

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky



DIPLOMOVÁ PRÁCA

2005

Peter Ondko

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky



DIPLOMOVÁ PRÁCA

Rovnovážny výmenný kurz SR

Diplomant: Peter Ondko

Vedúci diplomovej práce: RNDr. František Hajnovič

Čestne vyhlasujem, že som diplomovú prácu vypracoval samostatne s využitím teoretických vedomostí a s použitím uvedenej literatúry.

V Bratislave 25. apríla 2005

Peter Ondko

Podakovanie

Ďakujem vedúcemu diplomovej práce RNDr. Františkovi Hajnovičovi za odborné vedenie, cenné rady a pripomienky pri tvorbe tejto práce. Zároveň by som chcel poďakovať Mgr. Jánovi Ďurašovi a Bc. Michalovi Mušákovi za podnetné pripomienky. Ďakujem aj svojim rodičom a priateľom, ktorí mi boli počas štúdia na vysokej škole veľkou oporou.

Obsah

Úvod	5
1 Ekonometrická metodológia	6
1.1 Stochastické procesy	6
1.2 Štatistický koncept rovnováhy	8
1.3 Testovanie rádu integrácie	9
1.4 Kointegrácia a ECM modely	11
2 Koncept rovnovážneho reálneho výmenného kurzu	14
2.1 Menový model výmenného kurzu - MMVK	17
2.1.1 Teoretický model	17
2.1.2 Balassa-Samuelsonov efekt	19
2.2 Fundamentálny rovnovážny výmenný kurz - FEER	21
2.2.1 Odhad vnútornej rovnováhy	23
2.2.2 Odhad vonkajšej rovnováhy	26
3 Menový model výmenného kurzu pre SR	30
3.1 Popis použitých dát	30
3.2 Odhad rovníc menového modelu výmenného kurzu	31
3.3 Odhad rovnovážneho kurzu	33
4 Fundamentálny rovnovážny výmenný kurz pre SR	35
4.1 Teoretický model	35
4.2 Odhad rovníc modelu zahraničného obchodu	40
4.3 Určenie odchýlky od vnútornej rovnováhy	44
4.4 Určenie rovnovážneho deficitu bežného účtu platobnej bilancie	45
4.5 Výpočet rovnovážneho reálneho výmenného kurzu	47
Záver	50
Literatúra	52
Prílohy	55
A Grafy	55
B Výsledky testov jednotkového koreňa	58

Úvod

Slovenská republika sa pri vstupe do Európskej únie zaviazala prijať spoločnú menu euro. Diskusia o účasti Slovenska v eurozóne sa tým posunula z úvah o jej výhodnosti z hľadiska teórie optimálnej menovej oblasti k praktickým otázkam realizácie vstupu. Základné otázky sú kedy vstúpiť do systému kurzov ERM II a do eurozóny, aká má byť výmenná parita pri prechode na euro a ako uskutočniť prechod na euro bez vzniku potenciálnych nerovnováh v ekonomike. Odpoveď na prvú otázku je načrtnutá v spoločnom materiáli Ministerstva financií SR a Národnej banky Slovenska „Konkretizácia stratégie prijatia eura v SR“, ktorý predpokladá vstup do ERM II do konca 1. polroka 2006 a prijatie eura od 1.1.2009. Odpoveď na druhé dve otázky úzko súvisí s rovnovážnou úrovňou výmenného kurzu. Prílišné odchýlenie stanovenej parity môže vzhľadom na prebiehajúci konvergenčný proces vyústiť do inflácie alebo nižšieho rastu HDP a rastu nezamestnanosti. Cieľom tejto diplomovej práce je prispieť do diskusie o rovnovážnej úrovni výmenného kurzu s využitím moderných metód jej odhadovania.

Práca je rozdelená do štyroch kapitol. Prvé dve predstavujú teoretickú prípravu k praktickej tretej a štvrtej kapitole. v prvej kapitole sú načrtnuté ekonometrické metódy využívané v praktickej časti. Druhá kapitola sa sústreďuje na porovnanie rôznych teoretických konceptov rovnovážneho kurzu, pričom dôraz kladie na dva z nich, menový model výmenného kurzu a fundamentálny rovnovážny výmenný kurz, predstavujúce základ praktickej časti diplomovej práce. Tretia kapitola sa zaoberá aplikáciou menového modelu výmenného kurzu na prípad Slovenska a eurozóny. Po odhadnutí parametrov modelu, je uskutočnená ex-post analýza odchýlok od rovnováhy ako aj predpoveď rovnovážneho kurzu do budúcnosti. V štvrtej kapitole je rozpracovaný model zahraničného obchodu SR slúžiaci na výpočet fundamentálneho rovnovážneho výmenného kurzu. Po odhadnutí elasticít potrebných rovníc a odhade odchýlok od vnútornej a vonkajšej rovnováhy sú vypočítané odchýlky reálneho kurzu od jeho rovnovážnej úrovne.

1 Ekonometrická metodológia

1.1 Stochastické procesy

Nech (Ω, A, P) je ľubovoľný pravdepodobnostný priestor a nech T je indexová množina. Nech je pre každé $t \in T$ v pravdepodobnostnom priestore (Ω, A, P) definovaná náhodná veličina $X(t)$. Potom množinu náhodných premenných $X = \{X(t); t \in T\}$ nazývame *stochastický proces*.

Na stochastický proces môžeme nazerať ako na funkciu dvoch premenných $X = \{X(t, \omega); t \in T, \omega \in \Omega\}$, pričom v každom čase $t \in T$ je $X(t, \omega)$ náhodnou premennou definovanou na (Ω, P) .

V prípade, že T obsahuje len konečne, alebo spočítateľne veľa hodnôt, hovoríme o stochastickom procese s diskretným časom, alebo stručnejšie o *časovom rade*, ktorý označujeme x_t .

Náhodný proces je funkcia, ktorá času priradzuje náhodnú premennú a preto aj popisné štatistiky týchto náhodných premenných sú funkcie času.

1. Stredná hodnota: $E[x_t] = \mu_t; \quad t \in T$
2. Disperzia: $D[x_t] = E[(x_t - E[x_t])^2]; \quad t \in T$
3. Kovariancia: $Cov[x_t, x_{t-k}] = E[(x_t - E[x_t])(x_{t-k} - E[x_{t-k}])]; \quad t \in T$

Náhodný proces je nazývaný *striktne stacionárny*, ak pre každú podmnožinu $(t_1, t_2, \dots, t_n) \in T$ a každé $h \in R$, také, že $t_i + h \in T, i = 1, 2, \dots, n$ platí

$$F(x(t_1), x(t_2), \dots, x(t_n)) = F(x(t_1 + h), x(t_2 + h), \dots, x(t_n + h)),$$

kde $F(\cdot)$ je združená distribučná funkcia n premenných. Striktná stacionarita znamená, že všetky existujúce momenty náhodného procesu sú v čase konštantné. Táto podmienka je veľmi silná a preto sa v praxi často požaduje splnenie slabšej definície stacionarity, zúženej na konštantnosť prvých dvoch momentov.

Hovoríme, že proces je *slabo stacionárny* ak

$$E[x_t] = E[x_{t-k}] = \mu < \infty; \quad t \in T$$

$$D[x_t] = D[x_{t-k}] = \sigma^2 < \infty; \quad t \in T$$

$$\text{Cov}[x_t, x_{t-k}] = \text{Cov}[x_{t-j}, x_{t-j-k}] = \gamma_k < \infty; \quad t \in T$$

kde μ , σ^2 a γ_k sú konštantné v čase. Pod stacionárnym procesom budeme v ďalšom rozumieť práve slabo stacionárny proces.

Budeme hovoriť, že stochastický proces $\{\varepsilon_t\}$ je *biely šum* ak $\forall t \in T$ spĺňa podmienky:

$$E[\varepsilon_t] = 0, \\ E[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] = \begin{cases} \sigma^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases}$$

Biely šum je teda stacionárny proces, ktorý má konštantnú, nulovú strednú hodnotu a jeho časové oneskorenia sú nekorelované.

Pre stacionárny časový rad môžeme definovať takzvanú autokovariačnú funkciu γ_k

$$\gamma_k = \text{Cov}[x_t, x_{t-k}] = E[(x_t - \mu)(x_{t-k} - \mu)]$$

a autokorelačnú funkciu

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

Zo stacionarity procesu vyplýva $\gamma_k = \gamma_{-k}$ a $\rho_k = \rho_{-k}$ a teda autokovariačná aj autokorelačná funkcia sú párne. Znamená to, že na poznanie korelačnej štruktúry stacionárneho časového radu nám stačí poznať hodnoty autokorelačnej funkcie pre kladné k . Tvar autokorelačnej funkcie - korelogram dáva informáciu o korelácii medzi časovými oneskoreniami radu a využíva sa ako pomocný nástroj pri identifikácii modelu.

Hovoríme, že nestacionárny časový rad x_t je *integrovateľný rádu d* $I(d)$, ak pre všetky $k = 1, 2, \dots, d-1$ je jeho k -tá diferenciácia $\Delta^k x_t$ nestacionárna, ale d -tá diferenciácia $\Delta^d x_t$ je už stacionárna. Z tejto definície vyplýva, že stacionarita je ekvivalentná nulovému rádu integrácie.

Príkladom časového radu $I(1)$ je proces náhodnej prechádzky:

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

kde ε_t je biely šum a $\alpha = 1$. Tento proces je nestacionárny $AR(1)$, keďže nespĺňa podmienku stacionarity ktorá má pre $AR(1)$ procesy $y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$, tvar $|\gamma| < 1$.

Jeho diferencovaním získame stacionárny $I(0)$ proces $\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \varepsilon$ kde $\varepsilon \sim I(0)$.

Vo všeobecnosti sú nestacionárne, integrované časové rady rozoznatelné podľa týchto znakov:

- neexistuje stredná hodnota ku ktorej by časový rad v dlhom období konvergoval,
- variancia procesu rastie s časom,
- korelogram autokorelačnej funkcie klesá veľmi pomaly.

1.2 Štatistický koncept rovnováhy

Štatistický koncept rovnováhy je založený na skutočnosti, že ak existuje medzi náhodnými procesmi dlhodobý rovnovážny vzťah

$$x = \beta y,$$

tak odchýlky pozorovaný hodnôt od tohto vzťahu

$$\varepsilon_t = x_t - \beta y_t$$

budú mať rozdelenie, ktoré je konštantné v čase. Jednoducho povedané ε_t bude stacionárnym náhodným procesom.

Uvedené podmienka stacionarity rovnovážneho vzťahu je splnená automaticky, ak sú samotné procesy $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$ stacionárne. V tom prípade bude pre ľubovoľné β diferencia $x_t - \beta y_t$ stacionárna bez ohľadu na to, či medzi týmito veličinami existuje zmysluplný ekonomický vzťah alebo nie.

Iná situácia nastáva v prípade nestacionárnych časových radov. Nech $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$ sú nestacionárne rady s rastúcou strednou hodnotou a nech medzi nimi existuje ekonomický vzťah $x_t = \beta y_t$. Potom pre každé $b \neq \beta$ bude rozdiel $x_t - by_t$ nestacionárny, pretože sa odchyľuje od skutočného rovnovážneho vzťahu o $b - \beta$ násobok rastúcej premennej y_t .

Jednou z hlavných úloh ekonometrického skúmania je hľadanie takýchto rovnovážnych vzťahov, pričom základnou a najviac používanou je metóda najmenších štvorcov (OLS). Aplikácia tejto metódy je však v prípade nestacionárnych časových radov problematická. Základným predpokladom pre regresné premenné vstupujúce

do rovnice odhadovanej OLS metódou je ich stacionarita. V prípade, že je tento predpoklad porušený vzniká tzv. *spurious regression* problém, ktorý môžeme popísať na nasledujúcom príklade.

Uvažujme dva nezávislé náhodné procesy náhodnej prechádzky x_t a y_t , medzi ktorými neexistuje nijaká vzťah. Keďže x_t nepridáva nijakú informáciu k vysvetleniu y_t , dalo by sa očakávať, že koeficient β_1 v regresnom modeli

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

bude konvergovať podľa pravdepodobnosti k nule a koeficient determinácie R^2 bude nízky. Odhad metódou OLS však môže mylne indikovať vysokú signifikantnosť β_1 a vysoké R^2 . Korelácia medzi x_t a y_t preto v tomto prípade nemôže byť interpretovaná ako pri stacionárnych procesoch.

Pri hľadaní rovnovážnych vzťahov v prípade integrovaných procesov teda musíme postupovať inak. V prvom rade však musíme poznať rád ich integrácie, na čo slúžia tzv. testy jednotkového koreňa.

1.3 Testovanie rádu integrácie

Uvažujme stochastický proces tvaru

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1.1)$$

Ak $\alpha = 1$ tak proces je integrovaný rádu 1 a s rastúcim časom rastie aj jeho variancia. Kvôli *spurious regression* problému nemôžeme v takomto prípade na odhad koeficientu α použiť klasické regresné metódy.

Dickey a Fuller preto navrhli iný spôsob testovania jednotkového koreňa (unit root). Spočíva v transformácii vzťahu 1.1 na

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1.2)$$

kde $\gamma = \alpha - 1$. Testovanie na rovnosť $\alpha = 1$ je potom ekvivalentné s testom na $\gamma = 0$.

Jednoduchý Dickey-Fullerov test jednotkového koreňa je založený na odhadnutí rovnice

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + d_t^T \delta + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

formulovaní nulovej a alternatívnej hypotézy

$$H0 : \gamma = 0, \quad (1.4)$$

$$H1 : \gamma < 0 \quad (1.5)$$

a vyhodnotení t-štatistiky

$$t_\gamma = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})}, \quad (1.6)$$

kde $\hat{\gamma}$ je získaný odhad koeficientu γ a $se(\hat{\gamma})$ je jeho štandardná odchýlka. Dickey a Fuller ukázali, že za predpokladu nulovej hypotézy jednotkového koreňa táto štatistika nemá štandardné Studentovo t-rozdelenie a súčasne poskytli tabelované kritické hodnoty testu, získané Monte-Carlo simuláciami. Tieto kritické hodnoty sú závislé na zahrnutí deterministických členov, vyjadrených v člene d_t . Dickey a Fuller pretp ponúkajú alternatívne kritické hodnoty aj pre prípad zahrnutia konštanty alebo konštanty a trendu.

Jednoduchý Dickey-Fuller test platí len za predpokladu, že testovaný proces je AR(1). Ak má proces korelované oneskorenia vyššieho rádu, je porušený predpoklad o bielom šume odchýliek ε_t . Východiskom je konštrukcia upraveného Dickey-Fullerovho testu (Augmented Dickey Fuller test - ADF), ktorý koriguje chyby vyplývajúce z vyššieho rádu autokorelácie tak, že do regresnej rovnice je medzi regresory pridaných p oneskorených diferencií procesu x_t

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + d_t^T \delta + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \beta_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (1.7)$$

Fuller dokázal že rozdelenie t-štatistiky nezávisí od počtu oneskorených diferencií pridaných do odhadovanej rovnice.

Pri testovaní jednotkového koreňa ADF testom musíme špecifikovať deterministické členy a počet oneskorených diferencií, ktoré budú zahrnuté do regresie. Problém s určením deterministických členov by sme mohli riešiť zahrnutím konštanty aj trendového člena do regresie, keďže ostatné prípady sú len špeciálnymi prípadmi tejto špecifikácie. Zahrnutie irelevantných regresorov do špecifikácie však znižuje silu testu. Preto sa odporúča používať špecifikáciu, ktorá je vzhľadom na testovaný rad vyhovujúcou v prípade nulovej aj alternatívnej hypotézy. Počet oneskorení p ktoré pridáme do rovnice 1.3 môžeme určiť a základe informačného kritéria (Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn).

Alternatívou k ADF testu je medzi inými test Kwiatkowského, Phillipsa, Sch-

midta a Shina (KPSS). Od ostatných testov jednotkového koreňa sa líši v opačne stanovenej nulovej a alternatívnej hypotéze. V nulovej hypotéze predpokladá stacionaritu skúmaného časového radu a v alternatívne nestacionaritu. Je založený na regresii

$$x_t = d_t^T \delta + \varepsilon_t, \quad (1.8)$$

kde d_t sú deterministické regresory konštanta alebo konštanta a trend. Testovacia LM-štatistika je definovaná ako

$$LM = \frac{\sum_t S(t)^2}{T^2 f_0},$$

kde $S(t)$ je kumulatívna reziduálna funkcia $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$ založená na reziduách z regresie 1.8 $\hat{u}_r = x_r - d_r^T \hat{\delta}$ a f_0 je odhad reziduálneho spektra nulovej frekvencie. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin vo svojej práci tabelovali kritické hodnoty testu a tieto sú obsiahnuté aj v softvéri Eviews.

Obidva spomenuté testy majú problémy s použitím na krátkych časových radoch a s nízkou silou testu. Pri praktickom posudzovaní jednotkovosti koreňa je preto vhodné používať obidve alternatívy, prihliadať na ich nedostatky a konfrontovať ich výsledky so správaním očakávaným na základe ekonomickej teórie.

Testovanie vyšších rádov integrácie je založené na podobnom princípe, s tým rozdielom že testy jednotkového koreňa sa aplikujú na diferencované časové rady.

Keď už máme predstavu o stupni integrácie premenných, môžeme pristúpiť k hľadaniu ich dlhodobého rovnovážneho vzťahu, ktorý je úzko spojený s pojmom kointegrácie.

1.4 Kointegrácia a ECM modely

Hovoríme, že zložky vektora $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})^T$ sú kointegrované rádu d, b a označujeme $x_t \sim CI(d, b)$ ak:

1. všetky zložky vektora x_t sú integrované rádu d ,
2. existuje vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ taký, že lineárna kombinácia $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ je integrovaná rádu $d - b$, kde $b > 0$.

Vektor β nazývame kointegračný vektor. Tento vektor nie je daný jednoznačne, čiže ak existuje, tak každý jeho násobok nenulovým skalárom je tiež kointegračný vektor. Táto vlastnosť sa často využíva pri normalizovaní kointegračného vektora

vzhľadom na nejakú premennú x_{it} . Pre n -rozmerný vektor x_t však môže existovať až $n-1$ lineárne nezávislých kointegračných vektorov.

Pri hľadaní dlhodobých rovnovážnych vzťahov nás bude zaujímať najmä prípad $d = b$. Pri takejto kointegrácii skúmaných premenných je ich lineárna kombinácia daná kointegračným vektorom stacionárna a môžeme ju chápať ako dlhodobý rovnovážny stav. V prípade jedného kointegračného vektora je vzťah skúmaných veličín zrejmý. v prípade viacerých kointegračných vektorov je potrebná interpretácia jednotlivých kointegračných vektorov, z ktorých každý nesie čiastkovú informáciu o rovnováhe.

Na to aby sa systém od rovnováhy danej kointegračnými vektormi dlhodobo nevychyľoval, musí fungovať mechanizmus jej spätnej obnovy. Matematicky je tento mechanizmus popísaný takzvaným mechanizmom korekcie chyby (Error Correction Mechanism - ECM).

Hovoríme, že vektor x_t , ktorého zložky sú rádu $I(1)$ má error correction (EC) reprezentáciu, keď sa dá vyjadriť vo forme:

$$\Delta x_t = \Pi_0 + \Pi x_{t-1} + \Pi_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Pi_p \Delta x_{t-p}. \quad (1.9)$$

V tomto zápise je Π_0 označovaný ako vektor konštánt, resp. priesečníkov. Π_i sú matice ktorých prvky určujú vzájomnú závislosť medzi zmenami jednotlivých zložiek vektora a ich oneskoreniami. Reprezentujú krátkodobé vzťahy medzi sledovanými premennými. Najdôležitejšou je však matica Π ktorá v sebe ukrýva informáciu o dlhodobých rovnovážnych vzťahoch a o veľkosti reakcie sledovaných premenných na odchýlky od rovnováhy.

Dá sa ukázať, že existuje súvislosť medzi počtom rovnovážnych vzťahov medzi skúmanými veličinami a hodnotou matice Π . v prípade, že je jej hodnosť nulová, neexistuje žiadny kointegračný vektor popisujúci dlhodobú rovnováhu. V prípade, že má plnú hodnosť, existuje n kointegračných vektorov a člen Πx_{t-1} popisuje rovnovážny stav, v ktorom, až na odchylku bieleho šumu, platí

$$\Pi x_t = 0. \quad (1.10)$$

Keďže matica Π má plnú hodnosť, je regulárna a systém 1.10 má jediné, triviálne riešenie $x_t = 0$, čo implikuje stacionárnosť zložiek vektora x_t . Tento stav by teda pri korektno špecifikovanom modeli so vstupujúcimi premennými rádu $I(1)$ nemal nastať.

Ak je hodnosť matice Π r , pričom $r \neq 0$ a $r \neq n$, potom existuje r kointegračných vektorov určených lineárne nezávislými riadkami matice Π .

Z analýzy týchto troch možností vyplýva, že na určenie počtu kointegračných vzťahov potrebujeme nejakým spôsobom odhadnúť maticu Π a otestovať jej hodnosť. Formálnym testom na ktorom je založený odhad počtu kointegračných vzťahov je Johansenov kointegračný test¹. V prvej fáze testu je odhadnutý vektorový model vo forme error correction a matica Π . Odhad hodnosti matice Π je potom založený na poznatku z algebry, že hodnosť štvorcovej matice je rovná počtu jej nenulových vlastných hodnôt. Hodnosti odhadnutej matice $\hat{\Pi}$ je potom získaný použitím vhodne skonštruovaných štatistík využívajúcich jej vlastné hodnoty.

V prípade, že má matica Π nenulovú hodnosť $r < n$, kde n je rozmer vektora x_t , existujú podľa Grangerovej vety o reprezentácii matice α a β typu $n \times r$, obidve s hodnosťou r , také že $\Pi = \alpha\beta^T$ a $\beta^T x_t$ je $I(0)$ proces. Matica β má r lineárne nezávislých stĺpcov, ktoré sú kointegračnými vektormi a matica α nesie informáciu o prispôbovaní sa jednotlivých zložiek x_t odchýlkam od rovnováhy. Rozkladom odhadnutej matice $\hat{\Pi}$ teda dokážeme separovať informáciu v nej obsiahnutú na kointegračné vektory určujúce dlhodobú rovnováhu a koeficienty prispôbovania².

¹Dôsledná analýza tohto testu je v Malesich (2004)

²Johansenov kointegračný test, ako aj rozklad odhadnutej matice $\hat{\Pi}$ sú zabudované v softvéri Eviews.

2 Koncept rovnovážneho reálneho výmenného kurzu

Základným konceptom porovnávajúcim cenové hladiny a vzájomné nominálne výmené kurzy v rôznych krajinách bola parita kúpnej sily (Purchasing Power Parity - PPP), ktorá vychádza z rozšírenia zákona jednej ceny (Law of One Price - LOOP) na množinu produktov uvažovanú v medzinárodnom kontexte. Podľa nej by za predpokladu absencie transakčných nákladov malo konkurenčné prostredie tlmieť arbitrážne príležitosti v medzinárodnom obchode a vytvárať tlak na vyrovnanie cien vyjadrených v jednej mene. Ak označíme domácu cenovú hladinu ako P , zahraničnú cenovú hladinu ako P^* a nominálny výmenný kurz vyjadrujúci počet jednotiek domácej meny potrebný na kúpu jednej jednotky zahraničnej meny ako E , môžeme koncept PPP formálne zapísať ako

$$P_t = P_t^* \cdot E_t. \quad (2.1)$$

Táto rovnica je vyjadrením takzvanej absolútnej parity kúpnej sily, podľa ktorej sa ceny rozličných krajín vyjadrené v rovnakej mene rovnajú. Ak zdefinujeme reálny výmenný kurz R ako výraz

$$R_t = E_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t}, \quad (2.2)$$

je tento podľa absolútnej PPP konštantne rovný jednej.

Absolútna PPP bola neskôr modifikovaná kvôli existencii transakčných nákladov a trhových bariér. Ak predpokladáme, že tieto obchodné obmedzenia sú v čase konštantné, môžeme 2.1 modifikovať na

$$P_t = P_t^* \cdot E_t \cdot k. \quad (2.3)$$

Konštanta k vyjadruje veľkosť obchodných obmedzení a čím je vzdialenejšia od jednotky, tým sú obchodné bariéry na medzinárodnom trhu väčšie. Ak vezmeme ľubovoľné dva časy t a t_0 , tak pomer

$$\frac{P_t}{P_{t_0}} = \frac{P_t^*}{P_{t_0}^*} \cdot \frac{E_t}{E_{t_0}} \quad (2.4)$$

bude vyjadrovať tzv. relatívnu paritu kúpnej sily. Podľa nej sa bude nominálny vý-

menný kurz vyvíjať tak, aby vyrovnával inflačný diferenčiál medzi uvažovanými krajinami. Znamená to, že za predpokladu, že väčšina šokov vplyvajúcich na výmenný kurz je monetárnych, bude relatívna PPP schopná vysvetliť značnú časť pohybov výmenného kurzu. Pre reálny výmenný kurz R bude podľa relatívnej PPP v každom čase platiť

$$R_t = E_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t} = k. \quad (2.5)$$

Platnosť hypotézy o parite kúpnej sily je však z niekoľkých dôvodov otázna. Keďže PPP je úzko spojená s konceptom LOOP, vyvrátenie predpokladov LOOP by znamenalo neplatnosť PPP, ale existujú aj dôvody, prečo PPP nemusí platiť ani v prípade, ak LOOP áno. Vzťah medzi týmito dvomi ekonomickými zákonmi je totiž založený na predpokladoch, ktoré môžu byť porušené.

Prvým z nich je predpoklad identických preferencií spotrebiteľov vo všetkých krajinách. Porušenie tohto predpokladu znamená, že zloženie spotrebiteľského koša je v rôznych krajinách rôzne. Keďže inflácia pre rôzne skupiny tovarov môže byť rôzna, znamená to, že vývoj cenových hladín sa môže líšiť a otvára sa tým možnosť trendových odchýlení reálneho výmenného kurzu.

Predpokladajme, že sú spotrebiteľské preferencie medzinárodne identické. Spotrebné koše však môžu obsahovať statky, ktoré nie sú obchodovateľné medzinárodne (neobchodovateľné statky). Ak predpokladáme platnosť zákona jednej ceny, tak tento sa týka len obchodovateľných statkov. Rozličný vývoj cien obchodovateľných a neobchodovateľných statkov medzi krajinami implikuje, že reálny kurz sa môže odchyľovať od PPP bez tendencie túto odchýlku korigovať. Jednou z možností, ako môže takýto cenový vývoj nastať, sú rozličné rasty produktivity v sektore obchodovateľných a neobchodovateľných statkov, ktoré vysvetľuje Balassa-Samuelsonov efekt. Podľa neho je v krajinách v procese dobiehania pozorovaný vyšší rast produktivity v obchodovateľnom ako v neobchodovateľnom sektore, čo implikuje tendenciu reálneho zhodnocovania ich mien.

Okrem toho existujú pochybnosti o platnosti samotného zákona jednej ceny, z dôvodu existencie transakčných nákladov a obchodných bariér. Neobchodovateľný statok je v tomto kontexte extrémny prípad, keď transakčné náklady sú nekonečné (napr. Vysoké Tatry) alebo tvoria priveľkú časť celkových nákladov. Pokým budú tieto obmedzenia existovať, budú ceny na jednotlivých trhoch odlišné.

Testovanie hypotézy PPP je založené na testovaní stacionarity reálneho výmenného kurzu, pričom používané metódy testovania sa líšili s rozvojom ekonometrie od vizuálnych úvah až po sofistikované panelové testy stacionarity. Podľa Breuer

(1994) sa ukazuje, že najbližšie k potvrdeniu hypotézy PPP mali testy uskutočnené na údajoch z období hyperinflácie a na veľmi dlhých časových radoch (okolo 100 rokov). Úspešnosť na obdobiach veľkých cenových pohybov môže byť spôsobená problémami so štatistickou identifikáciou stacionarity. Druhý fakt implikuje hypotézu, že je možné hovoriť o akejsi oslabenej verzii PPP, ktorá platí v tzv. veľmi dlhom období, kedy už miznú efekty reálnych šokov.

V moderných prístupoch k vysvetľovaniu pohybov výmenného kurzu sa preto upúšťa od konštantnosti rovnovážnej úrovne reálneho výmenného kurzu a zavádza sa nová veličina - rovnovážny reálny výmenný kurz \hat{R} . Ak aj prijmeme hypotézu, že reálny výmenný kurz je vo veľmi dlhom období stacionárnou veličinou, ktorá sa pohybuje okolo konštantnej strednej hodnoty zodpovedajúcej partie kúpnej sily, je z hľadiska menovej politiky vyjadrenie rovnováhy paritou nedostatočné.

Dôležité je totiž rozlíšenie medzi krátkym resp. stredným, dlhým a veľmi dlhým obdobím. V krátkom období je správanie reálneho výmenného kurzu veľmi volatilné, keďže je určené všetkými vplyvmi od špekulatívnych obchodov cez nominálne až po reálne šoky. Modelovanie výmenného kurzu, ktoré berie do úvahy všetky tieto vplyvy je veľmi obtiažne, lebo jeho hodnota je založená aj na očakávaníach subjektov na menovom trhu.

V dlhom období je rovnováha vyjadrená rovnovážnym reálnym výmenným kurzom, ktorý nie je konštantný v čase. Jeho úroveň je vyjadrená dlhodobým rovnovážnym vzťahom s reálnymi ekonomickými veličinami ako napríklad domáci produkt, deficit bežného účtu platobnej bilancie, či cenová hladina. Ak poznáme rovnovážne trajektórie vývoja týchto veličín, je možné s využitím teórie kointegrácie tento vzťah modelovať a tak dospieť k odhadom rovnovážneho reálneho kurzu, resp. vykonať jeho predpoveď.

Vo veľmi dlhom období je rovnováha vyjadrená konštantou zodpovedajúcou relatívnej PPP. Poznanie jej hodnoty je však na definovanie rovnováhy nedostačujúce pretože abstrahuje od vplyvu reálnych veličín a reálne šoky chápe len ako dočasné. Ich efekty sú pre ekonomiku významné a preto by mali byť pri stanovovaní menovej politiky zohľadnené. Odhad relatívnej PPP reprezentujúci rovnováhu vo veľmi dlhom období ich však neberie do úvahy. Pre inštitúcie tvoriace menovú politiku je preto vhodnejším nástrojom odhad rovnovážneho výmenného kurzu, ktorý vypovedá o tom, aká by mala byť hodnota reálneho kurzu, aby bola v súlade s vývojom v reálnej ekonomike a dáva informáciu o jeho podhodnotení či nadhodnotení.

2.1 Menový model výmenného kurzu - MMVK

Prvé verzie menového modelu výmenného kurzu sa snažili o vylepšenie schopnosti PPP popísať správanie nominálnych kurzov, pričom využívali predpoklad, že výmenný kurz je ovplyvňovaný vývojom na trhu aktív, ako aj na trhu statkov. Odlišnosti sa vyskytovali najmä v predpokladoch o správaní cien. Monetárny model predpokladal flexibilné ceny a nepretržitú platnosť podmienky PPP. Alternatívou bol Dornbuschov prístup, v ktorom bola elasticita cien v krátkom období nekonečná, pričom podmienka PPP platila len v dlhom období.

V prípade transformujúcich sa ekonomík v procese dobiehania je najvhodnejšie použiť verziu, ktorá oslobuduje predpoklad PPP na trh obchodovateľných tovarov, ktorých výmena nie je vystavená významným bariéram ani nadmerným transakčným nákladom. Tento prístup vychádza zo zistení, že rast produktivity v obchodovateľnom sektore spojený s procesom dobiehania, má vplyv na dlhodobé reálne zhodnocovanie meny (Halpern a Wyplosz, 2001). Teoretickým konceptom popisujúcim tento jav je Balassa-Samuelsonov efekt.

2.1.1 Teoretický model

Základom menového modelu výmenného kurzu sú rovnice dopytu po peniazoch a predpoklad o rovnováhe na trhu peňazí v oboch uvažovaných krajinách, z ktorých každá má vlastnú menu a sama si určuje ponuku peňazí.

Uvažujme funkcie dopytu po peniazoch v neokeynesiánskom tvare, zachytávajúce transakčný a špekulatívny motív preferencie likvidity. Transakčný motív vyjadruje dopyt po peniazoch súvisiaci s potrebou hotovosti pre bežné transakcie, čo implikuje očakávanie kladného vzťahu reálnych peňazí a produktu. Špekulatívny motív vyjadruje voľbu medzi peniazmi a cennými papiermi prinášajúcimi úrok a preto sa podľa neho očakáva záporná závislosť reálnych peňazí od úrokovej miery. Po logaritmickej transformácii nadobúdajú rovnice dopytu po peniazoch tvar:

$$m^D - p = \beta_0 y - \beta_1 i, \quad (2.6)$$

$$m^{D*} - p^* = \beta_0 y^* - \beta_1 i^*, \quad (2.7)$$

kde $\beta_0, \beta_1 > 0$. Malé písmená označujú logaritmicke transformácie premennej, m^D označuje dopyt po peniazoch, p cenovú hladinu, y reálny produkt ekonomiky, i nominálnu úrokovú mieru a hviezdička označuje zahraničnú krajinu.

Kvôli jednoduchosti budeme uvažovať, že parametre dopytovej elasticity β_0 a úro-

kovej semi-elasticity β_1 sú v obidvoch uvažovaných krajinách zhodné. Ďalším predpokladom je, že v obidvoch krajinách je trh peňazí v rovnováhe:

$$m^D = m^S = m, \quad (2.8)$$

$$m^{D*} = m^{S*} = m^*, \quad (2.9)$$

kde m^S je ponuka peňazí určená centrálnou bankou. Využitím týchto podmienok, môžeme z 2.6 a 2.7 vyjadriť vzťah pre relatívne ceny

$$p - p^* = m - m^* - \beta_0(y - y^*) + \beta_1(i - i^*). \quad (2.10)$$

Predpokladajme ďalej, že platí hypotéza PPP. Ak uvažujeme nominálny výmenný kurz E ako počet jednotiek domácej meny potrebný na kúpu jednej jednotky zahraničnej meny, potom po prevedení rovnice PPP do logaritmov a vyjadrení nominálneho kurzu dostaneme

$$e = p - p^*.$$

Využitím tejto identity môžeme rovnicu 2.10 upraviť na základnú menovú rovnicu výmenného kurzu

$$e = m - m^* - \beta_0(y - y^*) + \beta_1(i - i^*). \quad (2.11)$$

Podľa tejto rovnice je vývoj nominálneho výmenného kurzu určený pomerom medzi ponukou peňazí doma a v zahraničí. Relatívny nárast ponuky peňazí v zahraničnej krajine v porovnaní s domácou krajinou bude mať za následok zhodnotenie meny. Zmeny v relatívnych úrovniach produktov a úrokových mier vplyvajú na výmenný kurz nepriamo cez dopyt po peniazoch, pričom nárast produktu v domácej krajine relatívne k zahraničnej krajine bude znamenať apreciaciu meny.

Rast úrokovej miery v domácej krajine spôsobí pokles dopytu po peniazoch. Na udržanie rovnováhy na trhu peňazí pri ich konštantnej ponuke, je potrebný nárast cenovej hladiny a zachovanie PPP si tak vyžiada depreciáciu. Tento efekt je v protiklade s predpokladom, že rast úrokového diferenciálu pôsobí ako lákadlo pre zahraničný kapitál a tlačí na apreciaciu meny.

Predpoklad absolútnej PPP je vo svetle doterajších zistení o jej platnosti prisilný (Breuer, 1994). Takto špecifikovaný model nedokáže vysvetliť zmeny v reálnom výmennom kurze, vyvolané napríklad nárastom produktivity. V prípade dobiehajúcich krajín je preto vhodné do modelu zahrnúť vplyv Balassa-Samuelsonovho efektu (Crespo-Cuaresma, Fidrmuc a MacDonald, 2004).

2.1.2 Balassa-Samuelsonov efekt

Pri úvahách o Balassa-Samuelsonovom efekte vychádzame z rozdelenia ekonomiky na sektory produkujúce neobchodovateľné statky (najmä služby) a obchodovateľné statky (hlavne poľnohospodárstvo a priemysel). V oboch týchto sektoroch platí identita definujúca produktivitu práce v logaritmickom tvare

$$\dot{a}^T = \dot{w}^T - \dot{p}^T \quad (2.12)$$

$$\dot{a}^{NT} = \dot{w}^{NT} - \dot{p}^{NT}, \quad (2.13)$$

kde a je produktivita práce, w úroveň miezd a p cenová hladina. Bodka je označením pre mieru rastu a indexy NT a T označujú neobchodovateľný a obchodovateľný sektor.

Základným predpokladom B-S efektu je, že v obchodovateľnom sektore je rast reálnych miezd determinovaný výlučne rastom produktivity práce. Na druhej strane rast reálnych miezd v neobchodovateľnom sektore je viac než rastom produktivity spôsobený skutočnosťou, že nominálne mzdy pracovníkov v rovnakých pozíciách rastú naprieč sektormi približne rovnakým tempom.

$$\dot{w}^{NT} = \dot{w}^T \quad (2.14)$$

Z 2.12, 2.13 a podmienky rovnosti miezd 2.14 dostaneme:

$$\dot{a}^{NT} + \dot{p}^{NT} = \dot{a}^T + \dot{p}^T \quad (2.15)$$

a nasledovný vzťah medzi relatívnym nárastom cien a relatívnym nárastom produktivity práce:

$$\dot{p}^{NT} - \dot{p}^T = \dot{a}^T - \dot{a}^{NT}. \quad (2.16)$$

V prípade dobiehajúcich krajín zvyčajne platí, že nárast produktivity je pod tlakom konkurencie na svetových trhoch vyšší v obchodovateľnom ako neobchodovateľnom sektore. Pri mechanizme vyrovnávania miezd medzi sektormi to bude znamenať nárast miezd v oboch sektoroch. V neobchodovateľnom sektore tak bude rast miezd vyšší ako rast produktivity práce a tento rozdiel bude kompenzovaný nárastom cien neobchodovateľných produktov.

Nech p je celková cenová hladina definovaná ako vážený priemer cien obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov, pričom ich pomer na spotrebnom koši je

určený koeficientom α . Potom sa celková inflácia dá rozložiť na infláciu jednotlivých odvetví:

$$\dot{p} = \alpha \dot{p}^T + (1 - \alpha) \dot{p}^{NT}. \quad (2.17)$$

Vyjadrením \dot{p}^{NT} z 2.16:

$$\dot{p}^{NT} = \dot{p}^T + (\dot{a}^T - \dot{a}^{NT}) \quad (2.18)$$

a dosadením do 2.17 dostaneme rovnicu:

$$\dot{p} = \dot{p}^T + (1 - \alpha)(\dot{a}^T - \dot{a}^{NT}), \quad (2.19)$$

ktorá popisuje mechanizmus prechodu od nárastu relatívnej produktivity práce k nárastu relatívnych cien a tak k celkovej inflácii. Vidieť z nej, že čím väčší je podiel neobchodovateľných tovarov na celkovom HDP, tým viac sa nárast v pomere produktív práce preniesie do celkovej inflácie.

Vplyv B-S efektu na nominálny kurz možno vyjadriť úvahou so zahrnutím dvoch krajín. Nech v zahraničí je B-S efekt popísaný rovnicou:

$$\dot{p}^* = \dot{p}^{T*} + (1 - \alpha^*)(\dot{a}^{T*} - \dot{a}^{NT*}). \quad (2.20)$$

Ak predpokladáme, že pomery obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov na HDP sú v oboch krajinách rovnaké $\alpha = \alpha^*$, potom z 2.16, 2.19 a 2.20 pre inflačný diferenciál medzi domácou a zahraničnou krajinou platí:

$$\dot{p} - \dot{p}^* = \dot{p}^T - \dot{p}^{T*} + (1 - \alpha)[(\dot{a}^T - \dot{a}^{NT}) - (\dot{a}^{T*} - \dot{a}^{NT*})] \quad (2.21)$$

$$\dot{p} - \dot{p}^* = \dot{p}^T - \dot{p}^{T*} + (1 - \alpha)[(\dot{p}^{NT} - \dot{p}^T) - (\dot{p}^{NT*} - \dot{p}^{T*})]. \quad (2.22)$$

Uvažujme ďalej vzťah pre apreciaciu reálneho kurzu \dot{r} , ktorá závisí od apreciacie nominálneho kurzu a inflačného diferenciálu medzi uvažovanými krajinami:

$$\dot{r} = \dot{e} - \dot{p} + \dot{p}^*, \quad (2.23)$$

a podobný vzťah pre reálny kurz na trhu z obchodovateľnými tovarmi:

$$\dot{r}^T = \dot{e} - \dot{p}^T + \dot{p}^{T*}. \quad (2.24)$$

S využitím 2.22 platí pre apreciaciu reálneho výmenného kurzu, že je súčtom apre-

ciácie reálneho kurzu pre obchodovateľné tovary a Balassa-Samuelsonovho efektu

$$\dot{r} = \dot{r}^T - (1 - \alpha)[(\dot{p}^{NT} - \dot{p}^T) - (\dot{p}^{NT*} - \dot{p}^{T*})]. \quad (2.25)$$

Ak predpokladáme, že na trhu s obchodovateľnými tovarmi neexistujú obchodné bariéry a transakčné náklady spojené s predajom na zahraničných trhoch sú nulové, platí pre obchodovateľné tovary parita kúpnej sily. Znamená to, že ich reálny výmenný kurz je konštantne rovný jednej a jeho apreciácia resp. depreciácia je nulová. Z 2.24 teda máme

$$\dot{e} = \dot{p}^T - \dot{p}^{T*} \quad (2.26)$$

a po dosadení do 2.22 dostaneme

$$\dot{p} - \dot{p}^* = \dot{e} + (1 - \alpha)[(\dot{p}^{NT} - \dot{p}^T) - (\dot{p}^{NT*} - \dot{p}^{T*})]. \quad (2.27)$$

Po zintegrování potom pre logaritmy úrovni premenných platí

$$p - p^* = c + e + (1 - \alpha)[(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})], \quad (2.28)$$

pre nejakú vhodnú koštantu c .

Využijúc 2.28 v 2.10 a následným vyjadrením nominálneho kurzu dostaneme menovú rovnicu výmeného kurzu so zahrnutým B-S efektom

$$e = c + m - m^* - \beta_0(y - y^*) + \beta_1(i - i^*) - (1 - \alpha)[(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*})], \quad (2.29)$$

podľa ktorej nárast pomeru neobchodovateľných a obchodovateľných cien v domácej krajine väčší ako v zahraničí pôsobí na výmenný kurz apreciačne.

2.2 Fundamentálny rovnovážny výmenný kurz - FEER

Fundamentálny rovnovážny výmenný kurz (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) je definovaný ako reálny výmenný kurz konzistentný s dosiahnutím vnútornej a vonkajšej rovnováhy. Vnútorná rovnováha je obvyčajne charakterizovaná nulovou produkčnou medzerou a vonkajšia rovnováha vývojom deficitu bežného účtu platobnej bilancie v súlade s udržateľným tokom čistého kapitálu. FEER je teda reálny kurz konzistentný s ideálnym makroekonomickým vývojom (Williamson, 1994).

Vo všeobecnosti existujú dve metódy odhadu FEER. Prvá z nich je založená na veľkom makroekonomickom modeli jednej, alebo viacerých ekonomík. FEER je

potom odhadnutý tak, že sú v modeli odstránené všetky relevantné nerovnováhy. Výhodou takéhoto prístupu je dôsledné popísanie ekonomických vzťahov a endogénnosť všetkých premenných. Nevýhodou je však priveľká komplexnosť, ktorá robí výsledky málo transparentnými.

V praxi sa preto častejšie používa alternatívny prístup založený na čiastočnej rovnováhe. Spočíva v odhade jednoduchého modelu najdôležitejších vzťahov skúmanej ekonomiky so zahraničím, teda funkcií zahraničného obchodu. Následne je nájdený reálny kurz, ktorý vyrovná bežný účet s jeho udržateľnou úrovňou a domáci produkt s jeho potenciálom.

Pri úvahách o teoretickom pozadí tohto alternatívneho prístupu začneme s vyjadrením bežného účtu platobnej bilancie ako funkcie

$$B = (R, Y, Y^*), \quad (2.30)$$

pričom

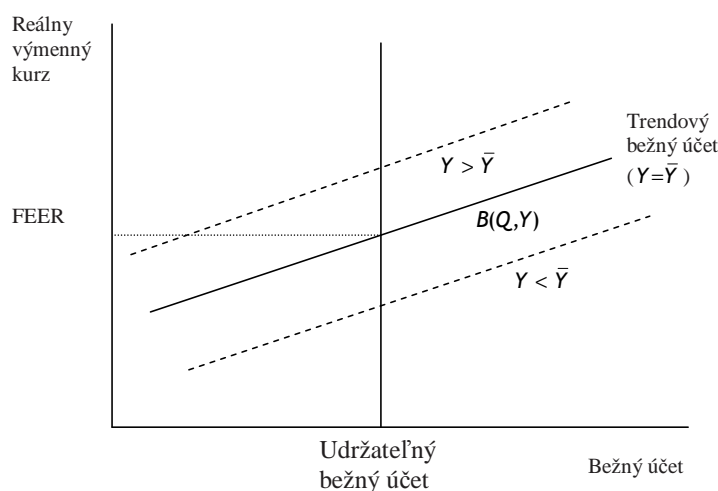
$$\frac{\partial B}{\partial R} > 0, \quad \frac{\partial B}{\partial Y} < 0, \quad \frac{\partial B}{\partial Y^*} > 0, \quad (2.31)$$

kde R je reálny kurz, Y je domáci produkt a Y^* je zahraničný produkt. Ak predpokladáme platnosť Marshall-Lernerovej podmienky³ tak depreciačia reálneho kurzu, teda jeho zvýšenie, má na bežný účet kladný vplyv. Zvýšenie domáceho produktu zvyšuje dopyt po importovaných tovaroch, čím zhoršuje bežný účet. Naopak zvýšenie zahraničného produktu spôsobí rast dopytu po vyvázaných tovaroch a teda rast exportu, čo má za následok zlepšenie bežného účtu. V prípade malej otvorenej ekonomiky, ktorá ekonomickou aktivitou nemá dosah na ovplyvňovanie zahraničného dopytu a odstránenie jeho nerovnováh, môžeme v ďalšej analýze predpokladať, že bežný účet je len funkciou kurzu a domáceho produktu.

Vzťah bežného účtu, reálneho kurzu a produktu môžeme ilustrovať na obrázku 1. Pre danú úroveň produktu je vzťah medzi reálnym kurzom a bežným účtom rastúci. Zvýšenie produktu spôsobí rast dopytu po zahraničných tovaroch a rast dovozu, čo má za následok zhoršenie bežného účtu. Pri stálej hodnote reálneho kurzu to bude znamenať posunutie čiary bežného účtu do ľava.

Bežný účet ktorý zodpovedá potenciálnemu produktu, teda splneniu podmienky vnútornej rovnováhy, je označený ako trendový. Vonkajšia rovnováha je určená udržateľným bežným účtom, ktorý reaguje na dlhodobé makroekonomické veličiny, nie

³Podmienka kladená na cenové elasticity exportnej a importnej rovnice, za splnenia ktorej má apreciačia nominálneho kurzu za následok zhoršenie bežného účtu.



Graf 1: Štylizovaný model FEER

však na reálny kurz a preto je zodpovedajúca čiara zvislá. Priesečník trendového a udržateľného bežného účtu, teda bod v ktorom sú súčasne splnené podmienky vnútornej a vonkajšej rovnováhy reprezentuje rovnovážny výmenný kurz FEER.

Výpočet FEER je teda založený na odhade dlhodobých vzťahov zahraničného obchodu a cenových funkcií a ich vzťahu k bežnému účtu. Takto získaný model je následne invertovaný, čím sa vyjadří reálny kurz v závislosti od fundamentálnych premenných. Rovnovážny reálny kurz sa potom určí ako dlhodobé riešenie modelu s prihliadnutím na splnenie podmienok vnútornej a vonkajšej rovnováhy. Tento odhad dáva obraz o rovnováhe výmenného kurzu z dlhodobého hľadiska, neposkytuje však informáciu o dynamike a spôsobe dosiahnutia tejto rovnováhy.

V prípade krajín strednej a východnej európy treba mať pri výpočte rovnovážneho kurzu FEER na pamäti, že odhadnuté úrovne rovnovážneho kurzu sú citlivé na použité elasticity zahraničného obchodu o ktorých predpokladáme, že sú za sledované obdobie konštantné. Zanedbávame tak zmeny elasticít spôsobené zmenami v produktivite, spotrebiteľských preferenciách či zásobe kapitálu. V prípade rozvíjajúcich sa ekonomík, akou je aj Slovensko, však môžu tieto zmeny hrať dôležitú úlohu.

Z dosiaľ uvedeného je zrejmé, že nevyhnutnou zložkou pri odhadovaní trajektórie FEER je odhad podmienok vnútornej a vonkajšej rovnováhy, pričom obidve môžu byť definované a odhadnuté viacerými spôsobmi.

2.2.1 Odhad vnútornej rovnováhy

Vnútoraná rovnováha je definovaná ako úroveň produktu konzistentná s mierou nezamestnanosti neakcelerujúcou infláciou (NAIRU). To znamená, že ide o takú úroveň,

keď ekonomika využíva svoj potenciál v maximálnej miere, ktorá ešte nespôsobuje prehriatie a následné inflačné tlaky. Po odhadnutí potenciálnej úrovne produktu zodpovedá vnútorná rovnováha stavu nulovej produkčnej medzery definovanej ako

$$GAP = \frac{Y - Y^p}{Y^p},$$

kde Y označuje skutočný a Y^p potenciálny HDP.

Metódy na odhad potenciálneho produktu, resp. produkčnej medzery sa vo všeobecnosti rozdeľujú na štatistické metódy, štrukturálne metódy a semi-štrukturálne metódy. Ich prehľad je uvedený v tabuľke 1.

Tab. 1: Metódy odhadovania produkčnej medzery

Štatistické metódy	SARIMA modely, lineárny trend, Hodrick-Prescottov filter, modely nepozorovaných komponentov
Štrukturálne metódy	odhad produkčnej funkcie, odhad NAIRU
Semi-štrukturálne metódy	multivariálny H-P filter, multivariátne modely nepozorovaných komponentov

Hlavnou nevýhodou štatistických metód je, že trendovú zložku skúmaného časového radu hľadajú bez väzby na ekonomickú teóriu. Spomedzi týchto metód asi najznámejšou a najpoužívanejšou je Hodrick-Prescottov filter.

Tento filter rozkladá časovú radu na dve zložky, cyklickú c_t (produkčná medzera) a trendovú y_t^* (potenciálny rast)

$$y_t = y_t^* + c_t.$$

Jeho aplikácia je založená na minimalizácii variancie cyklickej zložky, penalizovanej varianciou druhej diferencie trendového komponentu $\Delta^2 y_t^*$. Filter určí trendovú zložku minimalizovaním nasledovnej penalizačnej funkcie:

$$\min_{y_t^*} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2,$$

kde y_t^* je hľadaná trendová zložka a λ je parameter vyhladenia. Nepravidelná zložka, ktorú časový rad obsahuje, je absorbovaná cyklickým komponentom. Pri procese odhadovania je dôležité určenie parametra vyhladenia λ , pričom Hodrick a Prescott odporúčajú štandardné voľby 100 pre ročné, 1600 pre štvrtročné a 14400 pre mesačné dáta. Aplikácia H-P filtra na konečnom časovom rade trpí takzvaným problémom

konca vzorky. Dvojstranný filter sa na začiatku a na konci vzorky stáva jednostranným a produkuje vychýlené odhady práve v aktuálnych časových obdobiach. Tento problém je možné obísť predĺžením sledovaného časového radu do budúcnosti na základe predpovedí na nasledujúce obdobia. Treba si však uvedomiť, že odhad na základe predikovaných hodnôt, ktoré obsahujú chybu nemusí byť dostatočne presný.

Štrukturálne metódy naopak priamo vychádzajú z ekonomickej teórie. Jedným prístupom môže byť odhadnutie NAIRU a vzťahu medzi produkčnou medzerou a medzerou nezamestnanosti, definovanou ako rozdiel skutočnej miery nezamestnanosti a NAIRU, vyplývajúceho z Okunovho zákona. S využitím týchto informácií môže byť následne určená produkčná medzera, resp. potenciálny produkt.

Druhým často používaným prístupom je odhad produkčnej funkcie, či už v tvare Cobb-Douglasovej, alebo všeobecnejšej CES funkcie. Potenciálny produkt je potom vypočítaný z odhadnutého tvaru produkčnej funkcie s využitím informácie o plnej zamestnanosti.

Semi-štrukturálne metódy sú akýmsi hybridom medzi štatistickými a štrukturálnymi metódami. Najpoužívanejšou z nich je multivariátny Hodrick-Precottov filter, ktorý rozširuje penalizačnú funkciu H-P filtra o reziduá z rovníc štrukturálnych vzťahov pre vybrané veličiny

$$\min_{y_t^*} \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1}^* - y_t^*) - (y_t^* - y_{t-1}^*)]^2 + \sum_{i=1}^n \lambda_i \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t}^2.$$

Ich úlohou je obohatiť informáciu pri minimalizácii o parciálne štrukturálne nerovnováhy.

V práci Štekláčová (2003) sú pri aplikácii multivariátneho H-P filtra použité reziduá zo štrukturálnych rovníc Philipsovej krivky, Okunovho vzťahu a rovnice vonkajšej rovnováhy. Pri aplikácii tejto metódy je na výskumníkovi ponechaná voľnosť pri výbere a špecifikácii vhodných štrukturálnych vzťahov, ako aj určení váh reziduí λ_i v penalizačnej funkcii, čo môže viesť k rozdielnym výsledkom.

Žiadna z vyššie uvedených metód na určenie produkčnej medzery nie je všeobecne akceptovaná a navyiac, korelácie produkčných medzier vypočítaných rôznymi spôsobmi sú vo všeobecnosti slabé a rozličné metódy môžu implikovať kvalitatívne odlišné trajektórie (Chagny a Dopke, 2001; Štekláčová, 2003).

Navyše, použitie týchto metód v transformujúcej sa ekonomike je značne limitované. V prípade štatistických metód nebude zachytenie prebiehajúcich štrukturálnych zmien trendom nikdy dostatočné. v prípade štrukturálnych metód naráža ich

aplikácia na obmedzenia v podobe nepresnosti vstupných údajov⁴ a prisilné predpoklady o nemennosti elasticít v transformujúcej sa krajine.

2.2.2 Odhad vonkajšej rovnováhy

Nevyhnutným krokom pri odhade rovnovážneho kurzu metódou FEER je odhad medzery vonkajšej rovnováhy, definovanej ako odchýlky skutočného deficitu bežného účtu od jeho rovnovážnej resp. udržateľnej úrovne. Problémom je, že neexistuje všeobecne akceptovaná teória, ktorá by slúžila ako podklad pre výpočet udržateľného deficitu bežného účtu.

V prvých odhadoch FEER sa úroveň udržateľného deficitu obyčajne stanovila expertným odhadom na nejakú konštantnú úroveň v pomere k nominálnemu HDP (Barrell a Wren-Lewis (1989), Frankel (1996), Bayoumi, Clark, Szymansky a Taylor (1994)).

Fundovanejší prístup k výpočtu rovnovážneho deficitu bežného účtu je založený na kritériu solventnosti. Podľa tohto prístupu je veľký deficit na bežnom účte vážnym problémom z hľadiska zahraničného dlhu. Udržateľnosť potom pre krajinu znamená takú bilanciu bežného účtu, aby v budúcnosti splatila existujúci dlh alebo ho aspoň stabilizovala v pomere k HDP. Vyvstáva tým ďalší problém určenia ustáleného stavu pomeru zahraničného dlhu k HDP.

Jedným zo spôsobov, ako ho odhadnúť, je regresný odhad na skupine podobných krajín v ktorom je pomer zahraničného dlhu k HDP vysvetľovaný hrubým domácim produktom na obyvateľa a mierou otvorenosti (European Economy No. 3, 2002). Rast HDP na hlavu ovplyvňuje zásobu dlhu negatívne, keďže chudobnejšie krajiny majú v procese dobiehania sklon k zahraničným pôžičkám. Naopak vyššia miera otvorenosti implikuje vyššiu schopnosť splácať zahraničný dlh, z čoho vyplýva menšie riziko spojené so splácaním a rastúce pohnútky k požíciavaniu. Závislosť zahraničného dlhu od miery otvorenosti je teda kladná.

Podľa Milesi-Ferretti a Razin (1996) môžeme identitu bežného účtu vyjadriť ako:

$$E_t P_{t-1}^* F_t - E_t P_{t-1}^* F_{t-1} = P_t NT_t + i_t^* E_t P_{t-1}^* F_{t-1},$$

kde E označuje nominálny výmenný kurz, P domáce ceny, F zásobu zahraničných aktív denominovaných v zahraničných tovaroch (reálny zahraničný dlh), P^* zahraničné ceny, NT obchodnú bilanciu a i^* svetové nominálne úrokové miery. Predelením tejto

⁴Napríklad chýbajúca informácia o počiatočnej zásobe kapitálu.

rovnice nominálnym HDP PY a úpravou dostaneme:

$$\frac{E_t P_{t-1}^* F_t}{P_t Y_t} = \frac{NT_t}{Y} + (1 + i_t^*) \frac{E_t P_{t-1}^* F_{t-1}}{P_t Y_t},$$

Ak ďalej označíme reálny výmený kurz $q = \frac{P}{EP^*}$, pomer zahraničného dlhu k HDP $f_t = \frac{F_{t-1}}{q_t Y_t}$, pomer obchodnej bilancie na HDP $nt = \frac{NT}{Y}$ a využijeme vzťah pre svetové reálne úrokové miery $(1 + r_t) \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*} = (1 + i_t)$ dostaneme:

$$\frac{q_{t+1} Y_{t+1}}{q_t Y_t} f_{t+1} = tb_t + (1 + r_t) f_t.$$

Nech ďalej miera reálnej apreciacie je $\varepsilon_t = \frac{q_{t+1}}{q_t} - 1$ a ustálený rast HDP $\gamma_t = \frac{Y_{t+1}}{Y_t} - 1$. Ich substitúciou dostaneme

$$(1 + \varepsilon_t)(1 + \gamma_t) f_{t+1} = tb_t + (1 + r_t) f_t \quad (2.32)$$

a vyjadrením deficitu bežného účtu

$$(1 + \varepsilon_t)(1 + \gamma_t) f_{t+1} = ca_t + f_t. \quad (2.33)$$

Vyjadrením diferencie podielu zahraničného dlhu na HDP v 2.32 dostaneme:

$$f_{t+1} - f_t = \frac{tb_t + f_t(r_t - \varepsilon_t - \gamma_t - \varepsilon_t \gamma_t)}{(1 + \varepsilon_t)(1 + \gamma_t)} f_{t+1}$$

Uvažujme teraz ekonomiku v ustálenom stave, v ktorej podiel spotreby, verejných výdavkov, investícií a zahraničného dlhu na HDP je konštantný. Na udržanie konštantného pomeru zahraničného dlhu k HDP musí potom ekonomika dosiahnuť dlhodobú obchodnú bilanciu:

$$tb = 1 - i - c - g = -f(r - \varepsilon - \gamma)$$

a dlhodobý deficit bežného účtu platobnej bilancie v pomere k HDP

$$ca = tb + fr = f(\varepsilon + \gamma). \quad (2.34)$$

V prípade transformujúcich sa krajín je značná časť deficitov bežného účtu financovaná prílevom priamych zahraničných investícií (foreign direct investment - FDI), ktoré v budúcnosti zvýšia exportnú kapacitu a tým uľahčia splácanie dlhu. Môžeme

ich preto chápať ako zahraničný kapitál, ktorý negeneruje dlh. Preto EFN Spring Report (2004)⁵ modifikovali tento vzťah na:

$$ca = f(\varepsilon + \gamma) - fdi \quad (2.35)$$

kde fdi je prílev priamych zahraničných investícií v pomere k HDP.

Pri zahrnutí FDI do vzťahu pre výpočet udržateľného deficitu bežného účtu treba mať na pamäti, že aj keď ich volatilita je oveľa menšia ako v prípade iných foriem investícií, nie sú FDI úplne bez rizika a ich prílev môže náhle klesnúť.

Alternatívnou metódou určenia udržateľného deficitu bežného účtu je prístup založený na strednodobej makroekonomickej rovnováhe (Faruqee a Isard, 1998; Jeong, Mazier a Sand, 2004). Tento prístup využíva strednodobú identitu bežného účtu vo vzťahu k úsporám a investíciám

$$CA = S - I, \quad (2.36)$$

pričom vychádza zo skutočnosti, že krajiny sa líšia svojimi investičnými príležitosťami a tvorbou úspor v závislosti od niekoľkých vysvetľujúcich faktorov. Geografická a časová odlišnosť podmienok alokácie zdrojov medzi úspory a kapitál znamená, že aj udržateľný deficit bežného účtu bude rozličný v rôznych krajinách a bude sa meniť v čase.

Vychádzajúc zo strednodobej rovnice 2.36 je bežný účet skúmaný z hľadiska strednodobých a dlhodobých veličín ovplyvňujúcich úspory a investície. Hlavnými determinantami bežného účtu v strednom období sú vládny deficit, keďže vysoké deficity verejných financií majú negatívny vplyv na bežný účet. Ďalej je to pomer ekonomicky neaktívneho a aktívneho obyvateľstva, ktoré na bežný účet pôsobí negatívne, keďže jeho zvýšenie znamená väčšiu spotrebu a nižšie úspory. Čisté zahraničné investície majú na bežný účet záporný vplyv pokým ich úroveň nespôsobuje očakávané zvýšenie produkčného potenciálu. Ďalším predpokladaným determinantom sú čisté zahraničné aktíva, z ktorých v závislosti na čistej pozícii krajiny plynú kapitálové príjmy alebo platby a teda ich vplyv na bežný účet je kladný. Čím je ekonomika otvorenejšia, tým má väčšiu schopnosť zabezpečiť splácanie dlhovej služby v budúcnosti čo znamená uvoľnenejšiu politiku v súčasnosti a teda záporný vplyv na bežný účet. Nakoniec medzi determinanty bežného účtu patrí produkčná medzera, keďže

⁵Pôvodne z Doisy H. a Hervé K. (2003): *Les implications des déficits courants des PECO*, *Economie Internationale* N95 pp.59-88.

nadmerné využívanie produkčnej kapacity prispieva k zhoršeniu deficitu.

Empirický odhad udržateľného deficitu je potom založený na regresii, v ktorej je deficit bežného účtu vysvetľovaný vyššie spomínanými determinantami. V prípade panelovej regresie je medzi vysvetľujúce premenné pridaná miera vyspelosti ekonomiky aproximovaná hrubý domáci produktom na obyvateľa, kvôli efektu vyššieho zadlžovania vo fáze dobiehania. Trajektória udržateľného deficitu je získaná odsimulovaním tejto rovnice s použitím vyrovnaných hodnôt exogénnych premenných.

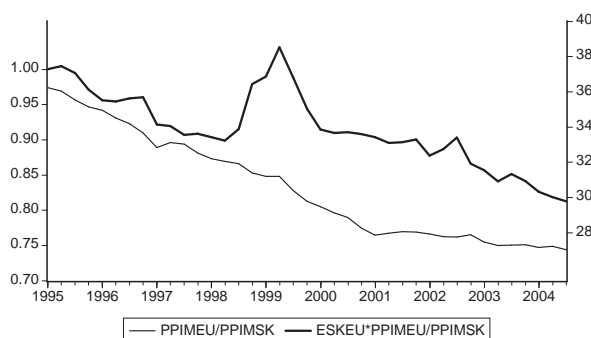
3 Menový model výmenného kurzu pre SR

3.1 Popis použitých dát

Pri odhade rovnice špecifikovanej v 2.29 som používal štvrtročné časové rady za Slovenskú republiku a eurozónu. Ponuka peňazí bola popísaná peňažným agregátom M1 a úrokové miery boli aproximované trojmesačnými trhovými mierami BRIBOR a EURIBOR. Na popísanie Balassa-Samuelsehovho efektu, určeného diferenciou pomerov cien neobchodovateľných a obchodovateľných tovarov, som ako proxy pre cenu neobchodovateľných tovarov použil zložky harmonizovaného CPI spadajúce do kategórie služieb s výnimkou cien energií, bývania a telekomuniácií, ktoré podliehali administratívnym dereguláciám. Ceny obchodovateľných tovarov boli aproximované indexom cien priemyselnej produkcie. Všetky časové rady pochádzali zo zdrojov ŠÚ SR a Eurostatu a v prípadoch, u ktorých to malo zmysel, boli rady sezónne očistené pomocou algoritmu Census X12 vyvinutým americkým štatistickým úradom, ktorý je súčasťou programového balíka Eviews. Vývoj časových radov a výsledky unit root testov sú uvedené v prílohe.

Z grafu A úrokových mier trojmesačného BRIBORu vidieť, že ich vývoj bol dosť turbulentný a najmä v období rokov 1996 až 1999 odrážal skryté nerovnováhy v ekonomike spôsobené vysokými vládnymi výdavkami, snahou o udržanie fixného kurzu, ako aj chýbajúcou reštrukturalizáciou bankového sektora.

Hlavným predpokladom menového modelu, ktorý spája menové rovnice s nominálnym kurzom, je predpoklad platnosti PPP. Po zapracovaní B-S efektu je možné tento predpoklad oslabiť na trh obchodovateľných tovarov. Graf 2 zobrazuje vývoj reálneho kurzu s eurozónou, definovaného cez index cien priemyselnej produkcie. Už na prvý pohľad je zrejmé, že reálny kurz na trhu obchodovateľných tovarov nie je stacionárny, ale sa trendovo vyvíja s priemernou mierou zhodnotenia približne 2,5 % ročne. Vysvetlením by mohla byť skutočnosť, že ceny slovenskej produkcie boli na začiatku transformačného obdobia značne podhodnotené, čo bolo spôsobené jednak ich dotovaním zo strany štátu a jednak nižšou kvalitou výrobkov. Krížové dotácie boli v prevažnej miere odstránené v prvých fázach transformácie, ale rast ceny produktov v súvislosti s rastom ich kvality vynútenej konkurenciou na západných trhoch



Graf 2: Vývoj reálneho kurzu na trhu obchodovateľných tovarov

bol pomalší a trvalejší. v neposlednom rade sa na ich raste podpisovali aj sekundárne efekty spojené s dereguláciou sieťových a energetických odvetví. v posledných dvoch rokoch sa však pomer európskych a domácich cien priemyselnej produkcie začal stabilizovať. Reálny kurz na trhu obchodovateľných tovarov si teda svoju paritu ešte len hľadá, pričom je ťažké odhadovať akou dynamikou sa bude tento proces v budúcnosti vyvíjať.

3.2 Odhad rovníc menového modelu výmenného kurzu

Odhad rovnice v tvare 2.29 komplikuje skutočnosť, že do štvrtého štvrťroku 1998 bola slovenská koruna v režime fixného kurzu. Pozorované obdobie sa tak delí na dva nehomogénne režimy, v ktorých bolo správanie väzby nominálneho kurzu na nominálne veličiny odlišné. Riešením by mohlo byť odhadnutie tejto rovnice na kratšom období od roku 1999. Prekážkou je však veľmi krátky časový rad, ktorý nenecháva dostatočný stupeň voľnosti na zachytenie dynamiky v Johansenovej kointegračnej metóde. Zároveň predpoklad o rovnakých elasticitách vyslovený pri teoretickom odvodení modelu je v prípade tak rozdielnych ekonomík ako eurozóna a Slovensko prisilný a abstrahoval som od neho. Pri odhadovaní potrebných elasticít som zvolil nasledovný postup. V prvom kroku boli odhadnuté rovnice peňažného trhu peňazí na Slovensku a v eurozóne. Získané elasticity boli potom využité ako reštrikcie v odhade rovnice menového modelu.

Dlhodobé rovnice dopytu po reálnych peniazoch deflovaných deflátorom HDP v euro-

3.3 Odhad rovnovážneho kurzu

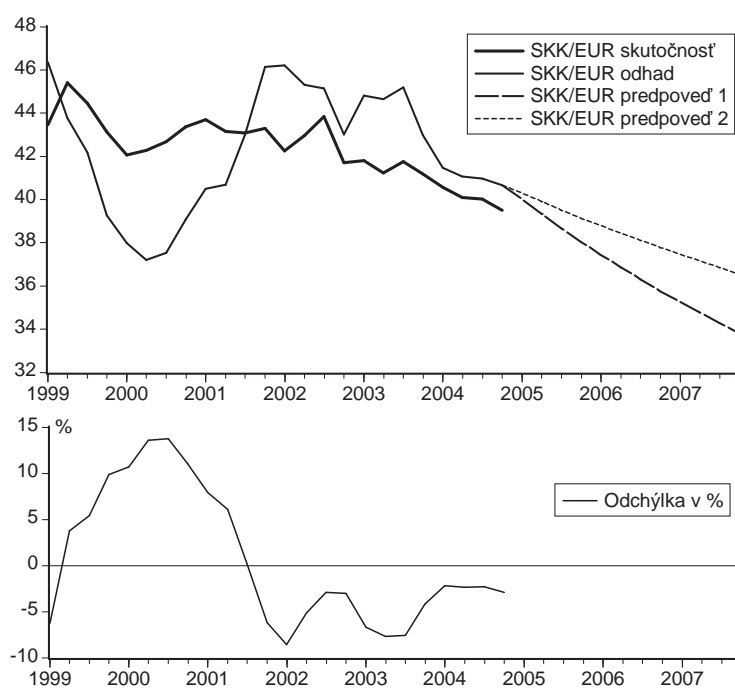
Statickou simuláciou odhadnutých rovníc potom môžeme získať obraz o vychýlení menového kurzu od dlhodobej rovnováhy definovanej menovým modelom. Zároveň je možné, s využitím scenára makroekonomického vývoja do roku 2007 (Tab. 2) skonštruovať predpoveď vývoja rovnováhy na nasledujúce tri roky (Graf 3).

Tab. 2: Predpokladaný makroekonomický scenár

	2005	2006	2007	Zdroj
Inflácia (HDP deflátor)				
Eurozóna	1,70%	1,50%	1,50%	IMF
Slovensko	3,30%	2,90%	2,90%	IMF
Rast HDP				
Eurozóna	1,90%	2,30%	1,50%	ECB
Slovensko	4,90%	5,20%	6,60%	NBS
Úrokové miery (trojmesačné)				
Eurozóna	2,00%	2,00%	2,00%	
Slovensko	3,50%	3,50%	3,50%	
Rast peňažnej zásoby M1				
Eurozóna	1,20%	2,00%	0,80%	
Slovensko	3,30%	4,10%	6,00%	
Pomer cien zachytávajúci B-S efekt				
	2,50%	2,30%	2,00%	

Pri interpretácii týchto výsledkov treba mať na pamäti problémy so splnením predpokladov, z ktorých menový model vychádza. Preto je potrebné brať informácie o podhodnotení v rokoch 1999 - 2000 a nadhodnotení v rokoch 2001 - 2004 skôr kvalitatívne ako kvantitatívne. Výsledný odhad rovnovážneho kurzu koruny voči euru bol vo štvrtom štvrtroku 2004 40,7 SKK/EUR, čo znamená približne 2,9-percentné nadhodnotenie. Podobné výsledky pre Slovensko boli prezentované aj v štúdií Crespo-Cuaresma, Fidrmuc a MacDonald (2004) založenej na panelovom odhade modelu v skupine šiestich krajín strednej a východnej Európy.

Nominálny výmenný kurz by mal podľa odhadnutého modelu do konca roku 2007 posilniť na úroveň 33,80 SKK/EUR (predpoveď 1 v grafe 3). Ako už bolo spomenuté, z dôsledku porušenia predpokladu o platnosti parity kúpnej sily na trhu obchodovateľných statkov prisudzuje model B-S efektu príliš veľkú váhu. Rast pomeru neobchodovateľných cien k obchodovateľným vo vzťahu k eurozóne na úrovni 2 až 2,5 % potom implikuje ročnú nominálnu apreciáciu okolo 4 až 5 %. V prípade, že by sa reálna apreciácia na trhu obchodovateľných tovarov zastavila, mal by vplyv B-S efektu na nominálnu apreciáciu približne zodpovedať váhe neobchodovateľných



Graf 3: Rovnovážny výmenný kurz Skk/Eur podľa menového modelu

tovarov v spotrebnom koši, ktorá je približne 70 %⁶. Ak by sme predpoveď uskutočnili s touto hodnotou koeficientu $(1 - \alpha)$, predpokladaná úroveň nominálneho kurzu koruny voči euru by na konci roku 2007 bola 36,5 SKK/EUR (predpoveď 2 v grafe 3).

⁶Rovnaký predpoklad o podiele neobchodovateľných tovarov v spotrebnom koši Eurozóny a krajín strednej a východnej Európy uvádzajú autori EFN Spring Report (2004).

4 Fundamentálny rovnovážny výmenný kurz pre SR

4.1 Teoretický model

Na výpočet fundamentálneho rovnovážneho výmenného kurzu som použil jednoduchý model zahraničného obchodu s predpokladom exogénosti zahraničného dopytu a zahraničných cien. Keďže hlavným cieľom bolo určiť rovnovážny reálny kurz voči eurozóne, upustil som v záujme spätnej identifikácie tejto rovnováhy od modelovania efektívneho reálneho kurzu. Tento postup je čiastočne podporený aj faktom že import z EMU tvorí približne 50% celkového importu a export do krajín EMU 60% celkového exportu Slovenskej republiky. Model však zachytáva aj vplyv amerického dolára na importné ceny spôsobený dovozom ropy a ostatných energetických surovín. Model pozostáva s nasledujúcich rovníc, použité premenné sú popísané v tabuľke 3:

$$P_x = (P^* E)^{\beta_x} P^{1-\beta_x} \quad (4.1)$$

$$P_m = (P^* E)^{\beta_r^m} (P_o E_\$)^{\beta_o^m} P^{1-\beta_r^m-\beta_o^m} \quad (4.2)$$

$$X = X_0 D^{*\alpha_d^x} \left(\frac{P_x}{P^* E} \right)^{\alpha_r^x} C F D I^{\alpha_c^x} \quad (4.3)$$

$$M = M_0 D^{\alpha_d^m} X^{\alpha_x^m} \left(\frac{P}{P_m} \right)^{\alpha_r^m} \quad (4.4)$$

$$R = \frac{E P^*}{P} \quad (4.5)$$

$$Y = D + X - M \quad (4.6)$$

$$B = P_x X - P_m M + i F E \quad (4.7)$$

Rovnica 4.1 popisuje ceny exportu. Pri jej špecifikácii bol využitý takzvaný price-maker vs. price-taker prístup, podľa ktorého sú ceny exportov určené na jednej strane nákladmi domácich producentov a na druhej konkurenciou na trhoch eurozóny. Znamená to, že ako vysvetľujúce premenné sú použité domáce ceny a zahraničné ceny prevedené nominálnym kurzom na slovenské koruny.

Tab. 3: Definícia premenných

Ozn.	Definícia	Aproximácia	Zdroj
P_x	Ceny exportu	Deflátor exportu SR	ŠÚ SR
P_m	Ceny importu	Deflátor importu SR	ŠÚ SR
P	Domáce ceny	PPI, produkty priemyselnej výroby	ŠÚ SR
P^*	Zahraničné ceny	Deflátor importu krajín Eurozóny	Eurostat
P_o	Cena ropy	Cena surovej ropy, Brent	Svetová banka
E	Nominálny výmenný kurz	Kurz SKK/EUR 3.m priemer.	Eurostat
$E_{\$}$	Výmenný kurz pri cenách ropných surovín	Kurz SKK/USD 3.m priemer.	NBS
X	Reálny export	Export v stálych cenách r. 1995	ŠÚ SR
M	Reálny import	Import v stálych cenách r. 1995	ŠÚ SR
D	Domáci dopyt	(C+G+I)	ŠÚ SR
Y	Hrubý domáci produkt	(D+X-M)	ŠÚ SR
D^*	Zahraničný dopyt	Dovoz do krajín Eurozóny	Eurostat
$CFDI$	Exportná kapacita ekonomiky	Kumulatívne reálne FDI očistené o privatizáciu	ING
F	Čistá zahraničná investičná pozícia	-	NBS
i	Úroková miera pri platbách úrokov z F	-	NBS a vlastné výpočty

V rovnici 4.2 sú podobne popísané ceny importov. Náklady európskych producentov dovážajúcich na Slovensko sú aproximované európskymi cenami. Keďže dovoz ropy a energetických surovín z nej odvodených za americké doláre je významnou položkou v celkovom dovoze Slovenska, je medzi vysvetľujúce premenné zahrnutá aj jej cena. Z konkurencie importovaných tovarov s domácimi na našom trhu vyplýva, že ich cena je zčasti ovplyvnená aj cenami domácich výrobkov. V obidvoch cenových rovniciach je použitý predpoklad homogenity, z čoho vyplýva reštrikcia na jednotkový súčet elasticít.

Reálny export je modelovaný rovnicou 4.3. Prvou vysvetľujúcou premennou v nej je zahraničný dopyt, pričom sa očakáva závislosť. Konkurencieschopnosť našich exportov v zahraničí je vyjadrená ich relatívnou cenou vo vzťahu k zahraničným cenám. Zvýšenie cien exportov, resp. zníženie zahraničných cien alebo depreciácia kurzu spôsobuje stratu cenovej konkurencieschopnosti a preto je pri tejto premennej očakávaná záporná elasticita. Premenná $CFDI$ v exportnej rovnici predstavuje kumulatív prílevu priamych zahraničných investícií, keďže tieto zvyšujú exportnú kapacitu Slovenska.

Reálny import je v rovnici 4.4 vysvetľovaný domácim dopytom, exportom a relatívnymi cenami domácich a importovaných tovarov. Zvýšenie domácich cien, resp. zníženie cien importu spôsobí rast cenovej konkurencieschopnosti dovážaných tovarov a preto je pri tejto premennej očakávaná elasticita kladná. Prítomnosť exportu ako vysvetľujúcej premennej je spôsobená snahou popísať skutočnosť, že Slovensko

je vysoko otvorenou ekonomikou štruktúrovanou tak, že veľké množstvo vyvážených tovarov je vyrábaných z dovážaných vstupov. Export teda pôsobí dopytovo na import a jeho elasticita sa očakáva kladná.

Rovnica 4.5 je identitou definujúcou reálny výmenný kurz ako podiel zahraničných a domácich cien vyjadrených v domácej mene. Modelovaný reálny kurz sa snaží zachytiť konkurencieschopnosť našich tovarov s ostatnými tovarmi dovážanými do EMU a preto sú zahraničné ceny popísané deflátorom importov eurozóny a domáce ceny indexom cien priemyselných výrobcov za odvetvie priemyselnej výroby. Zvýšenie hodnoty reálneho kurzu znamená deprecáciu.

Identita 4.6 je definíciou domáceho produktu ako súčtu domáceho dopytu a bilancie zahraničného obchodu.

Posledná rovnica 4.7 definuje deficit bežného účtu platobnej bilancie ako sumu zahraničnoobchodnej bilancie vyjadrenej v bežných cenách a čistých platieb úrokov z vonkajších záväzkov domácej ekonomiky.

S využitím identity 4.5 môžem tento model zjednodušiť do tvaru:

$$P_x = R^{\beta^x} P \quad (4.8)$$

$$P_m = R^{\beta^m} R_o^{\beta_o^m} P \quad (4.9)$$

$$X = X_0 D^{*\alpha_d^x} C F D I^{\alpha_c^x} R^{\alpha_r^x (\beta^x - 1)} \quad (4.10)$$

$$M = M_0 D^{\alpha_d^m} X^{\alpha_x^m} R_o^{-\beta_o^m} \alpha_r^m R^{-\beta_r^m \alpha_r^m} \quad (4.11)$$

$$R = \frac{EP^*}{P} \quad (4.12)$$

$$R_o = \frac{E_s P_o}{P} \quad (4.13)$$

$$Y = D + X - M \quad (4.14)$$

$$B = P_x X - P_m M + i F E \quad (4.15)$$

Identita 4.13 definuje reálny kurz R_o zachytávajúci vzťah cien dovážaných ropných surovín a domácich cien.

Ako už bolo spomenuté, FEER je definovaný ako výmenný kurz kompatibilný so súčasným splnením vnútornej a vonkajšej rovnováhy. Vnútoraná rovnováha v domácej ekonomike je vyjadrená nulovou produkčnou medzerou, teda trajektóriou potenciálneho produktu Y^e . Vonkajšia rovnováha je reprezentovaná trajektóriou rovnovážneho, resp. udržateľného deficitu bežného účtu platobnej bilancie B^e . Poznajúc tieto trajektórie rovnováh, je možné určiť FEER rovnovážny kurz R^e .

Keďže tento model obsahuje ekonometrické rovnice odhadnuté na základe multip-

likatívneho modelu a lineárne identity, pristúpil som k jeho zjednodušeniu pomocou transformácie do diferencovaných logaritmov. V ďalšom budú premenné označené malými písmenami označovať diferenciu logaritmu pôvodnej premennej vzhľadom na jej rovnovážnu úroveň teda:

$$x = d\log(X) \doteq \frac{d(X)}{X} = \frac{X - X^e}{X}. \quad (4.16)$$

Bilancia bežného účtu bude vyjadrená ako diferencia medzi pozorovaným a rovnovážnym deficitom, vyjadrenými ako pomer k nominálnemu HDP

$$b = \frac{B}{P_y Y} - \left(\frac{B}{P_y Y} \right)^e. \quad (4.17)$$

S využitím pravidiel diferencovania súčinu a podielu dvoch premenných:

$$\begin{aligned} \frac{d(XY)}{XY} &\doteq d\log(XY) = \log(XY) - \log(X^e Y^e) \\ &= d\log(X) + d\log(Y) = \frac{d(X)}{X} + \frac{d(Y)}{Y}, \\ \frac{d(X/Y)}{X/Y} &\doteq d\log(X/Y) = \log(X/Y) - \log(X^e/Y^e) \\ &= d\log(X) - d\log(Y) = \frac{d(X)}{X} - \frac{d(Y)}{Y}, \end{aligned}$$

môžeme odchýlku bežného účtu od rovnováhy vyjadriť ako

$$\begin{aligned} b &= d\left(\frac{B}{P_y Y}\right) = d\left(\frac{P_m M}{P_y Y} \frac{B}{P_m M}\right) \\ &= \mu d\left(\frac{P_x X - P_m M + iFE}{P_m M}\right) \\ &= \mu \left[d\left(\frac{P_x X}{P_m M}\right) + d\left(\frac{iFE}{P_m M}\right) \right] \\ &= \mu \tau (p_x + x - p_m - m) + \mu \tau \sigma (e - p_m - m) \\ &= \mu \tau (p_x + x - p_m - m) + \mu \tau \sigma ((1 - \beta_r^m)r - \beta_o^m r_o - p^* - m), \end{aligned}$$

kde

$$\mu = \frac{P_m M}{P_y Y}, \quad \tau = \frac{P_x X}{P_m M}, \quad \sigma = \frac{iEF}{P_x X}.$$

Podobne sa dá, s využitím identity 4.14, vyjadriť odchýlka domáceho dopytu od rovnovážneho ako funkcia odchýlok produktu (produkčná medzera), exportu a im-

portu.

$$\begin{aligned} d &= \frac{d(D)}{D} = \frac{d(Y - X + M)}{D} \\ &= \chi^y y - \chi^x x + \chi^m m, \end{aligned}$$

kde

$$\chi^y = \frac{Y}{D}, \quad \chi^x = \frac{X}{D}, \quad \chi^m = \frac{M}{D}.$$

Následne môžeme model daný rovnicami 4.9 až 4.15 transformovať na

$$p_x = \beta^x r + p \quad (4.18)$$

$$p_m = \beta_o^m r_o + \beta_r^m r + p \quad (4.19)$$

$$x = \alpha_d^x d^* + \alpha_c^x c f d i + \alpha_r^x (\beta^x - 1) r \quad (4.20)$$

$$m = \frac{\alpha_d^m \chi^y y + (\alpha_x^m - \alpha_d^m \chi^x) x - \beta_o^m \alpha_r^m r_o - \beta_r^m \alpha_r^m r}{1 - \chi^m \alpha_d^m} \quad (4.21)$$

$$r = e + p^* - p \quad (4.22)$$

$$b = \mu\tau(p_x + x - p_m - m) + \mu\tau\sigma((1 - \beta_r^m)r - \beta_o^m r_o - p^* - m). \quad (4.23)$$

V logaritmickej diferenciálnej sústave poznáme odchýlku od vnútornej a vonkajšej rovnováhy (y a b) umožňuje určiť odchýlenie reálneho kurzu od rovnovážnej hodnoty r . Integrovaním rovníc 4.18 až 4.22 do rovnice 4.23 je možné vyjadriť odchýlku reálneho kurzu od rovnováhy ako

$$r = \frac{\frac{1}{\mu\tau} b + (1 + \sigma) \frac{\alpha_d^m \chi^y}{1 - \chi^m \alpha_d^m} y - A_x \alpha_d^x d^* + \sigma p^* - A_x \alpha_c^x c f d i + \beta_o^m (A_r + \sigma) r_o}{S}, \quad (4.24)$$

kde

$$A_x = 1 - (\sigma + 1) \frac{\alpha_x^m - \alpha_d^m \chi^x}{1 - \chi^m \alpha_d^m},$$

$$A_r = 1 - (\sigma + 1) \frac{\alpha_r^m}{1 - \chi^m \alpha_d^m},$$

$$S = \beta^x + \alpha_r^x (\beta^x - 1) A_x - \beta_r^m A_r + \sigma (1 - \beta_r^m).$$

V prípade malej otvorenej ekonomiky, ktorá nemôže ovplyvňovať zahraničný dopyt a ceny (v tomto prípade je zahraničie stotožnené s eurozónou), platí $p^* = d^* = 0$. Za dodatočného predpokladu, že veličiny R_o a $CFDI$ sa vyvíjajú po rovnovážnych

trajektóriách $r_o = cfdi = 0$, môžeme vzťah 4.24 zjednodušiť na

$$r = \frac{\frac{1}{\mu\tau}b + (1 + \sigma)\frac{\alpha_d^m \chi^y}{1 - \chi^m \alpha_d^m} y}{S}. \quad (4.25)$$

4.2 Odhad rovníc modelu zahraničného obchodu

Na odhad rovníc exportu a importu a ich deflátorov som použil metódu kointegrácie popísanú v 1. kapitole. Rovnice boli odhadované na štvrťročných dátach na vzorke 1995q1 až 2004q3. Časové rady u ktorých to bolo potrebné boli sezónne očistené pomocou algoritmu Census X12.

Testovanie rádu integrácie časových radov vstupujúcich do odhadovaných rovníc som vykonal upraveným Dickey-Fuller testom a alternatívnym Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin testom. Vzhľadom na problémy so silou týchto testov na krátkych časových radoch som sa v niektorých prípadoch priklonil k teoretickému rádu integrácie aj napriek odlišnému výsledku testu. V konečnom dôsledku boli všetky časové rady vstupujúce do procesu odhadovania identifikované ako I(1) procesy.

Po určení rádu integrácie premenných som pristúpil k hľadaniu vhodných rovníc, špecifikovaných v logaritmickom tvare. V tomto procese som experimentoval s rôznymi alternatívnymi špecifikáciami modelu a rôznymi premennými vystupujúcimi ako potenciálne substitúty pri vysvetlení daného ekonomického javu. Výber finálnej rovnice do modelu bol uskutočnený na základe štatistickej významnosti existencie kointegračného vzťahu, štatistickej významnosti vysvetľujúcich premenných v kointegračnom vzťahu a správnosti ich znamienok a ekonomickej prijateľnosti a interpretovateľnosti dlhodobého vzťahu.

Touto metódou sa podarilo identifikovať nasledujúce štyri rovnice dlhodobých rovnovážnych vzťahov vstupujúce do modelu zahraničného obchodu. Prvou z nich je rovnica exportných cien:

$$\log(P_x) = 0.50 \log(P^*E) + 0.50 \log(P) - 1.83$$

[-4.93] [-4.85]

$$R^2 = 0.60$$

Počet oneskorení: 4

Odhad kointegračného vzťahu bol uskutočnený s reštrikciou na jednotkvú sumu elasticít, čím bola splnená homogénnosť zaručujúca stabilitu modelu. Z odhadnutých elasticít vyplýva, že ceny nášho exportu sa približne rovnakou mierou prispôbujú zmenám podmienkam na domácich a zahraničných trhoch.

Rovnica importných cien

$$\log(P_m) = \frac{0.62 \log(P^*E)}{[11.83]} + \frac{0.11 \log(P_oE_s)}{[11.35]} + \frac{0.27 \log(P)}{[4.58]} - 2.63$$

$$R^2 = 0.55$$

Počet oneskorení: 3

bola podobne ako v predchádzajúcom prípade odhadnutá s reštrikciou na jednotkový súčet elasticít. Videť z nej, že ceny dovážaných tovarov sú takmer z troch štvrtín určené cenovými podmienkami v zahraničí, pričom vplyv cien z ropy odvodených surovín je 11 %. Domáce ceny ovplyvňujú ceny dovozov na 27 %.

V rovnici exportu

$$\log(X) = \frac{-0.72 \log(\frac{P_x}{P^*E})}{[-3.06]} + \frac{0.97 \log(D^*)}{[-7.66]} + \frac{0.34 \log(CFDI(-11))}{[-7.15]} - 5.04$$

$$R^2 = 0.41$$

Počet oneskorení: 2

vystupujú kumulatívne priame zahraničné investície očistené o privatizačné príjmy v stálych cenách roka 1995. Dôvodom pre ich zahrnutie do rovnice je rast exportnej kapacity slovenskej ekonomiky spôsobený prílevom zahraničného kapitálu, ktorý vytvára nové produkčné kapacity častokrát orientované na vývoz a prináša know-how potrebné k presadeniu sa na zahraničných trhoch. Experimentovaním s rôznou dĺžkou časového oneskorenia som dospel k záveru, že optimálne oneskorenie tejto premennej je 11 období, teda dva a tri štvrté roka, čo môže približne zodpovedať času korý uplynie medzi uskutočnením investície a jej prvým pozitívnym vplyvom na export. Problémom bolo určenie počiatocnej úrovne tejto veličiny v roku 1993. Aj keď neexistujú presné čísla o príleve FDI na Slovensko pred rokom 1993, dá sa očakávať, že nebol veľmi veľký. Odhad počiatocnej úrovne kumulatívnych FDI bol preto stanovený na 25 mld.

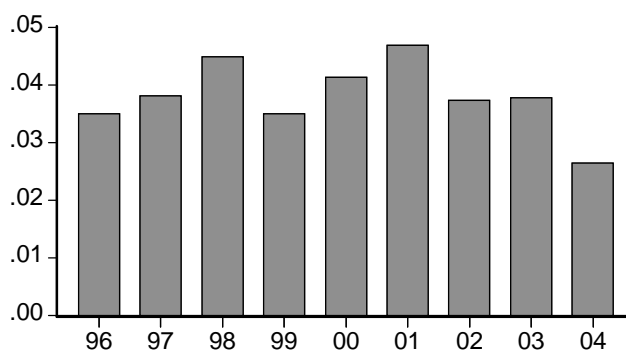
Export reaguje na zmenu pomeru cien exportov a zahraničných cien s elasticitou -72 % a na zahraničný dopyt s elasticitou 97 %. Na zýšenie prílevu zahraničných investícií reaguje s elasticitou 34 %.

$$\log(M) = \frac{+0.96 \log(D)}{[-42.43]} + \frac{0.61 \log(X)}{[-57.87]} + \frac{0.24 \log(\frac{P}{P_m})}{[3.61]} - 6.99$$

$$R^2 = 0.60$$

Počet oneskorení: 3

Zvýšenie domáceho dopytu o 1 % spôsobí 0,96-percentný nárast dovozov. Vplyv exportu je o niečo slabší so 61-percentnou elasticitou. Zvýšenie importných cien



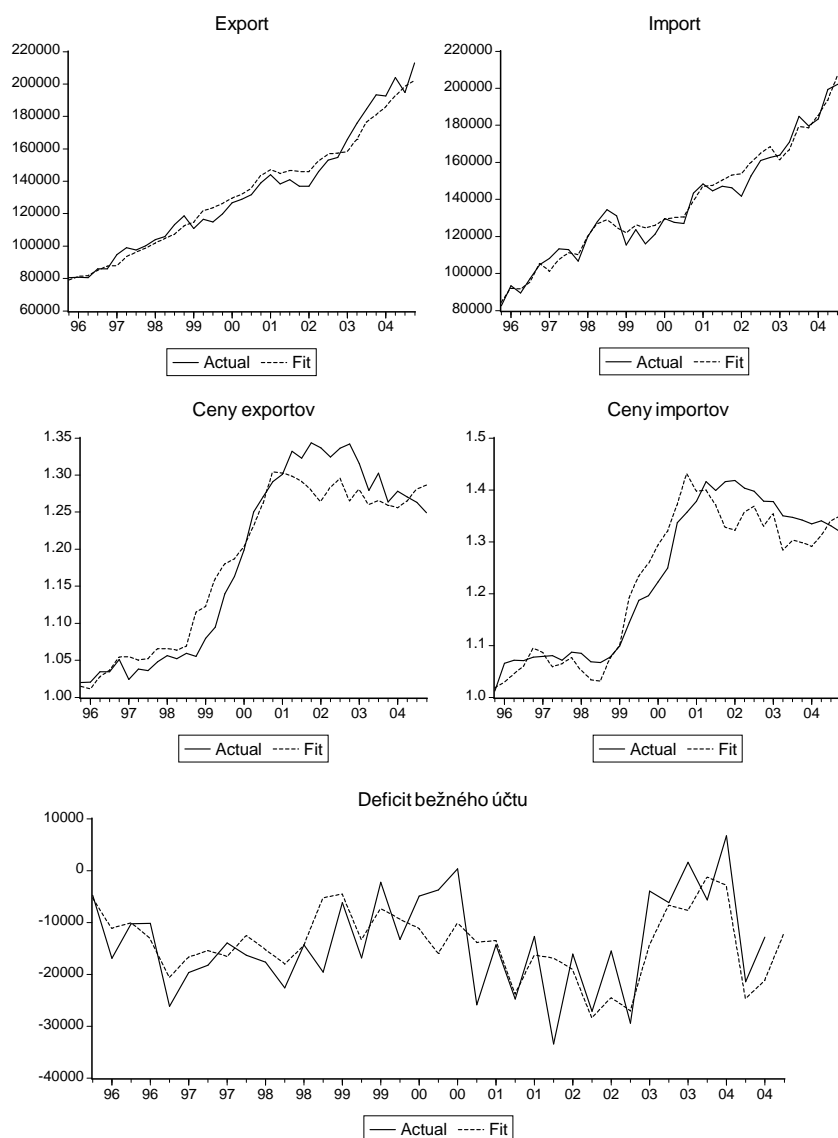
Graf 4: Vývoj úrokovej miery z čistej investičnej pozície SR

resp. zníženie domácich cien o 1 % spôsobí približne 0,24-percentný pokles reálneho importu.

Po odhadnutí dlhodobých rovníc chýba ku kompletnosti parametrov modelu len odhad úrokovej sadzby, ktorou sa úročia slovenské aktíva a pasíva v medzinárodnej investičnej pozícii. Keďže rôzne typy aktív a pasív sú úročené rôznymi úrokovými sadzbami v závislosti od maturity, rizikovosti či likvidity, požadovaná štatistika nie je vykazovaná. Pri jej výpočte som preto využil súvislosť medzi vykazovanými štatistikami o platobnej bilancii a medzinárodnej investičnej pozícii. Medzinárodá investičná pozícia je výkaz investičných aktív a pasív Slovenskej republiky vo vzťahu k zahraničiu. Zachytáva ich stav a štruktúru vždy ku koncu sledovaného obdobia (do roku 2000 ročne, od 2001 štvrťročne). Na druhej strane jednou z položiek platobnej bilancie sú výnosy z investícií, pri ktorých sa sledujú inkasá, platby a im zodpovedajúce saldo. Táto veličina zachytáva tok platieb medzi Slovenskom a zahraničím súvisiaci s vlastníctvom finančných aktív, pričom jej hlavnú časť tvoria platby dividend a úrokov. Ak poznáme tok inkás výnosov z investícií a stav investičných aktív oproti zahraničiu na začiatku roka, môžeme úrokovú sadzbu aproximovať ich podielom. Podobne môžeme pristúpiť k investičným pasívam a platbám výnosov. Spriemerovaním aproximovanej úrokovej miery z aktív a z pasív som vypočítal potrebnú úrokovú sadzbu i (graf 4).

Do modelu zahraničného obchodu som zahrnul len dlhodobé vzťahy získané kointegráciou. Ide teda o čisto statický model, ktorý má svoje výhody aj nevýhody. Jeho nevýhodou je abstrahovanie od dynamiky, čím sa stráca schopnosť predpovedať časové trvanie a trajektóriu prispôsobovania sa exogénnym šokom. Na druhej strane je tento model relatívne jednoduchý, analyticky riešiteľný a invertovateľný, čo je nevyhnutnou podmienkou pre určenie FEER kurzu.

Keďže ide o statický model, môžem jeho ex-post vysvetľovaciu schopnosť znázor-



Graf 5: Porovnanie aktuálnych a simulovaných hodnôt endogénnych premenných

niť pomocou statickej simulácie⁷. Výsledky tejto simulácie na období rokov 1995q4-2004q4⁸ zachytáva graf 5. Vidieť, že hodnoty reálneho exportu a importu sú modelom aproximované na veľmi uspokojivej úrovni. V prípade deflátorov exportu a importu je vidieť dlhodobejšie odchýlky od rovnováhy, ktoré však majú v oboch prípadoch približne rovnaký priebeh. Modelom odsimulovaná hodnota relatívne dobre fituje skutočné hodnoty až do roku 1998, v období rokov 1998 až 2001 je modelom predpovedaná hodnota nadhodnotená a po roku 2001 podhodnotená. Ku koncu roka 2004 sa v prípade oboch deflátorov pohybujú predpovedané hodnoty okolo skutočných.

⁷V prípade statického modelu dáva statická aj dynamická simulácia zhodné výsledky

⁸Skrátenie o 11 období je spôsobené oneskorením premennej *CFDI*

Porovnanie predpovedaného a skutočného deficitu bežného účtu je s prihliadnutím na stratu informácie pri sezónnom očistení a absenciu krátkodobej dynamiky uspokojivé.

Vykonaním statickej simulácie pre rôzne úrovne nominálneho kurzu voči euru, za ostatných podmienok nezmenených, môžeme dospieť k predstave ako silno reaguje platobná bilancia na apreciaciu, resp. depreciaáciu meny. V prípade Slovenska spôsobí 10-percentná depreciaácia zlepšenie deficitu bežného účtu v pomere k HDP približne o 1 %, Táto reakcia sa javí malá, je to však spôsobené ťahaním importu exportom. Znamená to, že pokles dovozu po oslabení kurzu nie je taký výrazný v dôsledku dovoznej náročnosti vývozu, ktorý po oslabení kurzu naopak rastie. Výsledok však implikuje splnenie Marshall-Lernerovej podmienky.

4.3 Určenie odchýlky od vnútornej rovnováhy

Odhad potenciálneho produktu bol vykonaný s využitím Hodrick-Prescottovho filtra. Pri jeho aplikácii bola použitá štandardná hodnota parametra λ pre štvrtročné dáta 1600. Zároveň bol časový rad HDP doplnený o prognózované hodnoty z menového programu NBS (tab. 4) s cieľom vyhnúť sa problémom aplikácie filtra na koncoch časového radu.

Tab. 4: Prognóza vývoja HDP 2005 -2008

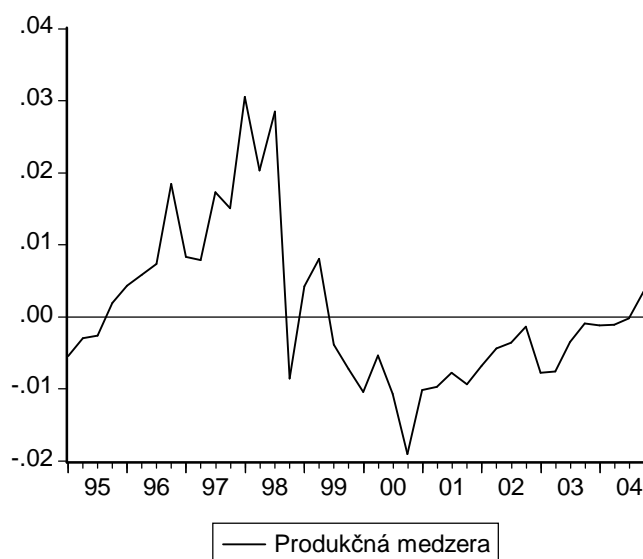
Rok	2005	2006	2007	2008
Medziročná miera rastu HDP	4,9%	5,2%	6,6%	4,6%

Zdroj: NBS

Graf odhadnutej produkčnej medzery je zobrazený na obrázku 6. Podľa neho sa slovenská ekonomika na konci sledovaného obdobia dostávala do konjunkturálnej fázy hospodárskeho cyklu, pričom úroveň HDP bola v treťom štvrtroku 2004 na úrovni potenciálu a v štvrtom štvrtroku 0.35 % nad potenciálnym produktom. Tempo rastu potenciálneho HDP dosahovalo v treťom štvrtroku 2004 približne 5 %.

4.4 Určenie rovnovážneho deficitu bežného účtu platobnej bilancie

Rovnovážny deficit bežného účtu platobnej bilancie bol určený dvoma alternatívnymi metódami uvedenými v kapitole 2.2.2.



Graf 6: Produkčná medzera získaná H-P filtrom

Metóda založená na strednodobej makroekonomickej rovnováhe spočíva v odhade rovnice, v ktorej je deficit bežného účtu vysvetľovaný strednodobými determinantami úspor a investícií. Použité determinanty, spolu s očakávanými znamienkami ich vplyvu na deficit, zobrazuje tabuľka 5

Tab. 5: Vysvetľujúce premenné deficitu bežného účtu

Ozn.	Popis premennej	Očakávaný vplyv
CUA	Deficit bežného účtu (% z HDP)	
DEF	deficit vládneho rozpočtu (% z HDP)	+
DEPT	pomer populácie vo veku do 19 a nad 65 r. k populácii medzi 20-64	-
FDI	priame zahraničné investície (% z HDP)	-
NIP	čistá investičná pozícia SR (% z HDP)	+
OPEN	miera otvorenosti (import + export ako % z HDP)	-
GAP	produkčná medzera (skutočné HDP ako percento potenciálneho)	-

Použité údaje pochádzajú zo zdrojov ŠÚ SR a NBS a v prípadoch, v ktorých to bolo potrebné boli sezónne očistené. Grafy časových radov vstupujúcich do regresie sú zobrazené v prílohe A. Vidieť z nich, že najväčšie zmeny za posledných desať rokov nastali v otvorenosti ekonomiky, ktorá sa takmer zdvojnásobila a v pomere neproduktívneho a produktívneho obyvateľstva, kde sa prejavuje vstup silných ročníkov do produktívneho veku, čím tento ukazovateľ klesá.

Výsledky regresie vykonanej metódou najmenších štvorcov sú zobrazené v tabuľke 6. Regresia bola uskutočnená na období 1995q1 až 2004q3, pretože údaje o stave čistej investičnej pozície SR neboli v čase písania tejto práce zverejnené. Z tabuľky vidieť, že všetky premenné majú očakávané znamienko a s výnimkou pria-

mych zahraničných investícií sú štatisticky významné. Aj napriek malej štatistickej významnosti som FDI v simulácii udržateľného deficitu bežného účtu použil keďže ich vplyv je relatívne slabý. Odhadnutá rovnica bola následne použitá na odhad

Tab. 6: OLS odhad vplyvu na deficit bežného účtu

Premenná	Koeficient	t-štatistika	p-hodnota
C	1.286466	4.29275	0.0002
DEF	1.150808	3.98727	0.0004
DEPT	-1.453827	-4.579665	0.0001
FDI	-0.099688	-1.591008	0.1214
NIP	0.055334	3.557448	0.0012
OPEN	-0.204429	-3.153903	0.0035
GAP	-1.993803	-3.533285	0.0013
Adjusted R-squared: 0.54302			

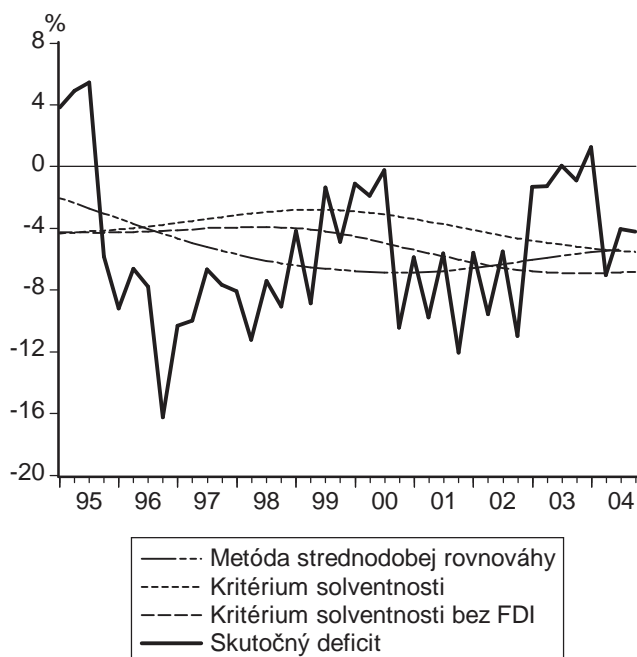
udržateľného deficitu bežného účtu, pričom boli determinujúce premenné vyhladené Hodrick-Prešcottovým filtrom v záujme zbavenia sa krátkodobých šokov. V treťom štvrťroku 2004 dosahoval výsledný udržateľný deficit 4,8 % z HDP.

Ako alternatíva bol odhadnutý aj udržateľný deficit bežného účtu spĺňajúci kritérium solventnosti. Pri jeho výpočte bola využitá trajektória vývoja udržateľného zahraničného dlhu v pomere k HDP určená jeho počiatočnou hodnotou v roku 1995 a cieľovou hodnotou, ktorá zodpovedá dlhodobej udržateľnosti.

$$f = \phi(f_0, f_t)$$

Podľa Bulíř a Šmídková (2004) je pre krajiny s podielom exportov na HDP vyšším ako 40 % cieľová hodnota udržateľného dlhu 65 %. Trajektória ϕ je potom určená lineárnou funkciou, pričom splnenie koncovej podmienky sa požaduje v roku 2020. S využitím takto skonštruovaného vývoja zahraničnej zadĺženosti a trendových hodnôt reálnej apreciácie a rastu potenciálneho HDP, bol odhad udržateľného deficitu bežného účtu vypočítaný podľa vzťahu 2.33. Výsledná hodnota pre tretí štvrťrok 2004 predstavovala 5,5 % z HDP.

Treťou alternatívou udržateľného deficitu bežného účtu je trajektória získaná rovnako ako v predchádzajúcom prípade a očistená o vplyv prílevu priamych zahraničných investícií, pri ktorých sa prepoďkladá neutrálny vzťah k zahraničnej zadĺženosti. Takto definovaný udržateľný deficit predstavuje voľnejšie kritérium najmä v posledných rokoch razantného prílevu FDI a v treťom štvrťroku bola jeho hodnota 6,9 % z HDP.



Graf 7: Alternatívy udržateľného deficitu bežného účtu

Porovnanie výsledkov týchto troch alternatívnych výpočtov je v grafe 7.

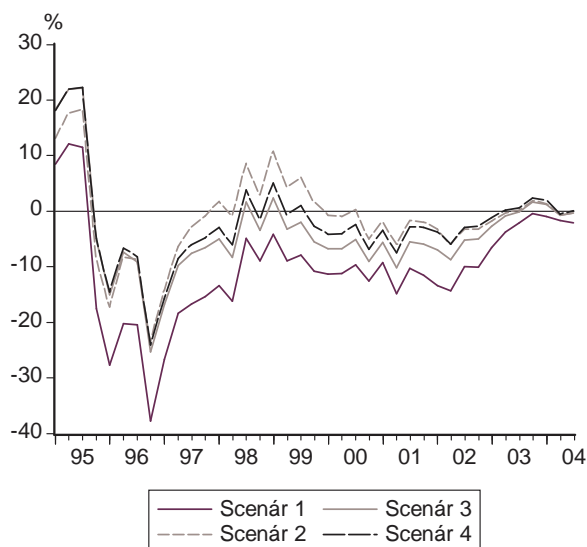
4.5 Výpočet rovnovážneho reálneho výmenného kurzu

Po odhatnutí odchýliek od vnútornej a vonkajšej rovnováhy môžeme pristúpiť k samotnému výpočtu FEER. Jeho trajektóriu v období 1995q1 2004q3 som získal numerickým riešením modelu daného rovnicami 4.18 až 4.23 v programe Eviews. Pri výpočte som vychádzal z predpokladu, že Slovensko ako malá otvorená ekonomika nemá vplyv na ceny a dopyt v eurozóne. Zároveň som predpokladal, že reálny kurz zachytávajúci pomer cien ropných surovín vo vzťahu k domácim cenám a kumulatívne priame zahraničné investície očistené o privatizáciu sa pohybovali po svojich rovnovážnych trajektóriách. Výpočet bol uskutočnený pre štyri alternatívne scenáre vychádzajúce z rôznych definícií udržateľnosti deficitu bežného účtu. Prvý scenár vychádza z konzervatívnej teórie, podľa ktorej by mala byť rovnovážna úroveň deficitu bežného účtu nulová. Ďalšie tri scenáre využívajú udržateľné deficity vypočítané v predošlej časti.

Výsledné trajektórie relatívnych odchýliek skutočného a fundamentálneho rovnovážneho reálneho výmenného kurzu sú zobrazené v grafe 8. Pri ich interpretácii je

Tab. 7: Popis scenárov výpočtu FEER

Odhad udržateľného deficitu bežného účtu	
Scenár 1:	0%
Scenár 2:	podľa strednodobej makroekonomickej rovnováhy
Scenár 3:	podľa udržateľnej trajektórie zahraničného dlhu
Scenár 4:	podľa udržateľnej trajektórie zahraničného dlhu so zohľadnením prílevu FDI

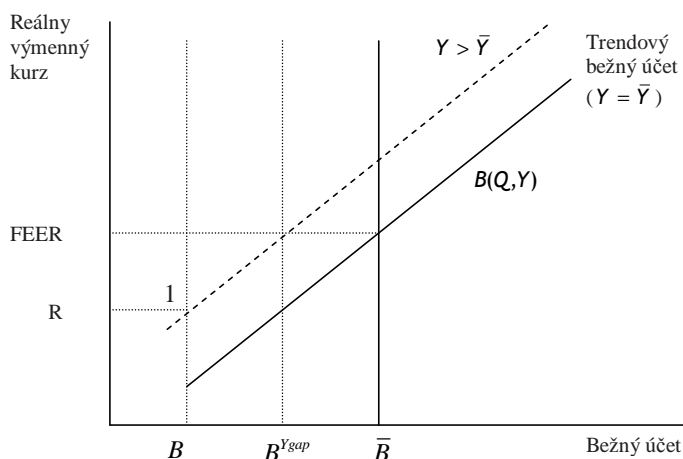


Graf 8: Trajektórie odchýliek od FEER

potrebné mať na pameti, že sú definované ako

$$r = d\log(R) \doteq \frac{d(R)}{R} = \frac{R - R^e}{R}, \quad (4.26)$$

čo znamená že ich kladné hodnoty znamenajú podhodnotenie a záporné hodnoty nadhodnotenie. Za predpokladu konzervatívnej hypotézy, že udržateľnosť zodpovedá vyrovnanému bežnému účtu, bol reálny kurz počas celého sledovaného obdobia značne nadhodnotený, pričom najvyššia odchýlka od rovnováhy v roku 1996 dosahovala 38%. Realistickejšie definície vonkajšej rovnováhy však ponúkajú scenáre 2 až 4. Podľa nich bol rokoch 1995 až 1998 reálny kurz značne nadhodnotený. Slovenská ekonomika vykazovala v tomto období vysoké deficity bežného účtu, ktoré niekoľkonásobne prevyšovali rovnovážne úrovne podľa všetkých troch definícií udržateľnosti a zároveň vykazovala známky prehriatia. Prehriatie ekonomiky znamená vyšší domáci dopyt po dovážaných tovaroch a zhoršenie deficitu bežného účtu na úroveň, ktorá je na obrázku 9 označená ako B^{Ygap} . Situácia na Slovensku v rokoch 1995-1998



Graf 9: Situácia v rokoch 1995 až 1998

však zodpovedala bodu 1, keď negatívna bilancia na bežnom účte prevyšovala úroveň B^{Ygap} , z čoho vyplývalo nadhodnotenie reálneho kurzu. V druhej polovici roku 1998 došlo k upusteniu od fixného nominálneho kurzu a jeho následnému oslabeniu, ekonomika sa ochladila a deficity bežného účtu sa priblížili k rovnovážnym hodnotám. Všetky relevantné nerovnováhy tak boli vo veľkej miere odstránené a výsledkom bolo mierne podhodnotenie reálneho kurzu. Od polovice roku 1999 do polovice roku 2003 sa bežný účet pohyboval mierne pod svojou udržateľnou úrovňou v závislosti od jej definície. Spolu s recesiou v tomto období to malo za následok nadhodnotenie reálneho kurzu, ktoré však už nenadobudlo rozmery z obdobia pred rokom 1998. V treťom štvrtroku roku 2004 bol reálny kurz takmer na rovnovážnej úrovni a podľa štvrtého scenára bol podhodnotený o 0,22 %.

Za povšimnutie stojí skutočnosť, že vplyv odchýlky bežného účtu od rovnovážnej úrovne na odchýlku má kurz klesajúcu tendenciu vďaka rastúcej otvorenosti ekonomiky⁹. Je to v súlade s hypotézou, že zmena reálneho kurzu potrebná na korigovanie nerovnováhy na bežnom účte je u vysoko otvorených ekonomík menšia. Znamená to, že v súčasnosti sú na korekcie vonkajšej nerovnováhy potrebné menšie zmeny reálneho kurzu ako to bolo pred desiatimi rokmi a vysvetľuje sa tým malý rozptyl odhadnutých odchýlok od FEER na konci sledovaného obdobia.

⁹Rovnica 4.25

Záver

Uvedená práca sa zaoberala dvomi prístupmi k odhadu rovnovážnej úrovne výmenného kurzu a to pomocou menového modelu výmenného kurzu a metódou odhadu fundamentálneho rovnovážneho výmenného kurzu. V oboch bola na odhad dlhodobých rovnovážnych vzťahov medzi ekonomickými veličinami použitá Johansenova kointegračná metóda popísaná v úvodnej kapitole.

Výhodou menového modelu výmenného kurzu je priame modelovanie nominálneho kurzu, daňou za ňu je však predpoklad platnosti parity kúpnej sily na trhu obchodovateľných tovarov, ktorého splnenie je v prípade Slovenska zatiaľ otáznе. Nominálny výmenný kurz voči euru je vysvetlený najmä rozdielmi v peňažnej zásobe a produkte na Slovensku a v eurozóne, vplyv úrokových mier nie je až taký výrazný. Významný je aj Balassa-Samuelsonov efekt, ktorý na kurz pôsobí apreciačne v miere 1,5 až 4 % ročne. Podľa predpokladaného scenára makroekonomického vývoja a v závislosti od vývoja pomeru cien na trhu obchodovateľných tovarov môže rovnovážny kurz koruny voči euru do konca roku 2007 posilniť na úroveň v intervale 33,8 až 36,5 SKK/EUR, čo vytvára priestor na odstránenie 2,9-percentného nadhodnotenia na konci roku 2004.

Odhad fundamentálneho rovnovážneho výmenného kurzu bol uskutočnený s využitím jednoduchého modelu zahraničného obchodu Slovenska a odhadov produkčnej medzery a udržateľnej úrovne bežného účtu, pri ktorej boli vypočítané tri alternatívne úrovne. Odhad potenciálneho produktu bol uskutočnený aplikáciou Hodrick-Prescotovho filtra a v treťom štvrtroku 2004 ukazoval takmer nulovú produkčnú medzeru. Hodnoty udržateľného deficitu bežného účtu boli vypočítané podľa metódy založenej na odhade vplyvu strednodobých makroekonomických determinantoch úspor a investícií a metódy zohľadňujúcej schopnosť krajiny splácať svoje zahraničné záväzky. V závislosti od uvažovanej definície udržateľnosti sa odhadnutý deficit bežného účtu nachádzal v intervale 5,4 až 6,9 % HDP.

S využitím týchto hodnôt som vypočítal odhad odchýlky reálneho kurzu zachytávajúceho konkurenčnú schopnosť našich producentov na trhu eurozóny od jeho

fundamentálnej rovnovážnej úrovne. Ukazuje sa, že takto definovaný reálny kurz bol v období rokov 1995 až 1998 značne nadhodnotený. Prechod na plávajúci režim a odstránenie nerovnováhy v ekonomike v druhej polovici roka 1998 spôsobilo vyrovnanie reálneho kurzu s jeho rovnovážnou úrovňou a mierne podhodnotenie, ktoré trvalo do polovice roka 1999. Od roku 2000 do polovice roka 2003 bol reálny kurz nadhodnotený najmä v súvislosti s vysokými deficitmi na bežnom účte, toto nadhodnotenie však nenadobúdalo rozmery zpred roka 1998. Počas posledného roka sledovaného obdobia sa reálny kurz pohyboval okolo fundamentálnej rovnováhy, pričom odchýlka od nej bola v treťom štvrtroku 2004 medzi 0.36 %-ným nadhodnotením a 0.1 %-ným podhodnotením, v závislosti od použitej definície udržateľnosti bežného účtu.

Hlavným prínosom tejto práce je obohatenie výskumu rovnovážneho kurzu SR o spomenuté dva prístupy. Veľký potenciál má najmä odhad fundamentálneho rovnovážneho výmenného kurzu, ktorý by mohol byť v budúcnosti rozpracovaný na zachytenie rovnováhy efektívneho výmenného kurzu a obohatený o alternatívne odhady produkčnej medzery.

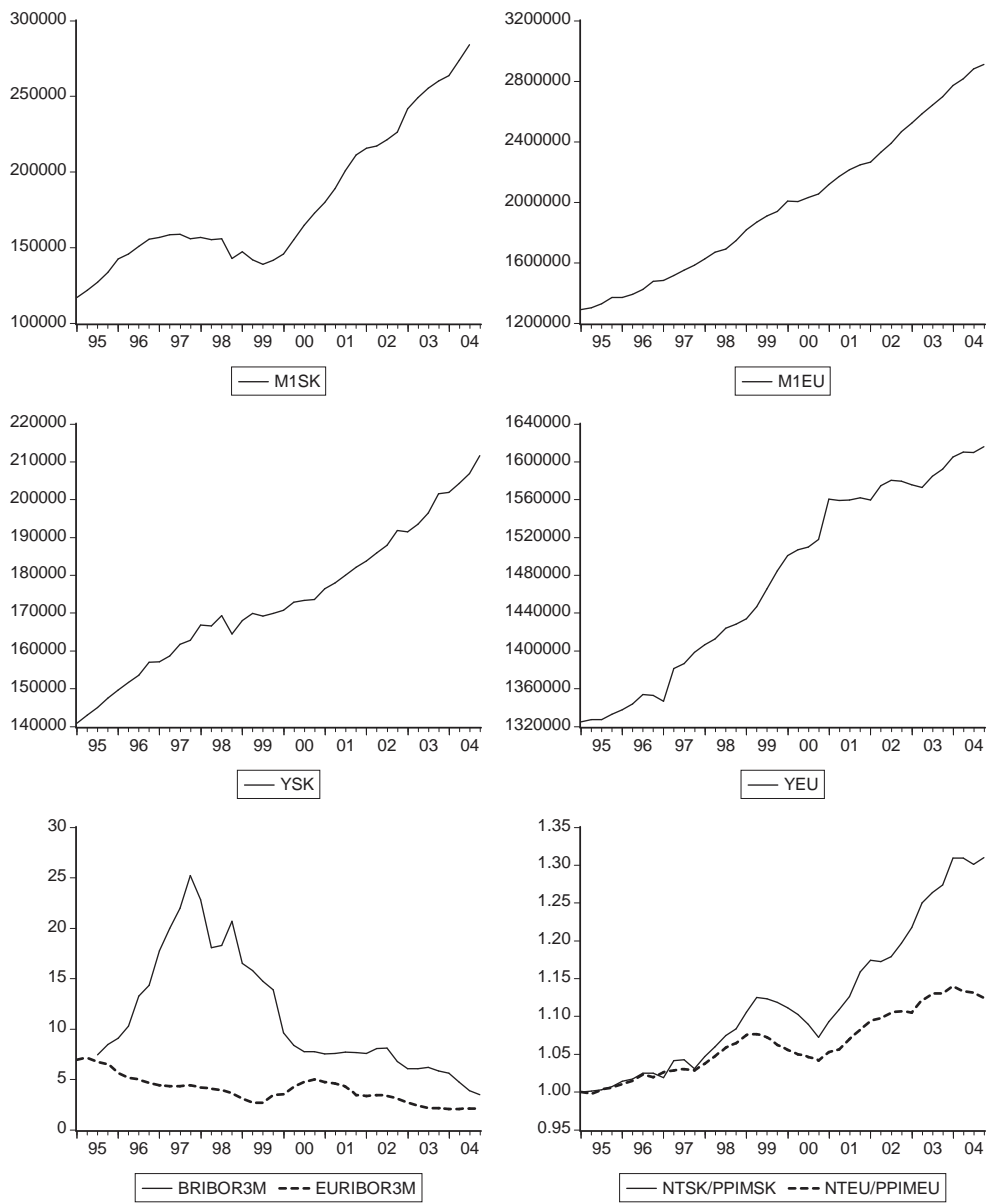
Literatúra

- Akram F. Q., Brunvatne K.-M. and Lokshall R. (2003): *Real Equilibrium Exchange Rates* v Eitrheim O. a Gulbrandsen K.: Explaining Movements in the Norwegian Exchange Rate, Norges Banks Occasional Papers, Oslo
- Banerjee A., Dolado J., Galbraith J. and Hendry D.F. (1993): *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Nonstationary Data*, Oxford University Press
- Barrell, R. and Wren-Lewis, S. (1989): *Fundamental Equilibrium Exchange Rates for the G7*, CEPR Discussion Paper no. 323.
- Bayoumi T., Clark P., Szymansky S. and Taylor M. (1994): *The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies* in J. Williamson: Estimating Equilibrium Exchange Rates, Institute for International Economics, Washington DC, USA
- Breuer J. B. (1994): *An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity* in J. Williamson: Estimating Equilibrium Exchange Rates, Institute for International Economics, Washington DC, USA
- Bulíř A. and Šmídková K. (2004): *Exchange Rates in the New EU Accession Countries: What Have We Learned from the Forerunners*, CNB Working Paper 10/2004
- Clements K. and Frenkel J. (1980): *Exchange Rates, Money and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s*, Journal of International Economics 10: 249-262.
- Crespo-Cuaresma J., Fidrmuc J. and MacDonald R. (2004): *The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs*, William Davidson Institute Working Paper, no. 642
- Driver L. R. and Westaway F. P.(2004): *Concepts of Equilibrium Exchange Rates*, Bank of England, Working Paper No. 248
- Égert B. (2002): *Estimating the Impact of the BalassaSamuelson Effect on Inflation and the Real Exchange Rate During the Transition*, Economic Systems 26: 1-16
- European Forecasting Network Spring Report (2004): *The Euro Area and the Ascending Countries*, European Forecasting Network

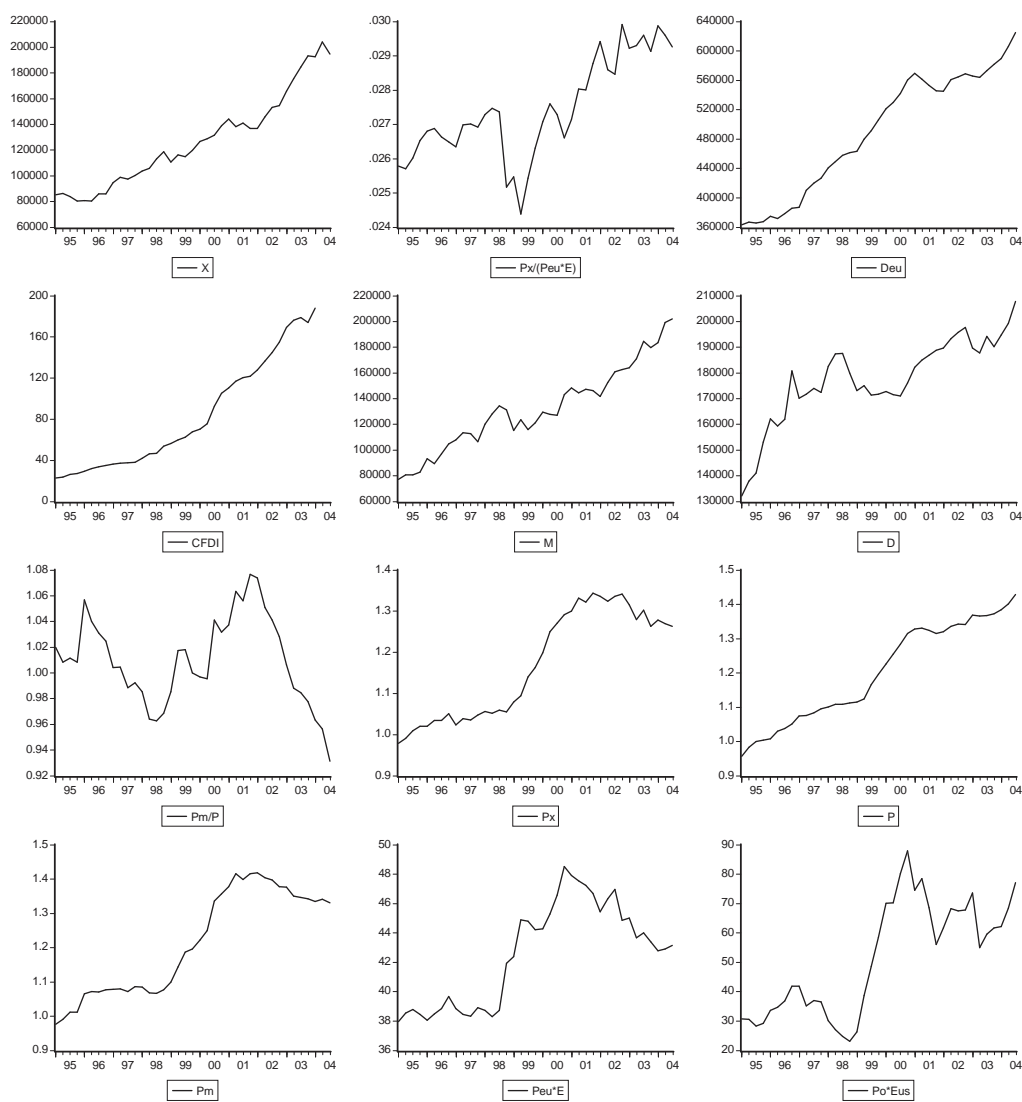
- European Economy No. 3 (2002): *Public finances in EMU*, European Commission, Directorate - General for Economic and Financial Affairs
- Faruqee H. and Isard P. (1998): *Exchange Rate Assessment: Extension of the Macroeconomic Balance Approach*, IMF Occasional Paper 167, International Monetary Fund, Washington
- Frankel J. A. (1996): *Recent Exchange Rate Experience and Proposals for Reform*, American Economic Review, Vol. 86, No. 2, pages 153-158.
- Halpern L. and Wyplosz C. (2001): *Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection*, Economic Survey of Europe 1. 227-239.
- Chagny O. and Dopke J. (2001): *Measures of the Output Gap in the Eurozone: An Empirical Assessment of Selected Methods*, Working Paper No. 1053, Kiel Institute of World Economics, Kiel
- IMF Country Report March (2005): *Staff Report for the 2004 Article IV Consultation*, IMF Country Report No. 05/71, IMF
- Jeong S., Mazier J. and Sand A. (2004): *Equilibrium Exchange Rates of Eight East Asian Currencies: A Fundamental Equilibrium Exchange Rate (FEER) Approach*, CEPN Working Paper No. 09-2003, University of Paris-Nord
- Lafrance R. and Schembri L. (2002): *Purchasing-Power Parity: Definition, Measurement, and Interpretation*, Bank of Canada Review, Autumn 2002
- MacDonald R. and Marsh I. (1999): *Exchange Rate Modelling*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands
- Malesich A. (2003): *Modelovanie reálneho efektívneho výmenného kurzu*, Diplomová práca, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky UK, Bratislava
- Milesi-Ferretti G. and Razin A. (1996): *Sustainability of Persistent Current Account Deficits*, NBER Working Paper No. 5467, National Bureau of Economic Research, Cambridge
- árodná banka Slovenska a Ministerstvo financií Slovenskej republiky (2004) :*Konkretizácia stratégie prijatia eura v SR*

- Páleník V., Luptáčik M. a kol. (2004): *Analytický popis správania tranzitívnej ekonomiky* in Morvay K. a kol.: *Analýza a zovšeobecnenie doterajšieho priebehu transformácie slovenskej ekonomiky a postup jej zavíšenia*, Ústav Slovenskej a Svetovej Ekonomiky, Slovenská Akadémia Vied, Bratislava
- Rubaszek M. (2003): *The Optimal ERM II Central Parity for the Polish Zloty*, Narodowy Bank Polski. Mimeo
- Štekláčová L. (2003): *Meranie produkčnej medzery SR*, Diplomová práca, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky UK, Bratislava
- Williamson J. (1994): *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C., Institute for International Economics

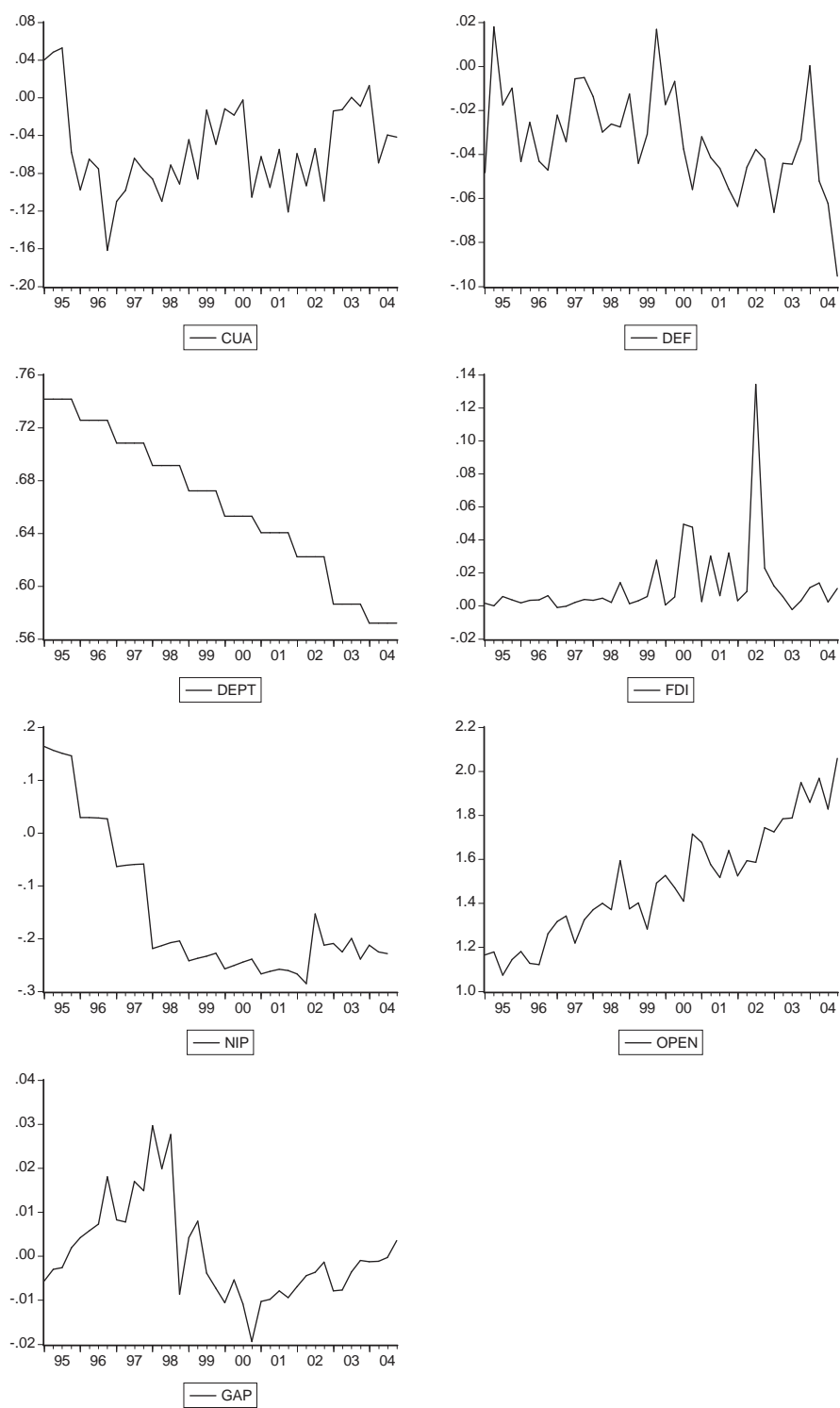
A Grafy



Graf 10: Priebeh časových radov premenných monetárneho modelu



Graf 11: Pribeh časových radov premenných vstupujúcich do modelu zahraničného obchodu



Graf 12: Priebeh časových radov strednodobých determinantov deficitu bežného účtu

B Výsledky testov jednotkového koreňa

Tab. 8: Premenné vystupujúce v menových rovniciach

Premenná	Úrovně					Diferencie				
	ADF test			KPSS test		ADF test			KPSS test	
	trend	konšanta	-	trend	konšanta	trend	konšanta	-	trend	konšanta
BRIBOR3M	-4.389***	-0.616	-0.732	0.119*	0.410*	-3.619**	-3.356**	-4.158***	0.142*	0.259
EURIBOR3M	-3.074	-2.593	-2.177**	0.106	0.585**	-3.743**	-3.658***	-3.334***	0.083	0.117
LOG(M1SK/PSK)	-0.489	-0.855	0.767	0.150**	0.335	-4.077**	-2.264	-2.140**	0.116	0.17
LOG(M1EU/PEU)	-2.108	0.162	9.719	0.124*	0.756***	-6.026***	-6.117***	-1.297	0.092	0.09
LOG(YSK)	-2.251	-0.521	5.789	0.103	0.760***	-8.001***	-8.109***	-0.778	0.177**	0.184
LOG(YEU)	-1.318	-0.745	4.756	0.134*	0.743***	-6.056***	-6.073***	-4.083***	0.157**	0.185

Prezentované t-štatistiky ADF testu a LM-štatistiky KPSS testu

*** - zamietnutie H0 na 1 %-nej hladine významnosti

** - zamietnutie H0 na 5 %-nej hladine významnosti

* - zamietnutie H0 na 10 %-nej hladine významnosti

Tab. 9: Vysvetľujúce premenné deficitu bežného účtu

Premenná	Úrovne					Diferencie				
	ADF test			KPSS test		ADF test			KPSS test	
	trend	konšanta	-	trend	konšanta	trend	konšanta	-	trend	konšanta
CUA	-4.688***	-4.028***	-1.208	0.106	0.115	-10.28***	-10.19***	-10.28***	0.229***	0.344
DEF	-5.315***	-4.286***	-1.941*	0.094	0.499**	-4.582***	-4.783***	-4.835***	0.139*	0.34
DEPT	-2.806	0.33	-2.020**	0.184**	0.755***	-3.811**	-2.273	-0.763	0.130*	0.323
FDI	-5.654***	-5.344***	-4.388***	0.091	0.376*	-7.464***	-7.560***	-7.674***	0.11	0.13
NIP	-1.682	-2.275	-0.414	0.195**	0.566**	-8.318***	-7.662***	-7.245***	0.166**	0.305
OPEN	-5.380***	0.257	3.386	0.076	0.736**	-7.172***	-7.236***	-2.235**	0.186**	0.193
GAP	-2.992	-2.522	-2.546**	0.105	0.298	-9.084***	-9.202***	-9.331***	0.119*	0.126

Prezentované t-štatistiky ADF testu a LM-štatistiky KPSS testu

*** - zamietnutie H0 na 1 %-nej hladine významnosti

** - zamietnutie H0 na 5 %-nej hladine významnosti

* - zamietnutie H0 na 10 %-nej hladine významnosti

Tab. 10: Premenné vstupujúce do modelu zahraničného obchodu

Premenná	Úrovne					Diferencie				
	ADF test			KPSS test		ADF test			KPSS test	
	trend	konšanta	-	trend	konšanta	trend	konšanta	-	trend	konšanta
LOG(X)	-2.54	-0.1	4.194	0.106	0.907***	-7.895***	-7.977***	-3.196***	0.046	0.06
LOG($\frac{P_x}{P^*E}$)	-2.752	-1.356	-0.927	0.087	0.747***	-6.935***	-7.016***	-6.967***	0.055	0.055
LOG(D^*)	-1.657	-1.331	3.317	0.162**	0.895***	-4.781***	-4.681***	-2.944***	0.069	0.151
LOG($CFDI$)	-0.823	2.962	2.814	0.166**	0.700**	-1.263	-3.519**	-1.987**	0.113	0.319
LOG(M)	-4.155**	-1.311	2.412	0.108	0.892***	-8.593***	-8.715***	-7.869***	0.11	0.185
LOG(D)	-2.383	-1.797	1.713	0.148**	0.776***	-8.123***	-8.188***	-7.830***	0.052	0.143
LOG($\frac{P_m}{P}$)	-0.886	-0.49	-0.911	0.091	0.213	-5.914***	-5.830***	-5.750***	0.131*	0.191
LOG(P_x)	-1.999	-2.617*	-1.084	0.115	0.835***	-2.949	-2.16	-1.859*	0.098	0.316
LOG(P)	-2.677	-1.985	0.204	0.160**	0.889***	-3.614**	-3.306**	-2.084**	0.066	0.344
LOG(P_m)	-0.885	-2.279	-0.633	0.114	0.838***	-5.093***	-4.485***	-2.280**	0.09	0.311
LOG(P^*E)	-1.088	-2.348	1.565	0.141*	0.740***	-6.406***	-5.927***	-5.716***	0.087	0.369*
LOG($P_oE_\$$)	-3.923**	-1.179	1.041	0.074	0.710**	-4.928***	-4.975***	-4.900***	0.051	0.066

Prezentované t-štatistiky ADF testu a LM-štatistiky KPSS testu

*** - zamietnutie H0 na 1 %-nej hladine významnosti

** - zamietnutie H0 na 5 %-nej hladine významnosti

* - zamietnutie H0 na 10 %-nej hladine významnosti