

Monetárna politika a vývoj kurzu v Slovenskej republike v období 1999 – 2005

Zlatica IVANIČOVÁ – Michaela CHOCHOLATÁ*

Monetary Policy and the Development of the Exchange Rate in Slovak Republic in 1999 – 2005

Abstract

Systematic appreciation of the Slovak Crown in the year 2004, 2005 and at the beginning of the year 2006 brings up the debate about objectivity of this process. In this paper we describe the development of the Slovak currency on the basis of selected macroeconomic indicators' development (gross domestic product, M2, foreign currency reserve, direct foreign investment, interest rates BRIBOR and EURIBOR, etc.), and it is possible to observe, that the appreciation of the Slovak Crown is valid. The estimation of the economic hypothesis was realized after the analysis of the stationarity of the used time series. We have chosen nine of the many formulations of the simple econometric models, those estimators are the best linear unbiased estimators of the parameters of the formulated economic hypothesis.

Keywords: *monetary policy, exchange rate, macroeconomic indicators, analysis of stationarity*

JEL Classification: E10, E42

Úvod

Zhodnocovanie slovenskej koruny naznačuje pozitívny vplyv hospodárskej politiky, ktorý sa začal presadzovať po prechode režimu slovenskej koruny z fixného kurzu na plávajúci kurz. Prílev zahraničných investícií posilnil finančný a kapitálový účet platobnej bilancie, postupne sa znižuje negatívna hodnota čistého exportu, zvyšuje sa účet devízových aktív platobnej bilancie, zvyšujú sa

* Zlatica IVANIČOVÁ – Michaela CHOCHOLATÁ, Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky, Katedra operačného výskumu a ekonometrie, Dolnozemska cesta 1, 852 35 Bratislava 5; e-mail: ivanic@euba.sk; chocholatom@yahoo.com

devízové rezervy v NBS. Výsledkom týchto faktorov je tlak na zhodnocovanie slovenskej koruny, čo hodnotia niektorí ekonómovia ako prirodzený výsledok pozitívneho ekonomického vývoja, iní ekonómovia však považujú rast hodnoty slovenskej meny za brzdu slovenského exportu. Zhodnocovanie koruny má v podstate dve strany mince.

Na jednej strane zhodnocovanie meny zvyšuje hodnotu finančných aj nefinančných aktív v prepočte na euro, dochádza teda k zhodnocovaniu majetku domácich aj zahraničných firiem. Kombinácia zhodnocovania koruny a existujúcej fiškálnej politiky podporuje prílev zahraničných investícií. Ďalším pozitívnym faktorom zhodnocovania slovenskej koruny je jej vplyv na znižovanie cien importovaných energetických zdrojov, od ktorých je silne závislá dynamika hospodárskeho rastu slovenskej ekonomiky, ako aj dovoz *high-tech* a informačných technológií, ktoré sa podstatnou mierou podieľajú na raste produktivity práce a raste efektívnosti výroby. Zhodnocovanie slovenskej koruny v dôsledku rastu efektívnosti ekonomiky pozitívne hodnotí aj Európska centrálna banka a Medzinárodný menový fond, čo sa odráža aj na hodnotení ratingu krajiny.

Na druhej strane, zhodnocovaním koruny čiastočne strácajú domáci exportéri, ktorí deklarujú, že neprimerané zhodnocovanie meny nemá opodstatnenie a s uspokojením prijímajú realizáciu intervencií NBS v smere znehodnocovania slovenskej meny. Treba však poznamenať, že slovenská ekonomika je malou, silne otvorenou ekonomikou s vysokou dovoznou náročnosťou, a teda zhodnocovanie meny zlacňuje dovoz potrebný na výrobu (energia a *higt-tech*), čo by sa malo premietnuť v nielen poklese cien importovaných energetických zdrojov, surovín, technológií a tovarov, ale aj v poklese cien domácich výrobcov, v raste efektívnosti výroby a produktivity práce. Keďže zhodnotenie meny tlačí na pokles inflácie, a teda na „zhodnocovanie cien“ domácich výrobcov, v podstate by nemalo existovať opodstatnenie realizovať intervencie v smere znehodnocovania meny. Naopak, zhodnocovanie meny tlačí na domácich výrobcov, aby zvyšovali efektívnosť výroby, kvalitu výrobkov, čomu sa domáci výrobcovia žiaľ viac-menej bránia. Treba však poznamenať, že slabé a neefektívne podniky majú a vždy budú mať existenčné problémy pri presadení sa na trhu Európskej únie. Naopak, export výrobkov vyrobených na Slovensku zahraničnými firmami nie je hodnotou slovenskej koruny silne ovplyvňovaný, keďže tieto firmy obchodovali a obchodujú v prevažnej miere v eurách, a preto majú záujem na zhodnocovaní slovenskej meny.

Národná banka Slovenska deklaruje, že rešpektuje posilňovanie slovenskej koruny, pretože mnohé ukazovatele vo vývoji našej ekonomiky podporujú tento trend vývoja meny. Rekordne vzrástli devízové rezervy (na cca 18 miliárd eur), slovenská ekonomika rastie dva až trikrát rýchlejšie ako ekonomika prezentovaná komplexom štátov Európskej únie. Rýchly rast slovenskej ekonomiky, nízke

náklady práce, dobré podnikateľské prostredie (vyšší rast produktivity práce ako v eurozóne, vysoká kvalita práce, proinvestičná fiškálna politika a lokalizácia Slovenska) a vyššie úrokové sadzby vytvárajú vhodné prostredie na prílev zahraničných investícií. Rýchlejší rast vývozu ako dovozu, predovšetkým vďaka zahraničnému automobilovému priemyslu (zmenšuje deficit obchodnej bilancie), prílev priamych a portfóliových investícií (ovplyvňuje pozitívny vývoj platobnej bilancie a devízových aktív) a rast devízových rezerv sú bezprostrednými hybnými nástrojmi rastu hodnoty slovenskej koruny. Treba poznamenať, že ani MMF vzhľadom na súčasný pozitívny vývoj slovenskej ekonomiky sa nevyjadruje negatívne k procesu posilňovania slovenskej meny.¹

Napriek tomu v roku 2005 NBS realizovala intervencie na znehodnotenie meny v hodnote cca 1,6 miliardy eur, v januári 2006 to bolo cca 300 miliónov eur [19]. Cieľom intervencií je zmiernenie posilňovania meny. Ako príčina sa uvádza, aby posilňovanie meny bolo primerané ekonomickým výsledkom. Národná banka Slovenska vykonáva intervencie v prospech znehodnocovania slovenskej koruny ako nástroj na spomaľovanie procesu zhodnocovania meny v podstate z dvoch príčin. Na jednej strane ide o udržanie výroby slovenských výrobcov pôsobiacich v regiónoch s vysokou nezamestnanosťou, na druhej strane znehodnocovanie meny vyvoláva určitú bariéru pre vstup špekulačného krátkodobého kapitálu. Treba poznamenať, že prípadné spochybnenie pozitívneho ekonomického vývoja vyvoláva okamžitý „odchod“ špekulačného kapitálu, čo prejaví v negatívnom vývoji výšky devízových rezerv a spôsobí oslabenie meny so silným negatívnym vplyvom na cenovú hladinu.

Po vstupe slovenskej ekonomiky do ERM II (25. 11. 2005) a s cieľom k 1. 1. 2009 vstúpiť do EMÚ sa musí nielen udržať štandardné fluktučné pásmo (32,6868 – 44,2233) okolo určenej centrálnej parity 38,455 SKK/EUR, ale musí sa dosiahnuť aj splnenie maastrichtského kritéria stability cien. Toto kritérium zatiaľ nie je splnené a, po odstránení regulovaných cien, je ovplyvnené pohybom cien importovaných surovín a prípadným znehodnocovaním hodnoty slovenskej meny.

1. Zhodnotenie vývoja kurzu slovenskej koruny

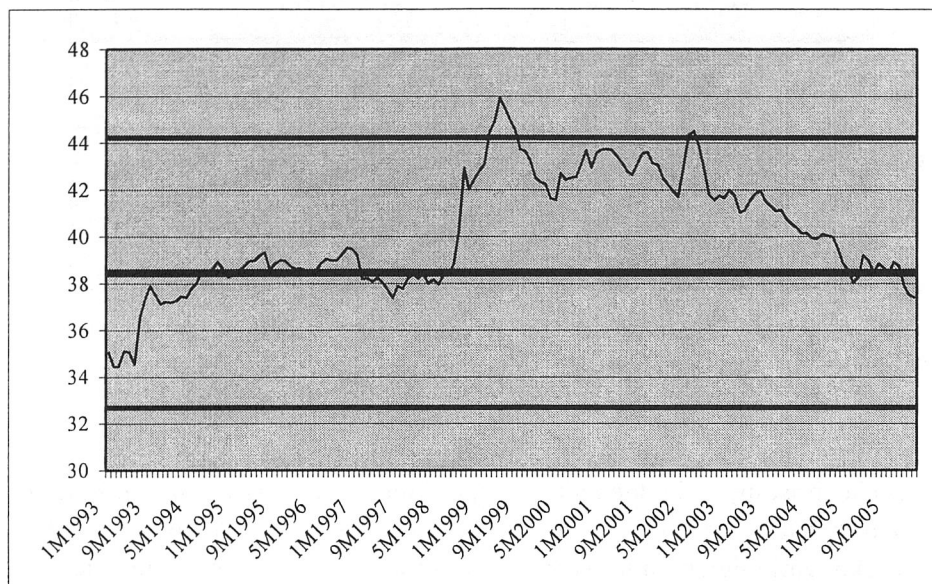
Vývoj slovenskej meny doteraz je možné rozdeliť do dvoch období. Obdobie január 1993 – máj 1999, keď dochádza k poklesu hodnoty meny, a teda k rastu výmenného kurzu, a to až o 35,06 %. Najvyšší rast zaznamenal výmenný kurz

¹ Opačný postoj deklaroval MMF pri vzniku slovenskej koruny, keď odporučil 30 % devalváciu slovenskej koruny vzhľadom na predchádzajúcu československú korunu. Vďaka kvantitatívnym analýzám sa analytikom podarilo presvedčiť vládu slovenskej republiky len na realizáciu 10 % devalvácie, čo však ku koncu roka (v septembri) 1993 vyvolalo 27 % infláciu (zmena oproti rovnakému obdobiu predchádzajúceho roka meraná indexom spotrebiteľských cien).

v októbri 1998 po jeho prechode z fixného kurzu na riadený plávajúci kurz (pozri graf 1). Tento nárast predstavoval cca 14,17 %.

Graf 1

Vývoj kurzu slovenskej koruny v eurách v štandardnom flukтуаčnom pásme v období január 1993 – február 2006



Poznámka: V grafe sa predpokladá že ECU bola predchodcom eura.

Prameň: Údaje www.nbs.sk.

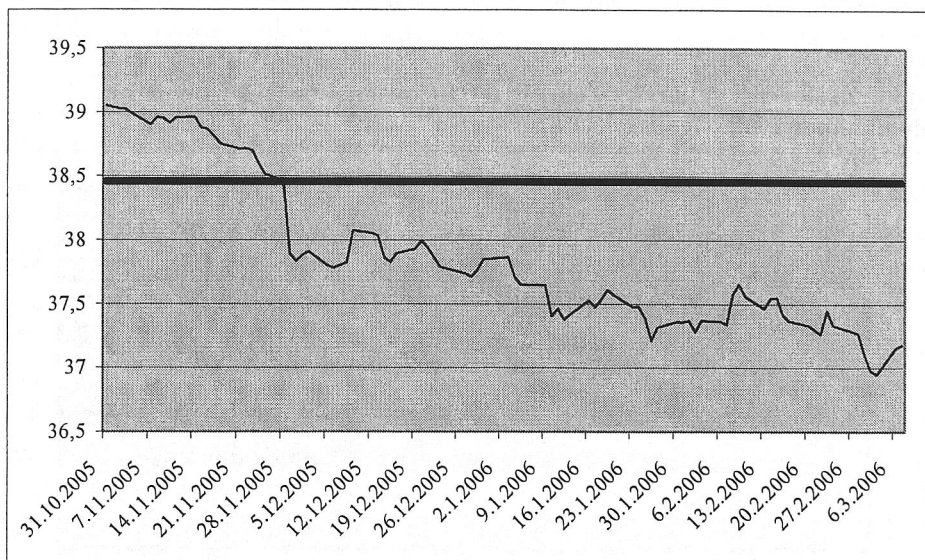
Celkový pokles hodnoty kurzu od mája 1999 (45,9271 SKK/EUR) do februára 2006 (37,404 SKK/EUR) dosahuje cca 18,56 %. Pozvoľný pokles kurzu zaznamenával relatívne veľké výkyvy v dôsledku deregulácie regulovaných cien, a teda rastu inflácie. Ak porovnáme hodnotu kurzu v januári 1993 (35,059 SKK/XEU) a hodnotou kurzu vo februári 2006 (37,404 SKK/EUR), možno konštatovať, že celkové znehodnotenie slovenskej koruny bolo cca 6,69 %.

Ako vidno z grafu 1, hodnota kurzu sa najviac priblížila k stanovenej centrálnej parite v rámci ERM II v rokoch 1995 – 1998 a v roku 2005. Mimo štandardného flukтуаčného pásma sa slovenská koruna nachádzala v období marec – august 1999 a jún – júl 2002.

Možno teda konštatovať, že slovenská mena by nemala mať problémy s udrжанím sa v štandardnom flukтуаčnom pásme, čím by malo byť splnené maastrichtské kritérium stability meny. Zdá sa, že aj vstup do ERM II má pozitívny vplyv na vývoj hodnoty meny, ktorá sa od 25. 11. 2005 (38,516 SKK/EUR) do 7. 3. 2006 (37,178 SKK/EUR) posilnila o 3,62 % (pozri graf 2).

Graf 2

Vývoj denných kurzov SKK/EUR



Klasické prístupy k hodnoteniu vývoja výmenných kurzov sú založené na medzinárodných paritách definovaných pomocou cenových indexov (resp. infláciou), úrokovými mierami a úrokovými mierami a infláciou. Pokles inflácie znamená zhodnocovanie meny, teda pokles výmenného kurzu. Pokles úrokových mier sa stelesňuje na strane spotrebiteľov do poklesu sklonu k úsporám, to znamená k rastu spotreby, na strane investorov k zvyšovaniu sklonu k investíciám v dôsledku lacných pôžičiek, t. j. k rastu výroby, rastu hrubého domáceho produktu, k zvyšovaniu efektívnosti ekonomiky a podpore zhodnocovania meny. V prípade, že úrokové miery sú v domácej krajine vyššie ako v zahraničí, napriek ich poklesu dochádza k prílevu zahraničných investícií a k zhodnocovaniu meny. Samozrejme, rast úrokových mier vyvoláva záujem zahraničia o investovanie. Zlom by nastal vtedy, ak by pokles hodnoty úrokových mier v domácej krajine prekročil hodnotu úrokových mier v zahraničí (v eurozóne), čo nám, zdá sa, zatiaľ nehrozí. Dá sa povedať, že v slovenskej ekonomike postupné znižovanie inflácie a pokles úrokových mier vplývali pozitívne na vývoj hodnoty slovenskej meny (pozri graf 3).

Ak porovnáme ročný vývoj priemerných úrokových mier (r), inflácie, prezentovanej indexom spotrebiteľských cien (cpi), a vývoj výmenného kurzu (SKK/EUR), môžeme povedať, že po prechode fixného výmenného kurzu na riadený plávajúci kurz koncom roka 1998 sa situácia vyvíjala takto:

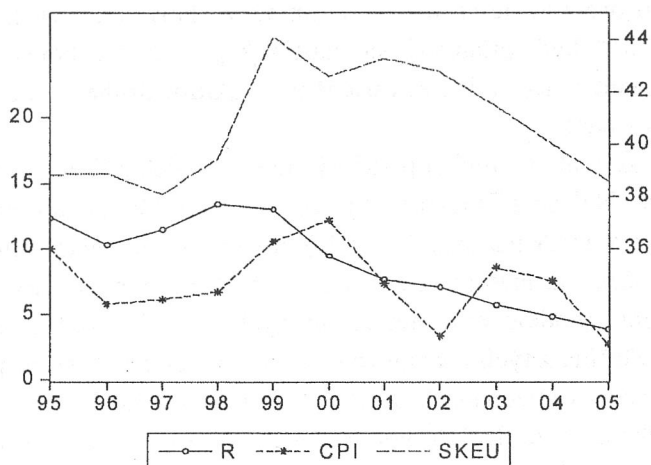
- výmenný kurz zaznamenal najprv vysoký nárast, potom dochádza k postupnému zhodnocovaniu slovenskej koruny;

- úrokové miery zaznamenávali pozvoľný pokles, neprekročili však úroveň úrokových mier v krajinách eurozóny;
- vzrástol cenový index, potom dochádzalo k postupnému poklesu inflácie, ktorá však bola silne ovplyvňovaná dereguláciou regulovaných cien.

Uvedený graf 3 naznačuje od mája 1999 rovnaký trend vývoja všetkých troch ukazovateľov.

Graf 3

Vývoj úrokových mier, indexu spotrebiteľských cien a výmenného kurzu



2. Analýza vývoja hodnoty slovenskej koruny

Napriek tomu, že niektorí ekonómovia tvrdia, že vývoj kurzu v malej otvorenej ekonomike je ťažké kvantifikovať, v predkladanom príspevku pozornosť zameriavame na kvantifikáciu vzťahov súvisiacich s reláciou výmenného kurzu SKK/EUR, monetárnou politikou a pohybom obchodnej bilancie i priamych zahraničných investícií (PZI) ako zložiek platobnej bilancie. Pri analýze sme použili štvrťročné časové rady z obdobia 1998Q4 – 2005Q3 získané z webových stránok NBS. Pred realizáciou výpočtov sme analyzovali stacionaritu použitých časových radov.

2.1. Teoretické prístupy k analýze stacionarity časových radov

Empirický výskum v makroekonómii a vo finančnej ekonómii je z veľkej časti založený na časových radoch, ktoré možno modelovať viacerými spôsobmi. Jeden zo spôsobov predstavuje Boxova-Jenkinsova metodológia ARIMA (*Autoregressive*

Integrated Moving Average), v ktorej sa hlavný dôraz kladie na analýzu náhodnej zložky.

Boxova-Jenkinsova metodológia modelov ARIMA je v posledných rokoch často používanou metódou modelovania stacionárnych časových radov, prípadne časových radov, ktoré sú stacionárne po jednom alebo viacerých diferencovaniach.

Pojem *stacionarita časového radu* znamená, že vývoj časového radu je v istom zmysle stochasticky ustálený. Zvyčajne sa rozlišujú dva typy stacionarity – striktná (silná) stacionarita, keď pravdepodobnostné správanie príslušného stochastického procesu² je časovo invariantné, a slabá stacionarita (stacionarita v kovarianciách),³ keď príslušný stochastický proces má konštantnú strednú hodnotu, konštantný rozptyl a kovariančnú štruktúru druhého rádu invariantnú voči posunom v čase.⁴

Je logické, že v ekonomickej praxi väčšina časových radov má nestacionárny charakter (napr. Nelson a Plosser v [14] ukázali, že väčšina makroekonomických časových radov v USA má charakter $I(1)$), pričom nestacionarita môže byť spôsobená buď v čase sa meniacou strednou hodnotou, alebo v čase sa meniacim rozptylom.⁵ Hoci modelovanie nestacionárnych časových radov sa môže javiť ako obtiažné, väčšina z týchto časových radov má vlastnosť, že po jednom alebo viacerých diferencovaniach sa získa stacionárny časový rad.⁶

Pri identifikácii jednotlivých modelov v rámci Boxovej-Jenkinsovej metodológie zohráva dôležitú úlohu autokorelačná (ACF) a parciálna autokorelačná funkcia (PACF). Nestacionárnosť časového radu možno identifikovať na základe grafického posúdenia ACF a PACF, pričom v prípade nestacionárneho časového radu odhady hodnôt ACF klesajú veľmi pomaly a pri PACF je štatisticky významný iba odhad oneskorenia $k = 1$, ktorý sa približuje k jednej.

Ďalšou možnosťou je otestovať existenciu jednotkového koreňa pomocou ďalej uvedených testov.

² V literatúre sa pojem *časový rad* používa súbežne s pojmom *stochastický proces*, s čím je spojená určitá dvojznačnosť. V prípade ekonomických aplikácií však toto rozlíšenie nezohráva podstatnú úlohu, keďže to, čo obvyčajne pozorujeme, je postupnosť údajov zoradených v čase. Pre jednoduchosť predpokladajme, že pojmy časový rad a stochastický proces sú identické.

³ Pojmom *stacionarita* v ďalšom texte budeme označovať *slabú stacionaritu*.

⁴ Znamená to teda, že $\mu_t = \mu$, $\sigma_t^2 = \sigma^2$ pre $\forall t$ a $\text{cov}(y_t, y_s) = \text{cov}(y_{t+h}, y_{s+h})$ pre ľubovoľné h .

⁵ Na odstránenie nestacionarity v rozptyle sa zvykne pracovať s logaritmickou transformáciou analyzovaného časového radu [12], zložitejší problém však predstavuje nestacionarita v strednej hodnote, čomu sa venujeme ďalej.

⁶ Vo všeobecnosti sa časový rad nazýva *integrovaný rádu d* ($I(d)$), ak po d -diferencovaniach sa získa stacionárny časový rad. Časové rady generované integrovanými procesmi sa často označujú ako *radý s jednotkovými koreňmi*, napríklad časový rad integrovaný rádu 1, t. j. $I(1)$ má jeden jednotkový koreň, časový rad integrovaný rádu 2, t. j. $I(2)$ má dva jednotkové korene atď.

Predpokladajme, že chceme otestovať, že časový rad y_t je integrovaný rádu jedna, čo znamená, že je generovaný nasledovne:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

pričom ε_t predstavuje časový rad rovnako rozdelených stacionárnych premenných s nulovými strednými hodnotami. Na prvý pohľad sa môže zdať vhodné testovať hypotézu, že $\phi_1 = 1$ v autoregresnej rovnici AR(1)

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Pokiaľ ε_t vo vzťahu (2) je procesom bieleho šumu,⁷ tak vzťah (2) predstavuje proces náhodnej prechádzky za predpokladu, že $\phi_1 = 1$. Dá sa ukázať (pozri napr. [2]), že takýto proces generujúci y_t je nestacionárny. Avšak keď $|\phi_1| < 1$, potom proces generujúci y_t v (2) je integrovaný rádu nula a je stacionárny. V tomto kontexte sa javí ako lákavé odhadovať parametre rovnice (2) metódou najmenších štvorcov a s využitím Studentovho t-testu testovať hypotézu, že $\phi_1 = 1$. Treba si však uvedomiť, že takto získaný odhad parametra ϕ_1 môže byť v autoregresnej rovnici podstatne skreslený.

Dalším problémom je nedostatok informácií o rozdelení Studentovej t-štatistiky v prípade nestacionárneho charakteru časového radu y_t .

Dickeyho-Fullerov test

Metódu vhodnú na testovanie rádu integrácie y_t v (2) navrhli v roku 1979 D. Dickey a W. A. Fuller [4], po ktorých nesie aj meno Dickeyho-Fullerov (DF) test. Uvedený DF test je testom hypotézy, že $\phi_1 = 1$ v (2), t. j. testom existencie jednotkového koreňa. Tento test je založený na odhade parametrov regresnej rovnice ekvivalentnej k (2), konkrétne rovnice

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

pričom rovnicu (3) možno prepísať do tvaru

$$y_t = (1 + \delta)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

⁷Pokiaľ je stochastický proces ε_t tvorený radom nekorelovaných náhodných veličín jedného pravdepodobnostného rozdelenia s konštantnou strednou hodnotou (zvyčajne nulovou), s konštantným rozptylom a nulovou autokovariančnou funkciou, t. j. má nasledovné vlastnosti: $E(\varepsilon_t) = \mu = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$, $\gamma_k = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0 \quad \forall k \neq 0$, nazývame ho *procesom bieleho šumu*.

ktorý je pre $\phi_1 = (1 + \delta)$ identický so vzťahom (2). Ak je parameter δ v (3) záporný, potom parameter ϕ_1 v (2) je menší ako jedna. Dickeyho-Fullerov test spočíva v testovaní zápornosti parametra δ z regresie (3). Testuje sa teda nulová hypotéza $H_0: \delta = 0$, oproti alternatívnej hypotéze $H_1: \delta < 0$, z ktorej vyplýva, že $\phi_1 < 1$. Zamietnutie nulovej hypotézy v prospech alternatívnej znamená, že y_t je integrovaný rádu nula.

Dickeyho-Fullerov test možno analogickým spôsobom ako v prípade rovnice (3) použiť aj na testovanie rádu integrácie premenných z regresných rovníc (4) a (5):

$$\Delta y_t = \phi_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \phi_0 + \delta y_{t-1} + \phi_2 t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Rozdiel medzi trojicou regresných rovníc (3), (4) a (5) sa týka prítomnosti deterministických prvkov ϕ_0 a $\phi_2 t$. Rovnica (3) predstavuje jednoduchý model náhodnej prechádzky, rovnica (4) model náhodnej prechádzky s posunom a posledná rovnica (5) model zahŕňajúci kombináciu posunu a časového trendu.

S využitím metódy Monte Carlo skonštruovali Dickey a Fuller tabuľky kritických hodnôt rozdelenia t-štatistiky v závislosti od počtu pozorovaní pre každú z regresíí (3), (4) a (5) osobitne, pričom kritické hodnoty zodpovedajúce jednotlivým rovniciam označili τ , τ_μ a τ_τ [4] a tie sú v absolútnej hodnote podstatne vyššie ako zodpovedajúce kritické hodnoty Studentovho t-rozdelenia.

Nedostatkom spomínaného DF testu je predpoklad, že ε_t má charakter bieleho šumu, a teda nezohľadňuje možnosť autokorelácie v ε_t . V prípade existencie autokorelácie však odhady parametrov rovníc (3), (4) a (5) získané metódou najmenších štvorcov nie sú efektívne.

Rozšírený Dickeyho-Fullerov test

Z uvedeného je zrejmé, že spomínaný DF test jednotkového koreňa možno použiť za predpokladu, že analyzovaný časový rad má charakter procesu AR(1). Ak je časový rad korelovaný pri vyšších oneskoreniach, je porušený predpoklad, že proces ε_t je procesom bieleho šumu. Riešením tejto situácie je použitie rozšíreného DF testu, tzv. ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) testu, ktorý možno použiť aj v prípade rovníc vyššieho rádu. Nech je daný proces AR(p):

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_{p-2} y_{t-p+2} + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

pričom sa po úprave dostane

$$\Delta y_t = \phi_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t, \text{ kde } \beta_i = \sum_{j=i}^p \phi_j \text{ a } \delta = \left(\sum_{i=1}^p \phi_i \right) - 1$$

Pred aplikáciou ADF testu je dôležité špecifikovať, či zahrnúť do testovaného modelu posun, časový trend, oboje, alebo ani jedno. V tejto súvislosti možno opäť vo všeobecnosti uvažovať o troch modeloch:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \phi_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \phi_0 + \delta y_{t-1} + \phi_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

V prípade vzťahov (6) – (8) je predmetom záujmu opäť parameter δ . Test jednotkového koreňa spočíva, podobne ako v predošlom prípade, v testovaní hypotézy $H_0: \delta = 0$, oproti alternatívnej hypotéze $H_1: \delta < 0$, pričom sa používajú rovnaké kritické hodnoty τ , τ_μ a τ_τ v závislosti od typu rovnice.

O tom, či testovaná rovnica má jednotkový koreň a či do nej zahrnúť posun ϕ_0 , prípadne časový trend t , alebo obidva tieto členy, je možné rozhodnúť na základe štatistických testov. W. Enders v [6] uvádza postup na testovanie existencie jednotkového koreňa, ak proces generovania údajov nie je známy, a podrobne sa venuje i problematike určenia počtu oneskorených diferencií, ktoré majú vystupovať v analyzovanej rovnici.⁸

Nedostatkom DF testov je predpoklad, že chyby sú štatisticky nezávislé a majú konštantný rozptyl.⁹ To znamená, že pri použití týchto testov je potrebné uistiť sa, že chyby sú vzájomne ne Korelované a majú konštantný rozptyl. P. Phillips a P. Perron (pozri napr. [2; 6]) sa zaslúžili o zovšeobecnenie DF testu v zmysle miernejších predpokladov týkajúcich sa rozdelenia chýb. Použili štandardný DF test s neparametricky upravenými testovacími kritériami.

⁸ V programovom balíku EvIEWS 5.1, ktorý budeme používať na analýzu, sa tento problém rieši možnosťou automatickej voľby počtu oneskorených diferencií na báze niektorého z informačných kritérií. Najbežnejšie používanými sú *Akaikeho informačné kritérium* (AIC) a *Schwartzovo kritérium* (SC), pričom treba zdôrazniť, že prednosť sa dáva modelu s najnižšou hodnotou konkrétneho kritéria.

⁹ Ďalší problém spočíva v tom, že DF test uvažuje s existenciou len jedného jednotkového koreňa. D. Dickey a S. Pantula (bližšie pozri [6]) navrhli jednoduché rozšírenie základnej procedúry, pri podozrení na existenciu viac ako jedného jednotkového koreňa. Podstatou ich prístupu je aplikácia DF testov na postupné diferencie radu y_t .

Phillipsov-Perronov test

Podobne ako DF testy i Phillipsove-Perronove (PP) testy sú založené na troch modeloch:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 (t - T/2) + u_t \quad (11)$$

kde T je počet pozorovaní, stredná hodnota u_t je síce rovná nule, avšak požiadavka nekorelovanosti a homoskedasticity chýb u_t splnená byť nemusí.¹⁰ Ďalší rozdiel je v tom, že model (11) obsahuje centrovanú časovú premennú.

Kritické hodnoty pre PP testy za predpokladu platnosti nulovej hypotézy, že údaje sú generované na základe vzťahu $y_t = y_{t-1} + u_t$, sú rovnaké ako pre DF testy. Na otestovanie hypotézy, že $\phi_1 = 1$, možno v prípade rovníc (9), (10) a (11) použiť DF tabuľky s hlavičkou τ , τ_μ a τ_τ .

Ďalšie testy na otestovanie hypotézy ohľadom existencie jednotkového koreňa možno nájsť napríklad v [2; 6]. Voľba najvhodnejšieho testu je v praxi značne obťažná, keďže skutočný proces generovania údajov nie je nikdy známy. Z hľadiska istoty je vhodné použitie obidvoch typov testov jednotkového koreňa. Ak obidva vedú k rovnakému výsledku, prijaté závery sú dôveryhodnejšie [6].

V tabuľke 1 sú uvedené výsledky z testovania stacionarity všetkých časových radov využitých pri analýze vývoja výmenného kurzu.

Tabuľka 1

Testovanie stacionarity

Stacionárne		Nestacionárne I(1)	Nestacionárne I(2)
HDP (podľa PP testu)			HDP (podľa ADF testu)
M2 (podľa PP testu)		M2HDP (podľa PP testu)	M2HDP (podľa ADF testu)
BRM3 BRIBOR M3	BRER	EURIBOR MR (EUM3)	
		DR devízové rezervy NBS v eurách	
		SCEC (rozdiel CPI SR a HCPI EU)	
OB čistý export	OBHDP (podľa PP testu)	OBHDP (podľa ADF testu)	
PI priame investície (z PB)	PIHDP		

Poznámka: BRER – rozdiel medzi BRIBOR M3 a EURIBOR M3; HDP – podiel daného ukazovateľa na HDP.

¹⁰ Z tohto dôvodu sme na označenie chýb pri popise tohto testu nepoužili ε_t , ale u_t .

2.2. Analýza vývoja výmenného kurzu na základe vybraných variantov jednorovnicových ekonometrických modelov

V súvislosti s testovaním stacionarity, resp. nestacionarity premenných je známe, že použitie premenných, ktoré sú nestacionárne (t. j. majú charakter napr. $I(1)$) v regresnej rovnici môže viesť k tzv. falošnej regresii v tom zmysle, že bežné testy významnosti majú tendenciu potvrdiť vzťah medzi týmito premennými, hoci takýto vzťah v skutočnosti neexistuje.

Situáciu, keď premenné sú nestacionárne, možno síce riešiť tak, že ich pred zahrnutím do regresnej rovnice v závislosti od rádu integrácie príslušný počet krát diferencujeme, diferencovanie však môže mať za následok stratu informácie o dlhodobom vzťahu medzi týmito premennými. V tejto súvislosti vzniká otázka, či existujú situácie, keď možno použiť v regresnej rovnici premenné, ktoré nie sú stacionárne. Takáto možnosť existuje, a to keď lineárna kombinácia týchto premenných je stacionárna; v takomto prípade hovoríme, že premenné sú ko-integrované.¹¹

Na základe splnenia vlastnosti stacionarity, resp. nestacionarity časových radov uvedených v tabuľke 1, sme analyzovali najprv relácie pre nestacionárne časové rady, pretože časový rad výmenného kurzu SKK/EUR (*skeu*) je nestacionárny. Pozornosť sme sústredili na vplyv devízových rezerv (keďže NBS vykazuje devízové rezervy v *usd*, časový rad *dr* bol prepočítaný na eurá) a ďalšie kombinácie s časovými radmi *m2hdp*, *scec* a *obhdp*. Podielové veličiny vyjadrujú určitú kvalitatívnu stránku relácie M2 a HDP, resp. OB a HDP a, čo je pre prezentovanú analýzu významné, vytvorené časové rady majú charakter $I(1)$.

MODEL I

$$skeu_t = 45,32103 - 0,444899dr_t + 0,489276ar(1)$$

$$(0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0093)$$

$$R^2 = 0,816785 \quad D-W = 1,755413$$

Štatistické testy spĺňajú kritériá (pod odhadmi parametrov sú uvedené hodnoty *p-value*). Ekonomická relácia *rast devízových rezerv* má za následok rast hodnoty meny, a teda pokles výmenného kurzu (znamienko (-)). Keďže v modeli existuje autokorelácia, odstránili sme ju využitím modelu AR(1) Boxovej-Jenkinsovej ARIMA metodológie.

¹¹ Kointegrácia medzi premennými v modeloch I – IV (modely I a III pred odstránením autokorelácie) bola potvrdená, pokúsili sme sa takisto odhadnúť modely ECM (*Error Correction Model*), avšak ich vypovedacia schopnosť, ako aj ekonomická interpretácia sa javili ako značne problematické.

MODEL II

$$skeu_t = 33,54924 - 0,370679dr_t + 4,596126m2hdp_{t-3}$$

$$(0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0003)$$

$$R^2 = 0,854657 \quad D-W = 1,817102$$

Štatistické testy spĺňajú kritériá. Ekonomickú reláciu *pomer m2hdp* možno charakterizovať aj ako podiel M2 na vytvorenej jednotke HDP; v podstate je to určité kritérium vývoja inflácie. Čím vyššia je hodnota M2 na jednotku HDP, tým vyššie je množstvo peňazí v obeh, dochádza teda k znehodnocovaniu meny a k rastu výmenného kurzu (znamienko (+)). Vplyv tejto veličiny sa prejavuje po troch štvrt'rokoch.

MODEL III

$$skeu_t = 46,32421 - 0,513651dr_{t-1} - 0,123258scec_{t-1}$$

$$(0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,01119)$$

$$R^2 = 0,833887 \quad D-W = 1,37928 \quad pre n = 27; k = 2; \alpha = 0,05 \quad d_L = 1,24 \quad d_U = 1,56$$

Štatistické testy viac-menej spĺňajú kritériá.¹² Ekonomická relácia *veličina scec* definuje rozdiel medzi CPI prezentovanom v slovenskej ekonomike a HICP v eurozóne, to znamená v podstate rozdiel medzi infláciami. Zbližovanie cenových indexov, resp. miery inflácie podporuje zhodnocovanie meny, dochádza teda k poklesu výmenného kurzu (znamienko (-)).

MODEL IV

$$skeu_t = 44,12846 - 0,378012dr_t - 0,091606obhdp_{t-3} + 0,512834ar(1)$$

$$(0,0000) \quad (0,0004) \quad (0,0496) \quad (0,0234)$$

$$R^2 = 0,837495 \quad D-W = 1,900198$$

Štatistické testy spĺňajú kritériá. Ekonomická relácia *veličina obhdp* popisuje pomer čistého exportu na jednotku HDP. Napriek tomu, že hodnota čistého exportu je ešte stále záporná, dochádza k zlepšovaniu hodnoty čistého exportu, a teda aj pomerovej veličiny. Zlepšovanie tejto veličiny vedie k rastu hodnoty meny, znamienko vplyvu pre vývoj kurzu je záporné. V modeli sme odstránili autokoreláciu pomocou AR(1).

¹² Vypočítaná hodnota D-W leží vnútri intervalu definovaného v tabuľkách, t. j. o prítomnosti, resp. neprítomnosti autokorelácie nevieme rozhodnúť; z tohto dôvodu sme nekorelovanosť reziduí testovali prostredníctvom Ljungovej-Boxovej Q-štatistiky, homoskedasticitu pomocou testu Lagrangeových multiplikátorov a normalitu na základe Jarqueho-Berovej štatistiky, pričom sa potvrdila nekorelovanosť, homoskedasticita i normalita reziduí.

Ďalej sme analyzovali nasledovné modely bez ohľadu testovania stacionarity, možno povedať, klasickým ekonometrickým prístupom.

MODEL V

$$skeu_t = 35,9419 - 0,252998brer_{t-1} - 0,020946pihdp_{t-1} + 0,954597ar(1)$$

$$(0,0031) \quad (0,0918) \quad (0,0747) \quad (0,0000)$$

$$R^2 = 0,845495 \quad D-W = 1,48055 \quad pre \ n = 26; k = 3; \alpha = 0,05 \quad d_L = 1,14 \quad d_U = 1,65$$

MODEL VI

$$skeu_t = -10,13531 - 0,239557brer_{t-1} - 0,025925pihdp_{t-1} - 0,1407scec_{t-1} + 0,993355ar(1)$$

$$(0,9834) \quad (0,0725) \quad (0,0198) \quad (0,0302) \quad (0,0000)$$

$$R^2 = 0,877068 \quad D-W = 1,783910$$

MODEL VII

$$skeu_t = -0,240566brer_{t-1} - 0,025897pihdp_{t-1} - 0,140377scec_{t-1} + 0,991829ar(1)$$

$$(0,0523) \quad (0,0160) \quad (0,0220) \quad (0,0000)$$

$$R^2 = 0,877064 \quad D-W = 1,779027$$

MODEL VIII

$$skeu_t = 49,83666 - 0,027915hdp_t - 0,009169pi_t + 0,495885ar(1)$$

$$(0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0259) \quad (0,0447)$$

$$R^2 = 0,792666 \quad D-W = 1,312854 \quad n = 27; k = 3; \alpha = 0,05 \quad d_L = 1,16 \quad d_U = 1,65$$

MODEL IX

$$skeu_t = 40,73457 - 0,471046dr_{t-1} + 0,007866m2_{t-4}$$

$$(0,0000) \quad (0,0000) \quad (0,0270)$$

$$R^2 = 0,887212 \quad D-W = 1,762816$$

Pri odhade parametrov jednorovnicových ekonometrických modelov, kde sme použili stacionárne aj nestacionárne časové rady, sa zachovali znamienka, a tak, ak abstrahujeme od moderných prístupov odhadu parametrov založených na stacionarite časových radov, uvedené modely spĺňajú nielen štatistické testy, ale aj ekonomickú interpretáciu. Výnimkou je model VI, v ktorom sa po odstránení konštanty c získali tiež akceptovateľné štatistické hodnoty testov, ako aj ekonomická interpretácia, avšak v tomto modeli je na hodnotenie prítomnosti autokorelácie využitie D-W testu problematické.

Napriek skeptickému názoru niektorých ekonómov, že vývoj výmenného kurzu je problematické analyzovať, prezentované výsledky poskytujú jasné relácie medzi výmenným kurzom ako vysvetľovanou premennou a zvolenými vysvetľujúcimi premennými.

Pravda, vývoj kurzu v malej a otvorenej ekonomike je veľmi citlivá veličina na šokové výkyvy makroukazovateľov svetovej ekonomiky, ako aj domáce politické „neekonomické“ zásahy do jej ekonomického vývoja, avšak jasne stanovené ciele (vstup do EMÚ), ktorých výsledkom je stabilný ekonomický vývoj, by sa mali premietnuť aj do stabilného vývoja meny.

Záver

V dôsledku poklesu výmenného kurzu pod hranicu 37 SKK/EUR (niektorí ekonómovia ho nazvali historickým minimom, no na grafe 1 vidno, že to nebolo historické minimum, pokiaľ za predchodcu EUR berieme XEU) NBS zvýšila základnú úrokovú sadzbu k 1. 3. 2006 na hodnotu 3,5 %. V období 1. 3. 2005 – 28. 2. 2006 bola táto hodnota 3,0 %, t. j. základná úroková sadzba sa zvýšila o cca 16,7 %. Tento krok sa zatiaľ prejavil k 6. 3. 2006 v raste BRIBOR M3 na hodnotu 3,525 % (ako priemer *bid* a *offer*), pričom priemerná hodnota BRIBOR M3 za február 2006 bola 3,2 %. Rast BRIBOR M3 predstavoval teda cca 10,16 %. Pohyb kurzu v období od 3. 3. 2006 (36,948 SKK/EUR) do 7. 3. 2006 vrátane (37,178 SKK/EUR) bol iba cca 0,62 %, čo zatiaľ výrazne nezohľadňuje zmenu základnej úrokovej sadzby. Bude zaujímavé monitorovať ďalší vývoj kurzu vzhľadom na vykonanú zmenu úrokových mier.

Ako sme už spomenuli, zvýšenie úrokových mier na domácej scéne znamená rast úspor a pokles investovania, t. j. útlm výroby, nárast nevyužitých voľných prostriedkov v domácej mene, pokles hodnoty meny, rast výmenného kurzu. Na medzinárodnej scéne to však znamená zvýšenie záujmu zahraničných investorov o vstup do ekonomiky, čo vyvoláva prílev kapitálu, rast devízových rezerv, a teda rast hodnoty meny a pokles výmenného kurzu. V rámci prílevu zahraničného kapitálu hrozí však aj nebezpečenstvo prílevu špekulačného kapitálu, čo by pre našu ekonomiku mohlo v budúcnosti znamenať vysoké straty. A práve to bol jeden z argumentov, prečo Národná banka Slovenska systematicky potláčala rast hodnoty slovenskej koruny, no nie prostredníctvom úrokových mier, ale intervenciami. Treba poznamenať, že sila vplyvu pohybu úrokovej miery na hodnotu meny je závislá od relácie domáca – svetová úroková miera; zatiaľ je domáca úroková miera vyššia ako svetová, resp. úroková miera v eurozóne, preto nepredpokladáme silný vplyv nárastu základnej úrokovej sadzby NBS na hodnotu slovenskej koruny.

Dosiahnuté ekonomické výsledky (napr. rast HDP prekročil očakávanie NBS) a uvedené analýzy poukazujú na realnosť a opodstatnenosť zhodnocovania slovenskej koruny. Niektorí ekonómovia konštatujú, že ekonomika pracuje blízko svojho optima a menová politika už nemá priestor na to, aby efektívne podporila domácich výrobcov. Spevnenie kurzu by teda nemalo ohroziť súčasný trend vývoja hospodárstva, keďže ide aj o zhodnocovanie kapitálu investovaného zahraničnými investormi.

Čo sa týka vstupu slovenskej meny do ERM II, zdá sa, že hodnota centrálnej parity by mohla byť nižšia, pretože také silné znehodnotenie koruny po roku 1998, ktoré bolo vyvolané zmenou režimu výmenného kurzu, by už nemalo nastať. Možno bol vstup do ERM II príliš skorý a keďže vstup do EMÚ sa plánuje od 1. 1. 2009, stačilo do ERM II vstúpiť až k 1. 1. 2007. Dvojročné povinné obdobie existencie v ERM II by bolo splnené a centrálna parita mohla mať nižšiu hodnotu.

V povinnom flukтуаčnom pásme však existuje dostatočný priestor na zhodnocovanie koruny a v prípade dosiahnutia spodnej hranice by slovenská ekonomika vstúpila do EMÚ vcelku dobrým zhodnotením hmotného a nehmotného majetku. A to by mal byť spolu so splnením maastrichtských kritérií jeden z našich prioritných cieľov. Pri zachovaní poklesu kurzu od mája 1999 (45,9271 SKK/EUR) do februára 2006 (37,404 SKK/EUR) o 18,56 %, t. j. za 80 mesiacov, by kurz mohol za zvyšných 34 mesiacov (do januára 2009) dosiahnuť hodnotu 34,454 SKK/EUR.

Literatúra

- [1] ADAMČA, J. – MARČEK, M. – PANČÍKOVÁ, L.: Niektoré výsledky v ekonometrickom modelovaní inflácie ekonomiky Slovenskej republiky. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 52, 2004, č. 9, s. 1080 – 1093.
- [2] ARLT, J. – ARLTOVÁ, M.: Finanční časové řady. Praha: Grada 2003.
- [3] CRESPO-CUARESMA, J. – FIDRMUC, J. – MacDONALD, R.: Monetárny model výmenného kurzu slovenskej koruny. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 52, 2004, č. 8, s. 915 – 928.
- [4] DICKEY, D. – FULLER, W. A.: Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, jún 1979.
- [5] ENGLE, R. E. – GRANGER, C. W. J.: Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, marec 1987.
- [6] ENDERS, W.: *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- [7] GANDOLFO, G.: *International Economics II*. Berlin: Springer-Verlag 1987.
- [8] HUSÁR, J.: *Makroekonómia*. Bratislava: Kartprint 1998.
- [9] CHAREMZA, W. – DEADMAN, D. F.: *New Directions in Econometric Practice*. Aldershot: Edward Elgar 1992.
- [10] CHOCHOLATÁ, M.: Analysis of SKK/CZK Exchange Rate. *Ekonomické rozhľady*, XXXIII, 2004, č. 3, s. 324 – 334.

-
- [11] CHOCHOLATÁ, M.: Modely a metódy pre analýzu výmenného kurzu. [Dizertačná práca.] Bratislava: Fakulta hospodárskej informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave 2005.
- [12] MILLS, T. C.: Time Series Techniques for Economists. Cambridge: Cambridge University Press 1990.
- [13] MONNET, C. – WEBER, E. W.: Money and Interest Rates. Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Fall 2001.
- [14] NELSON, C. – PLOSSER, C.: Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982.
- [15] RUBLÍKOVÁ, E.: Modelling and Forecasting the Real Exchange Rate SKK/CZK. In: *Przeszrenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*. Kraków: Pod redakcja Alexandra Zeliasia 2005.
- [16] VISSER, H.: A Guide to International Monetary Economics. Second Edition: Exchange Rate Theories, Systems and Policies. Cheltenham: Edward Elgar Publishing 2000.
- [17] ZEMAN, J.: Rovnovážny reálny výmenný kurz slovenskej koruny. *Ekonomický časopis/ Journal of Economics*, 52, 2004, č. 9, s. 1035 – 1050.
- [18] EViews 5 Users Guide.
- [19] <www.nbs.sk>.