej sprzyjać hipotezie o trendzie aprecjacyjnym w kursie wymiany.

Różnica logarytmów indeksów cen towarów wymiennych i niewymiennych definiuje wewnętrzny kurs walutowy, którego potencjalna niestacjonarność jest warunkiem koniecznym zaistnienia mechanizmu opisanego przez Balassę (1964) i Samuelsona (1964), prowadzącego w konsekwencji m.in. do aprecjacji kursu wymiany. Porównanie różnicy logarytmów indeksów cen towarów wymiennych (deflator cen towarów konsumpcyjnych) i niewymiennych (deflator cen usług konsumpcyjnych) dla paneli A, B i C oraz strefy euro przedstawiono na wykresie 5. W przypadku paneli A i B zauważalny jest dość silny trend aprecjacyjny wewnętrznego kursu walutowego, który w przypadku większości krajów zanika ok. 2006 roku, tj. niedługo po rozszerzeniu UE w 2004 roku. Jedynie w przypadku Czech (panel A) i Słowacji (panel B) aprecjacja wewnętrznego kursu walutowego występuje dłużej, tj. aż do roku 2010. Z drugiej strony, kształtowanie się wewnętrznego kursu walutowego w panelu A i B w dalszej części próby jest zbliżone do przebiegu wewnętrznego kursu walutowego dla strefy euro, co pozwala postawić hipotezę roboczą, iż relatywny wewnętrzny kurs walutowy staje się stacjonarny dla nowych członków UE po 2006 roku. Potwierdzenie takiej hipotezy byłoby jednocześnie symptomem osiągnięcia pewnego etapu konwergencji gospodarek tych krajów do rozwiniętych gospodarek UE. Z kolei wewnętrzny kurs

Wykres 5. Wewnętrzny kurs walutowy, udział usług w koszyku towarów i usług konsumpcyjnych



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

walutowy dla panelu krajów UE pozostających poza unią monetarną (panel C) kształtuje się odmiennie niż wewnętrzny kurs walutowy dla strefy euro, a jednocześnie cechuje się trendem aprecjacyjnym w całej analizowanej próbie, z wyjątkiem Islandii.

Wyniki wnioskowania o stopniu integracji wewnętrznego kursu walutowego oraz relatywnego wewnętrznego kursu walutowego w okresach: styczeń 2000 – grudzień 2006 oraz styczeń 2007 – czerwiec 2014, na podstawie panelowych testów pierwiastka jednostkowego oraz panelowych testów stacjonarności procesu, przedstawiono w tabelach 1 – 3. Wyniki testów wskazują, iż proces generujący wewnętrzny kurs walutowy w przypadku wszystkich rozważanych paneli jest zintegrowany w stopniu pierwszym. Jednakże graniczny poziom istotności panelowych testów pierwiastka jednostkowego bliski 10% dla panelu A i próby styczeń 2007 – czerwiec 2014 wskazuje, że hipoteza zakładająca stacjonarność relatywnego wewnętrznego kursu walutowego po roku 2006 znajduje częściowe potwierdzenie empiryczne. Należy jednocześnie zauważyć, iż w takiej krótkiej próbie w wymiarze czasowym, panelowe testy pierwiastka

Tabela 1. Wnioskowanie o stopniu integracji wewnętrznego kursu walutowego^a, styczeń 2000 – grudzień 2006

	CZ, HR, HU, PL, RO	BG, EE, LV, LT, SI, SK	DK, SE, GB, IS, NO, CH	EU
	$\Delta^2 p_{it}^T - \Delta^2 p_{it}^{NT}$			
Z_{μ}^b	-0,25 (0,60) ^e	1,43 (0,08)	-1,23 (0,89)	-0,52 (0,70)
Z_{tbar}^c	-5,46 (0,00)	-9,43 (0,00)	-7,33 (0,00)	-4,32 (0,00)
Z_{ibar}^d	-4,38 (0,00)	-7,68 (0,00)	-6,03 (0,00)	3,46 (0,00)
	$\Delta p_{it}^T - \Delta p_{it}^{NT}$			
Z_{μ}	67,29 (0,00)	21,03 (0,00)	108,08 (0,00)	48,46 (0,00)
Z_{tbar}	0,78 (0,78)	-0,49 (0,31)	0,76 (0,77)	0,90 (0,81)
Z_{ibar}	0,84 (0,80)	-0,39 (0,35)	0,82 (0,79)	0,89 (0,81)

^a Różnica logarytmów indeksów cen towarów (p_{it}^T) i usług (p_{it}^{NT}) konsumpcyjnych.

^b Statystyka testu stacjonarności Hadriego (2000), $Z_{\mu} \Rightarrow N(0;1)$, gdy $T \rightarrow \infty$, $I \rightarrow \infty$ i $I/T \rightarrow 0$.

^{c, d} Statystyki testu pierwiastka jednostkowego Ima, Pesarana, Shina (2003), $Z_{tbar} \Rightarrow N(0;1)$, gdy $T \rightarrow \infty$, $I \rightarrow \infty$ i $I/T \rightarrow const$.

^e Graniczny poziom istotności.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wnioskowanie o stopniu integracji wewnętrznego kursu walutowego, styczeń 2007 – czerwiec 2014

	CZ, HR, HU, PL, RO	BG, EE, LV, LT, SI, SK	DK, SE, GB, IS, NO, CH	EU
	$\Delta^2 p_{it}^T - \Delta^2 p_{it}^{NT}$			
Z_{μ}	0,04 (0,48)	-0,05 (0,52)	-0,65 (0,74)	0,08 (0,46)
Z_{tbar}	-7,32 (0,00)	-5,78 (0,00)	-8,31 (0,00)	-2,60 (0,00)
$Z_{\tilde{tbar}}$	-6,21 (0,00)	-5,09 (0,00)	-6,90 (0,00)	-2,29 (0,01)
	$\Delta p_{it}^T - \Delta p_{it}^{NT}$			
Z_{μ}	18,30 (0,00)	6,95 (0,00)	53,39 (0,00)	14,75 (0,00)
Z_{tbar}	-0,45 (0,32)	0,30 (0,62)	1,80 (0,96)	-0,32 (0,37)
$Z_{\tilde{tbar}}$	-0,39 (0,35)	0,33 (0,63)	1,81 (0,97)	-0,30 (0,39)

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Wnioskowanie o stopniu integracji relatywnego^a wewnętrznego kursu walutowego

	CZ, HR, HU, PL, RO	BG, EE, LV, LT, SI, SK	DK, SE, GB, IS, NO, CH
	$(\Delta p_{it}^T - \Delta p_{it}^{NT}) - (\Delta p_t^{T*} - \Delta p_t^{NT*})$		
	styczeń 2000 – grudzień 2006		
Z_{μ}	67,26 (0,00)	8,41 (0,00)	106,95 (0,00)
Z_{tbar}	0,26 (0,60)	-0,75 (0,23)	0,14 (0,55)
$Z_{\tilde{tbar}}$	0,34 (0,63)	-0,62 (0,27)	0,22 (0,59)
	styczeń 2007 – czerwiec 2014		
Z_{μ}	37,55 (0,00)	19,39 (0,00)	70,46 (0,00)
Z_{tbar}	-1,22 (0,11)	0,07 (0,53)	2,32 (0,99)
$Z_{\tilde{tbar}}$	-1,09 (0,14)	0,13 (0,55)	2,33 (0,99)

^a Względem strefy euro.

Źródło: obliczenia własne.

jednostkowego/stacjonarności będą charakteryzować się znaczącym zaburzeniem rozmiaru testu w kierunku jedności, mimo że mniejszym niż testy dla szeregów czasowych. Ponadto, odmienne kształtowanie się wewnętrznego kursu walutowego dla Czech i Słowacji, zaburza wyniki wnioskowania panelowego, potencjalnie utrudniając potwierdzenie stacjonarności tej zmiennej zarówno w panelu A, jak i B.

Brak jednoznacznego rozstrzygnięcia na korzyść stacjonarności relatywnego wewnętrznego kursu walutowego od roku 2007 wskazuje na potrzebę dwutorowego

modelowania realnego kursu walutowego. Z jednej strony, uznanie relatywnego wewnętrznego kursu walutowego za stacjonarny, prowadzi do wykluczenia *a priori* mechanizmu opisanego przez Balassę (1964) i Samulsona (1964) oraz pozwala na stosowną redukcję modelu w kierunku podejścia CHEER. Z drugiej strony, potencjalna niestacjonarność wewnętrznego kursu walutowego (por. Konopczak i Torój 2010), szczególnie w okresie poprzedzającym wstąpienie krajów Europy Środkowej do UE, uzasadnia celowość weryfikacji istnienia tego mechanizmu w ramach podejścia BEER.

2.2. Model CHEER

Model CHEER (ang. *Capital Enhanced Equilibrium Exchange Rate*) realnego kursu walutowego jest podejściem zagnieżdżonym w ramach warunku równowagi bilansu płatniczego. Zakłada się, że mechanizmem determinującym kształtowanie się rachunku kapitałowego jest parytet nieubezpieczonych stóp procentowych:

$$\Delta_m s_{i,t+m}^e / m = I_{it}^m - I_t^{*m}, \quad (15)$$

gdzie $\Delta_m s_{i,t+m}^e$ stanowią oczekiwany przyrost nominalnego kursu walutowego, a I_{it}^m oraz I_t^{*m} oznaczają poziomy odpowiednio krajowych i zagranicznych stóp procentowych ($m = s$ – krótkoterminowe, $m = l$ – długoterminowe). Z kolei, determinantą rachunku bieżącego jest prawo jednej ceny, rozszerzone przez Juselius i MacDonalda (2004) w następujący proces dostosowań cenowych:

$$\Delta_m s_{i,t+m}^e = \phi_1 (\Delta_m p_{i,t+m}^e - \Delta_m p_{t+m}^{*e}) + \phi_2 q_{i,t+m}^e + \varepsilon_{it}. \quad (16)$$

Zatem, dopasowania cenowe dokonują się zarówno poprzez zmiany realnego kursu walutowego, jak i poprzez różnicę inflacji krajowej i zagranicznej.

Równania (15) i (16) pozwalają zdefiniować główną hipotezę podejścia CHEER, zgodnie z którą realny kurs walutowy determinowany jest przez różnicę w poziomach stóp procentowych w kraju i za granicą oraz przez analogiczną różnicę stóp inflacji:

$$q_{it} = \beta_{1i} (I_{it} - I_t^*) + \beta_{2i} (\Delta p_{it} - \Delta p_t^*) + \varepsilon_{it}. \quad (17)$$

Model CHEER kursu złoty/euro dla danych z lat 1995 – 2006, określony równaniem (17) z restrykcją homogeniczności, dany jest w pracy Kęblowskiego i Welfe (2010).

Wadą modelu CHEER danego równaniem (17) jest jednak brak uwzględnienia premii za ryzyko niewypłacalności, której aproksymacją mogą być m.in. współczynniki płynności określane przykładowo jako stosunek podaży pieniądza M2 do wielkości rezerw, czy wielkość długu w relacji do produktu krajowego brutto. Kelm (2011) oszacował związek kointegracyjny, w którym model CHEER dany równaniem (17) jest uzupełniony o niestacjonarną premię za ryzyko, reprezentowaną przez relatywny udział rządowego długu krótkookresowego do PKB. Z kolei, Kęłowski i Welfe (2012) oraz Kęłowski (2011) zaproponowali aby premię za ryzyko niewypłacalności mierzyć za pomocą rynkowej wyceny tego ryzyka, tj. instrumentu pochodnego ryzyka kredytowego (ang. *Credit Default Swap*), a zastosowane uogólnienie modelu CHEER dane jest wówczas następująco:

$$q_{it} = \beta_{1i}(I_{it} - I_t^*) + \beta_{2i}(\Delta p_{it} - \Delta p_t^*) + \beta_{3i}(c ds_{it} - c ds_t^*) + \varepsilon_{it}, \quad (18)$$

gdzie $c ds_{it}$ oraz $c ds_t^*$ oznaczają logarytmy instrumentu pochodnego ryzyka kredytowego (CDS) dla obligacji skarbowych.

Sposób uwzględnienia premii za ryzyko kredytowe emitenta instrumentu bazowego w rozszerzonym modelu CHEER, danym równaniem (18), należy jednak zmodyfikować. Duffie (1999) wykazał, iż wycena instrumentu pochodnego ryzyka kredytowego (CDS) stanowi narzut na bezryzykowną stopę procentową dla obligacji o zmiennym oprocentowaniu, tj. definiuje premię za ryzyko zawartą w poziomie oprocentowania obligacji skarbowych. Uwzględnienie zatem w zbiorze informacyjnym poziomów instrumentu pochodnego ryzyka kredytowego zamiast logarytmów pozwala zdefiniować parytet nieubezpieczonych stóp procentowych, jako:

$$\Delta_m S_{i,t+m}^e / m = (I_{it} - CDS_{it}) - (I_t^* - CDS_t^*). \quad (19)$$

Zauważyć należy, iż równanie (19) definiuje oczekiwania zmian kursu wymiany w odniesieniu do bezryzykownych stóp procentowych, co stanowi jedno z założeń parytetu nieubezpieczonych stóp procentowych.

Równania (19) i (16) pozwalają następująco zredefiniować model CHEER:

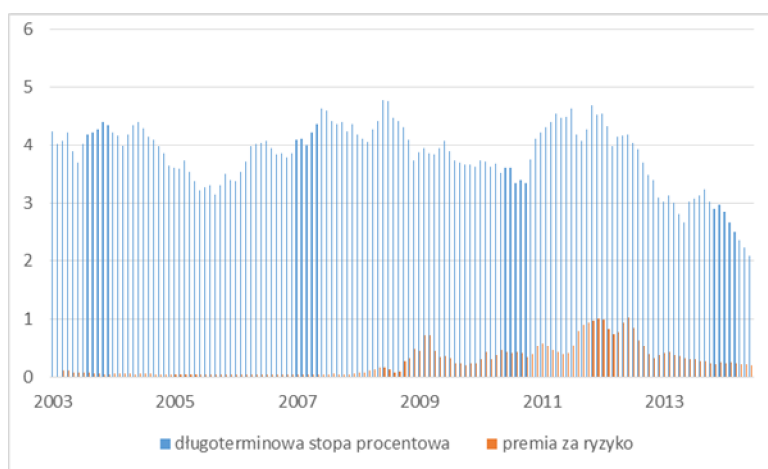
$$q_{it} = \beta_{1i} \left((I_{it} - CDS_{it}) - (I_t^* - CDS_t^*) \right) + \beta_{2i} (\Delta p_{it} - \Delta p_t^*). \quad (20)$$

Ponadto, w przypadku homogeniczności związku danego równaniem (20) – $\beta_{1i} + \beta_{2i} = 0$, realny kurs walutowy determinowany jest przez parytet bezryzykownych realnych stóp procentowych:

$$q_{it} = \beta_i \left((I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*) \right). \quad (21)$$

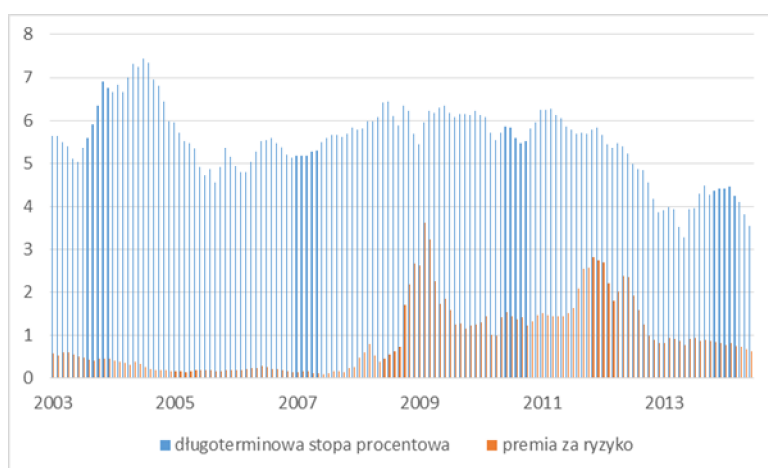
Model CHEER określony równaniami (20) i (21) stanowi jedną z hipotez badawczych analizy.

Wykres 6. Długoterminowa stopa procentowa a premia za ryzyko – strefa euro



Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych Eurostatu i Reutersa.

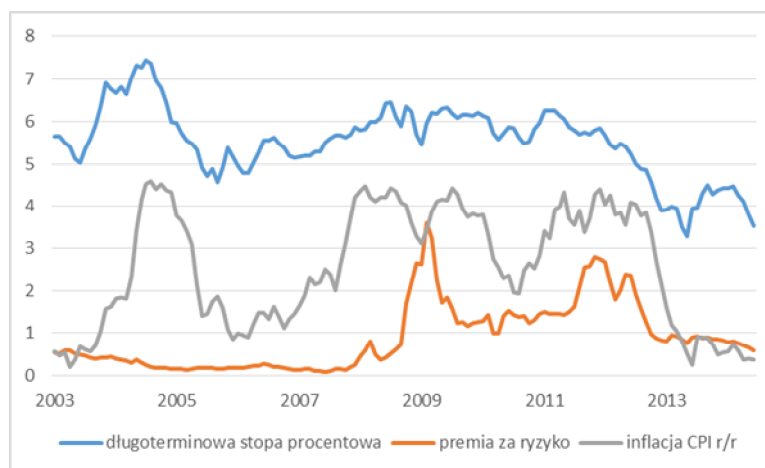
Wykres 7. Długoterminowa stopa procentowa a premia za ryzyko – Polska



Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych Eurostatu i Reutersa.

Wykresy 6 oraz 7 przedstawiają kształtowanie się długoterminowej stopy procentowej (oprocentowanie 10-letnich obligacji skarbowych o zmiennym oprocentowaniu) oraz premii za ryzyko (instrument pochodny ryzyka kredytowego dla obligacji skarbowych – pięcioletni kontrakt CDS) w skali rocznej dla strefy euro (notowanie CDS – Niemcy) i Polski. Zauważyć należy, że począwszy od połowy 2008 roku premia za ryzyko stanowi zauważalny komponent oprocentowania obligacji skarbowych, przy czym w okresie kryzysu finansowego związanego z rynkiem kredytów hipotecznych wysokiego ryzyka w Stanach Zjednoczonych oraz

Wykres 8. Długoterminowa stopa procentowa, premia za ryzyko i inflacja – Polska



Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych Eurostatu i Reutersa.

Wykres 9. Długoterminowa bezryzykowna realna stopa procentowa – Polska



Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych Eurostatu i Reutersa.

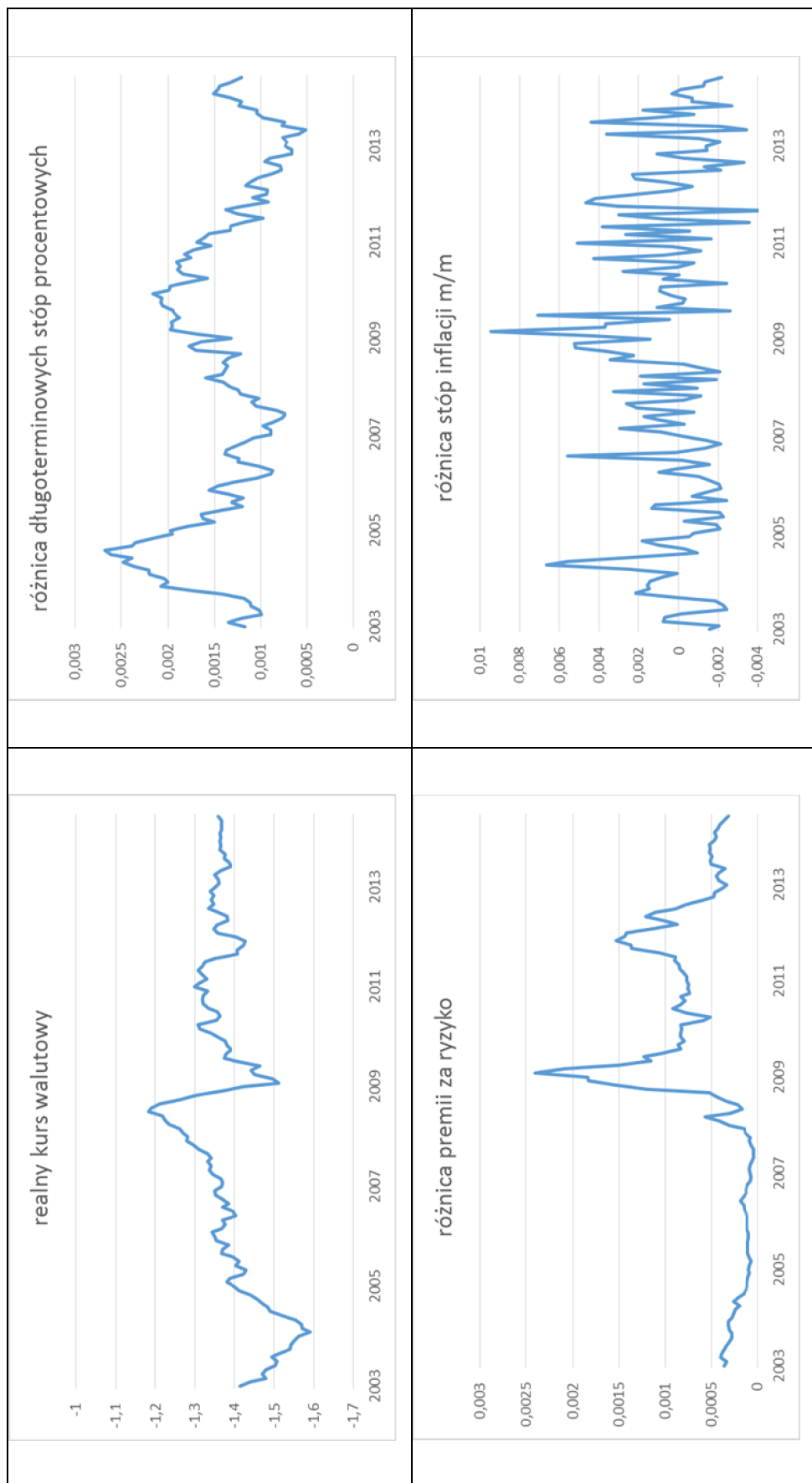
kolejnego kryzysu finansowego związanego z rynkiem obligacji skarbowych niektórych państw UE premia za ryzyko stanowi nawet prawie połowę oprocentowania polskich obligacji skarbowych. Porównanie długoterminowej stopy procentowej ze stopą bezryzykową wskazuje jednocześnie na odmienną tendencję w analizowanej próbie. Bezryzykowna stopa procentowa wykazuje bowiem wyraźną tendencję spadkową w okresie całym okresie styczeń 2003 – czerwiec 2014, podczas gdy stopa procentowa zawierająca ryzyko kredytowe oscyluje wokół 5,5% r/r w latach 2003 – 2012, a spadek oprocentowania obserwowany jest dopiero od początku 2013 roku.

Zestawienie stopy procentowej, premii za ryzyko i inflacji r/r (zob. wykres 8) wskazuje na niestacjonarność procesów generujących te zmienne, które wykorzystane są do wyznaczenia bezryzykowej realnej stopy procentowej – $I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}$ (zob. wykres 9). Należy zauważyć, że bezryzykowa realna stopa procentowa cechuje się relatywnie dużą zmiennością, a jednocześnie w analizowanej próbie wykazuje pewną cykliczność.

Model CHEER oszacowano w pierwszym etapie w ramach jednorodnej, wielowymiarowej analizy kointegracyjnej dla systemu kursu walutowego złoty/euro. Model PVEC sprowadza się wówczas do postaci szczególnej – modelu VEC. Na wykresie 10 zestawiono zmienne wykorzystane w badaniu: (i) realny kurs walutowy określony za pomocą równania (7), (ii) różnicę premii za ryzyko w kraju i za granicą, mierzonych za pomocą wyceny instrumentów pochodnych ryzyka kredytowego (5-letnie CDS-y w skali miesięcznej) – $CDS_{it} - CDS_t^*$, (iii) różnicę stóp oprocentowania 10-letnich obligacji skarbowych o zmiennym oprocentowaniu w skali miesięcznej – $I_t - I_t^*$, (iv) różnicę stóp inflacji mierzonych za pomocą indeksów cen towarów i usług konsumpcyjnych – $\Delta p_t - \Delta p_t^*$.

Porównanie kształtowania się realnego kursu walutowego oraz różnicy premii za ryzyko wskazuje, iż w okresach silnego wzrostu różnicy ryzyka kredytowego postrzeganego przez inwestorów finansowych, kurs walutowy ulega znacznej deprecjacji. Z drugiej strony, premia za ryzyko miała prawdopodobnie

Wykres 10. Model CHEER, wykresy zmiennych – Polska



Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych Eurostatu i Reutersa.

relatywnie niewielki wpływ na kształtowanie się kursu walutowego przed rozpoczęciem kryzysu finansowego w Stanach Zjednoczonych w 2008 roku. Ponadto, różnica długoterminowych stóp procentowych oraz różnica stóp inflacji wykazują znaczną korelację długookresową, co jednak nie musi implikować skointegrowania tych zmiennych. Z uwagi na wykazaną wcześniej niestacjonarność relatywnego wewnętrznego kursu walutowego przed 2007 rokiem, szacunek modelu CHEER przeprowadzono dla danych z okresu styczeń 2007 – czerwiec 2014.

W tabeli 4 przedstawiono wyniki wnioskowania o strukturze długookresowej modelu CHEER dla systemu kursu walutowego złoty/euro. Statystyka ilorazu wiarygodności testu rzędu kointegracji (zarówno z poprawką Bartletta, jak i bez) wskazuje na istnienie dwóch związków długookresowych. Test słabej egzogeniczności pozwala na dokonanie uwarunkowania modelu, najpierw względem różnicy długoterminowych stóp procentowych, a w następnej kolejności względem różnicy premii za ryzyko, co powinno prowadzić do poprawy małopróbkowych własności testu rzędu kointegracji. Ostatecznie, test rzędu

Tabela 4. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model CHEER, styczeń 2007 – czerwiec 2014, Polska

rząd kointegracji				
j	1	2	3	4
λ_j	0,36	0,33	0,11	0,03
LR	89,2 (0,00)	49,2 (0,00)	13,7 (0,32)	3,1 (0,58)
LR^{BC}	82,1 (0,00)	45,5 (0,00)	12,4 (0,42)	3,0 (0,59)
słaba egzogeniczność				
	q_t	$I_t - I_t^*$	$CDS_t - CDS_t^*$	$\Delta p_t - \Delta p_t^*$
$r = 1$	0,35 (0,56)	1,40 (0,24)	0,01 (0,95)	4,38 (0,04)
$r = 2$	8,17 (0,02)	1,41 (0,50)	23,93 (0,00)	29,25 (0,00)
$r = 3$	15,50 (0,00)	1,41 (0,70)	28,45 (0,00)	34,48 (0,00)
rząd kointegracji, model warunkowy				
j	1	2		
λ_j	0,35	0,12		
LR	49,8 (0,00)	11,3 (0,18)		
LR^{BC}	48,0 (0,00)	11,0 (0,20)		

Źródło: obliczenia własne.

kointegracji dla modelu warunkowego wskazuje na istnienie jednego związku długookresowego, co jest jednocześnie spójne z założonym modelem teoretycznym.

Szacunek związku długookresowego w krótkiej próbie wymagał zatem z jednej strony dokonania uwarunkowania modelu, z drugiej strony konieczne okazało się narzucenie restrykcji homogeniczności na parametry modelu CHEER ($LR^{BC} = 4,72 (0,09)$). Oszacowany związek długookresowy dany jest wówczas następująco:

$$q_t = 1,33 + 81,27 \left((I_t - CDS_t - \Delta p_t) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*) \right) + ec_t, \quad (22)$$

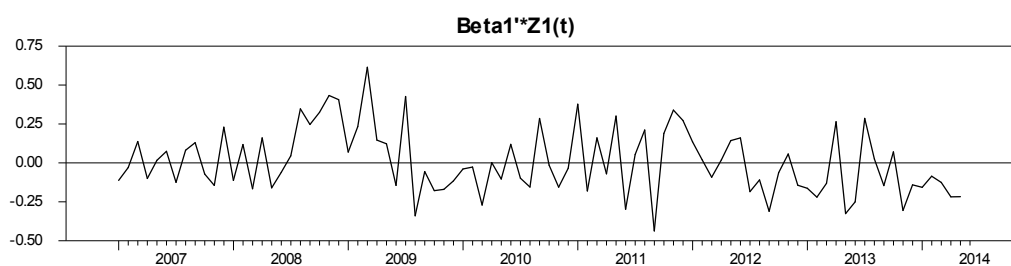
(5,8) (6,6)

a macierz dostosowań jako $\mathbf{A} = \begin{bmatrix} -0,06 \\ (2,2) \\ -0,01 \\ (6,0) \end{bmatrix}$. Kształtowanie się słabostacjonarnego

składnika korekty błędem – ec_t przedstawiono na wykresie 11. Z kolei estymacja rekursywna oraz wstecznie rekursywna (dla ostatnich/pierwszych 30 obserwacji) wskazuje na stabilność parametrów długookresowych, mimo krótkiej próby czasowej wykorzystanej w badaniu.

Uzyskana semielastyczność realnego kursu walutowego względem różnicy bezryzykownych realnych stóp procentowych jest niższa od wartości teoretycznej, równej w tej analizie 120, która jest implikowana wyłącznie przez parytet nieubezpieczonych stóp procentowych. Z drugiej jednak strony jest wyraźnie wyższa, niż w przypadku wcześniejszych analiz, których podstawą nie były bezryzykowne stopy procentowe, definiowane zgodnie ze wskazaniem Duffiego (zob. np. Kelm (2011), Kęłowski i Welfe (2012), Kęłowski (2012)). Należy jednak zauważyć też, iż wcześniejsze analizy obejmowały zwykle również system

Wykres 11. Składnik resztowy związku długookresowego (22)



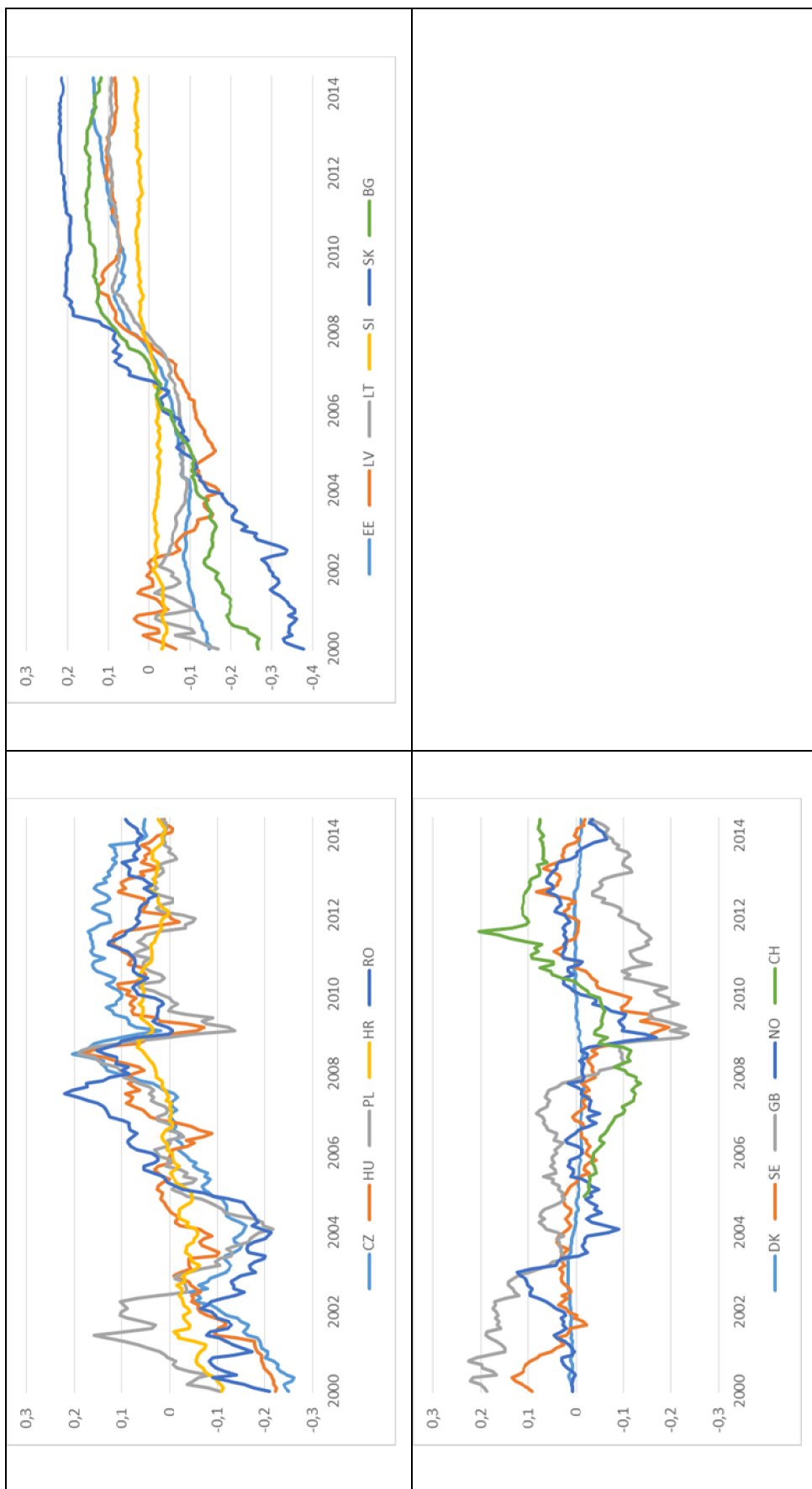
Źródło: obliczenia własne.

dozwolonego pasma wahań kursu walutowego, który poprzedzał system (prawie) płynnego kursu walutowego. Oszacowany parametr korekty błędem równy $-0,06$ wskazuje na okres półtrwania nierównowagi równy 11 miesięcy. Okres ten jest dłuższy, niż we wcześniej wspomnianych pracach, niemniej jest w pełni akceptowalny z punktu widzenia wcześniejszych analiz kształtowania się kursu walutowego w równowadze. Uzasadnieniem powolnego dostosowania się kursu walutowego do poziomu równowagi mogą być na przykład krótkookresowe strategie spekulacyjne, prowadzące do występowania stosunkowo długich okresów przewartościowania lub niedowartościowania waluty krajowej.

W kolejnym etapie badania szacowano model CHEER dla systemu kursów walutowych nowych członków UE z (prawie) płynnym kursem walutowym – panel A oraz dla systemu uwzględniającego kurs wymiany nowych członków UE ze sztywnym kursem walutowym – panel B. Na wykresach 12-15 przedstawiono dane panelowe wykorzystane w badaniu (panele A i B) oraz dane dotyczące panelu C, stanowiącego punkt odniesienia. Kształtowanie się realnego kursu walutowego, przedstawione na rysunku 12, wskazuje na istnienie wspólnego, dla panelu A, jak i panelu B, trendu aprecjacyjnego realnego kursu walutowego, który występuje od początku próby do 2007 roku oraz względne ustabilizowanie realnego kursu walutowego w latach następnych. Występowanie wspólnego trendu aprecjacyjnego realnego kursu walutowego nowych członków UE do 2007 roku odzwierciedla proces stopniowej zmiany struktury i poprawy jakości produkowanych dóbr przez gospodarki krajów nowych członków UE. Należy zauważyć, iż najsilniejsza aprecjacja realnego kursu walutowego nastąpiła w przypadku Słowacji, której relatywnie niewielka gospodarka doświadczyła znacznych inwestycji przede wszystkim w przemyśle motoryzacyjnym. Występowanie wspólnego trendu aprecjacyjnego realnego kursu walutowego może również wskazywać na potencjalne występowanie w tym okresie mechanizmu opisanego przez Balasę (1964) i Samuelsona (1964).

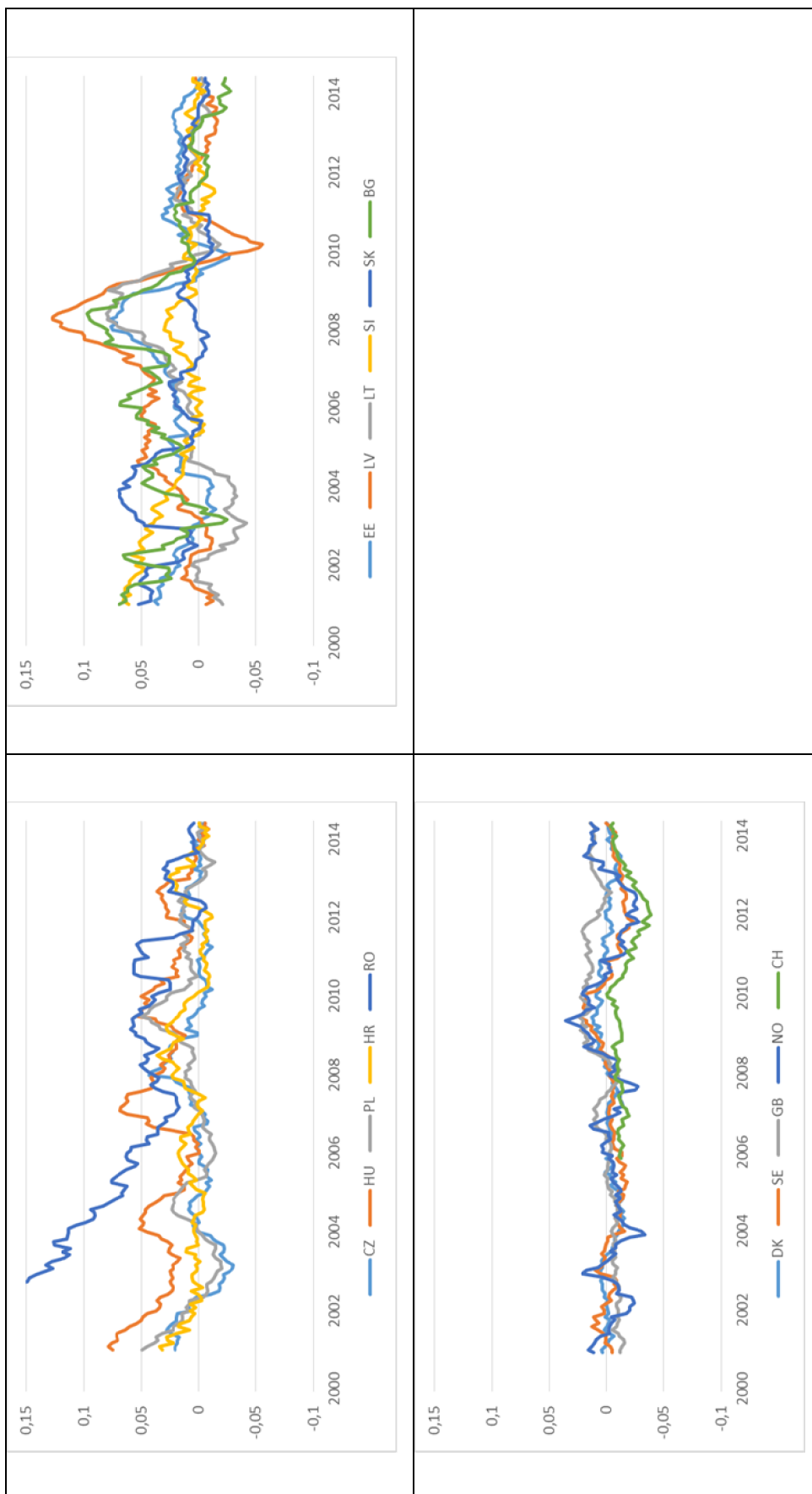
Podobne kształtowanie się realnego kursu walutowego dla nowych członków UE oraz odmienność systemu kursu walutowego w panelu A i B, połączona z okresami silnej deprecjacji/aprecjacji nominalnych kursów walutowych w panelu A,

Wykres 12. Realny kurs walutowy, panele A – C



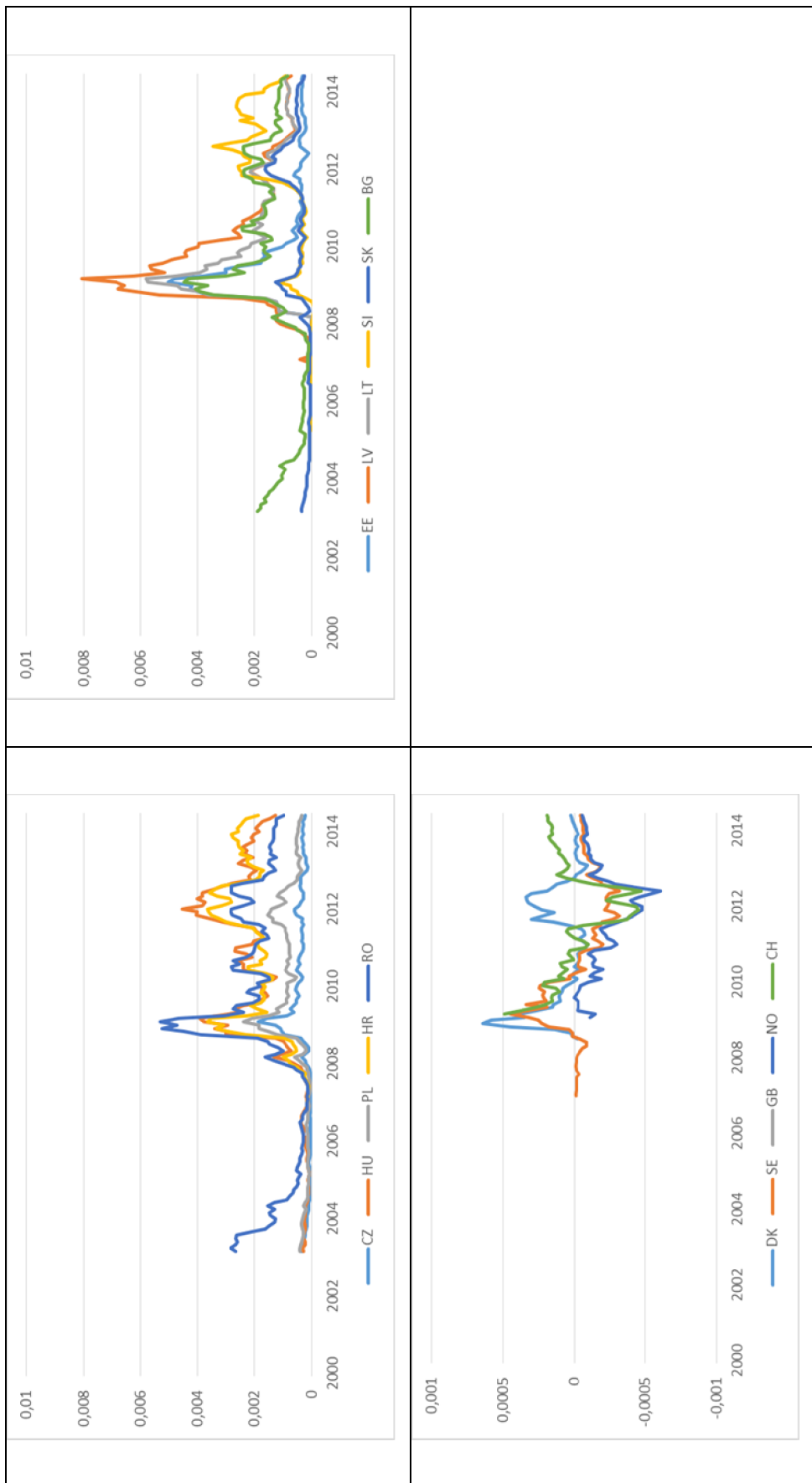
Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Wykres 13. Różnica stóp inflacji (względem strefy euro, r/r), panele A – C



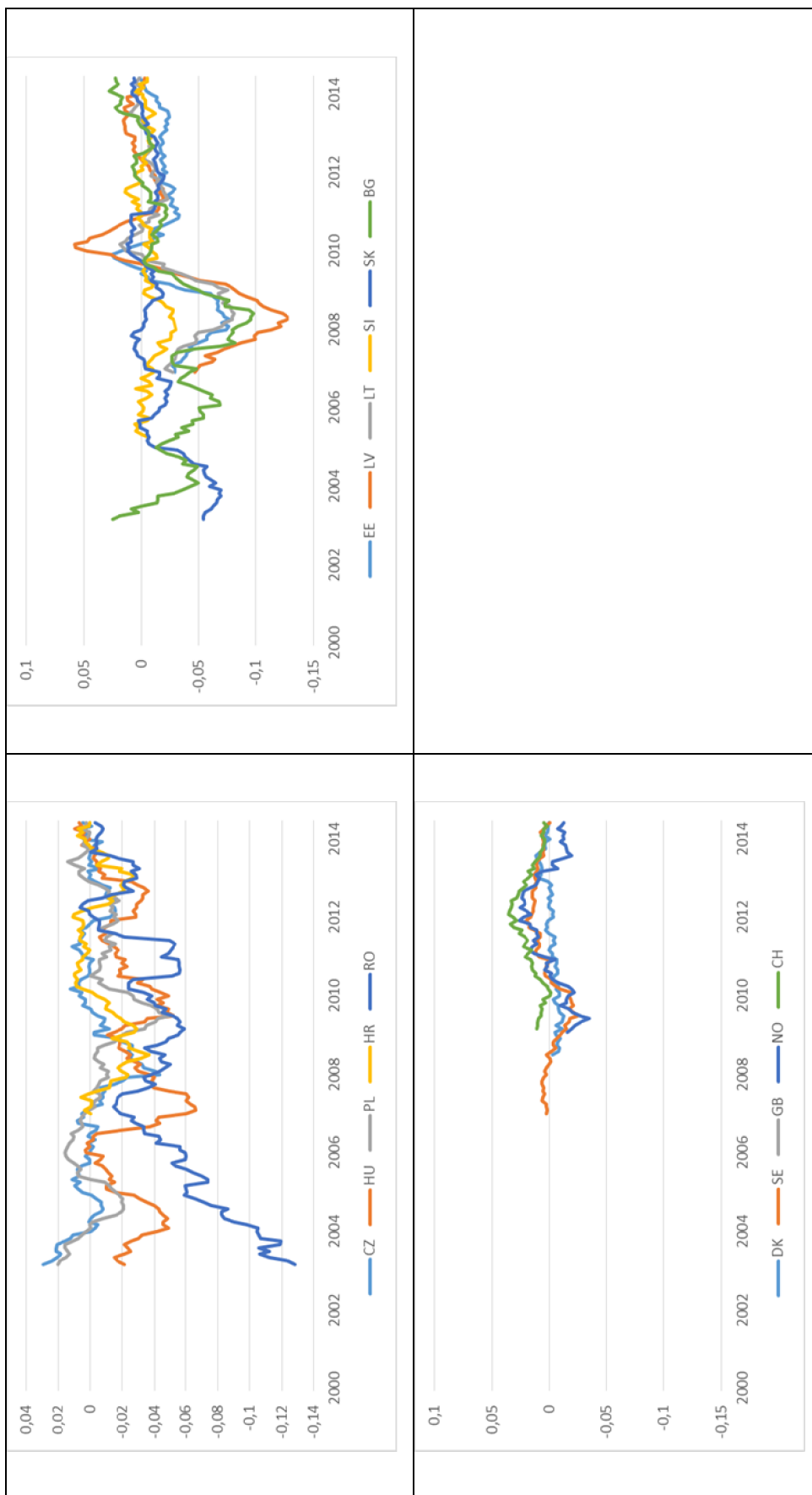
Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Wykres 14. Różnica premii za ryzyko (w pkt. proc., w skali miesięcznej), panele A – C



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Reutersa.

Wykres 15. Różnica długoterminowych bezryzykownych realnych (r/r) stóp procentowych, panele A – C



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

wskazuje na konieczność analogicznej, silnej deprecjacji/aprecjacji wewnętrznej w panelu B. Kształtowanie się różnic stóp inflacji, przedstawione na wykresie 13, wskazuje na istotnie większą zmienność stóp inflacji w panelu B, niż w panelu A. Należy też zauważyć, iż panel B cechuje się większą zmiennością bezryzykownych realnych stóp procentowych, niż panel A (zob. wykres 15).

W tabeli 5 przedstawiono wyniki wnioskowania o strukturze długookresowej modelu CHEER dla systemu kursów walutowych panelu A, na podstawie środowiska statystycznego PVEC. Model CHEER szacowano w tym przypadku dla panelu obejmującego jedynie systemy walutowe: Węgier, Polski i Chorwacji. Uwzględnienie Czech i Rumunii prowadziło do uzyskania nieakceptowalnych ocen parametrów, co wynika z małopróbkowych własności estymatora oraz z odmienności dynamiki indeksów cen w tych krajach. Statystyka ilorazu wiarygodności z poprawką rozmiaru testu Bartletta dla testu rzędu kointegracji wskazuje na istnienie jednego związku kointegracyjnego. Z drugiej strony graniczny poziom istotności testu wspólnej przestrzeni kointegrującej równy 2% wskazuje na brak wspólnego mechanizmu długookresowego. Oszacowane semielastyczności realnych kursów walutowych względem różnicy długoterminowych bezryzykownych realnych stóp procentowych są wyraźnie różne, przy czym najwyższa semielastyczność dotyczy realnego kursu walutowego złoty/euro, a

Tabela 5. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model CHEER, styczeń 2007 – czerwiec 2014, panel A

wspólny rząd kointegracji		
$H_0 : R = 0$	$LR^{BC} = 156,5$	$c.v. = 83,7$
$H_0 : R = 1$	$LR^{BC} = 24,1$	$c.v. = 31,8$
wektor kointegrujący, 3 kraje: Węgry, Polska, Chorwacja		
	q_t	$(I_t - CDS_t - \Delta p_t) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*)$
HU	1	-66,4 (4,0)
PL	1	-83,0 (4,4)
HR	1	-29,3 (2,9)
wspólny wektor kointegrujący		
$H_0 : \mathbf{B}_{11} = \mathbf{B}_{22} = \mathbf{B}_{33}$	$LR = 14,9 (0,02)$	

Źródło: obliczenia własne.

najniższa kursu kuna/euro. Wśród przyczyn różnic tych semielastyczności należy wymienić: (i) odmienność procesu transformacji w poszczególnych krajach, która rzutuje na różną kapitałochłonność analizowanych gospodarek, (ii) głębokość i płynność danego rynku walutowego oraz skalę interwencji walutowych podejmowanych przez banki centralne tych krajów.

Wyniki wnioskowania o strukturze długookresowej modelu CHEER dla systemu kursów walutowych panelu B przedstawiono w tabeli 6. Podobnie jak w przypadku panelu A, uzyskanie akceptowalnych ocen parametrów wymagało ograniczenia panelu dla systemów kursów walutowych: Estonii, Litwy, Łotwy, Słowenii i Bułgarii. Test rzędu kointegracji wskazuje na istnienie jednego związku długookresowego. Oszacowane semielastyczności realnych kursów walutowych względem różnicy długoterminowych bezryzykownych realnych stóp procentowych są bardziej zbliżone w ramach panelu B, niż w panelu A. Najmniejsza semielastyczność kursy dotyczy Słowenii, z kolei największa ocena tego parametru występuje w przypadku Estonii. Jednakże test wspólnej przestrzeni kointegrującej pozwala w przypadku panelu B zidentyfikować wspólny związek długookresowy,

Tabela 6. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model CHEER, styczeń 2007 – czerwiec 2014, panel B

wspólny rząd kointegracji		
$H_0 : R = 0$	$LR^{BC} = 1147,9$	$c.v. = 216,6$
$H_0 : R = 1$	$LR^{BC} = 78,4$	$c.v. = 83,2$
wektor kointegrujący, 5 krajów: Estonia, Litwa, Łotwa, Słowenia, Bułgaria		
	q_t	$(I_t - CDS_t - \Delta p_t) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*)$
EE	1	-62,3 (3,1)
LV	1	-36,0 (5,6)
LT	1	-38,0 (3,4)
SI	1	-33,1 (2,9)
BG	1	-52,6 (4,2)
wspólny wektor kointegrujący		
$H_0 : \mathbf{B}_{11} = \mathbf{B}_{22} = \mathbf{B}_{33} = \mathbf{B}_{44} = \mathbf{B}_{55}$	$LR = 4,5 (0,99)$	
$q_{it} = const_i + 59,9 \binom{(3,8)}{((I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*))} + ec_{it}$		

Źródło: obliczenia własne.

definiujący kształtowanie się realnego kursu walutowego. Świadczy to o większej homogeniczności systemu realnego kursu walutowego w przypadku panelu B, reprezentującego państwa posiadające system sztywnego kursu walutowego, a *de facto* należące w większości do strefy euro, niż panelu A, reprezentującego państwa pozostające poza unią monetarną i prowadzące w pełni samodzielną politykę monetarną.

Porównanie kształtowania się realnego kursu walutowego oraz bezryzykownych realnych stóp procentowych dla panelu C sugeruje istnienie korelacji długookresowej tych zmiennych również i w tym panelu. Jednak, z uwagi na brak rynkowej wyceny premii za ryzyko przed 2009 rokiem, nie jest możliwe weryfikowanie istnienia związku długookresowego w tak krótkiej próbie, pomimo zastosowania środowiska statystycznego PVEC.

2.3. Model BEER

Model BEER (ang. *Behavioral Equilibrium Exchange Rate*) realnego kursu walutowego, podobnie jak model CHEER, jest podejściem zagnieżdżonym w ramach warunku równowagi bilansu płatniczego. W odróżnieniu od modelu CHEER, model BEER wskazuje jednak na większy zakres zmiennych, które mogą mieć wpływ na rachunek bieżący bilansu płatniczego (zob. Frankel i Musa 1986, Clark i MacDonald 1999). Po pierwsze, spełnia postulat zgodności strumieniowo-zasobowej, wynikający ze strumienia płatności odsetkowych od zagranicznych aktywów netto, uwzględnionych w rachunku bieżącym. Po drugie, uwzględnia mechanizm opisany przez Balassę (1964) i Samuelsona (1964), zgodnie z którym niestacjonarność realnego kursu walutowego deflowanego ogólnymi indeksami cen towarów i usług konsumpcyjnych może wynikać z niestacjonarności różnicy indeksów cen towarów wymiennych i niewymiennych, definiującej krajowy i zagraniczny wewnętrzny kurs walutowy (zob. równanie (11) i (12)). Wówczas zgodnie z dekompozycjami (9a) i (9b) zachodzi, że

$$\begin{aligned}
 & (1-\alpha)(p_t^{NT} - p_t^T) - (1-\alpha^*)(p_t^{NT^*} - p_t^{T^*}) = \\
 & = (\alpha p_t^T + (1-\alpha)p_t^{NT} - p_t^T) - (\alpha^* p_t^{*T} + (1-\alpha^*)p_t^{*NT} - p_t^{*T}) = \\
 & = (p_t - p_t^T) - (p_t^* - p_t^{*T}).
 \end{aligned} \tag{23}$$

Dlatego relatywna różnica ogólnego indeksu cen towarów i usług względem indeksu cen towarów wymiennych stanowi jedną z potencjalnych determinant realnego kursu walutowego. Po trzecie, model BEER uwzględnia, że relatywne warunki handlu, definiowane za pomocą krajowych i zagranicznych indeksów cen eksportu i importu, stanowią determinantę bilansu handlowego, a przez to wpływają na rachunek bieżący bilansu płatniczego oraz potencjalnie na realny kurs walutowy. Po czwarte, parytet nieubezpieczonych stóp procentowych (por. równanie (15)) jest tu definiowany względem realnych stóp procentowych oraz ryzyka kredytowego aproksymowanego standardowo poziomem długu publicznego.

Podsumowując, standardowa specyfikacja modelu BEER zakłada, że realny kurs walutowy determinowany jest przez mechanizm postaci:

$$q_t = \delta_1 nfa_t + \delta_2 \left((p_t - p_t^T) - (p_t^* - p_t^{*T}) \right) + \delta_3 (tot_t - tot_t^*) + \delta_4 \left((I_t - \Delta p_t) - (I_t^* - \Delta p_t^*) \right) + \delta_5 debt_t + \varepsilon_t, \quad (24)$$

gdzie nfa_t oznacza poziom aktywów zagranicznych netto w relacji do produktu krajowego brutto, $tot_t - tot_t^*$ definiuje względną różnicę relatywnych warunków handlu, a $debt_t$ jest wskaźnikiem różnie definiowanego poziomu długu publicznego względem PKB. Powyższy zbiór potencjalnych determinant realnego kursu walutowego w ramach modelu BEER jest jednak w poszczególnych aplikacjach modyfikowany (zob. przegląd w Kelm 2013). Ponadto oszacowania uzyskiwane nawet w ramach zbliżonych specyfikacji, ale dla różnych par walut lub okresów, okazują się być znacząco różne (zob. Bęza-Bojanowska i MacDonald 2009).

W tym badaniu przyjęto następujące założenia odnośnie struktury mechanizmu determinującego realny kurs walutowy. Po pierwsze, podobnie jak w przypadku wcześniej przedstawionego modelu CHEER, poziom premii za ryzyko kredytowe równy jest wycenie rynkowej implikowanej przed notowania kontraktów CDS. Po drugie, z uwagi na niestacjonarność relatywnego wewnętrznego kursu walutowego przed 2007 rokiem, kurs walutowy urealniano zgodnie ze wzorem (8), tj. za pomocą indeksów cen towarów konsumpcyjnych, co *ex definitione*, wyklucza z badania potencjalny wpływ klasycznego efektu Balassy-Samuelsona. Po trzecie, założono jednak, że mechanizm opisany przez Balassę i Samuelsona może

potencjalnie wpływać nie tylko na kurs wymiany urealniany za pomocą ogólnych indeksów cen, ale również na kurs urealniany za pomocą indeksów cen towarów wymiennych, co wynikać może z lepkości cen (zob. szerszą dyskusję w: Kelm (2013)). Powyższy efekt mierzony jest przy tym poprzez względną wydajność pracy w sektorze towarów wymiennych i niewymiennych w kraju względem zagranicy. Zatem specyfikacja potencjalnych determinant w ramach modelu BEER w tej analizie dana jest następująco:

$$q_t^T = \beta_1 \left((I_t^l - CDS_t - \Delta p_t) - (I_t^{*l} - CDS_t^* - \Delta p_t^*) \right) + \beta_2 nfl_t + \beta_3 (tot_t - tot_t^*) + \beta_4 \left((l_t^T - l_t^{NT}) - (l_t^{*T} - l_t^{*NT}) \right), \quad (25)$$

gdzie nfl_t to pasywa zagraniczne netto, l_t^T i l_t^{*T} oznaczają odpowiednio krajową i zagraniczną wydajność pracy w przetwórstwie przemysłowym, l_t^{NT} , l_t^{*NT} definiują wydajność pracy w pozostałych sektorach gospodarki oraz $l_t^{TNT} = l_t^T - l_t^{NT}$ i $l_t^{*TNT} = l_t^{*T} - l_t^{*NT}$.

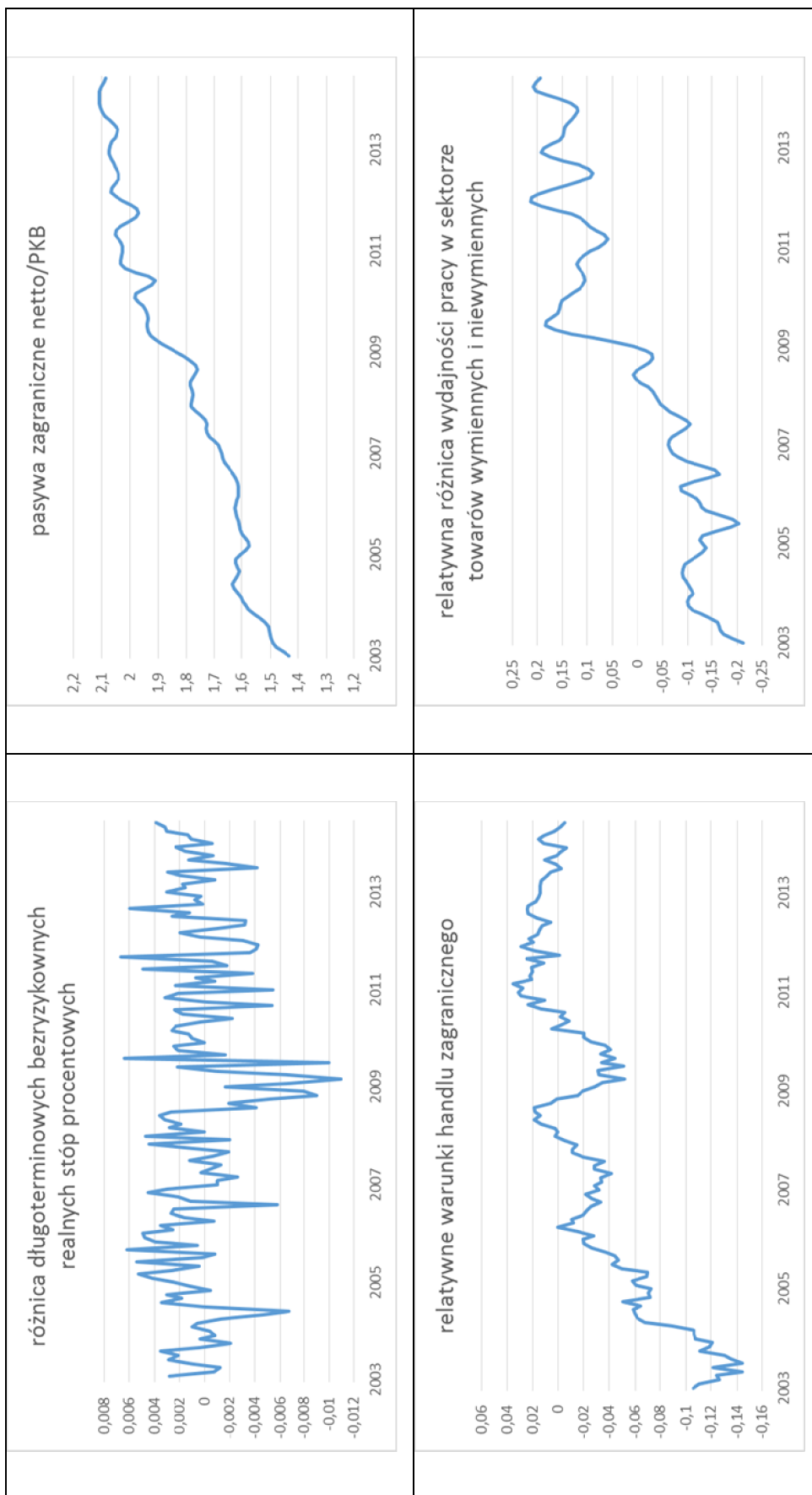
Z uwagi na dostępność danych dotyczących wycen kontraktów CDS, szacunek modelu BEER przeprowadzono dla danych z okresu styczeń 2003 – czerwiec 2014. Podobnie jak w przypadku modelu CHEER, również model BEER oszacowano w pierwszym kroku dla systemu kursu złoty/euro, tj. za pomocą analizy jednoprzekrojowej. Na wykresie 16 przedstawiono szeregi czasowe wykorzystane w tej analizie.

Wykres 16. Model BEER, wykresy zmiennych – Polska



Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych Eurostatu i Reutersa.

Wykres 16 cd. Model BEER, wykresy zmiennych – Polska



Źródło: obliczenia własne na podstawie baz danych Eurostatu i Reutersa.

Tabela 7. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model BEER, styczeń 2003 – czerwiec 2014, Polska

rząd kointegracji							
j	1	2	3	4	5	6	7
λ_j	0,42	0,27	0,25	0,13	0,08	0,07	0,02
LR	197,9 (0,00)	125,4 (0,00)	82,4 (0,02)	43,1 (0,33)	24,6 (0,43)	13,3 (0,35)	3,2 (0,55)
LR^{BC}	177,8 (0,00)	110,2 (0,02)	72,8 (0,10)	17,4 (0,99)	10,2 (0,99)	4,4 (0,99)	1,5 (0,85)
wykluczenie z przestrzeni kointegrującej							
q_t^T	$I_t - I_t^*$	$CDS_t - CDS_t^*$	$\Delta p_t - \Delta p_t^*$	nfl_t	$tot_t - tot_t^*$	$I_t^{TNT} - I_t^{*TNT}$	
$r = 1$	9,27 (0,00)	1,03 (0,31)	3,83 (0,05)	24,25 (0,00)	1,16 (0,28)	5,92 (0,02)	0,72 (0,40)
$r = 2$	11,60 (0,00)	4,16 (0,13)	6,64 (0,04)	24,28 (0,00)	4,01 (0,13)	9,36 (0,01)	3,78 (0,15)
$r = 3$	11,61 (0,01)	14,21 (0,00)	23,93 (0,00)	45,13 (0,00)	5,82 (0,12)	12,46 (0,01)	4,77 (0,19)
rząd kointegracji							
j	1	2	3	4	5	6	
λ_j	0,42	0,27	0,20	0,08	0,06	0,03	
LR	164,7 (0,00)	94,2 (0,00)	52,3 (0,07)	22,6 (0,56)	11,9 (0,46)	3,4 (0,51)	
LR^{BC}	149,5 (0,00)	84,0 (0,01)	46,4 (0,20)	8,1 (0,99)	4,5 (0,99)	1,8 (0,81)	
wykluczenie z przestrzeni kointegrującej							
q_t^T	$I_t - I_t^*$	$CDS_t - CDS_t^*$	$\Delta p_t - \Delta p_t^*$	nfl_t	$tot_t - tot_t^*$		
$r = 1$	8,03 (0,01)	1,45 (0,23)	3,66 (0,06)	28,48 (0,00)	3,13 (0,08)	8,51 (0,00)	
$r = 2$	12,77 (0,00)	10,40 (0,01)	14,2 (0,00)	33,10 (0,00)	4,67 (0,10)	11,30 (0,00)	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7 cd. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model BEEER, styczeń 2003 – czerwiec 2014, Polska

słaba egzogeniczność						
	q_t^T	$I_t - I_t^*$	$CDS_t - CDS_t^*$	$\Delta p_t - \Delta p_t^*$	nfI_t	$tot_t - tot_t^*$
$r=1$	4,62 (0,03)	2,68 (0,10)	5,71 (0,02)	21,09 (0,00)	12,90 (0,00)	0,03 (0,87)
$r=2$	5,22 (0,07)	5,41 (0,07)	17,83 (0,00)	21,45 (0,00)	16,93 (0,00)	0,35 (0,84)
rząd kointegracji, model warunkowy						
j	1	2	3	4	5	
λ_j	0,41	0,20	0,15	0,08	0,03	
LR	138,4 (0,00)	65,7 (0,03)	36,3 (0,18)	15,1 (0,53)	3,4 (0,79)	
LR^{BC}	129,6 (0,00)	58,2 (0,13)	30,6 (0,44)	9,7 (0,90)	2,3 (0,91)	
słaba egzogeniczność, model warunkowy						
	q_t^T	$I_t - I_t^*$	$CDS_t - CDS_t^*$	$\Delta p_t - \Delta p_t^*$	nfI_t	
$r=1$	4,66 (0,03)	2,71 (0,10)	5,69 (0,02)	21,15 (0,00)	13,80 (0,00)	
$r=2$	5,26 (0,07)	5,73 (0,06)	17,96 (0,00)	21,82 (0,00)	17,73 (0,00)	

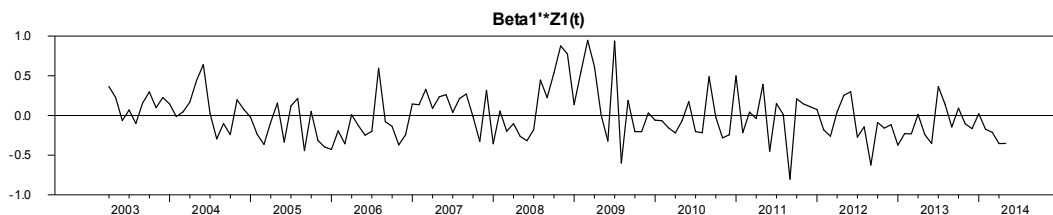
Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 7 przedstawiono wyniki wnioskowania o strukturze długookresowej modelu BEER dla systemu kursu walutowego złoty/euro. Statystyka ilorazu wiarygodności testu rzędu kointegracji sugeruje istnienie trzech związków długookresowych, a test z poprawką rozmiaru testu wskazuje na istnienie dwóch związków długookresowych. Jednocześnie test wykluczenia z przestrzeni kointegrującej wskazuje, że relatywna wydajność pracy w sektorze towarów wymiennych i niewymiennych nie objaśnia mechanizmu/mechanizmów długookresowych systemu kursu walutowego. Dlatego też zmienna ta została usunięta ze zbioru informacyjnego, co jednocześnie nie wpłynęło na wskazania testu rzędu kointegracji. Test wykluczenia z przestrzeni kointegrującej nie dozwala na wykluczenie kolejnych zmiennych ze zbioru informacyjnego, choć dla zmiennej nfl_t , wskazania testu nie są rozstrzygające. Niemniej, wzięwszy pod uwagę jakość danych surowych dotyczących tej zmiennej w początkowym okresie analizy oraz postulat zgodności strumieniowo-zasobowej, zmienną tę pozostawiono w zbiorze informacyjnym. W następnym kroku, zastosowanie testu słabej egzogeniczności pozwala na dokonanie uwarunkowania modelu względem różnicy relatywnych warunków handlu zagranicznego. Wnioskowanie o rzędzie kointegracji w modelu warunkowym na podstawie testu z poprawką Bartletta prowadzi ostatecznie do wniosku o istnieniu jednego związku długookresowego. Z kolei, test słabej egzogeniczności nie pozwala na dalsze uwarunkowanie modelu.

Należy zauważyć, iż przedstawiona powyżej ścieżka wnioskowania o strukturze długookresowej modelu jest zgodna ze strategią proponowaną przez Greenslade'a (1999). Jednakże wskazania powyższych testów są podatne na: (i) efekt krótkiej próby, który w tej analizie może prowadzić w pewnym stopniu do zniekształcenia rozmiaru poszczególnych testów oraz (ii) wady danych surowych wynikające m.in. z interpolacji szeregów (nfl_t).

Nałożenie restrykcji homogeniczności na parametry zmiennych: $I_t - I_t^*$, $CDS_t - CDS_t^*$, $\Delta p_t - \Delta p_t^*$ ($LR^{BC} = 2,35(0,31)$) pozwoliło na oszacowanie następującego związku długookresowego:

Wykres 17. Składnik resztowy związku długookresowego (26)



Źródło: obliczenia własne.

$$q_t^T = 1,73 + 58,15 \left((i_t - cds_t - \Delta p_t^T) - (i_t^* - cds_t^* - \Delta p_t^{*T}) \right) + 1,49 (tot_t - tot_t^*) +$$

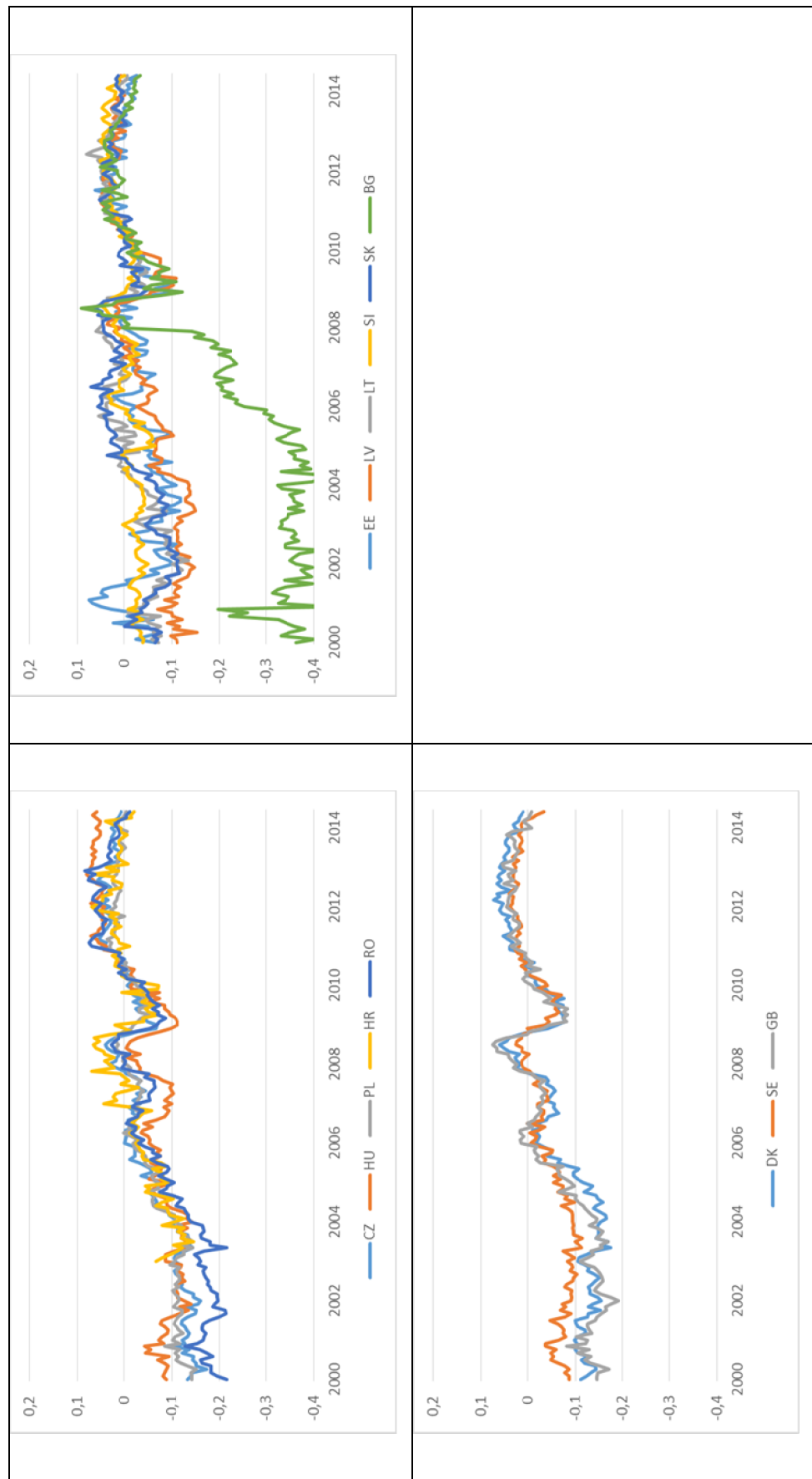
$$-0,146 nfl_t + ec_t, \quad (26)$$

dla którego siła mechanizmu korekty błędem dla realnego kursu walutowego równa jest $-0,07$, co odpowiada okresowi półtrwania nierównowagi wynoszącemu 9,5

miesiąca. Kształtowanie się słabostacjonarnego składnika korekty błędem – ec_t , przedstawiono na wykresie 17. Z kolei estymacja rekursywna wskazuje na stabilność parametrów długookresowych.

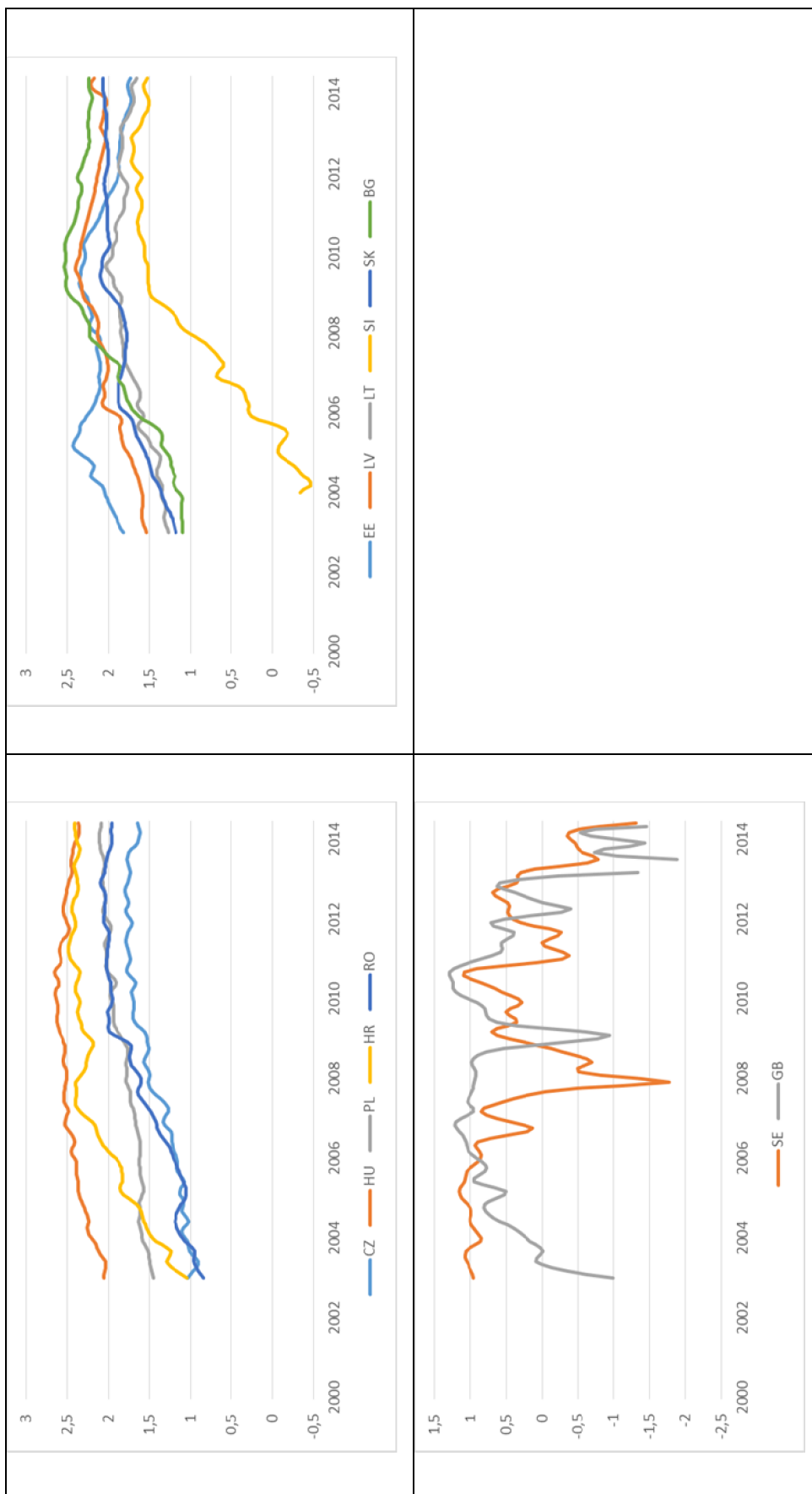
Przeprowadzone wnioskowanie o strukturze długookresowej dla modelu BEER danego równaniem (25) oraz oszacowany związek długookresowy (26) wskazują, iż relatywne warunki handlu oraz pasywa zagraniczne netto stanowią istotne determinanty realnego kursu walutowego, z kolei relatywna wydajność pracy w sektorze towarów wymiennych i niewymiennych nie stanowi elementu mechanizmu długookresowego dla kursu walutowego złoty/euro. Jednocześnie oszacowana semielastyczność realnego kursu walutowego względem różnicy bezryzykownych realnych stóp procentowych jest mniejsza, niż oszacowanie modelu CHEER. Jakkolwiek bezpośrednie porównanie uzyskanych semielastyczności jest częściowo utrudnione z uwagi na różną próbę wykorzystaną w badaniu, większą liczbę obserwacji wykorzystanych do estymacji modelu BEER oraz odmienną wykorzystanych indeksów cen, to jednak oszacowany związek długookresowy (26) wskazuje, iż model CHEER jest nadmiernie zredukowany, w stosunku do długookresowego mechanizmu generującego realny kurs walutowy, a pominięcie istotnych determinant może prowadzić do obciążenia oszacowań pozostałych parametrów.

Wykres 18. Relatywne warunki handlu, panele A – C



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Wykres 19. Pasywa zagraniczne netto/PKB, panele A – C



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

W następnym etapie analizy przeprowadzono szacunek modelu BEER dla systemu kursów walutowych nowych członków UE z płynnym kursem walutowym (panel A) oraz dla systemu uwzględniającego kurs wymiany nowych członków UE ze sztywnym kursem walutowym (panel B). Kształtowanie się relatywnych warunków handlu i relacji pasywów zagranicznych do PKB przedstawiono odpowiednio na wykresach 18-19. Z jednej strony, zauważyć należy stopniową poprawę relatywnych warunków handlu do 2008 roku, występującą zarówno w panelu A, jak i B. Z drugiej strony, w tym samym okresie odnotować należy wzrost międzynarodowej pozycji inwestycyjnej w relacji do PKB do 2010 roku w obydwu panelach.

Wyniki wnioskowania o strukturze długookresowej modelu BEER dla panelu A przedstawiono w tabeli 8. Statystyka ilorazu wiarygodności z poprawką Bartletta wskazuje na istnienie jednego wektora kointegrującego. Oceny parametrów związku długookresowego dla poszczególnych przekroi są zasadniczo akceptowalne, choć wpływ relatywnych warunków handlu zagranicznego okazał się być nieistotny statystycznie w przypadku Węgier oraz Rumunii, dla rozmiaru testu równego 5%, podobnie jak wpływ międzynarodowej pozycji zagranicznej w przypadku Czech i Chorwacji. Zatem w przeciwieństwie do przedstawionego wcześniej modelu CHEER, szacowanego dla krótszej próby i z silnie zredukowanym zbiorem determinant realnego kursu walutowego, możliwe okazało się modelowanie realnego kursu walutowego wszystkich krajów uwzględnionych w panelu A. Jakkolwiek, oszacowania parametrów długookresowych w poszczególnych przekrojach są różne, to jednak mechanizm długookresowy dla realnego kursu walutowego krajów uwzględnionych w panelu A wykazuje znaczne podobieństwo. Przeprowadzono zatem test wspólnej przestrzeni kointegrującej, które pozwala zidentyfikować wspólny związek długookresowy, który oszacowano oddzielnie dla całego panelu, jaki i wyłącznie dla grupy trzech krajów: Czechy, Polska, Węgry. Oceny elastyczności kursu względem relatywnych warunków handlu zagranicznego są przy tym zbliżone, z kolei semielastyczność kursu względem parytetu bezryzykownych realnych stóp procentowych oraz elastyczność kursu względem pasywów zagranicznych netto są jednak różne, co wynikać może z

Tabela 8. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model BEER, styczeń 2003 – czerwiec 2014, panel A

wspólny rząd kointegracji				
$H_0 : R = 0$	$LR^{BC} = 1521,0$ c.v. = 818,0			
$H_0 : R = 1$	$LR^{BC} = 474,0$ c.v. = 531,9			
wektor kointegrujący				
q_{it}^T	$(I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_{it}^* - CDS_{it}^* - \Delta p_{it}^*)$	$tot_{it} - tot_{it}^*$	nfl_{it}	
CZ	1	-32,19 (5,6)	-1,35 (2,5)	0,11 (1,1)
HU	1	-25,00 (4,9)	-0,22 (1,0)	0,27 (2,4)
PL	1	-41,90 (6,7)	-2,33 (3,8)	0,21 (2,9)
HR	1	-38,31 (5,0)	-1,94 (3,3)	-0,06 (0,7)
RO	1	-71,92 (4,4)	-1,28 (1,9)	0,27 (3,1)
wspólny wektor kointegrujący				
$H_0 : \mathbf{B}_{11} = \mathbf{B}_{22} = \mathbf{B}_{33} = \mathbf{B}_{44} = \mathbf{B}_{55}$	$LR = 32,6$ (0,99)			
$q_{it}^T = const_t + 63,65_{(4,6)} \left((I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_{it}^* - CDS_{it}^* - \Delta p_{it}^*) \right) + 1,39_{(3,3)} (tot_{it} - tot_{it}^*) - 0,14_{(2,1)} nfl_{it} + ec_{it}$				
wspólny wektor kointegrujący, 3 kraje: Czechy, Węgry, Polska				
$H_0 : \mathbf{B}_{11} = \mathbf{B}_{22} = \mathbf{B}_{33}$	$LR = 14,0$ (0,73)			
$q_{it}^T = const_t + 40,50_{(4,3)} \left((I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_{it}^* - CDS_{it}^* - \Delta p_{it}^*) \right) + 1,65_{(3,6)} (tot_{it} - tot_{it}^*) - 0,27_{(2,5)} nfl_{it} + ec_{it}$				

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model BEER, styczeń 2003 – czerwiec 2014, panel B

		wspólny rząd kointegracji		
$H_0 : R = 0$		$LR^{BC} = 3288,2$	$c.v. = 1162,2$	
$H_0 : R = 1$		$LR^{BC} = 698,6$	$c.v. = 760,9$	
		wektor kointegrujący		
	q_{it}^T	$(I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*)$	$tot_{it} - tot_t^*$	nfl_{it}
EE	1	-56,49 (2,8)	-1,77 (4,1)	0,43 (2,0)
LV	1	-38,73 (4,3)	-0,96 (2,6)	0,40 (1,9)
LT	1	-75,99 (3,0)	-0,41 (1,4)	0,24 (3,5)
SI	1	-39,71 (3,8)	-0,69 (1,7)	-0,02 (0,9)
SK	1	-77,18 (6,1)	-2,16 (2,9)	0,25 (3,2)
BG	1	-43,46 (5,7)	-0,38 (2,2)	0,41 (2,9)
		wspólny wektor kointegrujący		
$H_0 : \mathbf{B}_{11} = \mathbf{B}_{22} = \mathbf{B}_{33} = \mathbf{B}_{44} = \mathbf{B}_{55} = \mathbf{B}_{66}$		$LR = 70,2$	$(0,94)$	
$q_{it}^T = const_i + 57,53_{(5,2)} \left((I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*) \right) + 0,64_{(2,4)} (tot_{it} - tot_t^*) - 0,46_{(2,3)} nfl_{it} + ec_{it}$				
		wspólny wektor kointegrujący, 3 kraje: Estonia, Łotwa, Litwa		
$H_0 : \mathbf{B}_{11} = \mathbf{B}_{22} = \mathbf{B}_{33}$		$LR = 21,7$	$(0,25)$	
$q_{it}^T = const_i + 42,49_{(4,7)} \left((I_{it} - CDS_{it} - \Delta p_{it}) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*) \right) + 1,46_{(3,6)} (tot_{it} - tot_t^*) - 0,08_{(1,5)} nfl_{it} + ec_{it}$				

Źródło: obliczenia własne.

małopróbkowych własności estymatora oraz ze zbliżonych tendencji w kształtowaniu się relatywnych warunków handlu zagranicznego oraz pasywów zagranicznych netto w analizowanej próbie.

Wyniki wnioskowania o strukturze długookresowej modelu BEER dla panelu B przedstawiono w tabeli 9. Wnioskowanie o strukturze długookresowej prowadzi do podobnych wniosków, jak w przypadku panelu A. Zidentyfikowano zatem jeden związek długookresowy, wspólny dla wszystkich przekroi. Ocena semielastyczności kursu względem różnicy bezryzykownych realnych stóp procentowych jest zbliżona do oceny w panelu A, jednak oceny elastyczności realnego kursu walutowego względem relatywnych warunków handlu zagranicznego oraz pasywów zagranicznych netto są różne. Zasadne jest jednak założyć, że odmiennosc ocen powyższych elastyczności może wynikać nie tyle z rzeczywistych różnic w mechanizmie długookresowym systemu kursu walutowego, co z obserwowanej w próbie pozornej korelacji długookresowej relatywnych warunków handlu zagranicznego oraz pasywów zagranicznych netto.

Podsumowując, model BEER z rynkową wyceną premii za ryzyko pozwala zidentyfikować wspólny mechanizm długookresowy dla systemu realnych kursów walutowych nowych członków UE z (prawie) płynnym kursem walutowym, jak również dla analogicznego systemu nowych członków UE ze sztywnym kursem walutowym (w większości należących obecnie do strefy euro). Jednocześnie, znaczne podobieństwo oszacowanego związku długookresowego dla obydwu przekroi implikuje, iż dostosowania realnego kursu walutowego w obydwu przekrojach następują wzdłuż zbliżonych trajektorii długookresowych.

3. Bilans handlowy a realny kurs walutowy – model BEER-NX

Analiza długookresowego mechanizmu determinującego kształtowanie się realnego kursu walutowego dla systemów sztywnego i płynnego kursu walutowego przeprowadzona w rozdziale poprzednim wykazała, iż wybór systemu kursu walutowego nie wpływa w istotnym stopniu na mechanizm długookresowy systemu realnego kursu walutowego i długookresową trajektorię kursu realnego, pomimo że dostosowania krótkookresowe przebiegają odmiennie. Niemniej, analiza związku

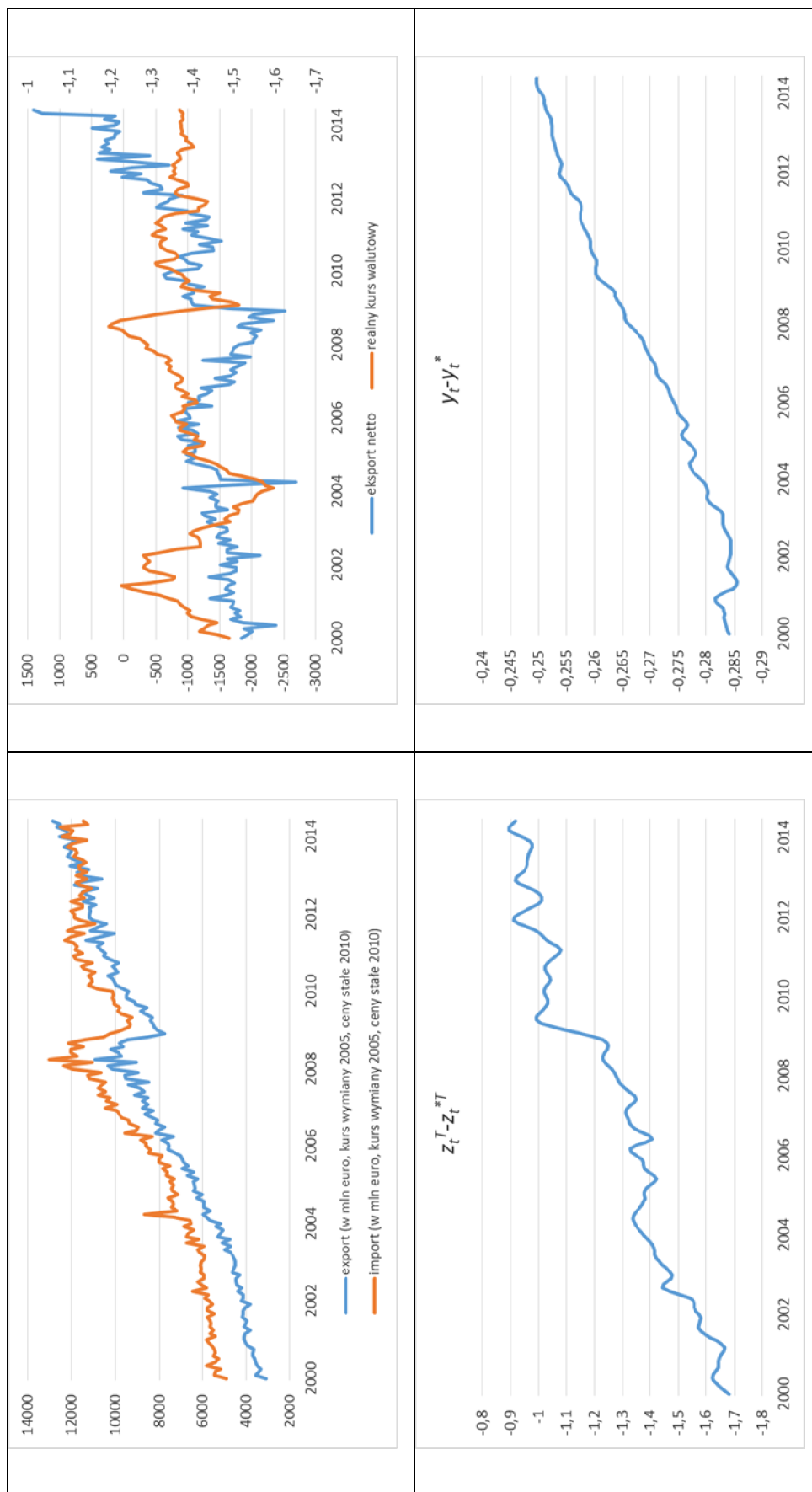
realnego kursu walutowego z bilansem handlowym pozostaje ważnym elementem konstrukcji bilansu korzyści i strat związanych z wyborem systemu kursu walutowego.

Model bilansu handlowego oparto na następujących założeniach. Po pierwsze przyjęto, że bilans handlowy Polski zależy od realnego kursu walutowego, będącego miernikiem konkurencyjności cenowej, który jednak nie odzwierciedla pozacenowych czynników konkurencyjności międzynarodowej, takich jak na przykład zmiany struktury i jakości dóbr w wymianie handlowej. Po drugie, założono, że pozacenowe czynniki konkurencyjności międzynarodowej mogą być aproksymowane za pomocą relatywnej wydajności pracy w sektorze dóbr podlegających wymianie. Po trzecie, uwzględniono, że składowe bilansu handlowego zależą od czynników popytowych. Szacowano zatem związek długookresowy postaci:

$$(exp_t - imp_t) = \beta_1 q_t^T + \beta_2 y_t + \beta_3 y_t^* + \beta_4 (z_t^T - z_t^{*T}) + \varepsilon_t, \quad (27)$$

gdzie exp_t i imp_t oznaczają odpowiednio wolumen eksportu i importu Polski (w euro wg kursu wymiany z 2005 roku, w cenach stałych z 2010 roku), q_t^T jest wyznaczane zgodnie z równaniem (8), y_t i y_t^* oznaczają odpowiednio produkt krajowy brutto w Polsce i strefie euro (w euro, w cenach stałych), a z_t^T i z_t^{*T} definiują wydajność pracy w sektorze towarów wymiennych (przetwórstwo przemysłowe) w Polsce i strefie euro. Standardową specyfikację determinant bilansu handlowego (por. Goldstein i Khan 1985, Chinn 2013) uzupełniono zatem o miernik konkurencyjności pozacenowej, aproksymowanej relatywną wydajnością pracy. Założyć należy, że: (i) aprecjacja realnego kursu walutowego, oznaczająca pogorszenie konkurencyjności cenowej oddziałuje w kierunku pogorszenia bilansu handlowego Polski, (ii) wzrost popytu krajowego oddziałuje w kierunku zwiększenia importu, a wzrost popytu zagranicy oddziałuje w kierunku zwiększenia eksportu, a odpowiednie elastyczności długookresowe są jednostkowe, (iii) wzrost relatywnej wydajności pracy w sektorze towarów wymiennych oddziaływać będzie w kierunku poprawy salda handlu zagranicznego.

Wykres 20. Model BEER-NX, wykresy zmiennych



Źródło: obliczenia własne na podstawie bazy danych Eurostatu.

Tabela 10. Wnioskowanie o strukturze długookresowej, model BEER-NX, styczeń 2000 – czerwiec 2014, Polska

		rząd kointegracji								
j		1	2	3	4	5	6	7	8	9
λ_j	0,44		0,25	0,19	0,15	0,11	0,10	0,09	0,05	0,02
LR	276,3 (0,00)	175,9 (0,00)	127,6 (0,04)	93,4 (0,07)	66,2 (0,09)	45,5 (0,08)	28,1 (0,08)	12,8 (0,12)	3,7 (0,05)	
LR^{BC}	253,3 (0,00)	159,3 (0,05)	95,4 (0,74)	64,7 (0,87)	39,9 (0,95)	27,2 (0,85)	16,1 (0,71)	9,1 (0,37)	3,1 (0,08)	
słaba egzogeniczność										
	exp_t	imp_t	y_t	y_t^*	$z_t^T - z_t^{*T}$	q_t^T	$(I_t - CDS_t^* - \Delta p_t)$ $-(I_t^* - CDS_t^{*} - \Delta p_t^*)$	$tot_t - tot_t^*$	$nyfl_t$	
$r = 1$	3,89 (0,05)	1,72 (0,19)	6,59 (0,01)	0,01 (0,92)	2,30 (0,13)	2,51 (0,11)	28,13 (0,00)	3,82 (0,05)	9,40 (0,00)	
$r = 2$	6,94 (0,03)	3,76 (0,15)	13,54 (0,00)	7,05 (0,03)	5,64 (0,06)	6,87 (0,03)	33,79 (0,00)	4,15 (0,13)	15,08 (0,00)	
$r = 3$	11,39 (0,01)	6,25 (0,10)	17,72 (0,00)	8,09 (0,04)	7,67 (0,05)	10,81 (0,01)	34,43 (0,00)	4,46 (0,22)	17,21 (0,00)	
wykluczenie z przestrzeni kointegrującej										
$r = 1$	8,92 (0,00)	25,95 (0,00)	3,50 (0,06)	2,31 (0,13)	1,66 (0,20)	23,34 (0,00)	44,90 (0,00)	8,05 (0,00)	1,83 (0,17)	
$r = 2$	9,07 (0,01)	25,96 (0,00)	6,04 (0,05)	5,18 (0,07)	6,29 (0,04)	25,85 (0,00)	54,11 (0,00)	9,32 (0,01)	4,21 (0,12)	
$r = 3$	15,04 (0,00)	27,45 (0,00)	9,92 (0,02)	7,10 (0,07)	8,32 (0,04)	32,73 (0,00)	61,12 (0,00)	14,34 (0,00)	5,28 (0,15)	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 11. Macierz wag, model BEER-NX, styczeń 2000 – czerwiec 2014, Polska

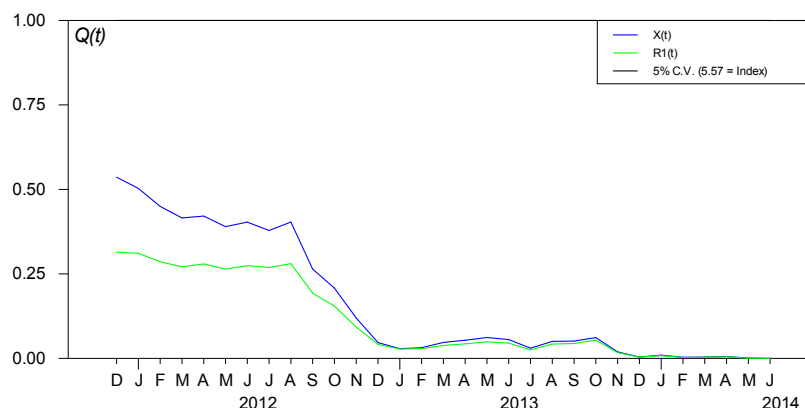
	Δexp_t	Δimp_t	Δy_t	Δy_t^*	$\Delta z_t^T - \Delta z_t^{*T}$	Δq_t^T	$\Delta(I_t - CDS_t^* - \Delta p_t)$ $-\Delta(I_t^* - CDS_t^{*} - \Delta p_t^*)$	$\Delta tot_t - \Delta tot_t^*$	$\Delta nyfl_t$
$ec1_t$	-0,129 (2,9)	-0,009 (0,2)	-0,000 (0,2)	-0,001 (0,6)	0,011 (1,9)	-0,010 (0,4)	0,009 (2,4)	-0,027 (1,7)	-0,003 (0,5)
$ec2_t$	-0,043 (2,1)	-0,013 (0,5)	-0,000 (0,3)	-0,000 (0,8)	0,009 (3,2)	-0,074 (2,5)	0,010 (6,2)	-0,003 (0,5)	0,008 (3,1)

Źródło: obliczenia własne.

Na wykresie 20 przedstawiono kształtowanie się zmiennych wykorzystanych do szacunku związku (27) w okresie styczeń 2000 – czerwiec 2014. Należy zauważyć po pierwsze, że niemal w całej analizowanej próbie bilans handlowy Polski jest dość stabilnie niekorzystny, jednak od 2011 roku obserwowana jest tendencja do jego poprawy. Po drugie, wydajność pracy w sektorze towarów wymiennych w Polsce rośnie przeciętnie szybciej, niż w strefie euro. Po trzecie, różnica poziomu PKB w Polsce i strefie euro, reprezentująca czynniki popytowe, wykazuje stabilną tendencję wzrostową niemal w całej próbie.

Szacunek mechanizmu długookresowego bilansu handlowego Polski przeprowadzono dla systemu zawierającego zarówno zmienne niezbędne do identyfikacji postulowanego związku (27), jak i zmienne wchodzące w skład mechanizmu długookresowego realnego kursu walutowego. Wyniki wnioskowania o strukturze długookresowej przedstawia tabela 10. Test rzędu kointegracji z poprawką rozmiaru testu Bartletta wskazuje na istnienie dwóch związków długookresowych, przyjmując rozmiar testu równy 10%. Jednocześnie test słabej egzogeniczności nie daje jednoznacznych przesłanek dla uwarunkowania modelu, choć dla importu oraz relatywnych warunków handlu graniczny poziom istotności przekracza 10%. Niemniej z uwagi na małopróbkowe własności tego testu nie przeprowadzono uwarunkowania modelu. Test wykluczenia z przestrzeni kointegrującej dozwala na wykluczenie pasywów zagranicznych netto przy standardowym poziomie istotności równym 10%, niemniej założyć należy, podobnie jak w przypadku testu słabej egzogeniczności, iż wynika to z małopróbkowych własności testu. Tj. test ilorazu wiarygodności jest tu podatny na zniekształcenie rozmiaru testu, co jest ewidentne w przypadku wcześniej omawianego testu rzędu kointegracji bez poprawki. Dlatego też szacunek związku długookresowego przeprowadzono na podstawie modelu pełnego (a nie warunkowego), ze wszystkimi zmiennymi uwzględnionymi w przestrzeni kointegrującej.

Wykres 21. Test stałości oszacowań parametrów związków długookresowych



Źródło: obliczenia własne.

Oszacowania związków długookresowych modelu BEER-NX dane są następującymi równaniami:

$$(exp_t - imp_t) = -(y_t - y_t^*) + 0,902 \underset{(13,6)}{(z_t^T - z_t^{*T})} - 0,518 \underset{(3,0)}{q_t^T} + ec1_t, \quad (28a)$$

oraz

$$q_t^T = 72,26 \underset{(9,1)}{\left((I_t - CDS_t - \Delta p_t) - (I_t^* - CDS_t^* - \Delta p_t^*) \right)} + 1,421 \underset{(5,3)}{(tot_t - tot_t^*)} - 0,287 \underset{(2,8)}{nfl_t} + ec2_t, \quad (28b)$$

a macierz parametrów korekty błędem dana jest w tabeli 11. Test restrykcji nadmiernie identyfikujących z poprawką rozmiaru testu Bartletta wynosi $LR^{BC} = 12,54 (0,18)$, co wskazuje na właściwą identyfikację struktury długookresowej. Test stałości oszacowań struktury długoterminowej (zob. wykres 21) wskazuje na stabilność ocen parametrów.

Oszacowana elastyczność eksportu netto względem realnego kursu walutowego wyniosła -0,518. Ocena tego parametru wydaje się być akceptowalna, jeżeli uwzględnić skalę aprecjacji realnego kursu walutowego w gospodarkach podlegających procesowi transformacji gospodarczej (por. np. Chinn 2013). Elastyczność eksportu netto względem relatywnej wydajności pracy jest bliska jednostkowej i wskazuje na silny wpływ tego czynnika na bilans handlowy w Polsce. Z kolei, oszacowania parametrów długookresowych równania realnego

kursu walutowego są zbliżone do ocen uzyskanych w systemie zawierającym wyłącznie zmienne modelu BEER.

Oszacowania macierzy parametrów korekty błędem, przedstawione w tabeli 11, wskazują po pierwsze, że realny kurs walutowy dostosowuje się wyłącznie do warunku równowagi (28b), przy czym ocena siły mechanizmu korekty błędem jest analogiczna do oszacowania w zredukowanym modelu BEER (okres półtrwania nierównowagi wynosi 9 miesięcy). Po drugie, wolumen eksportu dostosowuje się zarówno do warunku równowagi (28a) z parametrem korekty błędem równym 0,129, co oznacza połowiczne dostosowanie w okresie 5 miesięcy, jak i do warunku równowagi (28b). Poziom premii za ryzyko wykazuje dostosowanie do związku długookresowego (28b) (po odpowiedniej renormalizacji tego związku), jak również do równania równowagowego bilansu handlowego Polski (28a).

4. Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzone analizy pozwalają sformułować następujące wnioski dotyczące systemu realnego kursu walutowego i bilansu handlowego:

- ceny towarów konsumpcyjnych (t. wymienne) i usług (t. niewymienne) w Polsce są lepkie, relatywny wewnętrzny kurs wymiany dla nowych członków UE z płynnym kursem walutowym jest stacjonarny od 2007 roku (konwergencja wobec UE),

- efekt Balassy-Samuelsona, mierzony różnicą relatywnych wydajności pracy w sektorze towarów wymiennych i niewymiennych, nie determinuje realnego kursu walutowego deflowanego indeksem cen towarów wymiennych (konsumpcyjnych),

- mechanizm determinujący kształtowanie się realnego kursu walutowego dla nowych członków UE z płynnym kursem wymiany jest analogiczny do mechanizmu dla nowych członków UE ze sztywnym kursem nominalnym, a panelowe semielastyczności długookresowe względem parytetu realnych bezryzykownych długookresowych stóp procentowych są zbliżone, jednak sztywność kursu walutowego implikuje wyższą zmienność krótkookresową stóp inflacji,

- mechanizmy korekty błędem realnych kursów walutowych dla danych członków panelu są zwykle istotnymi determinantami pozostałych kursów wymiany w tym panelu (przenoszenie nierównowagi),

- realny kurs walutowy jest istotnym czynnikiem determinującym kształtowanie się bilansu handlowego Polski,

- bilans handlowy Polski zależy od relatywnej wydajności pracy w sektorze towarów wymiennych, elastyczność długookresowa jest bliska jedności.

Wziąwszy pod uwagę: (i) stacjonarność relatywnego wewnętrznego kursu walutowego od 2007 roku, która wyklucza istnienie mechanizmu aprecjacji realnego kursu walutowego, opisanego przez Balassę i Samuelsona, (ii) brak presji aprecjacyjnej realnego kursu walutowego od 2007 roku, zarówno dla nowych członków UE z płynnym kursem walutowym, jak i tych ze sztywnym kursem walutowym, (iii) znaczne podobieństwo mechanizmu długookresowego realnego kursu walutowego w obydwu przypadkach, (iv) zidentyfikowany ważny czynniki konkurencyjności pozacenowej oddziałujący na bilans handlowy Polski, należy

stwierdzić, że przyjęcie systemu sztywnego kursu walutowego nie powinno prowadzić, do niekorzystnych zjawisk, takich jak deprecjacja/aprecjacja wewnętrzna, czy utrata konkurencyjności międzynarodowej i pogorszenie bilansu handlowego Polski. Z drugiej strony, pozostawanie w systemie płynnego kursu walutowego implikuje istnienie dodatkowych kosztów transakcyjnych i ryzyka walutowego w handlu zagranicznym. Zatem oczekiwać należy, że przyjęcie sztywnego kursu walutowego powinno być neutralne dla bilansu handlowego w długim okresie, jednak w średnim/krótkim okresie, zniesienie ryzyka walutowego i dodatkowych kosztów transakcyjnych może potencjalnie oddziaływać w kierunku poprawy salda handlu zagranicznego.

Bibliografia

Balassa B. (1964) *The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, Journal of Political Economy, vol. 72, s. 584-596.

Bęza-Bojanowska J., MacDonald R. (2009) *The Behavioral zloty/euro equilibrium exchange rate*, Materiały i Studia, vol 55.

Chinn M.D. (2013) *Export and Import Elasticities for Japan: New Estimates*, La Follette School Working Paper, vol. 2013-004.

Chmielewski T. (2003) *Od kursu płynnego do unii monetarnej. Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej*, Materiały i Studia, vol. 163.

Clark P.B., MacDonald R. (1999) *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, w: R. MacDonald i J. Stein (ed.) *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer, Amsterdam.

Duffie D. (1999) *Credit swap valuation*, Financial Analysts Journal, vol. 55, s. 73-87.

Frankel J., Mussa M. (1986) *Asset Markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments*, w: E. Grossman i K. Rogoff (ed.) *Handbook of International Economics*, vol 2., North Holland, Amsterdam.

Greenslade J.V., Hall S.G., Henry S.G.B. (2002) *On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: Practical Procedures with an Application to UK Wages and Prices*, Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 26, s. 1517-1537.

Groen J.J.J., Kleibergen F. (2001) *Likelihood-Based Cointegration Analysis in Panels of Vector Error Correction Models*, Research Memorandum WO&E, vol. 646.

Goldstein M., Mohsin K. (1985) *Income and Price Effects in Foreign Trade*, w: R. Jones i P. Kenen (eds), *Handbook of International Economics*, vol. 2, Elsevier, Amsterdam.

Hadri K. (2000) *Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data*, Econometrics Journal, vol. 3, s. 148-161.

Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. (2003) *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, Journal of Econometrics, vol. 115, s. 53-74.

Jacobson T., Lyhagen J., Larsson R., Nessén M. (2002) *Inflation, Exchange Rates and PPP in a Multivariate Panel Cointegration Model*, Sveriges Riksbank Working Paper Series, vol. 145.

Larsson R., Lyhagen J. (1999) *Likelihood-Based Inference in Multivariate Panel Cointegration Models*, Stockholm School of Economics Working Paper Series in Economics and Finance, vol. 331.

Larsson R., Lyhagen J., Löthgren M. (1998) *Likelihood-Based Cointegration Tests in Heterogeneous panels*, Econometrics Journal, vol. 4, s. 109-142.

Lyhagen J. (2000) *Why Not Use Standard Panel Unit Root Test for Testing PPP*, Stockholm School of Economics Working Paper Series in Economics and Finance, vol. 413.

Kao C. (1999) *Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data*, Journal of Econometrics, vol. 90, s. 1-44.

Kelm R. (2011) *Ryzyko walutowe i wahania kursu PLN/EUR w latach 1999-2009*, Banki Kredyt, vol 42, 31-66.

Kelm R. (2013) *Kurs zloty/euro: teoria i empiria*, WUŁ, Łódź.

Kębłowski P. (2007) *Modelowanie zintegrowanych szeregów przekrojowo-czasowych*, w: W. Welfe (ed.), *Gospodarka oparta na wiedzy*, PWE, Warszawa.

Kębłowski P. (2011) *The behaviour of exchange rates in the Central European countries and credit default risk premiums*, Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics, vol. 3, s. 221-236.

Kębłowski P. (2009) *Modelling Integrated Panel Data: An Overview*, w: W. Welfe (ed.), *Knowledge-based Economies*, Peter Lang, Frankfurt am Main.

Kębłowski P., Welfe A. (2010) *Estimation of the Equilibrium Exchange Rate: The CHEER Approach*, Journal of International Money and Finance, vol. 29, s. 1385-1397.

Kębłowski P., Welfe A. (2012) *A Risk-Driven Approach to Exchange-Rate Modelling*, Economic Modelling, vol. 29, s. 1473-1482.

Konopczak K., Torój A. (2010) *Estimating the Baumol-Bowen and Balassa-Samuelson Effects in the Polish Economy - a Disaggregated Approach*, Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics, vol. 2, s. 117-150.

McCoskey S., Kao C. (1998) *A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data*, Econometric Reviews, vol. 17, s. 57-84.

Pedroni P. (2004) *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis*, Econometric Theory, vol. 20, s. 597-625.

Samuelson P. (1964) *Theoretical Problems on Trade Problems*, Review of Economics and Statistics, vol 46, s. 145-154.

www.nbp.pl

