

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Ekonomická a finančná matematika



**Modelovanie rovnovážneho výmenného kurzu
pomocou panelových modelov**

Diplomová práca

Diplomant: Katarína Kotovová

Vedúci diplomovej práce: Doc. Dr. Jarko Fidrmuc

Bratislava 2005

Prehlasujem, že diplomovú prácu som vypracovala samostatne len na základe vedomostí získaných štúdiom a konzultácií a uvádzam všetky literárne pramene, ktoré som použila.

Ďakujem vedúcemu diplomovej Doc. Jarkovi Fidrmucovi za odborné vedenie a cenné rady poskytnuté pri písaní práce. Moje poďakovanie patrí aj rodičom za umožnenie štúdia na vysokej škole a Jánovi Ďurašovi za stálu podporu.

Obsah

Úvod	5
1 Panelové dáta a panelové modely	6
1.1 Výhody panelových dát	6
1.2 Panelové modely	8
1.3 Modely s fixnými efektami (Fixed effects models)	9
1.4 Model s náhodnými efektami (Random effects model)	10
1.5 Model s náhodnými efektami vs. model s fixnými efektami	10
2 Jednotkové korene a kointegrácia v panelových dátach	12
2.1 Stacionárne a integrované stochastické procesy	12
2.2 Testy na jednotkový koreň pre časové rady	13
2.3 Panelové testy na jednotkový koreň	14
2.4 Kointegrácia v časových radoch	16
2.5 Panelová kointegrácia	18
3 Modely výmenného kurzu	21
3.1 Parita kúpnej sily a Balassa-Samuelsonov efekt	21
3.2 Reálny výmenný kurz	22
3.3 Alternatívne modely výmenného kurzu	23
4 Rovnovážny výmenný kurz vybraných krajín	27
4.1 BEER model	27
4.2 Monetárny model	38
4.3 Porovnanie modelov pre Slovensko	46
5 Záver	48
Literatúra	49

Úvod

1. mája 2004 vstúpilo do Európskej únie (EÚ) desať nových krajín. Vstupom do EÚ sa zaviazali prijať spoločnú menu - euro. Tomu predchádza minimálne dvojročný pobyt v mechanizme výmenných kurzov (ERM II). So vstupom do ERM II sa spájajú dve dôležité otázky: kedy do neho vstúpiť a akú hodnotu si majú nové členské krajiny zvoliť ako centrálnu paritu. V tejto diplomovej práci sa budeme zaoberať analýzou vývoja výmenných kurzov, ktorá súvisí s druhou otázkou a odhadnutím ich rovnovážnej úrovne pomocou panelových modelov. Podobnou problematikou sa pre Slovensko zaoberali vo svojich prácach Zeman (2004), Malesich (2004), Tóth a Chudík (2004), Crespo-Cuaresma a kol. (2005).

Počas pobytu v ERM II je krajina povinná splniť maastrichtské kritériá pred zavedením eura. Jedno z nich hovorí, že výmenný kurz sa nesmie od centrálnej parity - úrovne, ktorá bola určená pri vstupe krajiny do ERM II - odchyliť o viac ako 15%. Určenie centrálnej parity je veľmi dôležité. Ak by krajina zaviedla euro s podhodnoteným výmenným kurzom, jeho zhodnocovanie k rovnovážnej hodnote by muselo prebiehať cez cenovú hladinu, keďže nominálny výmenný kurz je zafixovaný. Znamenalo by to rýchlejšiu rast cien a vyššiu infláciu ako v EÚ, čo by mohlo spôsobiť problémy s plnením inflačného kritéria. Naopak, ak by krajina vstúpila do ERM II s nadhodnoteným výmenným kurzom, na nastolenie rovnováhy by bola potrebná nižšia inflácia ako v krajinách EÚ. Keďže inflácia v EÚ je pomerne nízka, mohlo by to viesť až k defláci. Deflácia je pre ekonomiku veľmi nezdravý jav spôsobujúci znižovanie produkcie a rast nezamestnanosti.

Práca sa delí na štyri kapitoly. Prvá kapitola sa zaoberá metodológiou panelových modelov. Druhá je zameraná na ekonometrickú teóriu týkajúcu sa nestacionarity a kointegrácie časových radov. V tretej sú popísané prístupy k modelovaniu rovnovážneho reálneho výmenného kurzu. Posledná kapitola využíva poznatky z predchádzajúcich kapitol na zostavenie behaviorálneho a monetárneho modelu rovnovážneho výmenného kurzu.

1 Panelové dáta a panelové modely

Empirický výskum v ekonómii bol obohatený o nové možnosti, ktoré poskytujú panelové dáta. Panelové dáta umožňujú zostavovať a testovať modely, ktoré popisujú skutočnosť lepšie ako modely zostavené iba pomocou časových radov alebo iba pomocou prierezo- vých dát. Používanie panelových modelov sa rozšírilo aj vďaka rastúcemu výkonu počítačov, ktoré dokážu rýchlo pracovať s rozsiahlymi dátovými súbormi. Taktiež všeobecná prístupnosť makroekonomických údajov rôznych krajín a fakt, že pozornosť ekonómov sa v súčasnosti upriamuje na medzinárodné porovnania, podporuje záujem o panelové modely. Širšie používanie týchto modelov podnecuje vznik nových otázok, na ktoré sa neustále hľadajú odpovede. To vedie k zavádzaniu nových metód odhadovania neznámych parametrov, z ktorých niektoré popíšeme neskôr v kapitole 2.

Panelové dáta obsahujú dve dimenzie - časovú a prierezovú, to znamená, že niekoľko objektov pozorujeme v čase. Prierezovú zložku budeme označovať indexom $i = 1, \dots, N$, budeme teda sledovať N objektov (krajín). Časovú zložku zas označíme indexom $t = 1, \dots, T$, t.j. každý objekt pozorujeme T časových období. Napríklad y_{it} bude označovať hodnotu premennej y objektu i v čase t .

1.1 Výhody panelových dát

Panelové dáta majú niekoľko výhod v porovnaní s časovými radmi alebo prierezovými dá- tami. Prvou výhodou je, že zväčšujú počet pozorovaní. Pri modelovaní výmenného kurzu je potrebná široká vzorka dát, čo nie je vždy ľahké dosiahnuť iba časovými radmi, lebo pre niektoré krajiny, ako napríklad pre SR, sú k dispozícii iba údaje za niekoľko rokov. Väčší počet pozorovaní zvyšuje stupeň voľnosti a znižuje kolinearitu medzi vysvetľujúcimi premennými, čím sa zlepšuje efektívnosť ekonometrických odhadov. Panelové dáta ďalej umožňujú testovať dôležité ekonometrické hypotézy, na ktoré časové rady alebo prierezové dáta nestačia. Jedna z otázok, ktorá zaujíma ekonómov, je súvis medzi rastom produkti-

vity práce a vývojom výmenného kurzu. Podľa pôvodných nezávislých prác Balassa (1964) a Samuelsona (1964) pôsobí rast produktivity práce na zhodnocovanie domácej meny. Viaceré analýzy pre tranzitívne ekonomiky strednej a východnej Európy potvrdili tento efekt. Napriek tomu môžeme pozorovať, že napríklad poľský zlotý sa v roku 2004 znehodnotil oproti roku 2001 takmer o 30 percent. Či Balassa-Samuelsonov efekt neplatí alebo je znehodnotenie poľskej meny výsledkom iných vplyvov, napríklad politických, môžeme zistiť, až keď budeme mať k dispozícii viacero tranzitívnych krajín.

Okrem toho, že panelové dáta nám umožňujú zostavovať a testovať zložitejšie modely, ich výhoda je aj v tom, že riešia niektoré ekonometrické problémy, ktoré sa v empirických prácach často vyskytujú. Jedným z nich je problém s nemerateľnými premennými, ktoré síce majú vplyv na vysvetľovanú premennú, ale keďže sa nedajú merať, nemôžeme ich do modelu zahrnúť. Panelové dáta umožňujú tento problém eliminovať. Uvažujme napríklad nasledujúci jednoduchý model:

$$y_{it} = \alpha + \beta' \mathbf{x}_{it} + \gamma' \mathbf{z}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

kde \mathbf{x}_{it} a \mathbf{z}_{it} sú $k_1 \times 1$ a $k_2 \times 1$ vektory exogénnych premenných; α , β a γ sú 1×1 , $k_1 \times 1$ a $k_2 \times 1$ vektory parametrov a chybový vektor u_{it} je nezávisle rovnomerne rozdelený naprieč i aj t so strednou hodnotou 0 a disperziou σ^2 . Vieme, že regresia y_{it} na \mathbf{x}_{it} a \mathbf{z}_{it} metódou najmenších štvorcov (OLS) dáva nevychýlené a konzistentné odhady parametrov α , β a γ . Teraz predpokladajme, že hodnoty \mathbf{z}_{it} sú nemerateľné a kovariancia medzi \mathbf{x}_{it} a \mathbf{z}_{it} je nenulová. OLS regresia y_{it} na \mathbf{x}_{it} dáva vychýlené odhady parametrov. Avšak ak máme k dispozícii viacero pozorovaní pre jednotlivé objekty, môžeme tento neželaný vplyv chýbajúcej premennej \mathbf{z}_{it} odstrániť. Napríklad, ak $\mathbf{z}_{it} = \mathbf{z}_i$ pre všetky t (t.j. hodnoty \mathbf{z}_{it} sú v čase konštantné, ale líšia sa pre jednotlivé objekty), použitím prvej diferencie dostávame:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \beta'(\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i,t-1}) + (u_{it} - u_{i,t-1}), \quad i = 1, \dots, N, t = 2, \dots, T$$

čiže sme premennú \mathbf{z}_{it} z pôvodnej rovnice vylúčili. Podobne, ak $\mathbf{z}_{it} = \mathbf{z}_t$ pre všetky i (t.j. hodnoty \mathbf{z}_{it} sú v danom čase pre jednotlivé objekty konštantné, ale menia sa v čase), zavedením odchýlky od priemeru pre jednotlivé objekty (tzv. Within Transformation) dostávame:

$$y_{it} - \bar{y}_t = \beta'(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_t) + (u_{it} - \bar{u}_t), \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

kde $\bar{y}_t = 1/N \sum_{i=1}^N y_{it}$, obdobne $\bar{\mathbf{x}}_t$ a \bar{u}_t . V oboch prípadoch dáva MNŠ nevychýlené konzistentné odhady parametra β . Keby sme mali iba prierezové dáta ($T = 1$) v prvom prípade alebo časový rad ($N = 1$) v druhom prípade, tieto transformácie by nebolo možné použiť.

1.2 Panelové modely

V ďalšom budeme predpokladať, že parametre, ktoré charakterizujú prierezovú a časovú zložku pozorovaní, sú rôzne a vyšetríme niekoľko špecifikácií modelov, ktoré umožňujú tieto rozdiely zachytiť.

Rovnice pre jednotlivé objekty, kde je závislá premenná y vysvetľovaná vektorom \mathbf{x} , môžeme napísať v nasledujúcich tvaroch:

i) Sklon je konštantný a priesečník sa mení pre jednotlivé objekty

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1.1)$$

ii) Sklon je konštantný a priesečník sa mení aj v čase, aj pre jednotlivé objekty

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1.2)$$

iii) Všetky koeficienty sa menia pre jednotlivé objekty

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1.3)$$

iv) Všetky koeficienty sa menia aj v čase, aj pre jednotlivé objekty

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} x_{kit} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1.4)$$

V každom z týchto príkladov môžeme model ďalej klasifikovať v závislosti od toho, či chápeme koeficienty α_i ako konštanty alebo ako náhodné členy. Modely s konštantným sklonom, teda modely (1.1) a (1.2), sa pri analýze panelových dát používajú najčastejšie.

1.3 Modely s fixnými efektami (Fixed effects models)

Budeme pracovať s nasledujúcim modelom:

$$y_{it} = \beta' \mathbf{x}_{it} + \nu_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1.5)$$

Hodnota závislej premennej y_{it} objektu i v čase t závisí od hodnôt K exogénnych premenných $(x_{1it}, \dots, x_{Kit}) = \mathbf{x}'_{it}$, ktoré sa líšia pre jednotlivé krajiny v danom časovom okamihu a takisto sa menia v čase. Chybový člen ν_{it} zachytáva vplyv vynechaných premenných, ktoré môžu zodpovedať rôznym faktorom:

- i) faktorom, ktoré sú typické iba pre jednotlivé časové obdobia
- ii) faktorom, ktoré zachytávajú rozdiely medzi jednotlivými objektami, ale v čase sa nemenia
- iii) faktorom, ktoré sú typické ako pre jednotlivé objekty, tak aj pre rôzne časové obdobia

Z tohto dôvodu sa reziduálny člen ν_{it} skladá z nasledujúcich troch komponentov:

$$\nu_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it} \quad (1.6)$$

Pre zjednodušenie predpokladáme $\lambda_t = 0$. V modeli s fixnými efektami chápeme α_i ako konštantu. O ostatných zložkách predpokladáme:

$$Eu_{it} = 0 \quad (1.7)$$

$$Eu_{it}u_{js} = \begin{cases} \sigma_u^2 & i = j, \quad t = s; \\ 0 & \text{inak} \end{cases} \quad (1.8)$$

Potom môžeme pôvodný model napísať v nasledujúcej forme:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1.9)$$

Tento model sa niekedy nazýva aj "Least Square Dummy Variable" model (LSDV) alebo "Analysis of Covariance" model. Na základe predpokladu o chybovom člene u_{it} vieme, že OLS dáva najlepší lineárny nevychýlený odhad neznámych parametrov. Jej použitím dostávame:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{FE} &= \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right] \\ \hat{\alpha}_i &= \bar{y}_i - \hat{\beta}'_{FE} \bar{\mathbf{x}}_i \quad i = 1, \dots, N \end{aligned}$$

Podrobné odvodenie týchto odhadov popisuje Hsiao (1986).

1.4 Model s náhodnými efektami (Random effects model)

Model s fixnými efektami používame, keď predpokladáme, že rozdiely medzi jednotlivými objektami sú len parametrickým posunom regresnej funkcie. V tomto modeli boli parametre zachytávajúce charakteristiky jednotlivých objektov α_i odhadované ako konštanty. V modeli s náhodnými efektami preto odhadujeme α_i ako náhodné premenné. V tom prípade navyše predpokladáme:

$$E\alpha_i = 0 \quad E\alpha_i u_{it} = 0 \quad (1.10)$$

$$E\alpha_i \alpha_j = \begin{cases} \sigma_\alpha^2, & i = j; \\ 0, & i \neq j. \end{cases} \quad (1.11)$$

$$E\alpha_i \mathbf{x}'_{it} = E\beta_t \mathbf{x}'_{it} = E u_{it} \mathbf{x}'_{it} = \mathbf{0} \quad (1.12)$$

Variancia y_{it} podmienená \mathbf{x}_{it} je podľa (1.6) až (1.12) nasledovná: $\sigma_y^2 = \sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2$. Variácie σ_α^2 a σ_u^2 sa nazývajú komponenty variancie. Tento sa model sa preto niekedy nazýva aj "Variance Component" model.

Odhady neznámych parametrov môžeme vypočítať pomocou všeobecnej metódy najmenších štvorcov (GLS) alebo metódou maximálnej vierohodnosti. Odhad parametra β pomocou GLS je nasledovný:

$$\hat{\beta}_{GLS} = \Delta \hat{\beta}_b + (I_K - \Delta) \hat{\beta}_{FE} \quad (1.13)$$

kde

$$\hat{\beta}_b = \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{\mathbf{x}}_i - \bar{\mathbf{x}})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right]$$

$\hat{\beta}_{FE}$ je odhad parametra β v modeli s fixnými efektami a Δ je výraz závisiaci od matice \mathbf{x} , počtu časových období T a variancií σ_u^2 , σ_α^2 .

Presné odvodenie $\hat{\beta}_{GLS}$, ako aj odhad parametru β metódou maximálnej vierohodnosti, popisuje Hsiao (1986).

1.5 Model s náhodnými efektami vs. model s fixnými efektami

Z (1.13) je zrejmé, že odhad parametra β v modeli s náhodnými efektami je iný ako v modeli s fixnými efektami. Rozhodnúť sa, ktorý model použijeme, je preto veľmi dôležitá, ale vôbec nie jednoduchá otázka.

Členy α_i a u_{it} predstavujú istú neznalosť ekonometra. Zachytávajú vplyvy, ktoré nemohli byť do modelu zahrnuté ako vysvetľujúce premenné. Môže sa preto zdať, že nie je dôvod brať jednu z nich ako konštantu (α_i) a druhú ako náhodnú premennú (u_{it}). Lepšie sa javí použiť model s náhodnými efektami.

Na druhej strane Mundlak kritizoval model s náhodnými efektami, lebo neberie do úvahy koreláciu, ktorá môže existovať medzi α_i a vysvetľujúcimi premennými \mathbf{x}_{it} . Zanedbanie korelácie môže pritom viesť k vychýleným odhadom.

Na základe tohto by sme mali prešetriť otázku, či α_i a \mathbf{x}_{it} sú korelované alebo nie. Mundlak zavádza nasledovnú regresiu:

$$\alpha_i = \sum_t \mathbf{x}'_{it} \mathbf{a}_t + \omega_i, \quad \omega_i \sim N(0, \sigma_\omega^2)$$

Teda $\mathbf{a} = 0$ práve vtedy, keď vysvetľované premenné budú nekorelované s vysvetľujúcimi premennými. Na základe toho bol navrhnutý nasledujúci test:

$$H_0 : \mathbf{a} = 0 \quad \text{oproti} \quad H_1 : \mathbf{a} \neq 0$$

Ak nulovú hypotézu zamietneme, použijeme model s fixnými efektami, v opačnom prípade model s náhodnými efektami. Testovacia štatistika je odvodená v Hsiao (1986).

Iný prístup zvolil Hausman, ktorý navrhol, že ak platí nulová hypotéza, GLS odhad paramera β v (1.9) dosahuje Rao-Cramerovu hranicu, kdežto za platnosti alternatívnej hypotézy je vychýlený. Na druhej strane, FE odhad je konzistentný za platnosti obidvoch hypotéz. Hausmanov test testuje, či sa FE a GLS odhady signifikantne líšia.

V praxi sa pre malé N používa model s fixnými efektami. Intuitívne je to správne, lebo pre malý počet objektov budeme ťažko predpokladať, že rozdiely medzi nimi, ktoré zachytáva α_i , sú realizáciou náhodnej premennej. Táto situácia je typická pre makroekonomické modely, ktorých výsledkom sú analýzy a porovnania niekoľkých krajín.

Pre veľké N sa používa skôr model s náhodnými efektami. Toto je typické pre mikroekonomické analýzy, kde vyšetrujeme napríklad podnikové dáta.

2 Jednotkové korene a kointegrácia v panelových dátach

2.1 Stacionárne a integrované stochastické procesy

Stochastický proces je v čase usporiadaná postupnosť náhodných veličín $X(s, t)$, $s \in S, t \in T$, kde S je výberový priestor a T je postupnosť indexov. Takto definovaný stochastický proces budeme pre zjednodušenie označovať $\{X_t\}$. Ak T obsahuje len konečne veľa alebo spočítateľne veľa hodnôt, hovoríme o stochastickom procese s diskretným časom, ktorý sa zvykne nazývať aj *časový rad*. Pre stochastický proces $\{X_t\}$ definujeme:

- funkciu stredných hodnôt: $\mu_t = E(X_t)$
- variančnú funkciu: $\sigma_t^2 = E(X_t - \mu_t)^2$
- kovariančnú funkciu medzi X_{t_i} a X_{t_j} , $i \neq j$: $\gamma(t_i, t_j) = E(X_{t_i} - \mu_{t_i})(X_{t_j} - \mu_{t_j})$.

Stochastický proces sa nazýva *slabo stacionárny*, ak pre každé t platí

- i) $\mu_t = \mu$
- ii) $\sigma_t^2 = \sigma^2$
- iii) $\gamma(t_i, t_j) = \gamma(t_{i+k}, t_{j+k}) = \gamma_k$ pre každé t_i, t_j a pre každé k

Stredná hodnota ani variancia nezávisia od času t a kovariancia závisí len od vzdialenosti argumentov. Príkladom stacionárneho procesu je biely šum. *Biely šum* $\{\varepsilon_t\}$ je stochastický proces s nasledujúcimi vlastnosťami:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$
$$E(\varepsilon_{t_i}, \varepsilon_{t_j}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2, & i = j; \\ 0, & i \neq j. \end{cases}$$

V praxi sa stretávame väčšinou s nestacionárnymi procesmi. Jednoduchým príkladom nestacionárneho procesu je proces tvaru $\{X_t = \mu_t + \varepsilon_t\}$, kde stredná hodnota μ_t je funkcia závisiaca od času t a ε_t je biely šum. μ_t môže byť napríklad lineárna funkcia od t , vtedy hovoríme, že proces X_t má lineárny trend, alebo to môže byť kvadratická funkcia, X_t bude mať v tomto prípade kvadratický trend. Existuje veľké množstvo nestacionárnych procesov a ich analýza je zložitejšia ako analýza stacionárnych procesov, preto sa v praxi zaoberáme iba určitým typom nestacionárnych procesov, a to tzv. integrovanými procesmi.

Integrovaný proces rádu d je taký stochastický proces, ktorý po diferencovaní rádu d dáva stacionárny proces, označujeme ho $I(d)$. Jednoduchým príkladom integrovaného procesu rádu 1 je náhodná prechádzka, teda proces tvaru: $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$, kde ε_t je biely šum. Po diferencovaní dostávame $\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t$, čo už je stacionárny proces. V praxi sa najčastejšie stretávame s $I(1)$ procesmi. Na overenie, či je daný proces $I(1)$, sa používajú tzv. testy na jednotkový koreň.

2.2 Testy na jednotkový koreň pre časové rady

Na jednoduchom príklade si popíšeme testy na jednotkový koreň. Nech časový rad y_t je generovaný podľa nasledovného predpisu:

$$\begin{aligned} y_t &= \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \text{ je biely šum} \\ y_0 &= 0. \end{aligned}$$

Daný časový rad je pre $|\rho| < 1$ stacionárny, pre $|\rho| \geq 1$ nestacionárny. Po odpočítaní y_{t-1} z oboch strán dostávame:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \alpha = \rho - 1 \tag{2.1}$$

Prvá diferencia Δy_t je pre $\alpha = 0$ stacionárny časový rad. Aby časový rad y_t bol $I(1)$ musí platiť $\rho = 1$. Testovanie $\rho = 1$ je ekvivalentné s testovaním $\alpha = 0$. Základná myšlienka Dickey-Fullerovho testu spočíva v odhadnutí rovnice (2.1) a testovaní nulovej hypotézy $H_0 : \alpha = 0$. Testovacia štatistika však v tomto prípade nemá štandardné t -rozdelenie. Kritické hodnoty napočítali vo svojej práci Dickey a Fuller (1979) a McKinnon pre nasledujúce modely:

$$(a) \quad y_t = \rho_a y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.2}$$

$$(b) \quad y_t = \mu_b + \rho_b y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

$$(c) \quad y_t = \mu_c + \gamma_c t + \rho_c y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Proces (2.2) obsahuje iba náhodné členy, procesy (2.3) a (2.4) aj deterministické. Zamietnutie nulovej hypotézy znamená, že časový rad neobsahuje jednotkový koreň.

Popísaný Dickey-Fullerov test je možné použiť, iba ak y_t je AR(1). Rozšírený Dickey-Fullerov test (Augmented Dickey-Fuller Test) pre y_t definovaný ako AR(p) je založený na zahrnutí $p - 1$ lagov diferencií y_t do odhadovanej rovnice:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Iným typom testu na jednotkový koreň je KPSS test, ktorý navrhli Kwiatkowski, Phillip, Schmidt a Shin (1992). Na rozdiel od ADF testu má ako nulovú hypotézu stacionaritu časového radu. Test je založený na dekompozícii časového radu na nasledujúce komponenty

$$y_t = r_t + \varepsilon_t$$

kde prvý člen

$$r_t = r_{t-1} + u_t$$

je nestacionárna zložka a ε_t je stacionárna zložka. Za platnosti nulovej hypotézy sa prvý člen redukuje na konštantu, čo implikuje $\sigma_u^2 = 0$. LM štatistika, ktorú navrhli Kwiatkowski a kol., je založená na čiastočnej sume reziduí, e_t , z regresie y_t na priesečník:

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\sigma_\varepsilon}$$

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

kde σ_ε je odhad variancie reziduí e_t .

2.3 Panelové testy na jednotkový koreň

Panelové testy na jednotkový koreň (panel unit root tests) vychádzajú z princípov testov na jednotkový koreň časových radov. Snahou panelových testov je zvýšiť ich silu pridaním prierezovej dimenzie. Ďalšou výhodou je, že výsledné testovacie štatistiky môžu byť normalizované na štandardné rozdelenia.

Prvé dva testy, ktoré popíšeme bližšie, navrhli Levin, Lin a Chu (2002) (LLC test) a Im, Pesaran, Shin (2003) (IPS test) a vychádzajú z nasledovného modelu:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \mathbf{X}'_{it} \delta + \varepsilon_{i,t} \quad t = 1, \dots, T$$

kde \mathbf{X}_{it} sú deterministické premenné, ktorými môžu byť fixné efekty, individuálne trendy alebo časové umelé premenné. Testovať prítomnosť jednotkového koreňa znamená testovať nulovú hypotézu $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = 0$. V prípade, že nezamietame nulovú hypotézu, všetky časové rady v paneli sú $I(1)$.

Nevýhodou LLC testu je ale práve predpoklad homogenity, ktorá spočíva v testovaní nulovej hypotézy $\alpha_i = 0$ oproti alternatíve $\alpha_i < 0$ pre všetky i . Levin-Linov test má kvôli tomu tendenciu zamietť panelový jednotkový koreň.

Spomínanú nevýhodu LLC testu odstraňuje IPS test. IPS test je založený na priemere individuálnych t -štatistík ADF testu pre jednotlivé objekty. Testovacia štatistika pri veľmi všeobecných predpokladoch pre $T \rightarrow \infty$ a následne $N \rightarrow \infty$ konverguje v pravdepodobnosti k štandardnému normálnemu rozdeleniu. Zamietnutie nulovej hypotézy znamená, že v paneli je aspoň jeden stacionárny časový rad. Test nám pritom nedáva informáciu, koľko ich je.

Existuje aj panelová verzia KPSS testu (P-KPSS), ktorý navrhol Hadri (2000), so stacionaritou ako nulovou hypotézou. Podobne ako pri KPSS, základom Hadriho testu je dekompozícia časových radov na nasledujúce komponenty:

$$y_{it} = r_{it} + \varepsilon_{it}$$

kde prvý člen

$$r_{it} = r_{it-1} + u_{it}$$

je pre jednotlivé objekty nestacionárna zložka a druhý člen je stacionárna zložka. Za platnosti stacionarity y_{it} sa prvý člen redukuje na fixné efekty. Hadri definoval LM (Lagrange Multiplier) štatistiku

$$LM = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon}$$

kde S_i je čiastočná suma reziduí z regresie y na fixné efekty. Aj táto štatistika môže byť normalizovaná na $N(0, 1)$ pre $T \rightarrow \infty$ a $N \rightarrow \infty$.

Dôležitým predpokladom pri vyššie popísaných testoch je, že premenné pre jednotlivé objekty v paneli nie sú vzájomne korelované. Tento predpoklad môže byť v praxi často porušený, keďže objektami v paneli bývajú väčšinou krajiny s podobným makroekonomickým vývojom. Existujú upravené verzie panelových testov, ktoré zohľadňujú vzájomnú koreláciu. Vzhľadom na to, že tieto testy majú dobré vlastnosti pre veľké panely, nebudeme sa ich popisom bližšie zaoberať. Prehľad týchto testov uvádza vo svojej práci Fidrmuc (2005).

2.4 Kointegrácia v časových radoch

2.4.1 Koncept kointegrácie

Otázka, či pracujeme so stacionárnym alebo nestacionárnym procesom, je veľmi dôležitá. Pri práci s nestacionárnymi radmi môžeme naraziť na tzv. problém falošnej regresie (spurious regression problem). Pri odhadovaní vzťahu medzi dvoma nestacionárnymi premennými metódou najmenších štvorcov nám môže vyjsť odhadnutý vzťah preukazný, i keď medzi nimi v skutočnosti žiadny vzťah neexistuje. Ak sú napríklad oba časové rady rastúce, môžu byť korelované, hoci príčina ich rastu je rôzna. Takáto regresia je charakterizovaná vysokou hodnotou R^2 a nízkou hodnotou Durbin-Watsonovej štatistiky. Ak sú oba časové rady $I(1)$, môžeme ich diferencovaním dostať stacionárne rady a vyhnúť sa tomuto problému. Diferencovaním však strácame cennú informáciu o dlhodobom trende.

Alternatívou, ktorú navrhujú Engel a Granger (1987), je koncept kointegrácie. Kointegrácia je úzko spätá s pojmom rovnováhy. Premenné, o ktorých predpokladáme, že medzi nimi existuje nejaký vzťah, by sa od neho nemali v dlhodobom horizonte odchylovať. Môžu nastať nejaké krátkodobé odchýlky spôsobené napríklad náhodnými šokmi. Príkladom takýchto súvisiacich premenných sú napríklad ceny a mzdy, konečná spotreba a disponibilný dôchodok, nominálny výmenný kurz a podiel cenových hladín doma a v zahraničí. Kointegrácia umožňuje definovať pojem existencie rovnováhy, vzťah medzi dvoma alebo viacerými premennými, ktoré sú sami osebe nestacionárne.

Označme $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ vektor časových radov. Hovoríme, že zložky vektora x_t sú *kointegrované rádu d , b* , ozn. $x_t \sim CI(d, b)$, ak platí:

- i) všetky komponenty vektora x_t sú rádu d

- ii) existuje vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)'$ taký, že lineárna kombinácia $\beta'x_t = \beta_1x_{1t} + \beta_2x_{2t} + \dots + \beta_nx_{nt}$ je integrovaná rádu $(d - b)$, kde $b > 0$

Vektor β nazývame *koitegračný vektor*. V praxi je najčastejšie uvažovaný prípad $C(1, 1)$, keďže väčšina ekonomických časových radov je $I(1)$.

2.4.2 Testovanie kointegrácie

Kointegračné testy slúžia na overenie, či medzi skupinou nestacionárnych premenných existuje kointegračný vzťah. Existujú dva hlavné koncepty testovania kointegrácie: prvý navrhli Engel a Granger (1987), druhý pochádza od Johansena (1991).

Test kointegrácie podľa Engela a Grangera je založený na testovaní prítomnosti jednotkového koreňa v reziduách statickej rovnice odhadnutej pomocou OLS. Dá sa ukázať, že odhady sú konzistentné. Tento princíp má však niekoľko problémov: kritické hodnoty ADF testu závisia od počtu premenných, problémom je aj testovanie existencie viacerých kointegrujúcich vzťahov, odhady môžu byť pri krátkych časových radoch vychýlené.

Johansen navrhol koitegračný test na základe VAR (vector autoregressive) modelu stupňa p :

$$y_t = A_1y_{t-1} + \dots + A_py_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$$

kde y_t je k -rozmerný vektor $I(1)$ premenných, x_t je vektor deterministických premenných a ε_t je chybový člen. VAR model môžeme prepísať do nasledujúceho tvaru:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

kde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Podľa Grangerovej teóremy, ak Π má hodnotu $r < k$, potom existujú $k \times r$ matice α a β , každá s hodnotou r tak, že $\Pi = \alpha\beta'$ a $\beta'y_t$ je $I(0)$ proces. Počet kointegrujúcich vzťahov je r a každý stĺpec β tvorí kointegrujúci vektor. Johansenova metóda spočíva v odhadnutí matice Π vo VAR modeli a testovaní, či je možné zamietnuť reštrikcie vyplývajúce z redukovanej hodnoty Π .

2.5 Panelová kointegrácia

2.5.1 Koncept panelovej kointegrácie

Phillips a Moon (1999) navrhli základný koncept pre ďalšie štúdium kointegrácie v panelových dátach. Štyri základné modely, ktorými sa zaoberali, sú (i) falošná panelová regresia (spurious panel regression), kde jednotlivé časové rady nie sú kointegrované, (ii) heterogénna panelová kointegrácia, kde pre každý objekt v paneli existuje špecifický, vlastný, kointegračný vzťah, (iii) homogénna panelová kointegrácia, kde všetky objekty v paneli majú rovnaký kointegračný vzťah, (iv) skoro-homogénna panelová kointegrácia, kde objekty v paneli majú iba mierne odlišný kointegračný vzťah determinovaný hodnotou tzv. "localizing" parametra.

2.5.2 Testovanie panelovej kointegrácie

Na základe prístupu Engela a Grangera navrhol Kao (1999) niekoľko testov na testovanie panelovej kointegrácie v homogénnych paneloch. Testy sú založené na testovaní reziduí pomocou Dickey-Fullerov testu. Nulovou hypotézou je, že medzi premennými neexistuje žiadny kointegrujúci vzťah. Prvé dva testy sú založené na odhade autoregresného koeficientu ρ (označujeme ako DF_ρ) a na zodpovedajúcej t -štatistike (označujeme ako DF_t). Ďalšie dva testy, ktoré označujeme ako DF_ρ^* a DF_t^* , zohľadňujú endogenitu medzi regresormi a rezíduami. Kao navrhol aj reziduálny ADF test, ktorý takisto zohľadňuje možnú endogenitu medzi regresormi. Nulovou hypotézou je, že medzi premennými neexistuje žiadny kointegrujúci vzťah.

Pedroni (1999) navrhol sedem panelových kointegračných testov pre heterogénne panely založené na testovaní reziduí. Nulovou hypotézou je, že medzi premennými neexistuje žiadny kointegrujúci vzťah. Testy vychádzajú z odhadu rovnice:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i t + \lambda_i + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.6)$$

kde K je počet regresorov a β_k sú koeficienty. Táto špecifikácia pripúšťa heterogenitu v paneli, keďže fixné efekty α_i , časový trend γ_i aj chybové členy ε_i môžu byť pre jednotlivé objekty rôzne. Niektoré z Pedroniho testov pripúšťaajú heterogenitu aj v koeficientoch β_k , rovnica (2.6) je odhadnutá zvlášť pre jednotlivé objekty a z individuálnych β_k sú potom vypočítané priemery. Nevýhodou týchto testov sa ukázala byť ich malá sila pre panely s menej ako 100 časovými pozorovaniami.

2.5.3 Odhad kointegračného vzťahu v paneloch

Na odhad dlhodobého (kointegračného) vzťahu sa používajú tri hlavné prístupy: MGE a PMGE (mean group estimator a pooled mean group estimator), DOLS (dynamic OLS), FMOLS (fully-modified OLS), ktoré bližšie popíšeme. V jednotlivých metódach môžeme odhady počítať dvomi rôznymi spôsobmi. Prvým je tzv. "pooled estimator", ktorý odhaduje koeficienty dlhodobého vzťahu spoločne, to znamená, že všetky pozorovania sa spoja dokopy a pri odhadovaní sa postupuje ako keby išlo iba o jeden objekt. Druhým je tzv. "mean-group estimator", ktorý odhaduje koeficienty osobitne pre jednotlivé objekty v paneli a z odhadnutých koeficientov vypočíta priemer. Tento odhad je konzistentným odhadom priemeru koeficientov, avšak pre homogénne panely je neefektívny.

Pesaran, Shin a Smith (1999) navrhli MGE a PMGE odhady, ktoré zohľadňujú krátkodobú aj dlhodobú dynamiku. Zaviedli reštrikciu na koeficienty dlhodobého vzťahu, ktoré majú byť rovnaké pre všetky objekty. Krátkodobé koeficienty môžu byť rôzne pre jednotlivé objekty. Metóda spočíva v odhadnutí nasledujúcej rovnice:

$$\Delta y_{it} = \phi y_{it-1} + \beta_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \lambda_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q_i-1} \delta_{ij} \Delta x_{it-j} + \alpha_i + \gamma_i t + \varepsilon_{it} \quad (2.7)$$

kde λ_{ij} a δ_{ij} zachytávajú krátkodobú dynamiku typickú pre jednotlivé krajiny. Ak ϕ je preukazne záporné, tak medzi y_{it} a x_{it} existuje dlhodobý vzťah. Metódou maximálnej vierohodnosti potom dostávame PMGE odhad. Táto regresia môže byť odhadnutá aj s rôznymi koeficientami β_i pre jednotlivé objekty, z ktorých je potom vypočítaný priemer, čím dostávame MGE odhad.

Metódy DOLS a FMOLS vychádzajú z metódy najmenších štvorcov. Základom je odhad nasledujúcej rovnice:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i t + \lambda_t + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \varepsilon_{it} \quad (2.8)$$

Odhad tejto rovnice pre jednotlivé objekty zodpovedá Engel-Grangerovej metóde, ktorá dáva konzistentné odhady pre koeficienty dlhodobého vzťahu. Pomocou Monte-Carlo simulácií sa však ukázalo, že v panelovom koncepte vedie použitie tejto rovnice k vychýleným odhadom. To podnietilo využívanie alternatívnych metód ako DOLS a FMOLS.

Pedroni (2000) navrhol FMOLS, ktorý zohľadňuje prítomnosť konštantného člena a možnú koreláciu medzi chybovým členom a diferencami vysvetľujúcich premenných. Základom je upravenie závislej premennej o tieto faktory a odhad dlhodobého vzťahu medzi

touto upravenou závislou premennou a vysvetľujúcimi premennými. Odhad koeficientu β potom vyzerá nasledovne:

$$\hat{\beta}_i = \left(\sum_{t=1}^T x'_{it} x_{it} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (x'_{it} y_{it}^* - T \hat{\lambda}_i)$$

kde y_{it}^* je závislá premenná upravená o kovarianciu medzi ε_t a Δx_t a $T \hat{\lambda}_i$ je člen zachytávajúci prítomnosť konštantného člena. Odhad koeficientu β môžeme dostať buď ako priemer odhadnutých β_i pre jednotlivé objekty (tzv. mean-group FMOLS) alebo ho odhadnúť spoločne pre celý panel (tzv. pooled FMOLS).

Ako inú úpravu rovnice (2.8), ktorá dáva pre panely vychýlené odhady, doporučujú Kao a Chiang (2000) metódu DOLS. DOLS vychádza z predpokladu, že medzi chybovým členom a prvými diferenciami minulých (lag) a budúcich (lead) hodnôt vysvetľujúcich premenných existuje vzťah. Z (2.8) potom dostávame:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i t + \lambda_t + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_K x_{Kit} + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{it-j} + \varepsilon_{it}^* \quad (2.9)$$

Odhad dlhodobých koeficientov rovnice (2.9) metódou najmenších štvorcov je superkonzistentný.

V súčasnosti nie je k dispozícii žiadna práca, v ktorej by boli intenzívne rozdiskutované vlastnosti jednotlivých metód pre malé panely, preto v tejto diplomovej práci použijeme na odhad dlhodobého vzťahu všetky popísané metódy. Pre metódu DOLS uvedieme aj tzv. SUR odhad (seemingly unrelated regression), ktorý zohľadňuje medzičasovú koreláciu v chybových členoch. SUR je istým druhom všeobecnej metódy najmenších štvorcov (GLS), kde členy kovariančnej matice $\sigma_{ij} = E(\varepsilon_{jt} \varepsilon_{it})$ sú odhadnuté využitím odhadov z OLS regresie ako $\hat{\sigma}_{ij} = \sum_t (y_{it} - \hat{y}_{it})^2 / \max(T_i, T_j)$.

3 Modely výmenného kurzu

Krajiny, ktoré vstúpili do EÚ, sa zaviazali prijať spoločnú menu. Tomu musí predchádzať minimálne dvojročný pobyt v ERM II a splnenie maastrichtských kritérií. Jedno z kritérií je, že výmenný kurz sa nesmie od centrálnej parity odchýliť o viac ako 15%. Určenie centrálnej parity je teda veľmi dôležité. Ak je centrálna parita určená nesprávne a krajina vstúpi do ERM II s nadhodnoteným alebo podhodnoteným kurzom, bude návrat k rovnovážnemu kurzu prebiehať cez zmeny v domácej cenovej hladine. V prípade podhodnoteného kurzu to môže spôsobiť problémy s plnením inflačného kritéria, v druhom prípade to môže viesť k deflácií. Otázkou zostáva, ako určíme primeranú úroveň rovnovážneho kurzu.

3.1 Parita kúpnej sily a Balassa-Samuelsonov efekt

Prvou teóriou bola parita kúpnej sily (purchasing power parity - PPP). Tento koncept hovorí, že porovnateľný tovar by mal po prepočte cez výmenný kurz stáť v každej krajine rovnako. Ak by to neplatilo, došlo by k arbitrážnej príležitosti. Tovar by sa dal kúpiť lacnejšie v jednej krajine a predať drahšie v inej. Možnosť arbitráže v dlhodobom horizonte znižuje cenové rozdiely medzi porovnateľnými tovarmi. Podľa PPP teda nominálny výmenný kurz vyrovnáva cenové hladiny medzi jednotlivými krajinami.

Či v skutočnosti platí PPP bolo už veľa krát testované a stále to zostáva otvorenou otázkou. Nie všetky tovary môžu byť predmetom arbitráže. Vieme si napríklad predstaviť, že kúpime v susednej krajine televízor a dovezieme ho domov, kvôli ostrihaniu však veľa ľudí do zahraničia cestovať nebude. Skutočnosť, že niektoré tovary sú neobchodovateľné, vedie k existencii cenových rozdielov aj v dlhodobom horizonte.

Všeobecne pozorujeme, že menej rozvinuté krajiny majú nižšie cenové hladiny. Tento fakt dobre vysvetľuje Balassa-Samuelsonov efekt. Balassa (1964) a Samuelson (1964) rozdeľujú tovary na obchodovateľné a neobchodovateľné (napr. služby). Predpokladá sa per-

fektná mobilita pracovnej sily medzi sektormi, následkom čoho sa nominálne mzdy v oboch sektoroch vždy vyrovnávajú. Podľa Balassa a Samuelsona rastie produktivita rýchlejšie v sektore obchodovateľných tovarov. Je to spôsobené jednak vyššou konkurenciou zo zahraničia, ktorá tlačí na zefektívnenie výroby, a jednak technickým pokrokom, ktorý sa viac odrazí v obchodovateľnom sektore ako v neobchodovateľnom, keďže tieto tovary sú náročnejšie na kapitál ako služby. Podľa predpokladu, že reálne mzdy sa rovnajú hraničnej produktivite, s rastom produktivity v obchodovateľnom sektore rastú v tomto sektore aj reálne mzdy. Rast reálnych miezd znamená aj rast nominálnych miezd. Nominálne mzdy však majú tendenciu vyrovnávať sa medzi jednotlivými sektormi, čiže nominálne mzdy rastú aj v neobchodovateľnom sektore. V tomto sektore sa ale produktivita práce nezmenila a teda sa nezmenili ani reálne mzdy. Z toho dostávame, že v neobchodovateľnom sektore musia vzrásť ceny.

Balassa-Samuelsonov efekt hovorí, že rýchlejší rast produktivity práce v obchodovateľnom sektore sa odrazí v raste cien neobchodovateľných tovarov. Výsledkom toho je, že krajiny s vyšším rastom produktivity práce majú vyššiu celkovú infláciu a teda ich reálny výmenný kurz má tendenciu apreciovať.

3.2 Reálny výmenný kurz

Budeme sa zaoberať modelovaním reálneho výmenného kurzu (Q), ktorý je definovaný nasledovne:

$$Q = SP^*/P \quad (3.1)$$

kde S je nominálny výmenný kurz (definovaný ako počet jednotiek domácej meny za jednu jednotku cudzej meny), P domáca cenová hladina a P^* cenová hladina v zahraničí. Po zlogaritmovaní dostávame:

$$q = s + p^* - p$$

kde $s = \ln(S)$, $p = \ln(P)$, $p^* = \ln(P^*)$.

Reálny výmenný kurz zohľadňuje cenové rozdiely medzi krajinami. Jeho interpretácia závisí od toho, aký cenový index použijeme. Ak použijeme index spotrebiteľských cien (CPI), reálny výmenný kurz bude zachytávať kúpyschopnosť obyvateľstva. Nižšia hodnota Q znamená vyššiu kúpyschopnosť obyvateľstva. Ak použijeme index cien priemyselných výrobcov (PPI), Q bude vyjadrovať konkurencieschopnosť domácich producentov.

V tomto prípade nižšia hodnota Q znamená nižšiu konkurencieschopnosť. Ako ukazovateľ cenovej hladiny môžeme zobrať aj jednotkové náklady práce, Q bude potom zachytávať konkurencieschopnosť pracovnej sily.

3.3 Alternatívne modely výmenného kurzu

Keďže sa ukázalo, že parita kúpnej sily neplatí jednoznačne, bolo potrebné hľadať iné modely výmenného kurzu. V súčasnosti sa používajú najmä modely, ktoré odzrkadľujú makroekonomickú situáciu a medzinárodné postavenie krajiny. Definícia rovnovážneho výmenného kurzu závisí od jednotlivých modelov.

BEER

Behavioral Equilibrium Exchange Rate model hľadá vzťah medzi hladinou výmenného kurzu a makroekonomickými veličinami, ktoré ju ovplyvňujú. Hľadaná rovnica má tvar:

$$q_t = \beta_1' Z_{1t} + \beta_2' Z_{2t} + \tau_t' T_t + \varepsilon_t$$

kde

Z_1 je vektor ekonomických fundamentov, ktoré ovplyvňujú výmenný kurz v dlhodobom horizonte,

Z_2 je vektor ekonomických fundamentov, ktoré ovplyvňujú výmenný kurz v strednodobom horizonte,

T je vektor ekonomických fundamentov, ktoré ovplyvňujú výmenný kurz v krátkodobom horizonte,

β_1, β_2, τ sú hľadané koeficienty,

ε_t je chybový člen.

Rovnovážný výmenný kurz je potom daný nasledovne:

$$q_t^e = \beta_1' Z_{1t} + \beta_2' Z_{2t}$$

vylúčili sme teda krátkodobé a náhodné výkyvy.

Ako vysvetľujúce premenné sa najčastejšie používajú úrokový diferenciál, produktivita práce, vládna spotreba, čisté zahraničné aktíva, pomer dovozných a vývozných cien, premenná zachytávajúca Balassa-Samuelsonov efekt, cena ropy.

Tento prístup prvýkrát použili Clark a MacDonald (1997). Pre Slovensko zostavili behaviorálny model Zeman (2004), Malesich (2004), Tóth a Chudík (2004).

FEER

Tento prístup, tzv. Fundamental Equilibrium Exchange Rate, navrhol Wiliamson (1985). Za rovnovážnu úroveň výmenného kurzu pokladá tú hodnotu výmenného kurzu, ktorá vedie k vnútornej aj vonkajšej rovnováhe. Pod vnútornou rovnováhou rozumieme tú úroveň výstupu, pri ktorej je miera nezamestnanosti daná NAIRU (infláciu nezvyšujúca miera nezamestnanosti) a inflácia je udržateľne nízka. Vonkajšia rovnováha je určená udržateľnou hodnotou bežného účtu platobnej bilancie. Modelovanie FEER prebieha v troch krokoch: 1. zostavíme model bežného účtu platobnej bilancie, 2. odhadneme potenciálny výstup krajiny, 3. udržateľná úroveň bežného účtu je daná ako percento potenciálneho HDP a tá hodnota výmenného kurzu, ktorá to spĺňa, je FEER. Nevýhodou FEER modelu je, že je citlivý na voľbu udržateľnej úrovne bežného účtu platobnej bilancie.

FEER model pre päť krajín strednej a východnej Európy zostavili Šmídková, Barrell a Holland (2002). Slovensko medzi tieto krajiny zahrnuté nebolo.

PEER

Permanent Equilibrium Exchange Rate je založený na dekompozícii výmenného kurzu na permanentnú a dočasnú zložku, pričom permanentná zložka je považovaná za rovnovážnu úroveň výmenného kurzu.

Zeman (2004) a Malesich (2004) odhadovali vo svojich prácach aj PEER.

DEER

Desired Equilibrium Exchange Rate je tá úroveň výmenného kurzu, pri ktorom je bežný účet platobnej bilancie v súlade s politickými preferenciami. Takýto model prvýkrát použili Bayoumi a kol. (1994) a Artis a Taylor (1995). Pre tranzitívne ekonomiky, medzi ktoré patrí aj Slovensko, nie je tento model veľmi používaný.

NATREX

Natural Real Equilibrium Exchange Rate navrhol Stein (1994). NATREX definuje rovnovážny výmenný kurz ako tú úroveň výmenného kurzu, pri ktorej je ekonomika

vo vnútornej aj vonkajšej rovnováhe. Vnútorňa rovnováha je definovaná tak isto ako pri FEER, vonkajšia rovnováha nastáva, keď sa bežný účet platobnej bilancie rovná úsporám mínus investíciám.

Monetárny model

Všetky spomenuté modely zohľadňujú makroekonomický vývoj krajiny. Alternatívnym prístupom je monetárny model, ktorý vychádza z odhadu rovnice zachytávajúcej dopyt po peniazoch v domácej a zahraničnej ekonomike. Uvažujeme dve krajiny, dve meny, dva dlhopisy (ktoré sú dokonalé substitúty), jeden obchodovateľný tovar, pre ktorý platí zákon jednej ceny. Dopyt po peniazoch je daný:

$$\begin{aligned} m_t^D - p_t &= \beta_0 y_t - \beta_1 i_t, & \beta_0, \beta_1 > 0 \\ m_t^{D*} - p_t^* &= \beta_0 y_t^* - \beta_1 i_t^* \end{aligned}$$

kde m_t^D je dopyt po peniazoch, p_t cenová hladina, y_t príjem, i_t je nominálna úroková miera a $*$ označuje zahraničie. Malé písmená označujú logaritmy pôvodných premenných (s výnimkou úrokových mier). V oboch krajinách predpokladáme rovnováhu na trhu peňazí, dopyt po peniazoch m_t^D sa rovná ponuke peňazí m_t^S :

$$m_t^D = m_t^S = m_t$$

Po odčítaní oboch rovníc dostávame:

$$p_t - p_t^* = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1(i_t - i_t^*)$$

Ak predpokladáme, že platí absolútna parita kúpnej sily, teda $s_t = p_t - p_t^*$, kde s_t je nominálny výmenný kurz, dostávame:

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1(i_t - i_t^*) \quad (3.2)$$

Monetárny model môže byť upravený tak, aby zohľadňoval Balassa-Samuelsonov efekt. Predkladajme, že celková cenová úroveň v krajine je váženým priemerom cien obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov:

$$p_t = \alpha_t p_t^T + (1 - \alpha_t) p_t^{NT} \quad (3.3)$$

$$p_t^* = \alpha_t p_t^{T*} + (1 - \alpha_t) p_t^{NT*} \quad (3.4)$$

kde p reprezentuje celkovú cenovú hladinu, p^T resp. p^{NT} zodpovedajú cenovej úrovni obchodovateľných resp. neobchodovateľných tovarov, α je váha obchodovateľných tovarov. Podľa definície reálneho výmenného kurzu, ktorá berie do úvahy celkovú cenu

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (3.5)$$

kde q_t je reálny výmenný kurz, môžeme podobným spôsobom definovať vzťah pre obchodovateľné tovary:

$$q_t^T = s_t - p_t^T + p_t^{T*} \quad (3.6)$$

Použitím (3.3), (3.5) a (3.6) dostávame nasledujúci vzťah pre reálny výmenný kurz

$$q_t = q_t^T - (1 - \alpha_t)[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})] \quad (3.7)$$

Dosadením (3.7) do (3.2) dostávame nasledujúcu rovnicu

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1(i_t - i_t^*) - (1 - \alpha_t)[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*})] \quad (3.8)$$

Podľa odvodenej rovnice (3.8) nominálny výmenný kurz znehodnocuje s rastom ponuky peňazí. Zmeny v produkcii a úrokových mierach ovplyvňujú výmenný kurz nepriamo cez vplyv na dopyt po peniazoch. Rast príjmu v domácej krajine v porovnaní so zahraničím spôsobuje zhodnocovanie domácej meny, kým nárast rozdielu v úrokových mierach domácu menu znehodnocuje. Ak predpokladáme, že platí nekrytá parita úrokovej miery, rozdiel v úrokových mierach sa rovná očakávanej zmene výmenného kurzu. Za predpokladu racionálnych očakávaní je to suma očakávaní o budúcom vývoji, ktorý by mal byť v efektívnom kapitálovom trhu náhodný faktor. Niektorí autori preto úrokový diferenciál v monetárnom modeli vynechávajú, napr. Crespo-Cuaresma a kol. (2004). Relatívny nárast cien neobchodovateľných tovarov k obchodovateľným menu zhodnocuje.

Monetárny model pre šesť krajín strednej a východnej Európy, medzi ktoré bolo zahrnuté aj Slovensko, odhadovali Crespo-Cuaresma a kol. (2005).

4 Rovnovážny výmenný kurz vybraných krajín

Z modelov popísaných v predchádzajúcej kapitole sme sa rozhodli zostaviť behaviorálny model a monetárny model rovnovážneho výmenného kurzu. BEER model hľadá rovnovážny vzťah medzi reálnym výmenným kurzom a ekonomickými fundamentami. Monetárny model zas popisuje vplyv menových veličín na nominálny výmenný kurz, i keď jeho rozšírením o Balassa-Samuelsonov efekt nadobúda znaky behaviorálneho modelu.

4.1 BEER model

4.1.1 Popis dát

- *Reálny výmenný kurz*

Reálny výmenný kurz môže byť definovaný pomocou rôznych cenových indexov, ako sme už popísali v (3.2). Za najvhodnejší v transformujúcich sa krajinách je považovaný reálny výmenný kurz vypočítaný pomocou indexu cien priemyselných výrobcov definovaný podobne ako v kapitole 3:

$$Q = SP^*/P$$

kde S je nominálny výmenný kurz voči euru, definovaný ako počet jednotiek domácej meny za jednu jednotku, P resp. P^* je index cien priemyselných výrobcov doma resp. v zahraničí (eurozóna). Nárast premennej Q zodpovedá znehodnocovaniu domácej meny.

- *Diferenciál produktivity práce*

Vplyv diferenciálu produktivity práce pôsobí na výmenný kurz na základe Balassa-Samuelsonovho efektu, ktorý hovorí, že vyšší rast produktivity práce v sektore obchodovateľných tovarov má za následok zhodnocovanie domácej meny. Na zachytenie diferenciálu produktivity práce sme použili dva ukazovatele. Prvý je vyjadrený ako podiel cien spotrebiteľov a producentov (INT). Keďže index cien spotrebiteľov obsahuje obchodovateľné

ako aj neobchodovateľné tovary a index cien producentov obchodovateľné tovary, ich podiel vyjadruje relatívny vývoj cien neobchodovateľných tovarov. Podľa Balassa (1964) a Samuelsona (1964) rast produktivity v obchodovateľnom sektore má za následok nárast cien neobchodovateľných tovarov, teda očakávame, že nárast premennej INT bude pôsobiť na zhodnocovanie meny. Premenná INT je definovaná ako

$$INT = \frac{CPI/PPI}{CPI^*/PPI^*}$$

kde CPI je index spotrebiteľských cien, PPI je index cien priemyselných výrobcov a * označuje zahraničie, teda eurozónu.

Druhý spôsob zachytenia tohto efektu je pomocou relatívnej produktivity, teda produkcie ekonomiky na zamestnanca.

$$PRO = \frac{GDP95/EMP}{GDP95^*/EMP^*}$$

kde $GDP95$ je HDP v stálych cenách roku 1995, EMP je počet zamestnancov v ekonomike a * označuje eurozónu.

Hoci obidve premenné zachytávajú produktivitu práce, ich vývoj nemusí byť rovnaký. Kým rast produktivity práce v obchodovateľnom sektore spôsobí nárast oboch premenných, rast produktivity práce v neobchodovateľnom sektore má za následok nárast premennej PRO a pokles premennej INT . Vyplýva to z predpokladu, že mzdy v neobchodovateľnom sektore nezodpovedajú produktivite práce v tomto sektore, ale kopírujú vývoj miezd v obchodovateľnom sektore. Nárast produktivity v neobchodovateľnom sektore tým pádom cez znížené náklady vedie k zníženiu cien. Keďže však silný rast produktivity práce v neobchodovateľnom sektore nepredpokladáme, očakávame, že premenné INT aj PRO budú v rovnici vystupovať so záporným znamienkom.

- *Fiskálna pozícia krajiny*

Fiskálnu politiku krajiny zachytáva premenná GOV definovaná ako

$$GOV = \frac{GC/GDP}{GC^*/GDP^*}$$

kde GC je vládna spotreba v bežných cenách, GDP je HDP v bežných cenách a * označuje eurozónu.

Vplyv vládnych výdavkov na výmenný kurz sa v krátkodobom a dlhodobom horizonte líši. Ak sa väčšia časť vládnych výdavkov vynakladá na neobchodovateľné tovary,

pôsobí to na rast ich cien a podobne ako pri Balassa - Samuelsonovom efekte na zhodnocovanie domácej meny. Na druhej strane, neustály rast vládnych výdavkov môže v dlhodobom horizonte znížiť dôveryhodnosť meny, keďže zvýšené vládne výdavky môžu byť kryté zvýšením daní alebo zadlžovaním krajiny, čo môže mať za následok znehodnocovanie domácej meny. Nedokážeme teda vopred jednoznačne určiť znamienko premennej *GOV*. Keďže predpokladáme, že väčšia časť vládnych výdavkov je vynakladaná práve na neobchodovateľné tovary, premennú *GOV* sme definovali ako podiel vládnych výdavkov na HDP v bežných cenách. Použitím stálych cien by došlo k umelému zníženiu tohto podielu, keďže nezachytávajú pomerne vysoký rast cien neobchodovateľných tovarov, ktoré sú obsiahnuté vo vládnej spotrebe.

- *Diferenciál úrokových mier*

Diferenciál úrokových mier pôsobí na výmenný kurz cez tzv. nekrytú paritu úrokových mier. Podľa nej rozdiel v úrokových mierach doma a v zahraničí zodpovedá očakávanej zmene výmenného kurzu. Rast domácej úrokovej miery pri nezmenenej úrokovej miere v zahraničí, teda zvyšovanie rozdielu medzi úrokovými mierami má apreciačný charakter, čo sa dá vysvetliť zvýšeným záujmom investorov o menu s vyššími úrokovými sadzbami. Zvýšený dopyt pôsobí na rast ceny meny, a teda mena zhodnocuje. Teoretické odvodenie nekrytej parity úrokovej miery uvádza vo svojej práci napr. Malesich (2004). Premenná *ID* je definovaná nasledovne:

$$ID = (i - \pi) - (i^* - \pi^*)$$

kde *i* je priemer úrokovej miery z vkladov a z úverov, π je medziročná miera inflácie a π^* opäť označuje eurozónu.

- *Obchod krajiny*

Zmena prostredia, v ktorom sa obchoduje, môže takisto ovplyvniť výmenný kurz, najmä pokiaľ sa jedná o malú otvorenú ekonomiku. Na postihnutie tejto zmeny definujeme premennú *TOT* ako podiel vývozných a dovozných cien:

$$TOT = \frac{PEX/PIM}{PEX^*/PIM^*}$$

kde *PEX* resp. *PIM* sú implicitné deflátoary zahraničného obchodu, ktoré sa vypočítajú ako podiel nominálnych a reálnych vývozov, resp. dovozov. Deflátoary exportu a importu

vyjadrujú ceny, za ktoré krajina tovary vyváža resp. dováža. Nárast premennej TOT znamená, že ceny exportu rastú rýchlejšie, čo sa premietne do zhodnotenia domácej meny.

Všetky premenné, okrem úrokového diferenciálu, vstupujú do modelov v logaritmoch. Použili sme štrťročné dáta získané z databázy IFS (úrokové miery) a z databázy Eurostatu (všetky ostatné premenné). Odhady sme robili pre balancované panely pre obdobie prvý štvrťrok 1995 až tretí štvrťrok 2004. Premenné, pre ktoré to má význam, sme sezónne očistili pomocou Census X12.

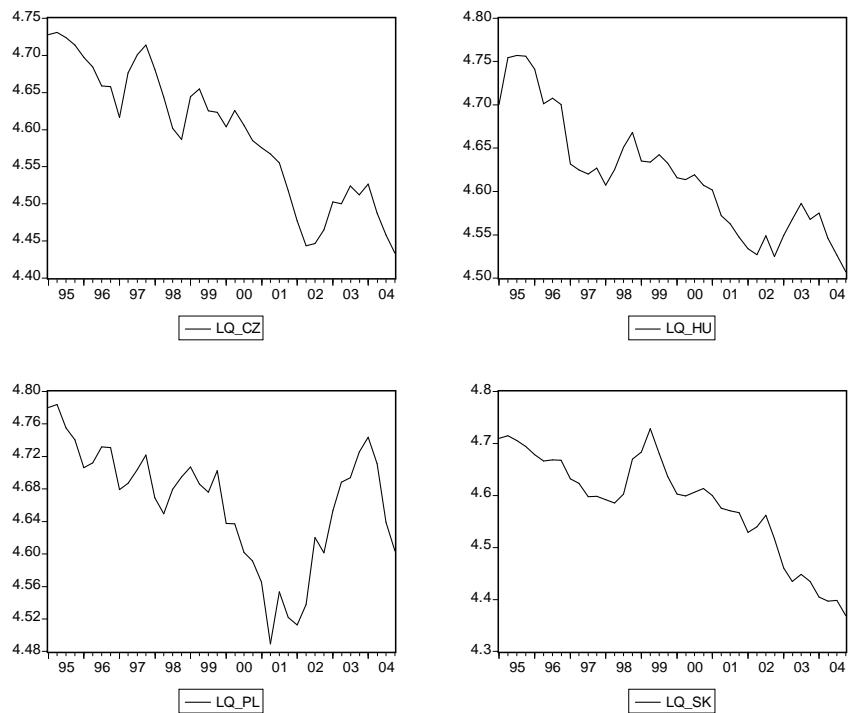
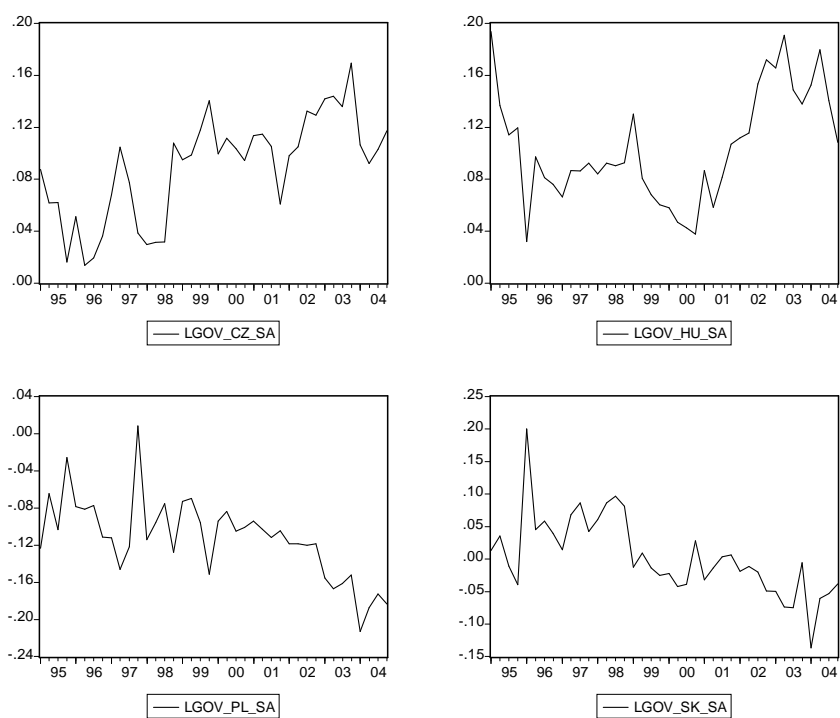
Všetky spomínané premenné sme testovali na jednotkový koreň pomocou panelových testov, ktorých výsledky sú v tabuľke.

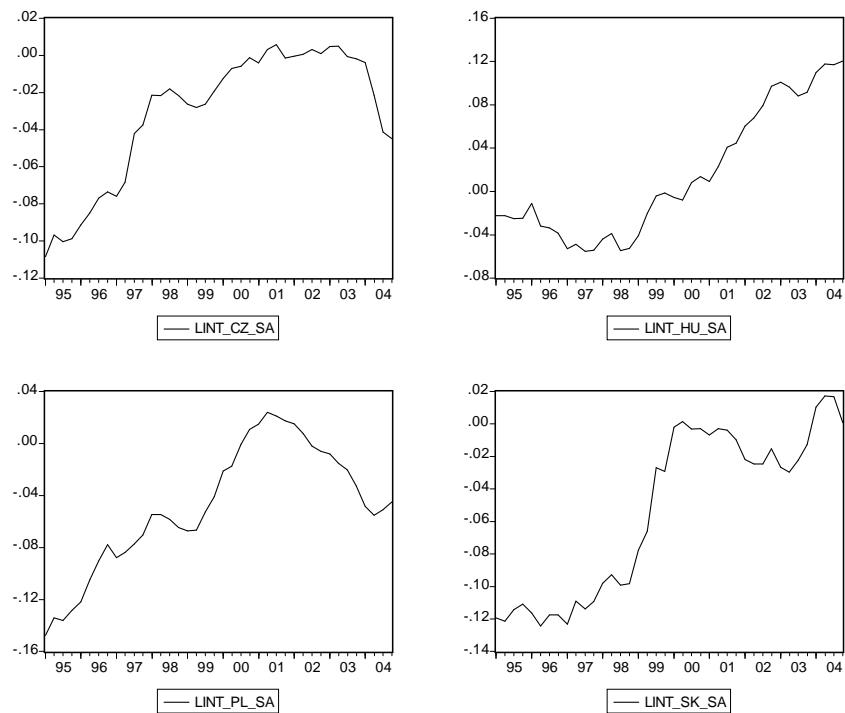
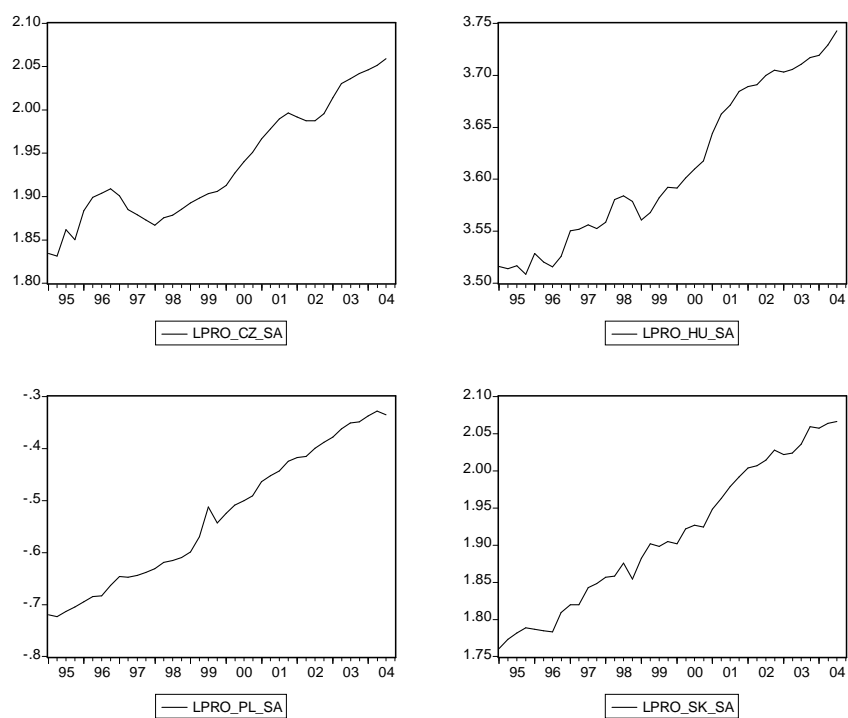
Tabuľka 1: Výsledky panelových testov na jednotkový koreň

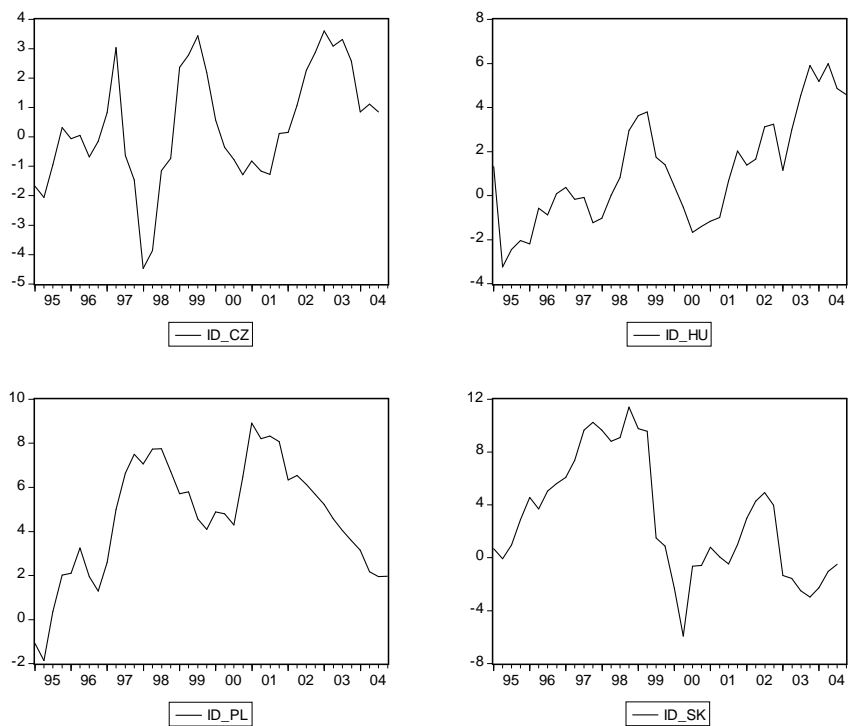
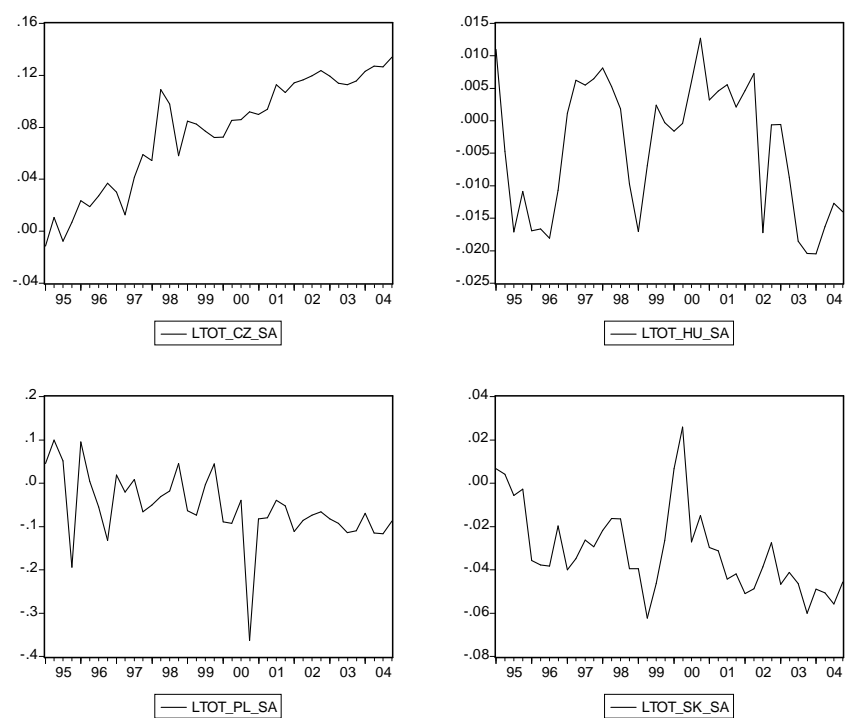
	Q	GOV	PRO	INT	TOT	ID
LLC	1.137	-0.687	0.690	-2.092**	-1.846**	-0.986
IPS	2.067	-1.227	3.278	-0.022	-2.436***	-1.796**
P-KPSS	7.964***	5.534***	7.597***	8.287***	7.346***	2.876***

Pozn. Okrem úrokového diferenciálu sú premenné sezónne očistené a logaritmované. ***/**/* znamená, že štatistika je významná na 1%/5%/10% úrovni. LLC a IPS test majú ako nulovú hypotézu prítomnosť jednotkového koreňa, P-KPSS test stacionaritu.

Na základe výsledkov testov na jednotkový koreň môžeme zhodnotiť, že procesy sú $I(1)$. LLC a IPS zamietajú jednotkový koreň pre premennú TOT , avšak podľa P-KPSS táto premenná nie je stacionárna.

Graf 1: Reálny výmenný kurz (Q), 1995-2004Graf 2: Fiskálna pozícia krajiny (GOV), 1995-2004

Graf 3: Diferenciál produktivity práce (*INT*), 1995-2004Graf 4: Diferenciál produktivity práce (*PRO*), 1995-2004

Graf 5: Diferenciál úrokových mier (ID), 1995-2004Graf 6: Obchod krajiny (TOT), 1995-2004

4.1.2 Popis modelu

Pomocou BEER modelu sme sa snažili nájsť reálny rovnovážny výmenný kurz krajín Vyšehradskej štvorky, do panelu sme teda okrem Slovenska zahrnuli aj Českú republiku, Maďarsko a Poľsko. Odôvodnenosť výberu krajín V4 podporuje jednak podobný vývoj týchto krajín, jednak kvalita dostupných údajov.

Na základe teoretických poznatkov uvedených v predchádzajúcej podkapitole sme zostavili BEER model, do ktorého sme ako vysvetľujúce premenné zahrnuli pomer cien spotrebiteľov a producentov (*INT*), vládnú spotrebu (*GOV*), úrokový diferenciál (*ID*) a pomer vývozných a dovozných cien (*TOT*). Výsledné odhady koeficientov sumarizuje nasledujúca tabuľka.¹

Tabuľka 2: Odhady koeficientov BEER modelu 1, 1995:1 až 2004:3

	OLS	FE	DOLS	DOLS-SUR	PMGE	FMOLS
<i>INT</i>	-0.954 (-9.144)	-1.120 (-12.802)	-1.210 (-11.068)	-1.139 (-15.992)	-1.226 (-3.953)	-0.598 (-12.550)
<i>GOV</i>	0.053 (0.769)	0.122 (1.055)	0.687 (2.691)	0.456 (2.656)	1.397 (2.705)	-0.149 (-8.367)
<i>ID</i>	-0.003 (-1.163)	-0.003 (-1.781)	-0.009 (-2.999)	-0.008 (-4.052)	-0.009 (-1.460)	-0.005 (-418.6)
<i>TOT</i>	-0.260 (-2.590)	-0.218 (-2.195)	-0.727 (-3.134)	-0.620 (-3.502)	-1.234 (-3.023)	-1.258 (-12.225)
Počet pozorovaní	156	156	150	150	156	156
Fixné efekty	nie	áno	áno	áno	áno	áno

Pozn. Okrem úrokového diferenciálu sú všetky premenné v logaritmoch a sezónne očistené. V zátvorkách sú uvedené *t*-statistiky. Na odhady DOLS boli použité 2 lags a 2 leads.

Ďalej budeme bližšie analyzovať odhady získané metódami DOLS a FMOLS, ktoré upravujú OLS odhady o panelovú koreláciu a na odhad kointegračného vzťahu v panelových dátach sú najvhodnejšie. Všetky koeficienty odhadnuté týmito metódami sú štatisticky významné, majú správne znamienko aj veľkosť. Vládna spotreba v odhadnutom modeli má kladné znamienko, čo znamená, že jej rast pôsobí cez znižovanie kredibility krajiny na korunu depreciačne. Výnimkou je odhad metódou FMOLS, podľa ktorého prevažuje vplyv nakupovania neobchodovateľných tovarov.

¹Na odhady koeficientov boli použité tri rôzne ekonometrické softwarové balíky: EViews (metódy OLS, FE, DOLS, DOLS-SUR), Gauss (metóda PMGE) a RATS (odhady FMOLS).

Problémom tohto modelu sú rozdiely vo výsledkoch pre jednotlivé krajiny, čo môže byť spôsobené buď krátkym časovým obdobím alebo rôznou kvalitou údajov krajín zahrnutých do panelu. Podobné rozdiely vo výsledkoch rôznymi metódami odhadu možno nájsť napr. v práci Crespo-Cuaresma a kol. (2005). Metódy FMOLS a MGE odhadujú regresný vzťah pre jednotlivé objekty v paneli osobitne, pričom za odhad elasticity pre celý panel berú ich priemer. Na druhej strane, keďže odhady koeficientov sa pre jednotlivé krajiny veľmi líšia, spoľahlivosť výsledkov ako aj opodstatnenosť spojenia dát do poolu za účelom odhadov OLS, DOLS a PMGE je otázna.

V druhom modeli BEER sme sa premennú *INT* rozhodli nahradiť premennou *PRO*, ktorá zachytáva relatívnu produktivitu práce. S použitím premennej *INT* je spojených niekoľko problémov. Nárast nepriamych daní, napríklad dane z pridanej hodnoty, sa odrazí v raste indexu cien spotrebiteľov, rast tejto premennej teda nezachytáva len rast produktivity. Vhodnejšie by bolo použiť pomer cenových indexov odvetví produkujúcich iba obchodovateľné a iba neobchodovateľné tovary. Úrokový diferenciál ako aj pomer vývozných a dovozných cien v tejto špecifikácii nie sú štatisticky významné, preto sme ich z modelu vylúčili. Výsledky odhadov sú zhrnuté v nasledujúcej tabuľke.

Tabuľka 3: Odhady koeficientov BEER modelu 2, 1995:1 až 2004:3

	OLS	FE	DOLS	DOLS-SUR	PMGE	FMOLS
<i>PRO</i>	-0.002 (-0.704)	-0.667 (-16.742)	-0.636 (-11.766)	-0.656 (-18.565)	-0.738 (-5.702)	-0.840 (-10.11)
<i>GOV</i>	-0.092 (-1.187)	-0.255 (-3.999)	-0.341 (-2.628)	-0.376 (-5.803)	0.604 (2.168)	-0.310 (-1.04)
Počet pozorovaní	156	156	150	150	156	156
Fixné efekty	nie	áno	áno	áno	áno	áno

Pozn. Všetky premenné sú v logaritmoch a sezónne očistené. V zátvorkách sú uvedené *t*-štatistiky. Na odhady DOLS boli použité 2 lagy a 2 leady.

Odhadnuté elasticity sú štatisticky významné s výnimkou OLS a vládnej spotreby pri FMOLS. Výsledky sú robustné, produktivita práce má v súlade s očakávaniami záporné znamienko. Absolútne veľkosti koeficientov sa v závislosti od použitej metódy výrazne nemenia. Na rozdiel od predchádzajúceho modelu má vládna spotreba záporné znamienko. Rozdiel je spôsobený použitím rôznych premenných na zachytenie produktivity práce. Kým premenná *INT* postihuje rast cien neobchodovateľných tovarov, v druhej špecifikácii, kde sme použili premennú *PRO*, tento efekt zachytáva vládna spotreba, ktorej väčšia

časť sa používa práve na nákup neobchodovateľných tovarov. Jej zvyšovaním sa výmenný kurz zhodnocuje. Kaove panelové kointegračné testy väčšinou potvrdzujú existenciu dlhodobého kointegračného vzťahu, okrem špecifikácií DOLS. To môže byť spôsobené najmä krátkym časovým obdobím, keďže zahrnutím diferencií minulých a budúcich hodnôt sa obdobie skrátilo o 6 štvrtťrokov.²

Tabuľka 4: Panelové kointegračné testy, model BEER 2

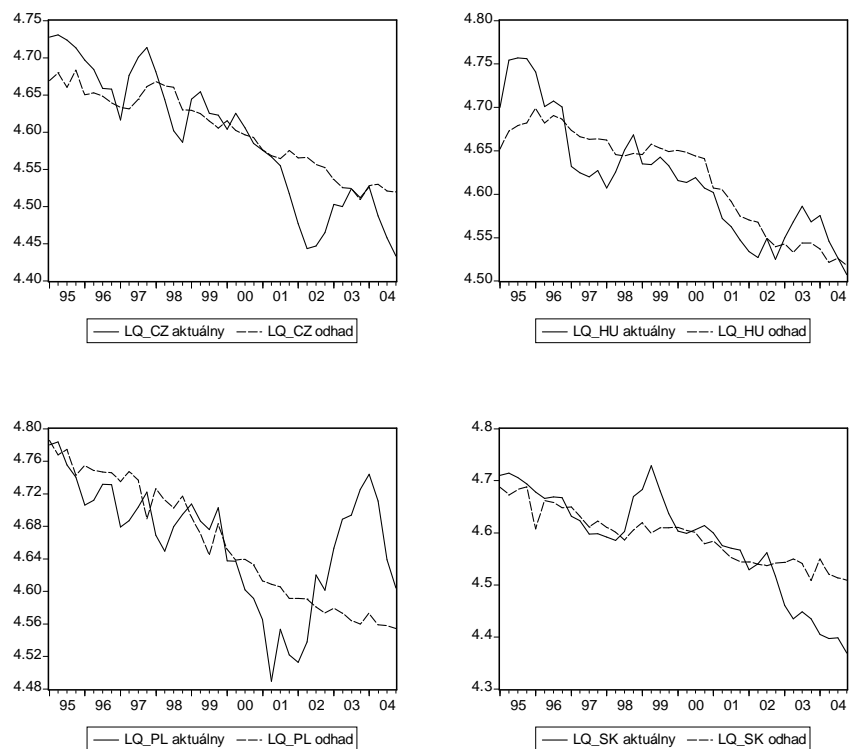
	OLS	FE	DOLS	DOLS-SUR	PMGE	FMOLS
DF_{ρ}	0.307	-1.916**	1.880	1.908	-1.729**	-1.651**
DF_t	1.280	-0.839	2.740	2.765	-0.662	-0.587
DF_{ρ}^*	-1.880**	-5.020***	1.147	0.750	-5.086***	-4.616***
DF_t^*	-0.050	-1.414*	1.278	0.741	-1.282*	-1.230

Pozn. ***/**/* znamená, že štatistika je významná na 1%/5%/10% úrovni. Nulovou hypotézou je, že medzi premennými neexistuje kointegrujúci vzťah.

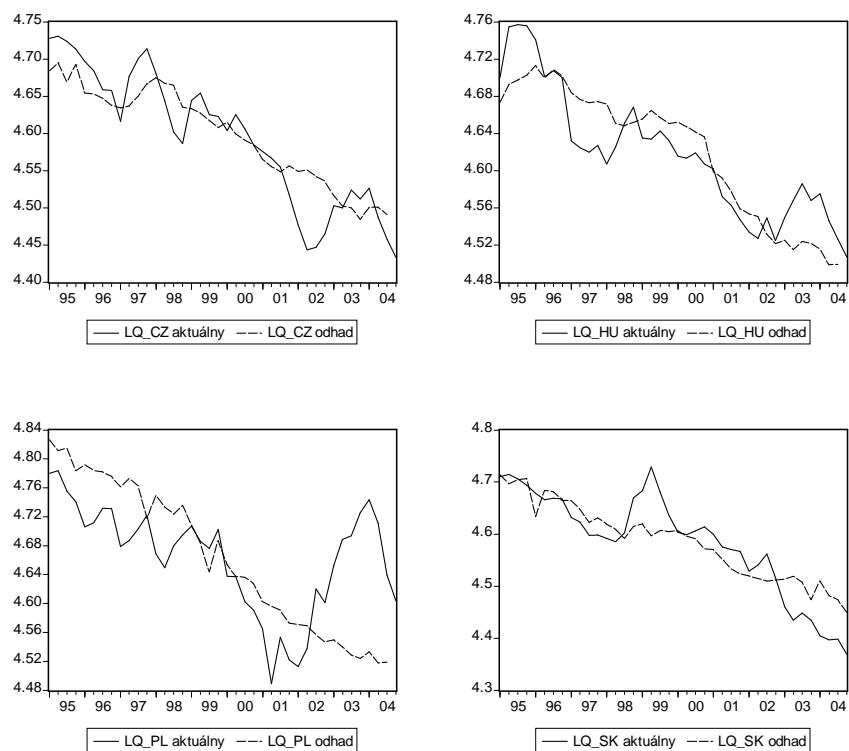
V grafoch 7 a 8 je zachytený aktuálny vývoj reálneho výmenného kurzu a rovnovážneho výmenného kurzu pre krajiny Vyšehradskej štvorky, ako bol odhadnutý metódami DOLS a FMOLS. Kým výmenný kurz českej a slovenskej koruny voči euru bol v poslednom sledovanom období (v roku 2004) nadhodnotený, v Poľsku výrazne a v Maďarsku mierne podhodnotený. Výmenný kurz v Českej republike, Maďarsku a na Slovensku sa pohybuje okolo svojej rovnovážnej úrovne v pásme okolo +/- 10%, v Poľsku sú tieto výkyvy výraznejšie. Poľsko má ako jediné z uvedených krajín režim voľného floatingu s inflačným menovým cíelením, centrálna banka sa teda nesnaží žiadnymi zásahmi udržiavať výmenný kurz v určitom preferovanom pásme. Podľa modelu výmenný kurz na Slovensku zhodnocuje rýchlejšie ako zodpovedá ekonomickému vývoju, čo podporuje opatrnú politiku centrálnej banky, ktorá sa intervenciami snaží spomaliť rýchle zhodnocovanie koruny, ktoré by mohlo ohroziť konkurencieschopnosť ekonomiky. Odchýlka od rovnováhy je okolo 12% podľa DOLS a okolo 8% podľa FMOLS na konci roka 2004. Na druhej strane je však takýto vývoj krátkodobo udržateľný, ak je podporovaný investormi na finančnom trhu, ktorí tým reagujú na priaznivý vývoj v strednej Európe.

²Na testovanie panelovej kointegrácie bola použitá opravená verzia balíka NPT pre Gauss podľa komentárov Hlouškovéj a Wagnera (2004).

Graf 7: Rovnovážny reálny výmenný kurz v krajinách V4, DOLS, 1995-2004



Graf 8: Rovnovážny reálny výmenný kurz v krajinách V4, FMOLS, 1995-2004

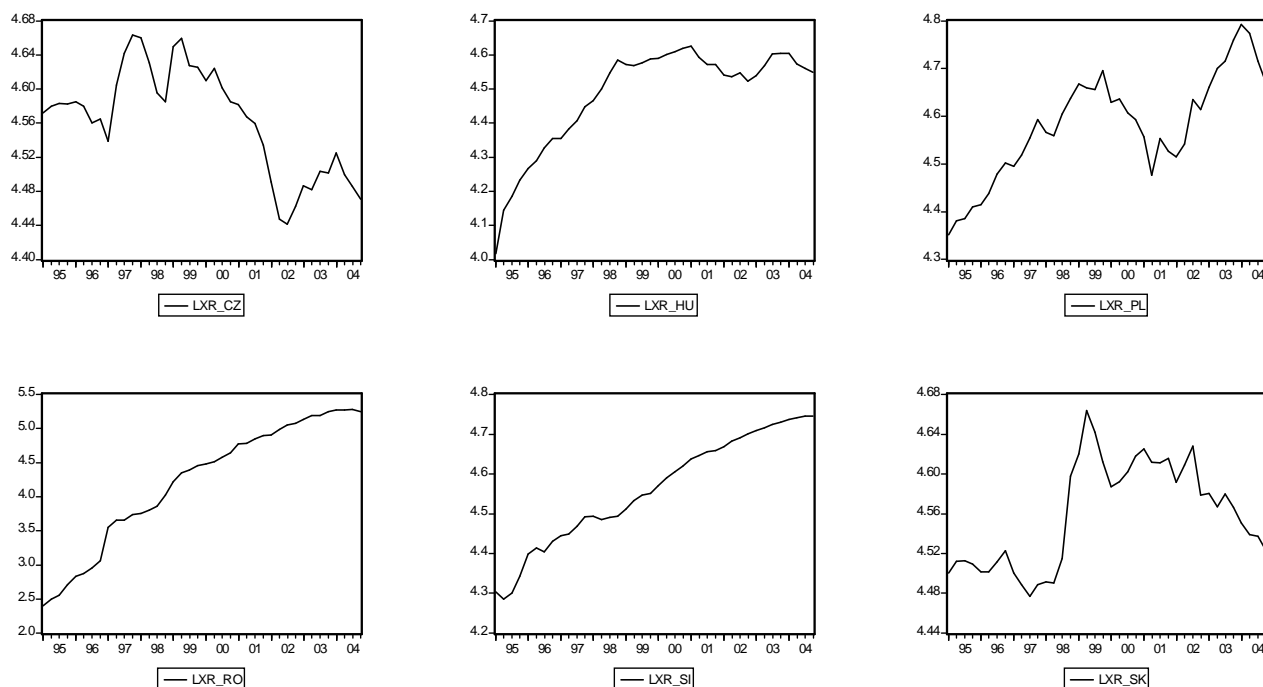


4.2 Monetárny model

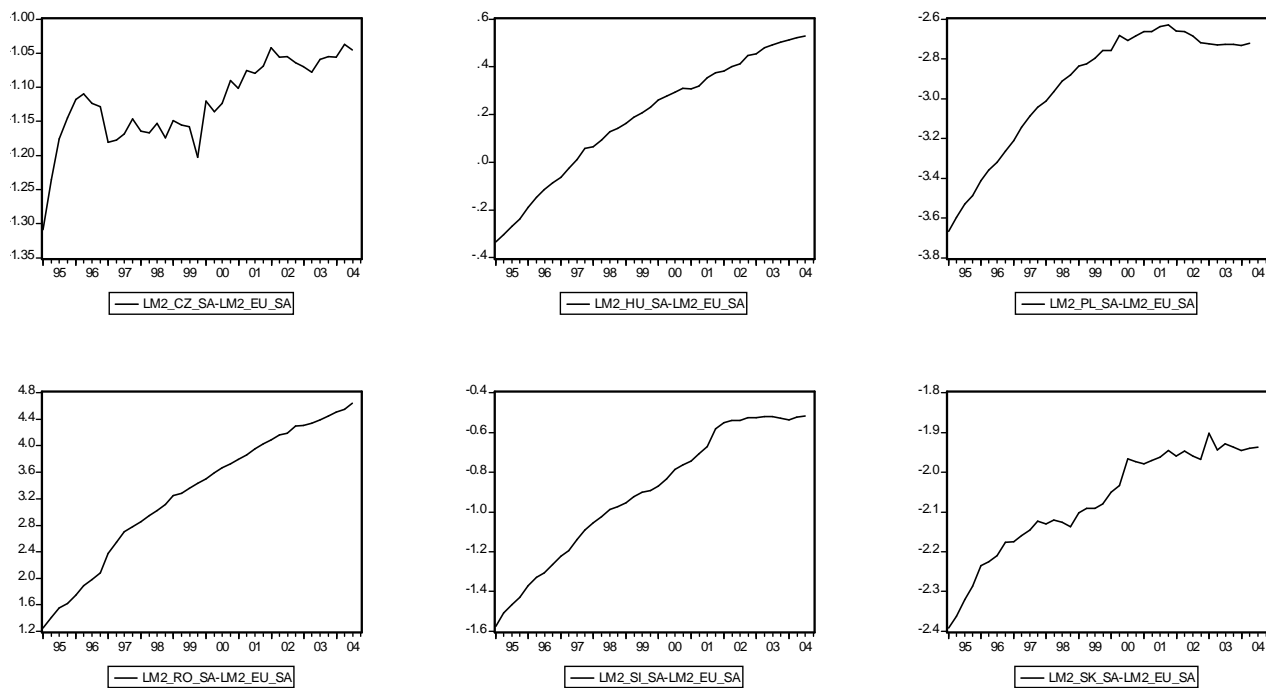
4.2.1 Popis dát

Na základe teoretického monetárneho modelu, ktorý sme bližšie popísali v časti (3.3), sa budeme snažiť odhadnúť rovnicu (3.8), v ktorej ako premenné vystupujú nominálny výmenný kurz voči euru, ponuka peňazí (menový agregát M2), príjem (HDP v stálych cenách roku 1995), úrokový diferenciál (priemer úrokovej miery z vkladov a úverov) a ceny v obchodovateľnom a neobchodovateľnom (pomer cien spotrebiteľov CPI a výrobcov PPI). Všetky premenné sú logaritmované a definované ako rozdiel oproti eurozóne. Premenné HDP, CPI a PPI sú získané z databázy Eurostatu, úrokové miery a menový agregát M2 z databázy IFS. Premenné, pre ktoré to má význam, sme sezónne očistili pomocou Census X12.

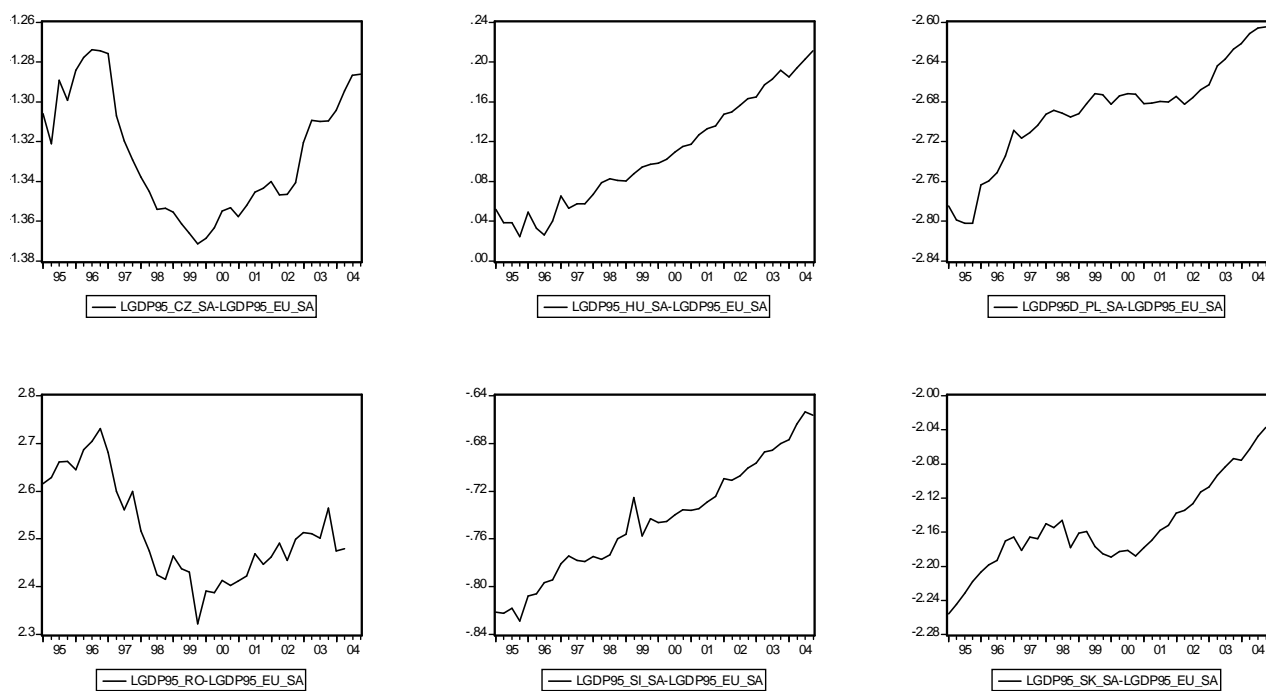
Graf 9: Nominálny výmenný kurz, 1995-2004



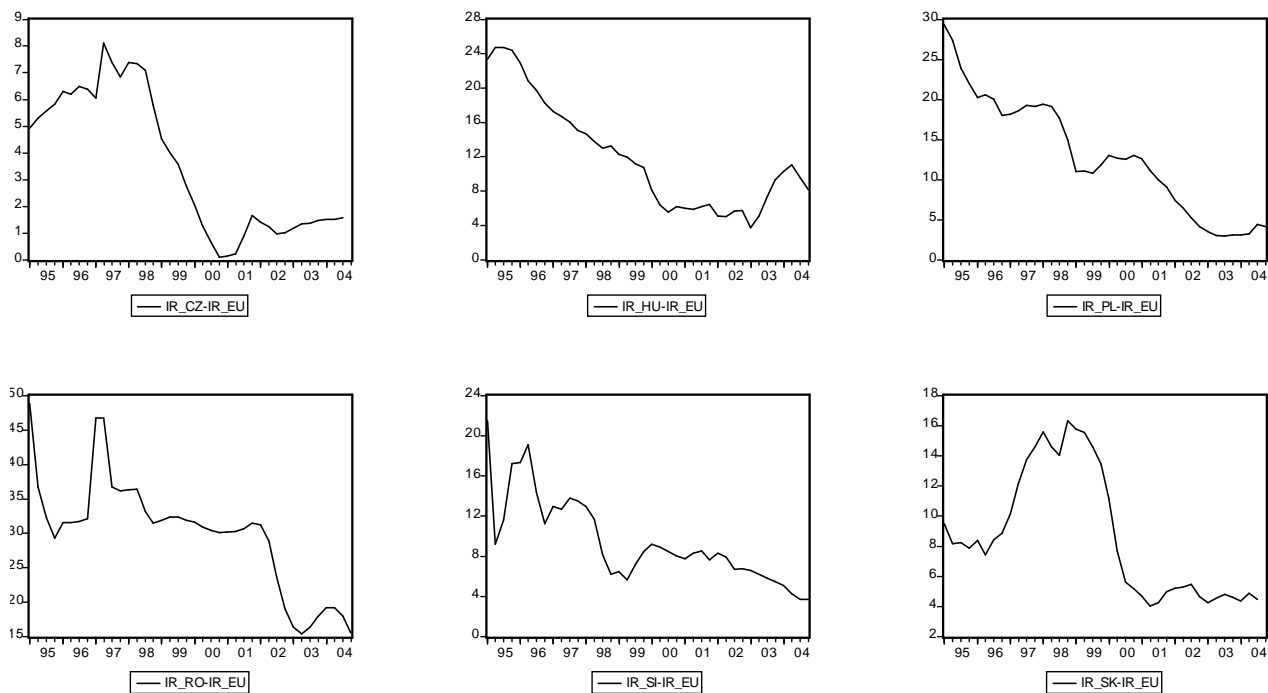
Graf 10: Ponuka peněz relativně k eurozóně, 1995-2004



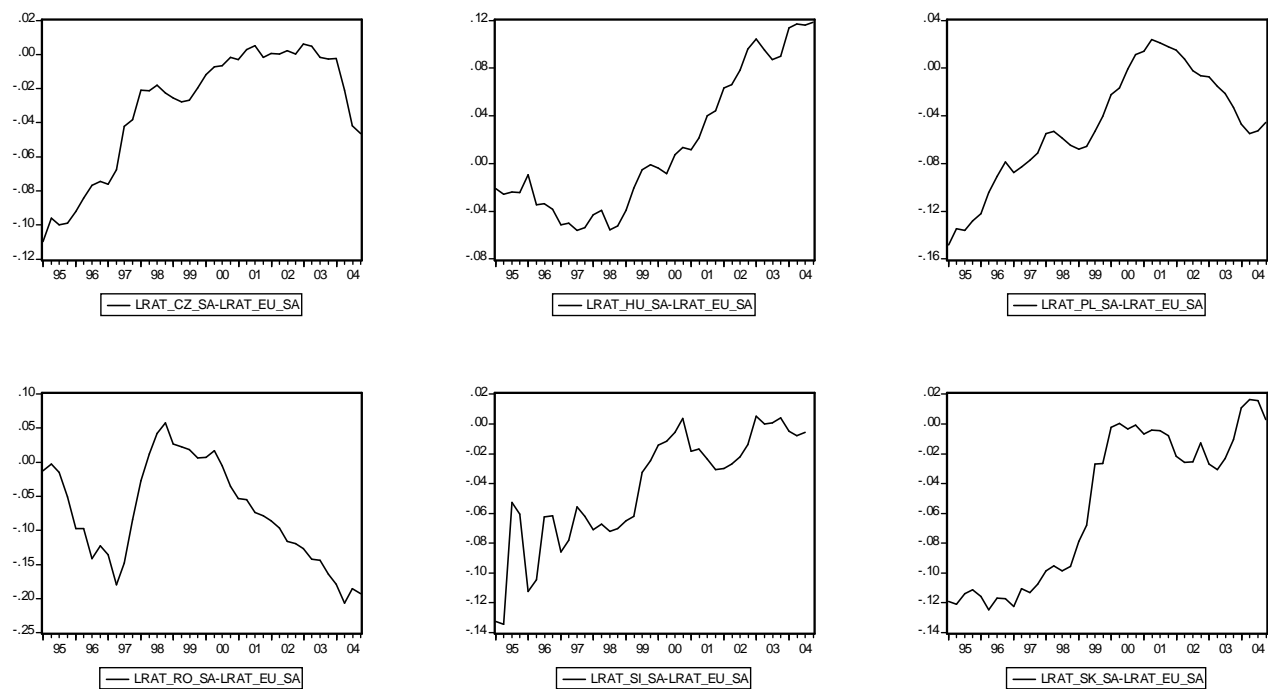
Graf 11: Hrubý domácí produkt relativně k eurozóně (s.c. 1995), 1995-2004



Graf 12: Diferenciál nominálnych úrokových mier oproti eurozóne, 1995-2004



Graf 13: Podiel CPI a PPI relatívne k eurozóne, 1995-2004



4.2.2 Popis modelu

Na rozdiel od BEER modelu, kde sme modelovali rovnovážny reálny výmenný kurz, v monetárnom modeli sa zameriavame na vývoj nominálneho výmenného kurzu. Keďže nepoužívame dáta o vládnej spotrebe, ktoré nie sú k dispozícii pre viaceré krajiny, rozšírili sme panel o ďalšie krajiny strednej a východnej Európy. Okrem spomínaných krajín V4 sme uvažovali o Slovinsku, Rumunsku, Bulharsku, Lotyšsku, Litve a Estónsku, avšak kvôli režimu pevného výmenného kurzu v pobaltských krajinách sme sa ich spolu s Bulharskom, pre ktoré sa nám nepodarilo zohnať vhodné dáta, rozhodli do panelu nezaraďiť.³ Monetárny model sme teda zostavili pre panel šiestich krajín strednej a východnej Európy - Slovensko, Českú republiku, Maďarsko, Poľsko, Slovinsko a Rumunsko (CEEC6).

Spomínané premenné sme testovali na jednotkový koreň pomocou panelových testov, ktorých výsledky sumarizuje nasledujúca tabuľka. Testy potvrdili prítomnosť jednotkového koreňa.

Tabuľka 5: Výsledky panelových testov na jednotkový koreň

	XR	HDP	INT	M2	ID
LLC	-0.808	-1.001	-0.808	-0.382	1.578
IPS	0.275	-1.243	0.275	2.727	-0.921
P-KPSS	9.468***	3.447***	9.468***	9.210***	4.094***

Pozn. ***/**/* znamená, že štatistika je významná na 1%/5%/10% úrovni. LLC a IPS test majú ako nulovú hypotézu prítomnosť jednotkového koreňa, P-KPSS test stacionaritu.

Odhady monetárneho modelu viacerými metódami sumarizuje nasledujúca tabuľka.

Keďže úrokový diferenciál je vo väčšine prípadov štatisticky nepreukazný a veľkosť a znamienko koeficientu sa mení v závislosti od zvolenej metódy odhadu, rozhodli sme sa ho z modelu vylúčiť.⁴ Nepreukaznosť tejto premennej naznačuje, že kapitálové a finančné

³Po zostavení panelu pre spomínaných 10 krajín strednej a východnej Európy panelové testy na jednotkový koreň jeho prítomnosť nepotvrdili, čo bolo spôsobené režimom výmenného kurzu v pobaltských krajinách.

⁴Crespo-Cuaresma a kol. (2005), ktorí odhadovali monetárny model pre 6 krajín strednej a východnej Európy, do modelu úrokovú mieru zahrnuli z dvoch dôvodov. Prvým bolo používanie mesačných dát, ktoré majú vyššiu frekvenciu a skôr sa nich prejavili finančné krízy spojené s prechodom z režimu pevného výmenného kurzu na voľný, najmä v Českej republike a na Slovensku. Druhým bolo neefektívne fungovanie finančných a kapitálových trhov v týchto krajinách na začiatku analyzovaného obdobia. Obidva argumenty sú pre odhady prezentované v tejto práci menej adekvátne.

Tabuľka 6: Odhady koeficientov monetárneho modelu 1, 1995:1 až 2004:3

	OLS	FE	DOLS	DOLS-SUR	PMGE	FMOLS
<i>INT</i>	-0.648 (-2.845)	-1.169 (-12.225)	-1.084 (-8.356)	-1.074 (-12.399)	-1.992 (-15.762)	-2.294 (-7.423)
<i>GDP</i>	-0.742 (-22.164)	-1.172 (-12.871)	-1.371 (-11.106)	-1.37 (-17.936)	-1.193 (-17.470)	-0.272 (-13.672)
<i>ID</i>	-0.009 (-5.101)	0.001 (0.866)	-0.0003 (-0.153)	-0.001 (-1.361)	0.006 (8.627)	0.002 (719.663)
<i>M2</i>	0.607 (23.558)	0.793 (52.593)	0.780 (31.598)	0.796 (54.181)	0.626 (8.245)	0.381 (16.343)
Počet pozorovaní	198	198	192	192	198	198
Fixné efekty	nie	áno	áno	áno	áno	áno

Pozn. Všetky premenné okrem úrokového diferenciálu sú v logaritmoch. V zátvorkách sú uvedené *t*-statistiky. Na odhady DOLS boli použité 2 lags a leady. V odhade FMOLS boli zahrnuté aj časové efekty.

trhy v krajinách CEEC6 začínajú fungovať efektívne.

Odhady koeficientov monetárneho modelu bez úrokového diferenciálu sumarizuje nasledujúca tabuľka.

Tabuľka 7: Odhady koeficientov monetárneho modelu 2, 1995:1 až 2004:3

	OLS	FE	DOLS	DOLS-SUR	PMGE	FMOLS
<i>INT</i>	-0.686 (-8.404)	-0.509 (-13.046)	-0.484 (-8.994)	-0.433 (-12.412)	-0.822 (-5.075)	-1.424 (-5.711)
<i>GDP</i>	-0.952 (-45.678)	-1.316 (-15.288)	-1.441 (-14.752)	-1.465 (-23.248)	-1.24 (-7.228)	-0.350 (-14.011)
<i>M2</i>	0.753 (40.432)	0.784 (96.183)	0.808 (44.080)	0.797 (63.260)	0.814 (35.147)	0.398 (14.304)
Počet pozorovaní	198	198	192	192	198	198
Fixné efekty	nie	áno	áno	áno	áno	áno

Pozn. Všetky premenné sú v logaritmoch. V zátvorkách sú uvedené *t*-statistiky. Na odhady DOLS boli použité 2 lags a 2 leady. V odhade FMOLS boli zahrnuté aj časové efekty.

Odhady sú robustné, znamienka koeficientov sú v súlade s očakávaniami a ich absolútne hodnoty nezávisia výrazne od zvolenej metódy. Panelové kointegračné testy potvrdzujú existenciu kointegračného vzťahu medzi premennými vo viacerých špecifikáciach.

Hoci podľa teoretického modelu by mala byť elasticita ponuky peňazí rovná 1, reštrikciu na odhadovaný koeficient nezavádzame. Elasticita ponuky peňazí sa v jednotlivých modeloch pohybuje okolo 0.8, čo je blízke očakávanej hodnote 1. Koeficient pri cenovom

Tabuľka 8: Panelové kointegračné testy, monetárny model

	OLS	FE	DOLS	DOLS-SUR	PMGE	FMOLS
DF_{ρ}	1.441	-2.470***	-2.442***	0.631	-1.758**	1.293
DF_t	2.520	-1.430*	-1.402*	1.716	-0.709	2.374
DF_{ρ}^*	-0.642	-7.126***	-6.908***	-1.905**	-6.027***	-0.281
DF_t^*	0.415	-1.945**	-1.953**	0.014	-1.478*	0.762

Pozn. ***/**/* znamená, že štatistika je významná na 1%/5%/10% úrovni. Nulovou hypotézou je, že medzi premennými neexistuje kointegrujúci vzťah.

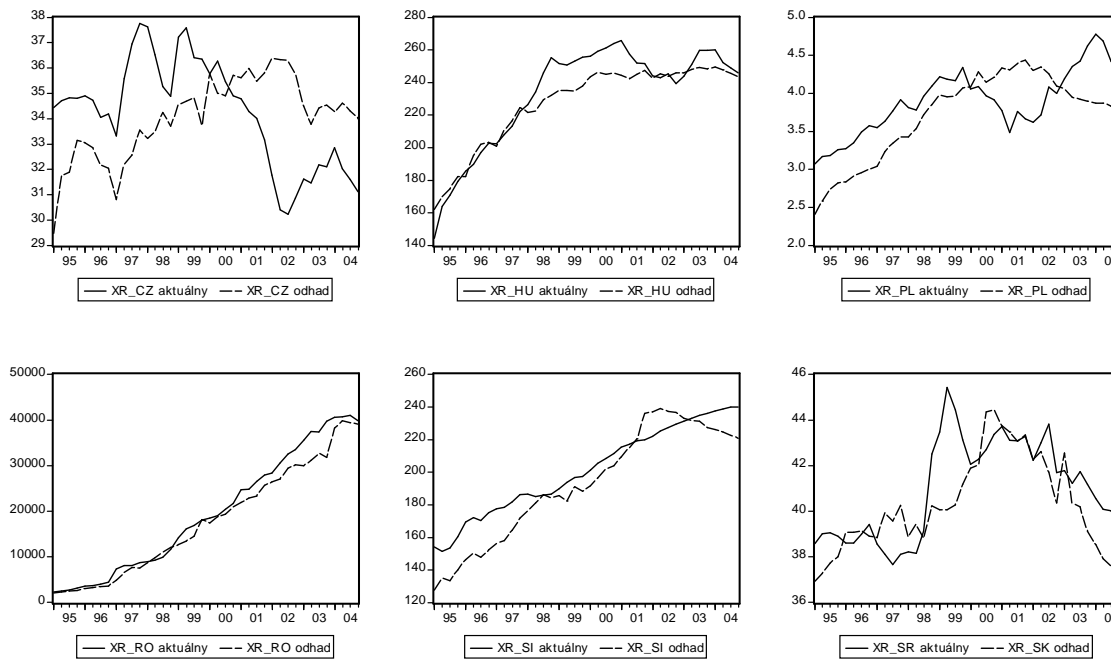
diferenciáli je štatisticky významný a pomerne vysoký, pohybuje sa okolo -0.57, čo znamená, že jeho 1%-tný nárast má za následok zhodnotenie nominálneho výmenného kurzu o 0.57%. Koeficient β_0 z rovnice (3.2), teda príjmová elasticita dopytu po peniazoch, je vo všetkých modeloch väčšia ako 1. Znamená to, že vydávame viac peňazí ako sa nám zvyšuje príjem, čo nie je dlhodobo udržateľné. Jedným z vysvetlení môže byť, že táto premenná čiastočne postihuje aj Balassa-Samuelsonov efekt, ktorý v modeli zachytávame ako pomer cien CPI a PPI. Produktivita môže byť vyjadrená aj ako veľkosť produkcie na zamestnanca (premenná *PRO* definovaná v modeli BEER). Keďže však premenné *INT* aj *PRO* zachytávajú produktivitu práce, zahrnutím premennej *PRO* do modelu by sme zvýšili kolinearitu medzi vysvetľujúcimi premennými. Druhým dôvodom môže byť rýchlejšie zhodnocovanie mien krajín CEEC6, než aké zodpovedá ich ekonomických fundamentom, čo jednak potvrdzuje vyššie popísaný BEER model, jednak aj vysoký koeficient pri cenovom diferenciáli v monetárnom modeli. To spôsobuje, že odhadované výmenné kurzy môžu byť určitým spôsobom nadhodnotené, i keď zodpovedajú parametrom v modeli. V krátkodobom horizonte je však takýto vývoj kurzov udržateľný, lebo je podporovaný investormi na finančnom trhu, ktorí tým reagujú na priaznivý vývoj v strednej a východnej Európe.

Na grafoch 14 a 15 je zachytený vývoj nominálneho výmenného kurzu pre CEEC6, ako aj odhad rovnovážnej úrovne podľa modelu DOLS a FMOLS. Podobne ako podľa modelu BEER, česká koruna je v poslednom sledovanom období nadhodnotená. Vývoj výmenného kurzu v Rumunsku je v súlade s dianím na finančných trhoch a pohybuje sa v úzkom pásme okolo svojej rovnovážnej úrovne. Podobne je to aj v prípade Maďarska a Slovinska, ktoré sú obidve mierne podhodnotené. Slovinsko je ako jediné z krajín zahrnutých v paneli v ERM II, kam vstúpilo s mierne podhodnoteným výmenným kur-

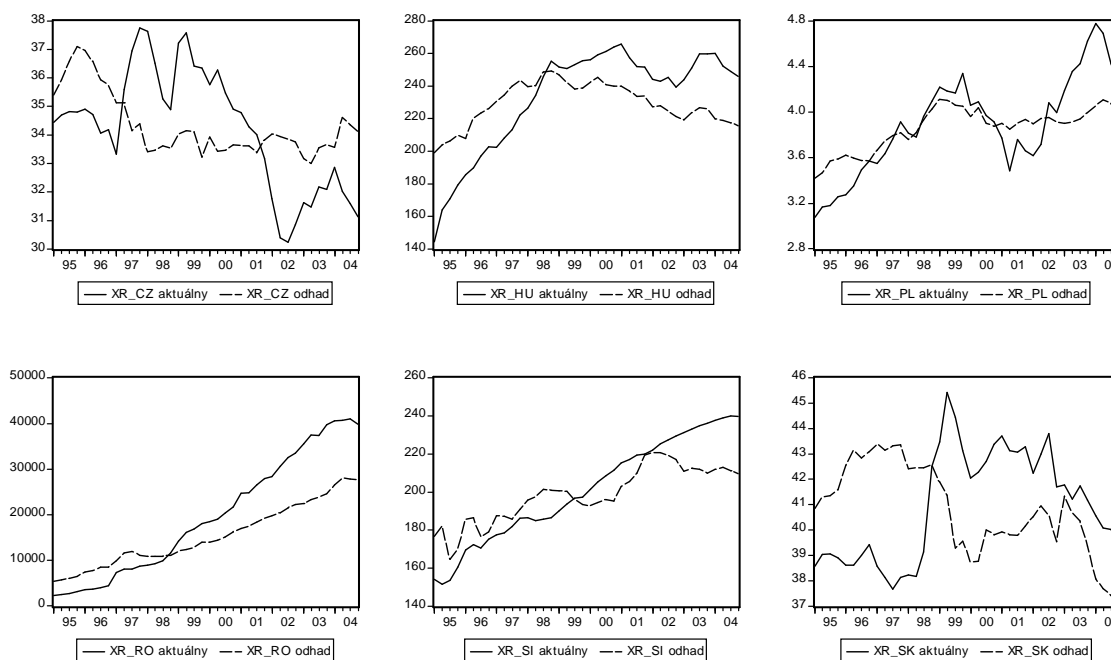
zom, čím zabránilo špekulatívnym útokom na menu. Jeho terajší vývoj sa pohybuje okolo svojej rovnovážnej úrovne. Podobne ako v modeli BEER, výmenný kurz v prípade Poľska výrazne fluktuuje okolo svojej rovnovážnej úrovne a v poslednom sledovanom období je výrazne podhodnotený. Kým podľa modelu BEER kurz slovenskej koruny zhodnocuje rýchlejšie ako zodpovedá ekonomickému vývoju krajiny, podľa monetárneho modelu je však v súlade s vývojom na finančných trhoch. a zodpovedá prílevu zahraničných investícií. Elasticita menového agregátu sa pohybuje okolo 0.8, vplyv tejto premennej na vývoj výmenného kurzu je teda pomerne veľký. Takisto príjmová elasticita je veľmi vysoká a keďže rast hrubého domáceho produktu na Slovensku, ktorým modelujeme príjem, bol v poslednom období v porovnaní s eurozónou veľmi vysoký, premietlo sa to aj do rovnovážneho výmenného kurzu, ktorého úroveň tak poklesla.

Fluktuácia výmenných kurzov okolo rovnovážnej úrovne je v Českej republike, Poľsku a Slovensku pomerne vysoká. Reziduá z odhadov všetkými metódami okrem OLS sa v prípade Slovenska pohybujú v rozpätí medzi -0.123 a 0.139, čo zodpovedá pohybu v rámci pásma +/- 15%. Vzhľadom na to, že modelujeme priemerné štvrťročné kurzy, je toto fluktuačné pásmo pomerne široké.

Graf 14: Rovnovážný výmenný kurz v krajinách CEEC6, DOLS, 1995-2004



Graf 15: Rovnovážný výmenný kurz v krajinách CEEC6, FMOLS, 1995-2004



4.3 Porovnanie modelov pre Slovensko

BEER model a monetárny model sa pozerajú na rovnovážny výmenný kurz z dvoch rôznych strán. Kým v modeli BEER modelujeme reálny výmenný kurz, ktorý zohľadňuje cenový rozdiel doma a v zahraničí, pomocou ekonomických fundamentov, monetárny model sa snaží nájsť rovnovážny vzťah medzi nominálnym výmenným kurzom a menovými veličinami, ktoré popisujú vývoj na finančnom a kapitálovom trhu. BEER model teda popisuje, či je vývoj výmenného kurzu v súlade s ekonomickým napredovaním krajiny, monetárny či jeho vývoj zodpovedá situácii na finančnom trhu.

Podľa BEER modelu rýchly rast kurzu slovenskej koruny nie je v súlade s ekonomickým vývojom krajiny, avšak podľa monetárneho modelu zodpovedá vývoju na finančnom a kapitálovom trhu a zvýšenému záujmu investorov. Tento argument podporuje aj nepreukaznosť úrokového diferenciálu v oboch modeloch. Ukazuje sa, že podľa behaviorálneho modelu majú na vývoj výmenného kurzu vplyv produktivita práce, či už meraná priamo alebo nepriamo, a vládna spotreba, ktoré sa ukázali ako štatisticky významné v oboch špecifikáciách. So zachytávaním Balassa-Samulesonovho efektu pomocou cenového diferenciálu sú spojené určité problémy, bolo by lepšie použiť cenové indexy odvetví produkujúcich iba obchodovateľné a iba neobchodovateľné tovary. V monetárnom modeli zohráva dôležitú úlohu príjmová elasticita, ktorá vyšla vyššia ako 1, čo nie je dlhodobu udržateľné. Podľa BEER modelu sa slovenská koruna do tretieho štvrťroku 1998 pohybovala v pásme približne $\pm 5\%$ okolo svojej rovnovážnej úrovne. Po zmene režimu výmenného kurzu v roku 1998 zaznamenala koruna prudké oslabenie a až do polovice roka 2002 bola mena podhodnotená. V poslednom období, v rokoch 2003 a 2004, je koruna podľa BEER modelu nadhodnotená. Podľa monetárneho modelu bola koruna až do konca roku 1998 nadhodnotená, odvtedy je až do súčasnosti podhodnotená.

Slovensko by malo v roku 2009 vstúpiť do EMU, keď bude neodvolateľne zafixovaná úroveň slovenskej koruny voči euru. Pomocou nájdených modelov môžeme urobiť približný odhad budúceho vývoja rovnovážnej úrovne výmenného kurzu do roku 2008. Pri predikciách sme vychádzali z predpokladaného vývoja jednotlivých veličín zahrnutých v modeli ako ich predpovedajú NBS, Eurostat a Európska komisia.

Grafy 16 znázorňujú predikciu vývoja reálneho výmenného podľa modelu BEER a nominálneho výmenného kurzu podľa monetárneho modelu. BEER model predpovedá priemerné ročné zhodnocovanie reálneho výmenného kurzu v rozpätí 2.8% až 3.3%. Tomu

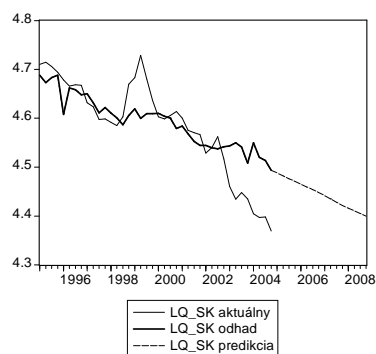
Tabuľka 9: Predpovede vývoja vybraných ukazovateľov, medziročné tempá rastu

	Slovensko				Eurozóna			
	2005	2006	2007	2008	2005	2006	2007	2008
HDP s.c. 1995	4.9	5.2	6.6	4.6	1.6	2.1	2.1	2.1
zamestnanosť	0.5	0.6	0.7	0.6	0.7	0.9	0.9	0.9
HDP b.c.	7.6	7.1	8.0	6.1	3.4	3.8	3.8	3.8
vládna spotreba b.c.	7.4	7.6	7.1	7.1	3.0	3.4	3.4	3.4
PPI	3.4	3.3	1.1	1.2	2.5	2.0	1.3	1.3

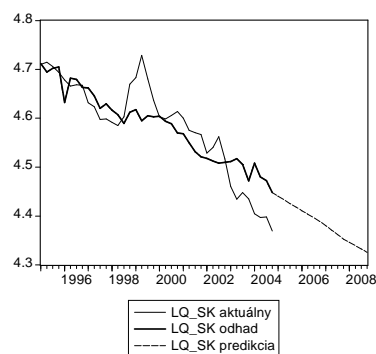
zodpovedá predpovedaná úroveň nominálneho kurzu 37.7 SKK/EUR v roku 2008. V porovnaní so Zemanom (2004) je predpovedaná ročná miera apreciacie reálneho výmenného kurzu mierne vyššia. Ten ju vo svojej práci odhadol na 1.9% až 2.7% v závislosti od špecifikácie BEER modelu. Monetárny model odhaduje rovnovážnu úroveň nominálneho výmenného kurzu v roku 2008 na 33.3 SKK/EUR.

Graf 16: Predikcia rovnovážneho výmenného kurzu SKK/EUR, 1995-2008

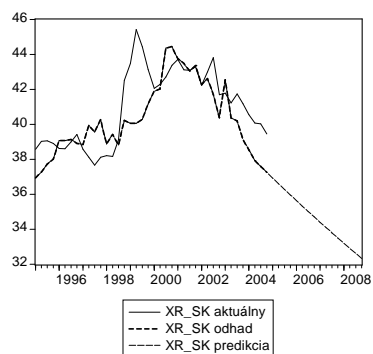
BEER model, DOLS



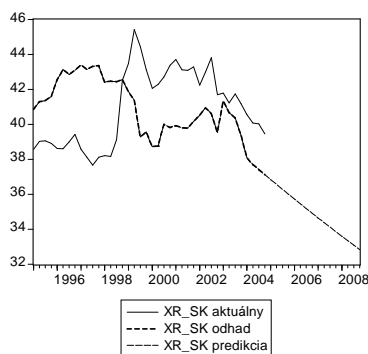
BEER model, FMOLS



Monetárny model, DOLS



Monetárny model, FMOLS



5 Záver

Cieľom diplomovej práce bolo odhadnúť model rovnovážneho výmenného kurzu pre vybrané krajiny strednej a východnej Európy pomocou panelových modelov.

V teoretickej časti sme popísali vlastnosti a výhody panelových modelov. Zaoberali sme sa aj špeciálnym druhom nestacionárnych procesov tzv. integrovanými procesmi rádu 1, ktoré sa často vyskytujú v reálnych makroekonomických dátach a práca s nimi je odlišná ako práca so stacionárnymi procesmi. V praktickej časti sme z rôznych prístupov k definícii a modelovaniu rovnovážneho výmenného kurzu vybrali behaviorálny a monetárny model, ktorý sme potom zostavili pre panel niekoľkých krajín strednej a východnej Európy. Spomínané modelu chápu rovnovážny výmenný kurz rôzne. Kým prvý hľadá dlhodobý vzťah medzi reálnym výmenným kurzom a ekonomickými fundamentami, druhý hľadá závislosť medzi vývojom nominálneho výmenného kurzu a menovými veličinami.

Podľa behaviorálneho modelu je zhodnocovanie slovenskej koruny rýchlejšie ako by zodpovedalo ekonomickému vývoju krajiny, čo podporuje opatrnú politiku centrálnej banky, ktorá sa intervenciami snaží zhodnocovanie spomaliť. Na druhej strane, podľa monetárneho modelu je rýchle zhodnocovanie krátkodobo udržateľné a zodpovedá zvýšenému záujmu investorov a vývoju na finančnom a kapitálovom trhu. Oba modely predpovedajú ďalšie zhodnocovanie rovnovážnej úrovne slovenskej koruny, ktorá by mala v roku 2008 dosiahnuť 33.3 SKK/EUR podľa monetárneho a 37.7 SKK/EUR podľa behaviorálneho modelu.

Literatúra

- [1] Alberola, E., Tyrvainen, T. (1998): *Is There Scope for Inflation Differentials in EMU? An Empirical Evaluation of the Balassa-Samuelson Model in EMU Countries*, Bank of England Discussion Paper
- [2] Artis, M., Taylor, M. (1995): *The Effect of Misalignment on Desired Equilibrium Exchange Rates: Some Analytical Results*, European Currency Crises and After, Manchester University Press
- [3] Artl, J. (1999): *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*, GRADA Publishing
- [4] Balassa, B. (1964): *The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, Journal of Political Economy, vol 72
- [5] Baltagi, B. H. (2001): *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons, LTD, England
- [6] Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W., Hendry D. F. (1993): *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press
- [7] Bayoumi, T., Clark, P., Symansky, S., Taylor, M. (1994): *The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies*, Estimation Equilibrium Exchange Rates, Institute of International economics, Washington DC
- [8] Breuer, J. B., McNown, R., Wallace M. (2002): *Series-Specific Unit Root Tests with Panel Data*, GRADA Publishing
- [9] Clark, P. B., MacDonald, R. (1997): *Exchange Rates and economic Fundamentals: a Methodological Comparison of BEERs and FEERs*, Paper presented at Conference on Exchange Rates, Strathclyde University
- [10] Crespo-Cuaresma, J., Fidrmuc, J., Silgoner, M. A. (2004): *Exchange Rates Developments and Fundamentals in Four EU Accession and Candidate Countries: Bulgaria, Croatia, Romania and Turkey*, Focus on Transition, 2/04, 119-137
- [11] Crespo-Cuaresma, J., Fidrmuc, J., MacDonald, R. (2005): *The Monetary Approach to the Exchange Rate in CEECs*, Economics of Transition, 13, 395-416

- [12] Chowdhury, A., Fidrmuc, J. (2004): *Money Demand and Disinflation: The Experience of Selected CEECs*, Working paper
- [13] Égert, B. (2003): *Assessing Equilibrium Exchange Rates in CEE Acceding Countries: Can We Have DEER with BEER without FEER? A Critical Survey of Literature*, Focus on Transition 2
- [14] Engel, R.F., Granger, C. W. J. (1987): *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, *Econometrica*, 55, 251-276
- [15] Fidrmuc, J. (2005): *Gravity Models in Integrated Panels*, Working paper
- [16] Hsiao M. (1986): *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press
- [17] Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003): *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, *Journal of Econometrics* 115
- [18] Johansen, S. (1991): *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, *Econometrica* 59, 1551-1580
- [19] Kao, C. (1999): *Spurious Regression and Residual-based tests for Cointegration in Panel Data*, *Journal of Econometrics* 90
- [20] Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992): *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?*, *Journal of Econometrics* 54, 159-178
- [21] Levin, A., Lin, C.-F., Chu, C.-S. J. (2002): *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, *Journal of Econometrics* 108, 1-24
- [22] Malesich, A. (2004): *Modelovanie reálneho efektívneho výmenného kurzu*, Diplomová práca, FMFI UK, Bratislava
- [23] Maeso-Fernandez, F., Osbat, C., Schnatz, B. (2001): *Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach*, ECB Working Paper No. 85
- [24] Maeso-Fernandez, F., Osbat, C., Schnatz, B. (2003): *Equilibrium Exchange Rates for CEE acceding Countries: A Panel Cointegration Perspective*, Working Paper
- [25] MacDonald, R. (2003): *Some Exchange Rate Issues for Accession Countries: Productivity Effects and the Monetary Model*, prezentácia pripravená pre Národnú banku Rakúska
- [26] Oomes, N. (2005): *Maintaining Competitiveness Under Equilibrium Real Appreciation: The Case of Slovakia*, IMF Working Paper No. 05/65

- [27] Pedroni, P. (1999): *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogenous Panels With Multiple Regressors*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61
- [28] Pesaran, M. H., Smith, R., Shin, Y. (1999): *Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogenous Panels*, Journal of the American Statistical Society
- [29] Phillips, P. C. B., Moon, H. R. (1999): *Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data*, Econometrica, Econometric Society, 67, 1057-1112
- [30] Samuelson, P. (1964): *Theoretical Notes on Trade Problems*, Review of Economics and Statistics, 46
- [31] Šmídková, K., Barrell, R., Holland, D. (2002): *Estimates of Fundamental Real Exchange Rates for the Five EU Pre-Accession Countries*, Working Paper 3, Czech National Bank, Prague
- [32] Stein, J. L. (1994): *The Natural Real Exchange Rate of US Dollar and Determinants of Capital Flows*, Estimation Equilibrium Exchange Rates, Institute of International economics, Washington DC
- [33] Tóth, J., Chudík, A. (2004): *In Search of a Koruna Equilibrium. Part I: BEER Approach*, ING Economics Paper No. 4, ING Bank
- [34] Williamson, J. (1985): *The Exchange Rate System*, Policy Analyses in International Economics, No. 5
- [35] Zeman, J. (2004): *Rovnovážny reálny výmenný kurz slovenskej koruny*, Ekonomický časopis, vol. 52, no. 9(2004)
- [36] *Menový program NBS do roku 2008*, Národná banka Slovenska, Bratislava, 2004
- [37] *European Commission Spring 2005 Economic Forecasts*, European Commission, 2005