

Monetárny model výmenného kurzu slovenskej koruny¹

Jesús CRESPO-CUARESMA* – Jarko FIDRMUC** – Ronald MacDONALD***

Monetary Model of Exchange Rate of the Slovak Koruna

Abstract

We discuss the exchange rate determinants of the Slovak currency in the framework of panel data estimations for six Central and Eastern European countries (Czech Republic, Hungary, Poland, Romania, Slovakia and Slovenia). We estimate monetary exchange rate model with several panel cointegration methods, which reflects that the exchange rates and economic fundamentals (differential industrial growth and interest rate differential to the euro area) are found to be non-stationary. Our results show that the monetary model is able to convincingly explain the long-run exchange rate relationships. Finally, the long-run monetary relationship is used to compute monetary equilibrium exchange rates for the Slovak koruna.

Keywords: exchange rates, monetary model, panel unit root tests, panel cointegration

JEL Classification: C33, F31, F36

Úvod

Modelovanie ekonomického vývoja v krajinách strednej a východnej Európy je často sťažené nedostupnosťou potrebných údajov. Použitie moderných metód empirického výskumu, napríklad analýzy časových radov, je obmedzené tým, že

* Dr. Jesús CRESPO-CUARESMA, University of Vienna, Department of Economics, Rakúsko

** doc. Dr. Ing. Jarko FIDRMUC, Oesterreichische Nationalbank, P. O. Box 61, A-1011 Vienna, Austria; Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra ekonomických a finančných modelov, Mlynská dolina F2, 841 04 Bratislava 4; e-mail: Jarko.Fidrmuc@OeNB.at

*** prof. Dr. Ronald MacDONALD, University of Strathclyde, Veľká Británia

¹ Ďakujeme za komentáre Jaroslave Hlouškovej, Iikkovi Korhonenovi, Anindiya Banarjee, Robertovi Kunstovi, Matúšovi Senajovi, Kataríne Kotovovej, Jánovi Tóthovi, Pavlovi Brunovskému a účastníkom *The First Bratislava – Vienna Economics Meeting* na Univerzite Komenského 7. mája 2004. Názory vyjadrené v tejto práci sú názormi autorov a nemusia sa zhodovať s postojmi Rakúskej národnej banky.

časové rady sú dostupné len za relatívne krátke obdobie. Preto v našom príspevku používame alternatívny prístup k modelovaniu výmenného kurzu slovenskej koruny voči euru. Na odhady výmenného kurzu porovnávame metódy analýzy panelových dátových súborov, ktoré obsahujú dáta nielen za Slovensko, ale aj za relatívne porovnateľné krajiny strednej a východnej Európy (SVE): Česká republika, Maďarsko, Poľsko, Rumunsko, Slovensko a Slovinsko. Podobné štúdie pre vyspelé krajiny [8] ukazujú, že aplikácia panelových modelov zlepšuje kvalitu odhadov.

Cieľom príspevku je poskytnúť ekonometrickú analýzu výmenných kurzov v krajinách SVE, a zvlášť na Slovensku. Základnú verziu monetárneho modelu výmenných kurzov sme rozšírili na účely zachytenia Balassovho-Samuelsonovho efektu, ktorý vo všeobecnosti hrá významnú úlohu v krajinách SVE [23]. Tým nesie tento model určité znaky behaviorálneho modelu výmenných kurzov, ktorý sa často používa pre krajiny SVE. Testy na prítomnosť jednotkového koreňa v panelových dátach ukazujú, že analyzované časové rady nie sú stacionárne. Preto porovnávame rôzne odhady panelovej kointegrácie, ktoré ukazujú, že rozšírený monetárny model dobre vysvetľuje trendy vo vývoji nominálnych výmenných kurzov. V závere práce používame odhadovaný dlhodobý vzťah na analýzu rovnovážneho monetárneho výmenného kurzu slovenskej koruny voči euru.

1. Monetárny model výmenného kurzu

Monetárny model výmenného kurzu sa stal kľúčovým v literatúre, ktorá sa zaoberá výmennými kurzmi. Odhadnuteľná redukovaná forma je zvyčajne odvodená z predpokladanej funkcie dopytu po peniazoch v domácej a zahraničnej krajine. Aj keď bol tento prístup kritizovaný, rozhodli sme sa ho použiť, pretože vedie k redukovanej forme, ktorú dostaneme aj pri použití optimalizačného rámca [19].

Monetárny model sa obyčajne prezentuje ako model, v ktorom sú dve krajiny, dve meny, dva dlhopisy (kde dlhopisy považujeme za dokonalé substitúty), všetky tovary sú obchodovateľné a platí zákon jednej ceny. Dopyt po peniazoch je zadaný v štandardnom Caganovom, log-lineárnom tvare:

$$m_t^D - p_t = \beta_0 y_t - \beta_1 i_t \quad (1)$$

$$m_t^{D*} - p_t^* = \beta_0 y_t^* - \beta_1 i_t^* \quad (1')$$

kde $\beta_0, \beta_1 > 0$, m^D označuje dopyt po peniazoch, p predstavuje cenovú hladinu, y je dôchodok, i je úroková miera. Malé písmená označujú premenné, ktoré boli transformované na prirodzené logaritmy (okrem úrokovej miery), hviezdička označuje veličinu zahraničnej krajiny. Pre jednoduchosť sme predpokladali, že

príjmová elasticita β_0 a úroková semielasticita β_1 sú rovnaké pre všetky krajiny. Ak dodatočne predpokladáme, že rovnováha na peňažnom trhu sa dosahuje v každom čase a v každej krajine

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

$$m_t^{D*} = m_t^{S*} = m_t^*$$

potom, použitím týchto podmienok v (1) a vyjadrením v relatívnych cenách, dostávame

$$p_t - p_t^* = m_t - m_t^* - \beta_0(y_t - y_t^*) + \beta_1(i_t - i_t^*) \quad (2)$$

V našej práci zohľadňujeme, že vývoj reálnych výmenných kurzov nie je konzistentný s teóriou parity kúpnej sily [7; 20].² Dôležitým vysvetlením dlhodobých odchýlok reálnych výmenných kurzov od parity kúpnej sily je napríklad reálna konvergencia, ktorá sa zrkadlí v Balassovom-Samuelsonovom efekte. MacDonald a Wójcik [23] ukázali, že tento efekt je dôležitý pri vysvetľovaní zotrvačnosti reálnych výmenných kurzov pre nové členské štáty EÚ. Clements a Frenkel [3] zahrnuli Balassov-Samuelsonov efekt do monetárneho modelu prostredníctvom predpokladu, že celkové ceny v domácej a zahraničnej krajine sú váženým priemerom cien obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov:

$$p_t = \alpha p_t^T + (1 - \alpha) p_t^{NT} \quad (3)$$

$$p_t^* = \alpha p_t^{T*} + (1 - \alpha) p_t^{NT*} \quad (3')$$

kde p naďalej označuje celkové ceny, ktoré zahrnujú obchodovateľné a neobchodovateľné zložky, p^T reprezentuje ceny obchodovateľných tovarov, p^{NT} je cena neobchodovateľných tovarov a α označuje váhu obchodovateľných tovarov v spotrebnom koši (pre jednoduchosť predpokladáme rovnaké váhy pre obidve krajiny). Reálny výmenný kurz q je definovaný s ohľadom na celkové ceny (teda CPI)

$$q^t \equiv s_t - p_t + p_t^* \quad (4)$$

Podobne definujeme vzťah na báze cien obchodovateľných tovarov (zákon jednej ceny platí v obchodovateľnom sektore)

$$q_t^T \equiv s_t - p_t^T + p_t^{T*} \quad (5)$$

² Rozšírením monetárneho modelu o ďalšie premenné náš prístup nesie znaky behaviorálnych modelov výmenných kurzov [24].

Použitím (3), (4) a (5) dostávame nasledujúci výraz pre reálny výmenný kurz:

$$q_t = q_t^T - (1 - \alpha) \left[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*}) \right] \quad (6)$$

Dosadením výrazu (6) do (2) dostávame nasledujúcu rovnicu:

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0 (y_t - y_t^*) + \beta_1 (i_t - i_t^*) - (1 - \alpha) \left[(p_t^{NT} - p_t^T) - (p_t^{NT*} - p_t^{T*}) \right] \quad (7)$$

Ak fixujeme premenné dopytu po peniazoch, zvýšenie domácej ponuky peňazí vzhľadom na zahraničný náprotivok spôsobí proporcionálne znehodnotenie meny. Zmeny dôchodku alebo úrokových mier vplývajú na výmenný kurz nepriamo, zmenami dopytu po peniazoch: zvýšenie domácej produkcie oproti produkcii v zahraničnej krajine, *ceteris paribus*, spôsobí posilnenie meny. Na druhej strane však zvýšenie domácich úrokových mier oproti zahraničným úrokovým mieram spôsobí oslabenie domácej meny. Nakoniec vidíme, že domáca mena sa posilňuje, ak ceny neobchodovateľných tovarov rastú rýchlejšie ako ceny obchodovateľných tovarov.

Vzhľadom na to, že ceny obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov sa musia odhadovať na základe údajov, ktoré často nie sú k dispozícii v zodpovedajúcej frekvencii (napríklad ako mesačné údaje), v literatúre sa používa identifikácia cien obchodovateľných tovarov s indexom výrobných cien. Potom sa dá vzťah (7) upraviť na

$$s_t = m_t - m_t^* - \beta_0 (y_t - y_t^*) + \beta_1 (i_t - i_t^*) - \left[(p_t - p_t^T) - (p_t^* - p_t^{T*}) \right] \quad (8)$$

V empirických aplikáciách sa výraz $p - p^T$ pre jednotlivé krajiny zvyčajne odhaduje podielom indexov spotrebných a výrobných cien.

2. Popis dát

Hoci máme k dipozícii dáta od januára 1993 do decembra 2002, naša analýza sa sústreďuje na obdobie september 1994 až marec 2002.³ To nám umožňuje odhadnúť monetárny model metódou panelovej kointegrácie s rovnakou dĺžkou všetkých časových radov. Do nášho súboru sme zahrnuli už spomínaných šesť krajín strednej a východnej Európy.

Náš súbor dát obsahuje nominálny výmenný kurz (vyjadrený ako domáca mena k euru), peňažnú zásobu (M2), priemyselnú produkciu, úrokovú mieru vkladov a vývoj spotrebiteľských a výrobných cien. Podiel spotrebiteľských

³ Údaje za Slovensko sú aktualizované do januára 2004 na porovnanie výsledkov modelu s reálnymi hodnotami výmenného kurzu slovenskej koruny.

a výrobných cien ukazuje Balassov-Samuelsonov efekt a prípadné ďalšie efekty (vplyv deregulácií cien a zmien spotrebných daní a dane z pridanej hodnoty, dopytové efekty). Všetky vysvetľujúce premenné sú definované ako odchýlka od zodpovedajúcej hodnoty v eurozóne. Všetky premenné, okrem úrokovej miery, boli indexované na bázu 100 % v roku 1995, a zároveň boli konvertované na logaritmy. Dáta pre stredoeurópske krajiny, pokiaľ to bolo možné, sme čerpali z publikácií Medzinárodného menového fondu [14]. Túto databázu sme doplnili z publikácií viedenského inštitútu WIIW [30]. Časové rady pre výmenný kurz pred zavedením eura v rokoch 1993 až 1999 sme získali použitím tzv. syntetického eura, teda ECU, s vylúčením mien tých krajín, ktoré euro nezaviedli (Dánsko, Švédsko a Veľká Británia).

Nominálny výmenný kurz v krajinách SVE zaznamenal signifikantné fluktuácie počas celého skúmaného obdobia, teda od roku 1994 do roku 2002. Vo všeobecnosti možno povedať, že na začiatku obdobia sa meny týchto krajín oslabovali. Okolo roku 1998 pozorujeme v niektorých krajinách stabilizáciu nominálnych výmenných kurzov (s výnimkou Rumunska a Slovinska). Potom sa začal nominálny výmenný kurz v Českej republike (r. 2000), v Maďarsku (r. 2001), v Poľsku (r. 2001) a na Slovensku (r. 2002) zhodnocovať.

3. Testy na prítomnosť jednotkového koreňa v panelových dátach

Keďže inflácia bola v krajinách SVE dlhodobo vyššia ako v eurozóne, očakávame, že všetky nominálne premenné budú mať trend. Podobný záver očakávame aj pre priemyselnú produkciu, pretože úroveň príjmov v krajinách SVE konverguje k úrovni v eurozóne. Štandardné testy na prítomnosť jednotkového koreňa pre jednotlivé časové rady potvrdzujú, že väčšina časových radov sú $I(1)$ procesy. Ako je známe, pridanie prierezovej dimenzie do testu na jednotkové korene môže potenciálne zlepšiť kvalitu testov.⁴ Ďalším významným príspevkom týchto testov je, že ich výsledok môže byť normalizovaný na štatistiku, ktorá má asymptoticky normálne rozdelenie.

Levin a Lin [17] významne ovplyvnili úvahy o panelových testoch na prítomnosť jednotkového koreňa pre panely pozostávajúce z $i = 1, \dots, N$ jednotiek (napríklad krajín), kde každá jednotka obsahuje $t = 1, \dots, T$ pozorovaní. Levin a Lin navrhli panelovú verziu Dickeyho-Fullerovho testu (DF test). Zistilo sa však, že asymptotická stredná hodnota a variancia testovacej štatistiky sa líšia pre rôzne špecifikácie regresnej rovnice. Väčšina aplikácií preto používala Monte Carlo simulácie na výpočet kritických hodnôt, ktoré úplne korešpondujú s analyzovaným

⁴ Prehľad panelových testov na jednotkové korene poskytujú Kao a Chiang [15] a Banarjee [1].

panelom. Toto bolo výrazným obmedzením všeobecných empirických aplikácií. Práve kvôli týmto nedostatkom Levin a kol. [18] navrhli nový test (*LLC test*), ktorý má asymptoticky normálne rozdelenie. Z Monte Carlo simulácií tiež vyplýva, že *LLC test* je vhodný aj pre panely strednej veľkosti (N medzi 10 a 250 jednotiek a T medzi 25 a 250 periódami), čo približne zodpovedá nášmu panelu.

Keďže Levinov-Linov test je všeobecný, stal sa často používaným prostriedkom na testovanie jednotkových koreňov. Levin a Lin však pri teste predpokladajú homogénne autoregresné parametre analyzovaných časových radov, ktoré popisujú rýchlosť konvergencie. Levin-Linov test má z tohto dôvodu tendenciu zamietnuť panelový jednotkový koreň. Problému homogenity sa venovali Im a kol. [13], pričom navrhli heterogénny test na testovanie jednotkových koreňov (*IPS test*), založený na jednotlivých *ADF* testoch. Navrhli priemernú *ADF* štatistiku, ktorá má normálne rozdelenie.

Nakoniec Hadri [9] zaviedol rozšírenie testu podľa Kwiatkowského a kol. [16] na testy pre rôzne definované panelové dáta (*PKPSS test*). Tento test je založený na nulovej hypotéze stacionarity časového radu. Rovnako ako pri predchádzajúcich testoch, aj panelová verzia *KPSS* testu sa môže normovať na normálne rozdelenie.

T a b u ľ k a 1

Testy na prítomnosť jednotkového koreňa v období 1994:9 – 2002:3

	Výmenný kurz	Ponuka peňazí	Priemyselná produkcia	Úrokové miery	Pomer cien (CPI k PPI)
<i>IPS test</i>	-0.928	-7.092***	-0.116	-0.131	0.608
<i>IPS^{TD} test</i>	0.595	-1.535	-0.367	-5.252***	-1.506*
<i>LLC test</i>	-2.512***	-7.516***	-0.189	0.361	-0.625
<i>LLC^{TD} test</i>	-3.187***	-3.360***	-0.354	-2.742***	-0.153
<i>PKPSS test</i>	14.301***	18.513***	10.361***	8.413***	14.509***
<i>PKPSS^{TD} test</i>	15.136***	16.720***	13.243***	5.372***	6.207***

Poznámka: *TD* označuje zahrnutie umelých časových premenných, *IPS test* s 2 lagmi (založený na maximálnom počte lagov vyplývajúci zo Schwartzového informačného kritéria pre jednotlivé testy); *PKPSS* so 6 lagmi, */**/** označujú 10/5/1 %-nú hladinu významnosti.

Vo všeobecnosti naše testy na prítomnosť jednotkových koreňov v panelových dátach potvrdzujú, že premenné obsahujú jednotkový koreň (tab. 1). Panelová verzia *KPSS* je možno v tomto prípade najvýraznejšia, keďže test zamietá nulovú hypotézu stacionarity pre výmenné kurzy, ponuku peňazí, reálnu priemyselnú výrobu, úrokovú mieru a pomer CPI (*Current Prices Index*) a PPI (*Power Prices Index*). Podobný výsledok sme dosiahli použitím *IPS* testu, aj keď tento test ukázal, že ponuka peňazí je stacionárna, ak umelé časové premenné nie sú v teste zahrnuté. Použitie týchto premenných sa však v našom prípade ukazuje ako dôležité kvôli viacerým významným udalostiam, ako napríklad ruská kríza. Hoci

LLC test zamietá hypotézu o jednotkových koreňoch pre výmenné kurzy a M2, ako sme už ukázali, predpoklad homogenosti tohto testu znamená, že jeho vlastnosti pri malom rozsahu výberu nie sú také presvedčivé ako pri ostatných testoch. Z výsledkov testov tak vyvodzujeme, že naše panelové premenné sú I(1).

4. Odhad monetárneho modelu v dlhodobom horizonte

Odhady rôznych modelov výmenného kurzu boli silne ovplyvnené zistením, že všeobecne používané empirické modely kurzov neposkytujú dobré predpovede pre časové horizonty do jedného roka. Meese a Rogoff [25] ukázali, že štruktúrne modely nie sú vo všeobecnosti schopné poskytnúť lepšiu predpoveď ako jednoduché štatistické metódy – napríklad náhodná prechádzka (*random walk*). Hoci ďalší výskum priniesol niekoľko lepších výsledkov [21; 22], všeobecne prijímaným záverom je, že (nominálny) výmenný kurz nemožno v krátkodobom horizonte dobre modelovať. Navyše, testy parity kúpnej sily poukázali na značné pochybnosti aj o správaní reálneho výmenného kurzu [29]. Nové možnosti sa objavili v 90. rokoch v súvislosti s použitím testov jednotkových koreňov a kointegrácie v panelových dátach. Testy parity kúpnej sily pre rôzne panelové dáta patria k najvyužívanejším aplikáciám týchto metód. Husted a MacDonald [12] a Groen [8] ukázali, že monetárny model vykazuje pre panelové dáta rozvinutých krajín dobré štatistické vlastnosti.

Ako sme uviedli v časti 2, rovnicu (8) možno vyjadriť v tvare vhodnom na ekonometrické modelovanie ako

$$s_{it} = \mu_i + \theta_t + \psi(m_{it} - m_t^*) - \delta(y_{it} - y_t^*) + \eta(i_{it} - i_t^*) - \pi(p_{it} - p_t^*) + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

kde m , y a i boli definované ako ponuka peňazí, dôchodok a úroková miera. Cenové indexy, p , sú definované ako rozdiel medzi CPI a PPI a ε je náhodná chyba. Rôzne špecifikácie modelu zahŕňajú fixné a/alebo časové efekty (označené ako μ , resp. θ), alebo spoločnú konštantu. Očakávame, že koeficient ponuky peňazí, ψ , bude blízky jednej, túto podmienku však do modelu explicitne nezahŕňame.

V predchádzajúcej časti sme ukázali, že výmenný kurz a premenné na pravej strane rovnice sú I(1). Monetárny model ďalej naznačuje, že tieto premenné by mali byť kointegrované. Preto na odhadnutie dlhodobého kointegrujúceho vzťahu medzi týmito premennými uvažujeme viacero prístupov.

Kao a Chiang [15] ukázali, že odhad metódou najmenších štvorcov (OLS) pre panelové dáta má asymptoticky normálne rozdelenie, ale stále je asymptoticky vychýlený. Hoci navrhli spôsob, ako toto vychýlenie odstrániť, zistilo sa, že táto korekcia pri súboroch s malým počtom pozorovaní nedosahuje veľmi dobré výsledky.

Pedroni [26; 27] navrhol plne modifikovaný odhad OLS (*fully modified OLS*, FMOLS), kým Kao a Chiang [15] odporúčali dynamický OLS (DOLS). Pedroniho FMOLS používa neparametrické očistenie autokorelácie premenných. Podobne DOLS využíva budúce a minulé hodnoty diferencovaných vysvetľujúcich premenných ako ďalšie regresory, ktoré zohľadňujú kratkodobú dynamiku. Kao a Chiang ukázali, že oba odhady majú rovnaké asymptotické vlastnosti, hoci v empirických analýzach sa správajú rozdielne. V konečnom súbore FMOLS nezlepšuje vlastnosti jednoduchého OLS odhadu. Ako alternatívu k predchádzajúcim metódam Pesaran a kol. [28] navrhli PMGE (*pooled mean group estimator*). Výhoda PMGE je v tom, že pri odhadovaní zohľadňuje aj plne kratkodobú dynamiku, ktorú OLS, FMOLS a DOLS dostatočne nezachycujú.

Výsledky jednotlivých odhadov monetárneho modelu výmenného kurzu so zahrnutím a bez zahrnutia individuálnych efektov a umelých časových premenných sú uvedené v tabuľke 2. Navyše prezentujeme špecifikáciu DOLS, ktorá modeluje koreláciu reziduí medzi krajinami (*seemingly unrelated regression* – SUR). Naše výsledky ukazujú, že základné vlastnosti monetárneho modelu (znamienko a interval hodnôt) sú veľmi robustné vzhľadom na metódu odhadu. Všetky premenné majú správne znamienka a sú vysoko signifikantné. Výsledky pri použití panelových metód sú omnoho lepšie ako odhady pomocou Johansenových modelov pre jednotlivé krajiny.

Koeficient ponuky peňazí je vo všetkých špecifikáciách modelov blízky jednej (s výnimkou odhadov realizovaných použitím PMGE a FMOLS), čo potvrdzuje predpoklad proporcionálneho vplyvu objemu peňazí na nominálny výmenný kurz. Takisto vplyv úrokovej miery je odhadnutý na podobnej hodnote v každej špecifikácii modelu, ktorá zodpovedá podobným výsledkom pre krajiny OECD [8]. Podľa špecifikácie DOLS-T zmena úrokového diferenciálu o 1 percentný bod spôsobí zhodnotenie meny približne o 0,5 percentných bodov. Monetárna politika má teda celkovo silný vplyv na vývoj nominálnych výmenných kurzov v krajinách SVE.

Ako sme očakávali, koeficient pri reálnej priemyselnej produkcii má záporné znamienko. Hoci tento koeficient je vysoko signifikantný pri všetkých špecifikáciách, DOLS špecifikácia so zahrnutím umelých časových premenných ho redukuje na polovicu a pri oboch FMOLS špecifikáciách je jeho hodnota veľmi malá. Celkovo sa teda ukazuje malý vplyv reálneho rastu na zhodnocovanie meny. Naopak, pri PMGE špecifikácii je koeficient priemyselnej produkcie blízko –1.

Nakoniec výsledky v tabuľke 2 ukazujú, že pomer spotrebných a produkčných cenových indexov má na výmenný kurz významný vplyv. Vo väčšine špecifikácií (DOLS a PMGE, ale nie FMOLS) je odhadnutá elasticita väčšia ako 1.

Tabuľka 2

Odhad monetárneho modelu metódou panelovej kointegrácie v období 1994:9 – 2002:3

	OLS	FE	FE-T	FMOLS	FMOLS-T	DOLS	DOLS-T	DOLS-SUR	PMGE	PMGE-T
Objem peňazí (M2)	0.815 (76.156)	0.817 (80.021)	0.874 (53.868)	0.459 (22.273)	0.975 (7.075)	0.860 (72.910)	0.886 (51.346)	0.844 (116.189)	0.567 (5.870)	0.300 (1.780)
Priemyselná produkcia	-0.403 (-10.390)	-0.477 (-11.364)	-0.329 (-6.888)	-0.010 (-12.979)	-0.074 (-14.632)	-0.388 (-8.498)	-0.250 (-4.713)	-0.487 (-17.908)	-1.106 (-2.914)	-0.323 (-3.349)
Úroková miera	0.001 (4.252)	0.002 (4.569)	0.002 (5.316)	0.007 (10.572)	0.009 (14.534)	0.004 (5.364)	0.005 (6.068)	0.003 (4.815)	0.008 (2.609)	0.003 (2.023)
Cenový podiel	-1.843 (-18.471)	-1.408 (-15.870)	-1.405 (-11.351)	-0.534 (-13.500)	-0.199 (-8.480)	-1.555 (-16.870)	-1.632 (-11.334)	-1.392 (-24.711)	-1.049 (-2.3207)	-1.306 (-3.861)
Počet pozorovaní pre krajinu	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91
Celkový počet pozorovaní	546	546	546	546	546	546	546	546	546	546
Stále efekty	nie	áno	áno	áno	áno	áno	áno	áno	áno	áno
Časové efekty	nie	nie	áno	nie	áno	nie	áno	nie	nie	áno

Tabuľka 3

Panelový kointegračný test rezíduí v období 1994:9 – 2002:3

	OLS	FE	FE-T	FMOLS	FMOLS-T	DOLS	DOLS-T	DOLS-SUR	PMGE	PMGE-T
DF_{ρ} -Test	-2.890***	-2.949***	-2.261**	0.452	-3.093***	-3.682***	-3.842***	-3.366***	-2.807***	1.226
DF_{ρ} -Test	-2.290**	-2.352***	-1.616*	1.338	-2.506***	-3.128***	-3.296***	-2.795***	-2.202**	2.184
DF_{ρ}^* -Test	-8.317***	-8.391***	-7.177***	-2.464*	-8.459***	-9.569***	-9.777***	-9.080***	-8.129***	-1.159
DF_{ρ}^* -Test	-2.322**	-2.371***	-1.956**	-0.293	-2.535***	-2.866***	-2.998***	-2.643***	-2.291**	0.143
Panel ADF-Test	-2.256**	-2.254**	-2.307**	-1.072	-2.992***	-2.737***	-3.045***	-2.451***	-2.033**	-0.679

Poznámka: */**/** označujú významnosť na 10/5/1 %-nej hladine významnosti.

Vzhľadom na cenový vývoj na Slovensku dostaneme priemerné zhodnotenie slovenskej meny o 2 % ročne. Tento kumulovaný efekt, ktorý sa skladá z Balasovho-Samuelsonovho efektu a z ďalších faktorov (napríklad dopytové efekty), sa v posledných rokoch znížil, alebo bol dokonca slabo negatívny. Vplyv relatívnych cien je teda konzistentný s dostupnými hodnotami odhadu Balasovho-Samuelsonovho efektu v literatúre [10].

Nakoniec testujeme, či odhadnuté vzťahy sú skutočnými kointegrujúcimi vektormi. Výsledky týchto testov sú uvedené v tabuľke 3. Kao a Chiang [15], podobne ako Engel a Granger, navrhli niekoľko testov založených na homogénnej verzii panelového Dickeyho-Fullerovho testu rezíduí. Kaove testy panelovej kointegrácie sú založené na autoregresnom koeficiente (označenom ako DF_ρ) alebo na zodpovedajúcej t -štatistike (DF_t). Ďalej berú do úvahy vzťah endogenosti medzi regresormi a rezíduami [15]. Zodpovedajúce štatistiky autoregresných koeficientov a t -štatistika sú označené ako DF_ρ^* a DF_t^* . Kao ďalej navrhol panelovú verziu ADF -testu rezíduí, ktorý je opäť upravený pre možný endogénny vzťah medzi regresormi a rezíduami.

Použitie testy panelovej kointegrácie vykazujú podobné výsledky.⁵ Na jednej strane, panelový test kointegrácie pre DOLS, DOLS s umelými časovými premennými a DOLS so SUR chybami potvrdzujú stacionaritu rezíduí. Je potrebné pripomenúť, že tieto špecifikácie sú bližšie k teoretickým predpokladom o koeficientoch ako ostatné formulácie. Na druhej strane, testy zamietajú kointegráciu pre FMOLS a PMGE s umelými časovými premennými. Pre zostávajúce špecifikácie vyšli rôzne výsledky.

5. Analýza výmenného kurzu slovenskej koruny

V júni 2004 vstúpili prvé tri krajiny SVE (Slovinsko, Estónsko a Litva) do mechanizmu výmenných kurzov II (ERM II), čo je podmienkou zavedenia eura.⁶ Podobne aj slovenskí predstavitelia často vyjadrili záujem na relatívne rýchlej menovej integrácii do eurozóny. Určenie parity výmenného kurzu v ERM II môže mať významný dlhodobý vplyv na nové členské štáty EÚ. Podhodnotený výmenný kurz môže v ekonomike vyvolať inflačné tlaky, ktoré môžu spomaliť splnenie maastrichtského kritéria na mieru inflácie. Naopak, nadhodnotený výmenný kurz by mal pravdepodobne škodlivý vplyv na konkurencieschopnosť a reálnu konvergenciu.

⁵ Používame NPT 1.3 na panelové kointegračné testy [2], pričom berieme do úvahy možné chyby vyskytujúce sa v tomto programe, na ktoré upozornili Hloušková a Wagner [11].

⁶ Maastrichtské kritérium na výmenný kurz stanovuje dĺžku zotrvania v ERM II najmenej na dva roky.

V tejto časti použijeme dlhodobý vzťah medzi výmenným kurzom, ponukou peňazí a priemyselnou produkciou na analýzu vývoja rovnovážneho výmenného kurzu slovenskej koruny.⁷

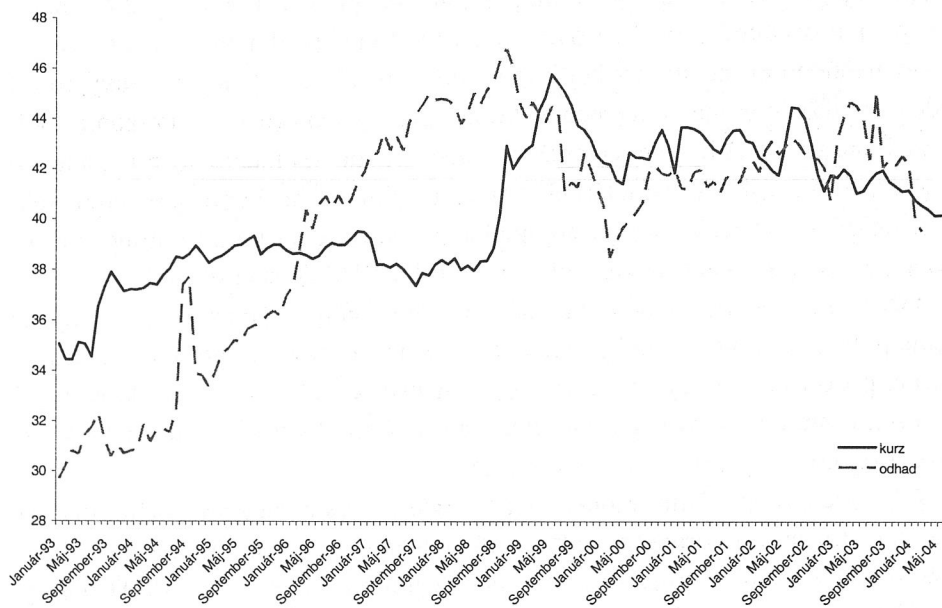
Tieto hodnoty chápeme ako možnú úroveň výmenného kurzu. Zodpovedajú aktuálnemu vývoju ponuky peňazí, reálnej priemyselnej produkcie a úrokovému diferenciu medzi Slovenskom a Európskou úniou. Berúc do úvahy, že slovenská ekonomika sa približuje k úrovni krajín EÚ, započítavame aj Balassov-Samuelsonov efekt [23].

Na základe testov v predchádzajúcej časti, ktoré ukazujú lepšiu kvalitu odhadov metódou DOLS, prezentujeme odhady rovnovážneho monetárneho výmenného kurzu podľa špecifikácie DOLS-T, ktorá zahŕňa aj umelé časové premenné, a preto by mala byť lepšia ako alternatívne odhady.

Obrázok 1 ukazuje, že presnosť odhadu pre slovenskú korunu je od roku 1998, teda od prechodu na politiku plávajúcich výmenných kurzov, vo všeobecnosti veľmi dobrá. Trhový výmenný kurz sa v tomto období takmer vždy pohyboval v smere určenom premennými monetárneho modelu. Počas obdobia plávajúcich výmenných kurzov bola odchýlka predikovaných hodnôt od trhových hodnôt relatívne malá.

Obrázok 1

Monetárny výmenný kurz slovenskej koruny



⁷ Crespo a kol. [4] sa zaoberajú výsledkami pre ďalšie krajiny SVE.

Slovenská republika vykazuje relatívne nízky rozdiel medzi predikovaným a trhovým výmenným kurzom, ktorý bol v roku 2003 v priemere na úrovni 4 %. To znamená, že odchýlka medzi rovnovážnym a trhovým kurzom slovenskej koruny je podľa našich výsledkov – v porovnaní s ostatnými menami v krajinách SVE – relatívne nízka [4]. Koncom roka 2003 sa miera nadhodnotenia slovenskej meny ďalej znížila na štatisticky nevýznamnú úroveň. Nízka miera odchýlky kurzu slovenskej koruny od monetárneho rovnovážneho výmenného kurzu je vhodným východiskom pre ďalšiu menovú integráciu slovenskej ekonomiky do eurozóny.

Záver

V máji 2004 vstúpila Slovenská republika a ďalších deväť krajín do Európskej únie. Ďalším integračným krokom týchto krajín môže byť vstup do ERM II a následne zavedenie eura.

Predchádzajúce analýzy [5; 6] ukázali, že eurozónu a vybrané krajiny SVE môžeme stále viac považovať za optimálnu menovú oblasť. Napriek tomu môže byť voľba centrálnej parity v ERM II a jej postavenia vzhľadom na dlhodobý rovnovážny výmenný kurz rozhodujúcim faktorom pre hladký priebeh zavedenia eura a ekonomický vývoj v nasledujúcich rokoch.

Pretože pre Slovenskú republiku, podobne ako pre ďalšie krajiny SVE, nie sú k dispozícii dostatočne dlhé časové rady, v tomto príspevku sme monetárny model výmenného kurzu slovenskej koruny odhadovali na základe panelových odhadov. Keďže nominálne výmenné kurzy, ako aj vysvetľujúce premenné boli nestacionárne, použili sme viaceré metódy odhadu kointegrácie pre panelové dáta. Panelové odhady monetárneho modelu výmenného kurzu poskytujú relatívne dobré vysvetlenie vývoja nominálneho výmenného kurzu koruny po prechode na plávajúce kurzy, teda v období od roku 1998 do súčasnosti.

Počas analyzovaného obdobia môžeme nominálny výmenný kurz popísať najmä pomocou trendu ponuky peňazí a reálnej priemyselnej produkcie. Rovnako sme pozorovali významný Balassov-Samuelsonov efekt (vrátane dopytových efektov), ktorému môžeme pripísať zhruba ročné zhodnotenie výmenného kurzu slovenskej koruny v priemere o 2 % ročne.

Nakoniec sme použitím monetárneho modelu vypočítali rovnovážne výmenné kurzy slovenskej koruny na základe aktuálneho menového a reálneho vývoja na Slovensku a v eurozóne. Výsledky poukazujú na to, že v roku 2003 bol výmenný kurz slovenskej koruny z pohľadu monetárneho modelu len slabo nadhodnotený (asi 4 %). Toto môže uľahčiť ďalšiu menovú integráciu slovenskej ekonomiky do eurozóny.

Literatúra

- [1] BANERJEE, A.: Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 1999, s. 607 – 629 (Special Issue, Nov. 1999).
- [2] CHIANG, M. H. – KAO, C.: Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3 – A User Guide. Syracuse, New York: Syracuse University, Center for Policy Research 2002 <<http://www.maxwell.syr.edu/maxpages/faculty/cdkao/working/npt.html>>.
- [3] CLEMENTS, K. W. – FRENKEL, J. A.: Exchange Rates, Money, and Relative Prices: The Dollar-Pound in the 1920s. *Journal of International Economics*, 10, 1980, č. 2, s. 249 – 262.
- [4] CRESPO-CUARESMA, J. – FIDRMUC, J. – MacDONALD, R.: The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs. [Working paper, No. 642.] Michigan: William Davidson Institute 2004.
- [5] FIDRMUC, J.: The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria, Intra-Industry Trade, and EMU Enlargement. *Contemporary Economic Policy*, 22, 2004, č. 1, s. 1 – 12.
- [6] FIDRMUC, J. – KORHONEN, I.: Similarity of Supply and Demand Shocks Between the Euro Area and the CEEC. *Economic Systems*, 27, 2003, č. 3, s. 313 – 334.
- [7] FROOT, K. A. – ROGOFF, K.: Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates. In: R. W. JONES and P. B. KENEN (eds.): *Handbook of International Economics*. Zv. 3. Amsterdam: North Holland 1995, s. 679 – 747.
- [8] GROEN, J.: The Monetary Exchange Rate Model as a Long-Run Phenomenon. *Journal of International Economics*, 52, 2000, č. 2, s. 299 – 319.
- [9] HADRI, K.: Testing for Stationarity in Heterogenous Panel Data. *Econometrics Journal*, 3, 2000, č. 2, s. 148 – 161.
- [10] HALPERN, L. – WYPLOSZ, C.: Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection. *Economic Survey of Europe*, 2001, č. 1, s. 227 – 239.
- [11] HLOUŠKOVÁ, J. – WAGNER, M.: Some Bugs in NPT 1.3. Syracuse, New York: Syracuse University: Center for Policy Research 2003 <<http://www.maxwell.syr.edu/maxpages/faculty/cdkao/working/npt.html>>.
- [12] HUSTED, S. – MacDONALD, R.: Monetary Models of the Exchange Rate: A Panel Perspective. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 1998, s. 1 – 19.
- [13] IM, K. S. – PESARAN, M. H. – SHIN, Y.: Testing for Unit Root in Heterogenous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 2003, č. 1, s. 53 – 74.
- [14] International Financial Statistics. Washington: International Monetary Fund 2004 <www.wifo.ac.at>.
- [15] KAO, C. – CHIANG, M. H.: On the Estimation and Inference of Cointegrated Regression in Panel Data. *Advances in Econometrics*, 15, 2000, s. 179 – 222.
- [16] KWIATKOWSKI, D. – PHILLIPS, P. C. B. – SCHMIDT, P. – SHIN, Y.: 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, 1992, č. 1 – 3, s. 159 – 178.
- [17] LEVIN, A. – LIN, C. F.: Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. [Working paper, No. 23.] San Diego: University of California, Department of Economics 1992.
- [18] LEVIN, A. – LIN, C. F. – CHU, C. S. J.: Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 2002, č. 1, s. 1 – 24.
- [19] LUCAS, R. E.: Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World. *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, č. 3, s. 335 – 360.
- [20] MacDONALD, R.: Long-Run Exchange Rate Modeling: A Survey of the Recent Evidence. *IMF Staff papers*, 42, 1995, č. 3, s. 437 – 489.
- [21] MacDONALD, R. – TAYLOR, M. P.: The Monetary Approach to the Exchange Rate. *IMF Staff papers*, 40, 1993, č. 1, s. 89 – 107.

-
- [22] MacDONALD, R. – TAYLOR, M. P.: The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk. *Journal of International Money and Finance*, 13, 1994, s. 276 – 290.
- [23] MacDONALD, R. – WÓJCIK, C.: Catching Up: The Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on the Real Exchange Rates of Four Countries. *Economics of Transition*, 12, 2004, č. 1, s. 153 – 179.
- [24] MALESICH, A.: Modelovanie reálneho efektívneho výmenného kurzu. [Diplomová práca.] Bratislava: Univerzita Komenského 2004.
- [25] MEESE, R. A. – ROGOFF, K.: Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. *Journal of International Economics*, 14, 1983, s. 3 – 24.
- [26] PEDRONI, P.: Fully Modified OLS for Heterogenous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity. [Working paper 96-020.] Bloomington: Indiana University 1996.
- [27] PEDRONI, P.: Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *Review of Economics and Statistics*, 83, 2001, č. 4, s. 727 – 731.
- [28] PESARAN, H. M. – SHIN, Y. – SMITH, R. P.: Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 1999, s. 621 – 634.
- [29] ROGOFF, K.: The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34, 1996, č. 2, s. 647 – 668.
- [30] WIIW: Monthly Report 6. Vienna: The Vienna Institute for International Economic Studies 2004 <www.wiwi.ac.at>.