

Rovnovážny reálny výmenný kurz slovenskej koruny¹

Juraj ZEMAN*

Equilibrium Real Exchange Rate for the Slovak Koruna

Abstract

In this paper a PPI based real effective equilibrium exchange rate for the Slovak koruna is estimated using BEER method. This method rests upon finding a long-term relationship between a real exchange rate and other appropriately chosen economic fundamentals. Such exchange rate is called a behavioural equilibrium exchange rate (BEER). Knowledge of equilibrium exchange rate shed light on current standing of the Slovak koruna vis-à-vis other currencies which helps the central bank in forming appropriate monetary policies. Moreover, given that observed relationship between equilibrium exchange rate and other fundamentals will be preserved, BEER method allows estimating its future path. This can be used in determining the value of a central parity of the Slovak koruna vis-à-vis euro when Slovakia enters ERM II.

Key words: equilibrium exchange rate, BEER method, ERM II

JEL Classification: F31, C22

Úvod

Reálny výmenný kurz spája koncept nominálneho kurzu upraveného o cenové hladiny príslušných krajín. Ak sa cenové hladiny merajú cenami výrobcov, potom reálny výmenný kurz je indikátorom medzinárodnej konkurencieschopnosti. Aj po vstupe krajiny do európskej menovej únie (EMU) si Slovensko zachová svoj reálny výmenný kurz s ostatnými krajinami eurozóny, avšak prípadné odchýlky aktuálneho kurzu od rovnovážneho sa budú môcť korigovať len pomocou zmien

* RNDr. Juraj ZEMAN, CSc., Národná Banka Slovenska, Imricha Karvaša 1, 813 25 Bratislava 1; Univerzita Komenského, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra ekonomických a finančných modelov, Mlynská dolina, 842 48 Bratislava 4; email: juraj.zeman@nbs.sk

¹ Názory vyjadrené v tomto článku sú autorove a nemusia sa zhodovať s oficiálnymi názormi NBS.

v cenách, keďže nominálny kurz bude pevne zafixovaný na euro. Určenie centrálnej parity koruny voči euru bude mať teda podstatný vplyv na makroekonomickú situáciu krajiny. Riziko nesprávnej fixácie koruny môže byť zmiernené pružnosťou cien. Ak by sme napríklad vstúpili do EMU s nadhodnotenou korunou, v prípade veľmi pružných cien by sa tieto ceny rýchlo a bezbolestne znížili oproti európskym, čím by sa nerovnováha odstránila.

Z reálnej ekonomiky však vieme, že predpoklad perfektne pružných cien je dosť nerealistický. Nesprávne určenie parity v prípade obmedzene pružných, alebo dokonca nepružných cien by mohlo mať ďalekosiahle následky na makroekonomickú rovnováhu. V tejto súvislosti rozoznávame dva scenáre.

Ak by sme vstúpili do eurozóny s podhodnoteným kurzom, tak rovnováha by sa dosiahla rýchlejším zvyšovaním cien, t. j. vyššou infláciou u nás v porovnaní s priemerom eurozóny. Jedno z rizík vyššej inflácie je, že generuje neistotu v súvislosti s inflačnými očakávaniami do budúcnosti.

Nadhodnotený výmenný kurz predstavuje oveľa nebezpečnejšie riziko. Dosiahnutie rovnováhy v prípade nadhodnoteného kurzu vyžaduje nižšiu mieru inflácie voči priemeru eurozóny. Ak by samotná miera inflácie v eurozóne bola nízka, tak korekcia reálneho kurzu by mohla znamenať defláciu v našej ekonomike, a teda riziko znižovania produkcie a zvyšovania nezamestnanosti.

1. Model

Teoretické odvodenie BEER modelu podrobne popísali P. B. Clark a R. McDonauld [1]. Model BEER pozostáva z rovnice popisujúcej rovnovážny reálny výmenný kurz pomocou ekonomických fundamentov, ktoré majú trvalý vplyv na hodnotu kurzu z dlhodobého a strednodobého hľadiska. Pri odvodení modelu sa vychádza z rovnice nekrytej úrokovej parity

$$E_t s_{t+1} - s_t = -(i_t - i_t^*) + \sigma_t \quad (1)$$

kde

s – logaritmus nominálneho výmenného kurzu definovaného počtom jednotiek zahraničnej meny pripadajúcich na 1 Sk (nárast s znamená posilnenie koruny),

i – nominálna úroková miera,

$*$ – hodnota danej veličiny v zahraničí,

σ – riziková prémie domácej meny,

E – operátor očakávania.

Ak od oboch strán rovnice (1) odpočítame rozdiel očakávanej inflácie doma a v zahraničí, dostaneme rovnicu nekrytej úrokovej parity v reálnom tvare

$$q_t = E_t q_{t+1} + (r_t - r_t^*) - \sigma_t \quad (2)$$

kde

q – logaritmus reálneho výmenného kurzu ($q = s + p - p^*$),

r – reálna úroková miera, ktorá je rozdielom nominálnej úrokovej miery a očakávanej miery inflácie $r = i - E_t \pi_{t+1}$.

Rovnica (2) je na praktické účely nepoužiteľná, pretože očakávaná hodnota reálneho výmenného kurzu je nepozorovateľná veličina.

Predpokladajme, že $E_t q_{t+1}$ je rovná dlhodobému rovnovážnemu reálnemu výmennému kurzu $\bar{q}$, ktorý je určený pomocou dlhodobých ekonomických fundamentov ($\text{fund}_1, \text{fund}_2, \dots$)

$$\bar{q} = E_t q_{t+1} = \beta_1 \cdot \text{fund}_{t,1} + \beta_2 \cdot \text{fund}_{t,2} + \dots = \beta \cdot (\text{fund}_t)' \quad (3)$$

kde

$$\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots), \quad \text{fund}_t = (\text{fund}_{t,1}, \text{fund}_{t,2}, \dots)$$

Spojením (2) a (3) dostávame výslednú rovnicu BEER modelu

$$q_t = \beta \cdot (\text{fund}_t)' + (r_t - r_t^*) - \sigma_t \quad (4)$$

V tejto rovnici majú reálny úrokový diferenciál a riziková prémie jednotkové koeficienty. Je to dôsledok predpokladu, že očakávaná stredná hodnota kurzu sa rovná jeho dlhodobej rovnovážnej hodnote. Ak však tento predpoklad zmiernime a nahradíme ho predpokladom, že tieto dve veličiny sú proporcionálne, potom výsledná rovnica pre BEER bude mať tvar

$$q_t = \beta \cdot (\text{fund}_t)' + \lambda_1 (r_t - r_t^*) - \lambda_2 \sigma_t \quad (6)$$

Hodnoty koeficientov β a λ rovnice (6) treba odhadnúť pomocou vhodnej ekonometrickej metódy. Množina fundamentov nie je presne vymedzená teoretickým modelom. Výber fundamentov, ktorým sa budeme podrobne zaoberať v nasledujúcom odseku, je ovplyvnený empirickými skúsenosťami predchádzajúcich autorov, prístupnosťou dát a interpretovateľnosťou získaných výsledkov.

Z rovnice (6) je tiež vidno, že BEER je definovaný pomocou aktuálnych hodnôt vysvetľujúcich fundamentov, ktoré však vo všeobecnosti nemusia byť v rovnovážnom stave. Preto aj BEER vykazuje vysokú mieru variability.

Ak v rovnici (6) použijeme namiesto aktuálnych hodnôt fundamentov ich rovnovážne (vyhladené) hodnoty, dostaneme trendovú zložku rovnovážneho výmenného kurzu nazývanú PEER (permanentný rovnovážny reálny výmenný kurz).

Výber fundamentov a konštrukcia časových radov

Na výpočet vysvetľujúcich fundamentov sme použili štvrtročné časové rady od roku 1993:1 do 2003:3 z IFS databázy Medzinárodného menového fondu.

V ďalšej časti popíšeme konštrukciu použitých fundamentov a pripojíme grafy znázorňujúce priebeh týchto fundamentov spolu s ich prefiltrovanými hodnotami, pričom na vyhladenie sme použili HP filter.

• Efektívny reálny výmenný kurz – q

Nominálny výmenný kurz medzi domácou a zahraničnou menou (S) je definovaný ako počet jednotiek zahraničnej meny pripadajúci na jednu jednotku domácej meny, t. j.

$$S = \frac{\# \text{ jednotiek zahraničnej meny}}{1 \text{ Sk}}$$

Keďže vyše 60 % zahraničného obchodu SR pripadá na dva štáty – Nemecko (39 %) a Českú republiku (24 %), rozhodli sme sa, že použijeme nominálny efektívny výmenný kurz – S^{ef} vzhľadom na tieto dve krajiny, definovaný ako geometrický priemer nominálnych výmenných kurzov s váhami $w_N = 0.6$ (Nemecko) a $w_{CR} = 0.4$ (ČR).

$$S^{ef} = (S_N)^{w_N} (S_{CR})^{w_{CR}}$$

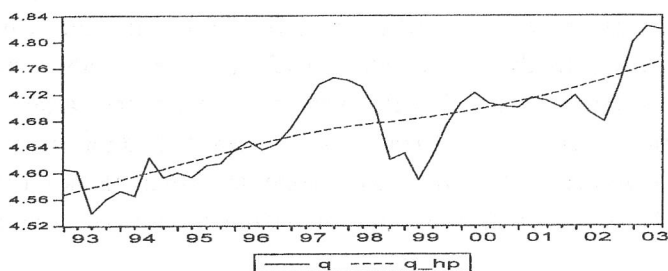
Reálny efektívny výmenný kurz (ktorý je objektom záujmu tohto príspevku) zohľadňuje rôzne cenové hladiny doma – P a v zahraničí – P^* , definujeme

$$Q^{ef} = S^{ef} \frac{P}{P^*} = S^{ef} \frac{P}{(P_N)^{w_N} (P_{CR})^{w_{CR}}} \times 100$$

Cenová hladina je definovaná *indexom cien priemyselných výrobcov – PPI*, pretože takto definovaný reálny kurz najlepšie vystihuje cenovú konkurencieschopnosť nášho exportu. Pri výpočtoch používame prirodzený logaritmus Q^{ef} t. j. $q = \ln(Q^{ef})$

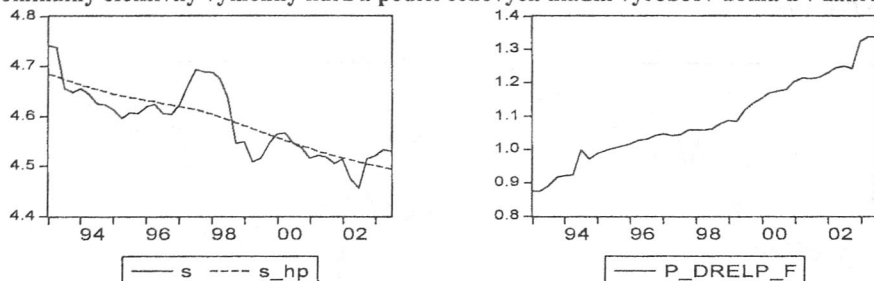
Graf 1

Reálny efektívny výmenný kurz



Graf 2

Nominálny efektívny výmenný kurz a podiel cenových hladín výrobcov doma a v zahraničí



Reálny kurz (q) aprecioval v sledovanom období zhruba o 22 % pri súčasnej 19 %-nej depreciácii nominálneho kurzu (s), čo znamená, že apreciacia reálneho kurzu prebiehala cez inflačný kanál. Pomer cenových hladín doma a v zahraničí vyjadrených pomocou PPI vzrástol o viac než 40 %.

• Diferenciál produktivity práce – *pro, int*

Účinok diferenciálu produktivity práce na reálny výmenný kurz je popísaný známym Balassovým-Samuelsonovým efektom, podľa ktorého vyššie prírastky produktivity v obchodovateľnom sektore v danej krajine majú za následok apreciaciu meny príslušnej krajiny. V literatúre sa používajú dva výrazy vyjadrujúce rozdielne trendy v produktivitách.

Prvý (priamy) výraz – *INT* je definovaný ako relatívny cenový diferenciál medzi neobchodovateľným a obchodovateľným sektorom doma a v zahraničí.

$$INT = \frac{\left(\frac{CPI}{PPI} \right)}{\left(\frac{CPI_N}{PPI_N} \right)^{w_N} \left(\frac{CPI_{CR}}{PPI_{CR}} \right)^{w_{CR}}} \times 100$$

Vo výpočtoch používame prirodzený logaritmus, t. j. $int = \ln(INT)$

Druhý (nepriamy) výraz – *PRO* je definovaný ako relatívny diferenciál celkovej produktivity doma a v zahraničí

$$PRO = \frac{\left(\frac{HDPI}{EMI} \right)}{\left(\frac{HDPI_N}{EMI_N} \right)^{w_N} \left(\frac{HDPI_{CR}}{EMI_{CR}} \right)^{w_{CR}}} \times 100 \quad pro = \ln(PRO)$$

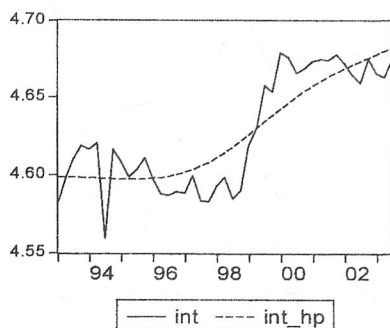
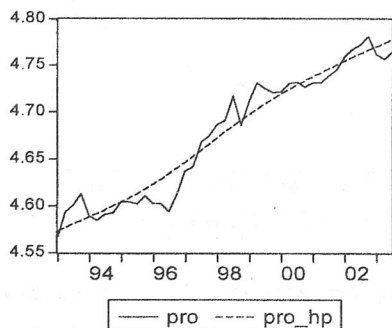
kde

HDPI – index hrubého domáceho produktu,

EMI – index zamestnanosti v danej krajine.

Bázický rok pre všetky indexy je rok 1995.

Graf 3

Veličiny *pro* a *int*

Vidíme, že obe veličiny merajúce Balassov-Samuelsonov efekt rástli počas celého obdobia, čo znamená, že produktivita u nás rástla rýchlejšie ako v zahraničí, od roku 1998 hlavne v obchodovateľnom sektore.

• Čisté zahraničné aktíva – *nfa*

Rast čistých zahraničných aktív má za následok zhodnocovanie domácej meny. Použitá premenná *nfa* je vyjadrená ako percentuálny podiel čistých zahraničných aktív k štvrtročnému HDP. Čisté zahraničné aktíva rástli v priemere počas celého obdobia.

• Vládna spotreba – *gov*

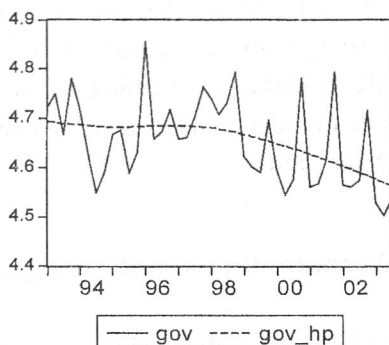
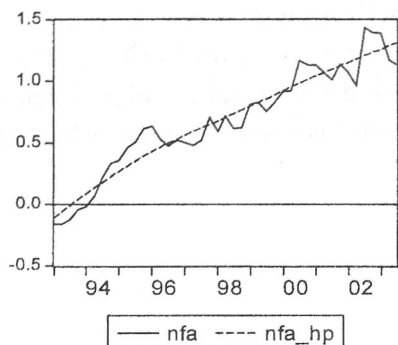
Veličina *GOV*, ktorá popisuje v našom modeli vplyv vládnej spotreby na reálny výmenný kurz, je definovaná ako relatívny podiel konečnej spotreby verejnej správy na HDP doma a v zahraničí.

$$GOV = \frac{\left(\frac{GOV}{HDP} \right)}{\left(\frac{GOV_N}{HDP_N} \right)^{w_N} \left(\frac{GOV_{CR}}{HDP_{CR}} \right)^{w_{CR}}} \times 100 \quad gov = \ln(GOV)$$

Vplyv tejto veličiny na reálny výmenný kurz nie je jednoznačný, pretože na jednej strane sa zvyšovanie vládnych výdavkov v dlhodobejšom horizonte prejaví znížením čistých zahraničných aktív (zvýšením zadlženosti), čo následne spôsobuje znehodnocovanie domácej meny.

Na druhej strane, vyššie vládne výdavky, v ktorých je vo väčšej miere zastúpený neobchodovateľný tovar, zvyšujú jeho cenu, čo vedie k zhodnocovaniu domácej meny.

Graf 4

Veličiny *nfa* a *gov*

Veličina *gov* stagnovala do roku 1998, čo indikuje, že vládna spotreba doma sa vyvíjala podobne ako v zahraničí. Reštriktívne opatrenia slovenskej vlády implementované v roku 1998 spôsobili pokles veličiny *gov*.

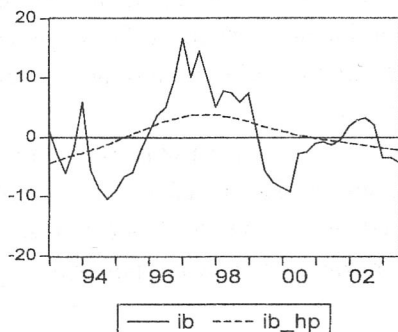
• Úrokový diferenciál – *ib*

Ak použijeme vzťah nekrytej úrokovej parity, v ktorej vystupujú reálne veličiny (výmenný kurz a úroková miera), kladný úrokový diferenciál pôsobí apreciačne na domácu menu. Veličina *ib* je rozdielom medzi domácou reálnou úrokovou mierou a aritmetickým priemerom reálnych úrokových mier zahraničných krajín.

Reálna úroková miera je vypočítaná ako rozdiel nominálnej úrokovej miery (reprezentovanej BRIBOR-om, PRIBOR-om a EURIBOR-om) a priemernej miery inflácie spotrebiteľských cien za posledné štyri štvrťroky (predpokladáme teda adaptívne inflačné očakávania).

Graf 5

Diferenciál reálnej úrokovej miery



Od roku 1993 do roku 1998 diferenciál reálnej úrokovej miery rástol vďaka znižujúcej sa inflácii a zvyšujúcej sa reálnej úrokovej miery u nás. Tento trend kulminoval v roku 1998, keď bol tento diferenciál najvyšší hlavne kvôli extrémne vysokej nominálnej úrokovej miere (25 %). Odvtedy úrokový diferenciál klesá vďaka klesajúcej nominálnej úrokovej miere a zvyšujúcej sa miere inflácie, spôsobenej hlavne administratívnymi opatreniami (uvoľnenie regulovaných cien a daňové úpravy).

2. Ekonometrická metodológia

Na nájdenie dlhodobého vzťahu medzi reálnym efektívnym výmenným kurzom a ostatnými vysvetľujúcimi fundamentmi použijeme metódu kointegrácie. Tá vyžaduje, aby všetky stochastické premenné vystupujúce v kointegračnej rovnici mali rovnaký rád integrácie. Stacionaritu časových radov sme testovali pomocou ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) testu. Výsledky testu sú zhrnuté v tabuľke 1.

H_0 : časový rad má jednotkový koreň

1 % kritická hodnota: -3.6

10 % kritická hodnota: -2.6

Tabuľka 1

Test stacionarity

Časový rad	<i>q</i>	<i>pro</i>	<i>int</i>	<i>gov</i>	<i>nfa</i>	<i>ib</i>
<i>t</i> -štatistika	-1.18	-0.97	-1.44	-1.29	-1.73	-1.91
pravdepodobnosť	0.67	0.75	0.56	0.63	0.41	0.32

Prameň: Vlastné výpočty.

Vidíme, že H_0 nie je možné zamietnuť ani na 10 %-nej hladine významnosti. Teda všetky časové rady sú nestacionárne aspoň prvého rádu. Použitím toho istého testu na prvé diferencie uvedených časových radov sme zistili, že všetky sú práve prvého rádu – $I(1)$. Na základe testu stacionarity môžeme teraz pristúpiť k testovaniu existencie dlhodobého vzťahu medzi výmenným kurzom a vysvetľujúcimi fundamentmi; použijeme na to Johansenovu metodológiu zabudovanú v programovom softvéri Eviews.

Pri výbere vhodného modelu, t. j. pri rozhodnutí, ktoré vysvetľujúce fundamenty zahrnúť do modelu, sme sa riadili nasledovnou stratégiou:

- zahrnúť do modelu čo možno najväčší počet nezávislých vysvetľujúcich premenných (to znamená, nezahrnúť súčasne napríklad veličiny *pro* a *int*, ktoré sú zrejme závislé);

- určiť optimálnu dĺžku lagov v použitej VAR metóde (*Schwartz Information Criterion* a *Akaike Information Criterion*);

- zistiť existenciu kointegračného vzťahu na určitej hladine významnosti;
- vylúčiť tie premenné, ktorých koeficienty nie sú štatisticky významné;
- otestovať normalitu reziduálov (*Jarque-Bera statistics*);
- otestovať autokoreláciu reziduálov (*LM Test statistic*);
- porovnať súlad znamienok koeficientov model s ekonomickou teóriou.

Na hladine významnosti $\alpha = 1\%^2$ sme kointegračný vzťah, v ktorom všetky koeficienty sú signifikantné, ich znamienka sú v zhode s teoretickými očakávaniami³ a reziduály sú normálne rozdelené a navzájom nekorelované,⁴ zaznamenali v nasledujúcich troch prípadoch:

Model 1: $q = f_1(\text{pro}, \text{ib})$; Model 2: $q = f_2(\text{int}, \text{gov}, \text{ib})$; Model 3: $q = f_3(\text{int}, \text{nfa}, \text{ib})$

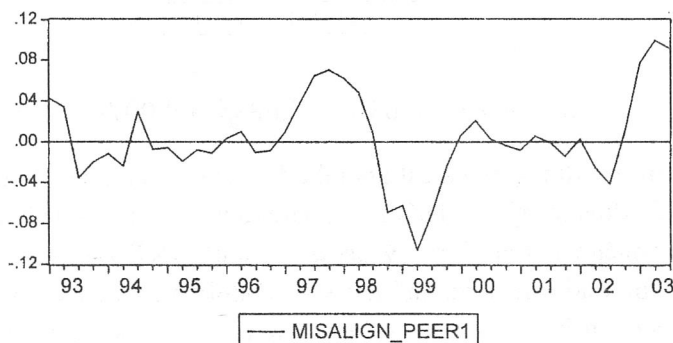
3. Analýza výsledkov

Model 1 $q_beer1 = 0.74 \text{ pro} + 0.005 \text{ ib} + 1.2$

Z tejto rovnice vidíme, že relatívny nárast produktivity v domácej ekonomike oproti zahraničiu má za následok zhodnocovanie domácej meny; 1 %-ný nárast diferenciálu produktivity (t. j. veličiny PRO) zhodnotí reálny výmenný kurz o 0.74 %. Ak to prepočítame na realistický scenár, že napríklad produktivita vzrastie na Slovensku o 4 %, v Česku o 3 % a v Nemecku o 2 %, tak reálny kurz koruny sa zhodnotí o 1.2 %. Veľkosť koeficientu reálneho úrokového diferenciálu znamená, že ak reálny úrok na Slovensku vzrastie o 1 % oproti zahraničiu, tak reálny výmenný kurz sa zhodnotí o 0.5 %.

Graf 6

Výchyľky reálneho kurzu od dlhodobej rovnovážnej hodnoty (kladné výchyľky predstavujú nadhodnotenú menu)



² Pozri tabuľku 1 v prílohe. ³ Pozri tabuľky 2, 3, 4 v prílohe. ⁴ Pozri tabuľku 5 v prílohe.

Model 2

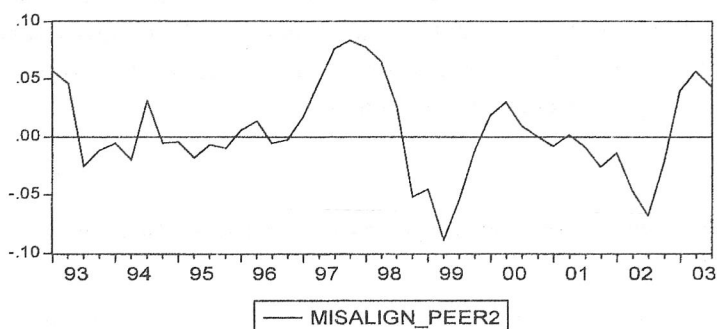
$$q_beer2 = 0.51int - 1.2gov + 0.01ib + 7.8$$

Z tejto rovnice vidíme, že nárast podielu domácich cien neobchodovateľných tovarov k obchodovateľným relatívne k zahraničiu má za následok apreciaciu reálneho výmenného kurzu; 1 %-ný nárast veličiny INT zhodnotí reálny kurz o 0.5 %. Ak napríklad priemerná inflácia spotrebiteľských cien, resp. cien výrobcov bude na Slovensku 5 %, resp. 4 %, v Česku 3 %, resp. 2 % a v Nemecku 2 %, resp. 2 %, tak reálny kurz sa zhodnotí o 0.3 %.

Zvyšovanie vládnych výdavkov relatívne k zahraničiu má depreciačný efekt; 1 %-ný nárast veličiny GOV oslabí reálny kurz o 1.2 %. Keďže na Slovensku sa očakáva razantnejšie znižovanie deficitu verejných financií (a teda aj znižovanie vládnych výdavkov) oproti zahraničiu, tento kanál by mal pôsobiť na korunu apreciačne; 0.5 %-né zníženie vládnych výdavkov v bežných cenách na Slovensku a v Česku a ich nezmenená úroveň v Nemecku by mali za následok 0.4 %-nú apreciaciu reálneho kurzu koruny; 1 %-ný nárast diferenciálu reálnej úrokovej miery zhodnotí reálny výmenný kurz koruny o 1 %.

Graf 7

Výchyľky reálneho kurzu od dlhodobej rovnovážnej hodnoty (kladné výchyľky predstavujú nadhodnotenú menu)

**Model 3**

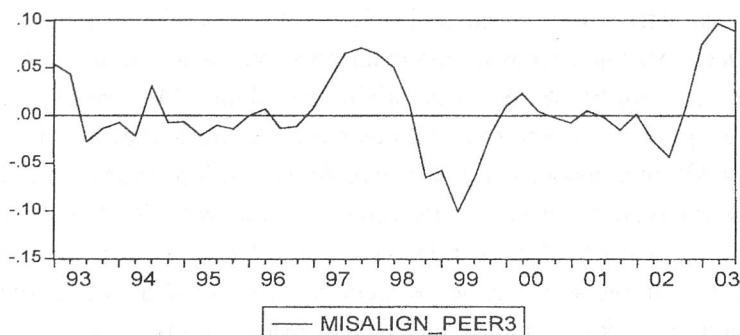
$$q_beer3 = 0.63int + 0.08nfa + 0.007ib + 1.7$$

Z tejto rovnice vidíme, že nárast podielu domácich cien neobchodovateľných tovarov k obchodovateľným relatívne k zahraničiu má za následok apreciaciu reálneho výmenného kurzu; 1 %-ný nárast veličiny INT zhodnotí reálny kurz o 0.6 %. Ak napríklad priemerná inflácia spotrebiteľských cien, resp. cien výrobcov bude na Slovensku 5 %, resp. 4 %, v Česku 3 %, resp. 2 % a v Nemecku 2 %, resp. 2 %, tak reálny kurz sa zhodnotí o 0.4 %; 1 %-ný nárast podielu čistých zahraničných aktív na štvrtročnom HDP (cca 12 mld Sk) zhodnocuje reálny kurz o 0.08 %. Ich 4 %-ný nárast (cca 50 mld Sk) bude mať 0.35 %-ný apreciačný

účinnok; 1%-ný nárast diferenciálu reálnej úrokovej miery zhodnotí reálny výmenný kurz koruny o 0.7 %.

Graf 8

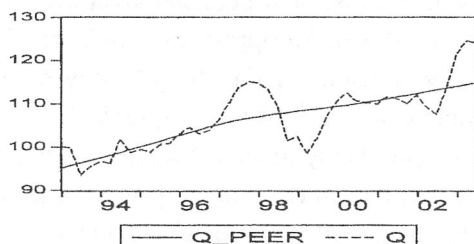
Výchyľky reálneho kurzu od dlhodobej rovnovážnej hodnoty (kladné výchyľky predstavujú nadhodnotenú menu).



Vidíme, že grafy výchyľiek aktuálneho kurzu od rovnovážneho sú pre všetky tri modely veľmi podobné. Kurz osciloval okolo rovnovážnej hodnoty, s výnimkou rokov 1997 – 1998, keď bol značne nadhodnotený v dôsledku udržiavania nominálneho kurzu na nadhodnenej úrovni. Po zmene kurzového režimu z fixného na plávajúci na konci roka 1998 nominálny a s ním aj reálny kurz prudko klesali a odzrkadľovali fakt, že ekonomika sa nachádzala v značnej nerovnováhe. Stabilizačné opatrenia implementované novou vládou sa prejavili aj v postupnom posilňovaní kurzu, ktorý sa v roku 2000 opäť priblížil k rovnovážnej úrovni. Nadhodnotená úroveň reálneho kurzu v roku 2003 je spôsobená vysokým inflačným diferenciálom.⁵ Vysoká inflácia v domácej ekonomike je zapríčinená v prevažnej miere administratívnymi opatreniami.

Graf 9

Rovnovážny reálny kurz získaný spriemerovaním výsledkov troch použitých modelov (plná čiara) a aktuálny reálny kurz (prerušovaná čiara)



⁵ Nadhodnotenie aktuálneho reálneho výmenného kurzu vzhľadom na *PPI Manufacturing* v roku 2003 vychádza, ak použijeme ten istý model, podstatne nižšie, približne 1 %.

Definujeme Q_PEER ako priemer rovnovážnych kurzov získaných z predchádzajúcich troch modelov; Q_PEER aprecioval počas celého pozorovaného obdobia 1993 – 2003 o 21 %, čo predstavuje 1.9 %-nú priemernú ročnú apreciáciu.

4. Prognóza vývoja rovnovážneho reálneho výmenného kurzu

Modely skonštruované v predchádzajúcom odseku môžeme použiť na hrubý odhad budúceho vývoja rovnovážneho reálneho výmenného kurzu za predpokladu, že odhadneme vývoj fundamentov za príslušné obdobie. My sme zvolili obdobie do roku 2007, pretože v tomto roku očakávame vstup SR do mechanizmu ERM II.

Údaje za SR sme získali z *Aktualizovaného menového programu NBS na rok 2004* a z *Konvergenčného programu Slovenska na roky 2004 – 2010*, za ČR z *Rozpočtového výhľadu 2003 – 2006 MF ČR* a za Nemecko z *Eurobarometra*.

V tabuľke 2 sú uvedené priemerné ročné hodnoty veličín za obdobie od roku 2004 do roku 2007, ktoré sme vypočítali ako priemery prognózovaných hodnôt na jednotlivé roky.

Tabuľka 2

Prognózované priemerné rasty za obdobie 2004 – 2007 (v %)

	Slovensko	Nemecko	Česko
Rast produktivity	4	2	3
Inflácia CPI	3.6	1.5	3.3
Inflácia PPI	1.8	1	1.5
Rast spotreby vlády k HDP (v s. c.)	-2	-1	-2
Rast úrokového diferenciálu	1.7		
Prílev ČZA	4 %-ný nárast, t. j. cca 50 mld Sk ročne		

Prameň: Vlastné výpočty.

Podľa prognózovaných hodnôt fundamentov vidíme, že všetky fundamenty vo všetkých modeloch budú pôsobiť apreciačne.

V modeli 1 je to vyšší rast produktivity na Slovensku oproti zahraničiu, ako aj kladný diferenciál reálneho úroku. Model 1 predpovedá 2 %-nú ročnú apreciáciu.

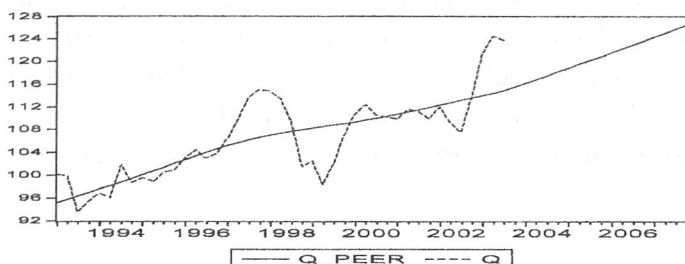
V modeli 2 je to rýchlejší rast cien neobchodovateľných výrobkov k obchodovateľným výrobkom na Slovensku oproti zahraničiu, kladný úrokový diferenciál, ako aj razantnejšie znižovanie vládnych výdavkov na Slovensku oproti zahraničiu. Model 2 predpovedá 2.7 %-nú ročnú apreciáciu.

V modeli 3 spolu so spomínanými fundamentmi pôsobí apreciačne aj prílev čistých zahraničných aktív, spôsobený hlavne prílevom priamych zahraničných investícií. Model 3 predpovedá 1.9 %-nú ročnú apreciáciu.

Ak spriemerujeme výsledky všetkých troch modelov, tak na obdobie 2004 – 2007 dostávame 2.2 %-nú priemernú ročnú mieru apreciácie rovnovážneho reálneho výmenného kurzu koruny.

Graf 10

Prognóza vývoja rovnovážneho efektívneho reálneho výmenného kurzu ($Q = 100$ v roku 1995)



Vzhľadom na prognózované hodnoty PPI časť tohto zhodnocovania sa uskutoční cez inflačný kanál (0.6 %), zvyšok, t. j. 1.6 % pripadne na priemerné ročné zhodnotenie rovnovážneho nominálneho efektívneho výmenného kurzu.

Záver

Na určenie strednodobého výhľadu rovnovážneho reálneho efektívneho kurzu slovenskej koruny na báze PPI sme použili behaviorálnu metódu (BEER) spočívajúcu v nájdení dlhodobého vzťahu medzi reálnym výmenným kurzom a ostatnými vhodne zvolenými ekonomickými veličinami. Použitím vhodných ekonometrických metód sme vyseletovali tri modely.

V prvom modeli je reálny výmenný kurz determinovaný dvoma ekonomickými veličinami, a to diferenciálom produktivity práce a úrokovým diferenciálom. Nárast oboch týchto veličín pôsobí na reálny kurz apreciačne. Keďže v strednodobom horizonte sa očakáva, že oba diferenciály budú kladné, tak rovnovážny efektívny reálny výmenný kurz koruny by mal apreciovať, a to v priemere 2 % ročne.

Vysvetľujúcimi veličinami v druhom modeli sú: diferenciál podielu cien neobchodovateľných tovarov k obchodovateľným, diferenciál vládnych výdavkov a úrokový diferenciál.

Predpokladá sa, že ceny neobchodovateľných tovarov budú na Slovensku v porovnaní so zahraničím rásť rýchlejšie, ako sa budú ceny obchodovateľných tovarov zvyšovať, čo má za následok zhodnocovanie koruny.

Zvyšovanie vládnych výdavkov relatívne k zahraničiu má v tomto modeli depreciačný efekt, pretože zvýšenie vládnych výdavkov má za následok väčšie zadlžovanie, a teda väčšiu neistotu v schopnosti štátu tento dlh splácať. Pretože na Slovensku sa očakáva razantnejšie znižovanie deficitu verejných financií, a teda aj znižovanie vládnych výdavkov oproti zahraničiu, tento kanál by mal tiež pôsobiť apreciačne.

Aj druhý model predpovedá zhodnotenie rovnovážneho efektívneho reálneho výmenného kurzu koruny na báze PPI v priemere asi 2.7 % ročne.

V treťom modeli je popri už zmienenom diferenciáli podielu cien neobchodovateľných tovarov k obchodovateľným tovarom a úrokovom diferenciáli ďalšou vysvetľujúcou veličinou podiel čistých zahraničných aktív na HDP. Ten sa bude, hlavne v dôsledku priamych zahraničných investícií, zvyšovať, a teda všetky tri fundamenty budú pôsobiť apreciačne. Model predpovedá 1.9 %-nú ročnú apreciáciu.

Literatúra

- [1] CLARK, P. B. – MacDONALD, R.: Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of the BEERs and FEERs. [IMF Working paper 98/67.] Washington: International Monetary Fund 1998.
- [2] FARUQEE, H.: Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock Flow Perspective. [IMF Staff papers, 42, No. 1, pp. 80 – 107.] Washington: International Monetary Fund 1995.
- [3] ALBORELA – CERVERO – LOPEZ – UBIDE: Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, „ins“, „outs“ and other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework. [IMF Working paper, č. 175.] Washington: International Monetary Fund 1999.
- [4] NILSONN K.: Do Fundamentals Explain the Behavior of the Real Effective Exchange Rate? [Working paper, č. 78.] Stockholm: Utgiven av Konjunkturinstitutet 2002.
- [5] MAESO-FERNANDEZ, F. – OSBAT, Ch. – SCHNATZ, B.: Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: a Beer/Peer approach. [Working paper, No. 85.] Frankfurt am Main: European Central Bank 2001.

Príloha

Tabuľka 1

Štatistická významnosť kointegrácie

	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>		<i>Model 3</i>	
$H_0: r$	Max-Eig. štatistika	1 %-ná krit. hodnota	Max-Eig. štatistika	1 %-ná krit. hodnota	Max-Eig. štatistika	1 %-ná krit. hodnota
0	29.6	25.5	47.0	32.2	39.7	32.2
1	13.5	18.6	16.6	25.5	9.8	25.5

H_0 : počet kointegračných rovníc je najviac r .

Z tabuľky 1 je vidieť, že Maximum-Eigenvalue test indikuje práve jednu kointegračnú rovnicu na 1 %-nej hladine významnosti pre každý model.

V tabuľkách 2, 3, a 4 sú zobrazené koeficienty kointegračných rovníc spolu s ich štandardnými odchýlkami pre každý model.

Tabuľka 2

Vector Error Correction Estimates			
Date: 01/21/04 Time: 10:00			
Sample (adjusted): 1993:4; 2003:3			
Included observations: 40 after adjusting endpoints			
Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
Q(-1)	1.000000		
PRO(-1)	-0.740057 (0.08326) [-8.88872]		
IB(-1)	-0.005184 (0.00097) [-5.33041]		
C	-1.202995		
Error Correction:	D(Q)	D(PRO)	D(IB)
CointEq1	-0.304206 (0.13009) [-2.33842]	0.019313 (0.06757) [0.28582]	77.46725 (17.3422) [4.46698]

Tabuľka 3

Vector Error Correction Estimates				
Date: 01/20/04 Time: 14:27				
Sample (adjusted): 1993:4; 2003:3				
Included observations: 40 after adjusting endpoints				
Standard errors in () & t-statistics in []				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
Q(-1)	1.000000			
INT(-1)	-0.514628 (0.24412) [-2.10810]			
GOV(-1)	1.195207 (0.19438) [6.14873]			
IB(-1)	-0.011444 (0.00122) [-9.35311]			
C	-7.843507			
Error Correction:	D(Q)	D(INT)	D(GOV)	D(IB)
CointEq1	-0.269425 (0.06975) [-3.86250]	-0.059064 (0.04713) [-1.25323]	-0.682532 (0.27748) [-2.45973]	30.77940 (12.8453) [2.39616]

Tabuľka 4

Vector Error Correction Estimates				
Date: 01/20/04 Time: 14:27				
Sample (adjusted): 1993:4; 2003:3				
Included observations: 40 after adjusting endpoints				
Standard errors in () & t-statistics in []				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
Q(-1)	1.000000			
INT(-1)	-0.627630 (0.24596) [-2.55174]			
NFA(-1)	-0.076788 (0.01975) [-3.88755]			
IB(-1)	-0.006924 (0.00095) [-7.32025]			
C	-1.705608			
Error Correction:	D(Q)	D(INT)	D(NFA)	D(IB)
CointEq1	-0.409640 (0.12435) [-3.29435]	-0.145613 (0.07755) [-1.87777]	-0.325653 (0.67900) [-0.47961]	71.09811 (19.5035) [3.64540]

Diagnostika reziduálov

V tabuľke 5 sú hodnoty príslušných štatistík v prvom stĺpci a p -hodnoty (pravdepodobnosti) v druhom.

H_0 : reziduály nie sú korelované pre lag rádu h ($h = 1$ a 4).

H_0 : reziduály sú normálne rozdelené.

Tabuľka 5

	Model 1		Model 2		Model 3	
LM(1)	4.7	0.85	24.1	0.09	14.9	0.53
LM(4)	8.2	0.52	15.8	0.46	10.8	0.82
NM	7.3	0.30	10.9	0.21	12.8	0.12

Z tabuľky 5 je vidieť, že na 5 %-nej hladine významnosti nemôže byť zamietnutá hypotéza (t. j. je prijatá hypotéza), že reziduály nie sú korelované. Použili sme LM test pre lag rádu 1 a 4.

Takisto nemôže byť zamietnutá hypotéza, že reziduály sú normálne rozdelené. Použili sme Jarque-Bera test (NM štatistika).