

Michaela Chocholatá

APLIKÁCIA JOHANSENOVEJ KOINTEGRAČNEJ METÓDY PRI TESTOVANÍ PLATNOSTI PARITY KÚPNEJ SILY NA SLOVENSKU¹

***Abstract:** The paper investigates the validity of purchasing power parity theory in Slovakia. The analysis was done on monthly data (January 2002 – July 2008) for the exchange rate of the Slovak koruna (SKK) against the euro (EUR), i.e. SKK/EUR using the Johansen co-integration procedure. The co-integration tests were carried out for trivariate relationship between the exchange rate, the domestic price series, and the foreign price series, and also for bivariate relationship between the exchange rate and the domestic foreign price ratio. The whole analysis was done on logarithmic transformation of the above-mentioned variables. The findings indicate no evidence of the PPP validity in both cases. The results coincide with the existing literature, which states that the existence of the Balassa-Samuelson effect, productivity shocks, non-tradable goods and services, and managed exchange rate regimes can be denoted to be the main reasons for PPP invalidity.*

***Key words:** purchasing power parity, exchange rate, harmonized index of consumer prices, Johansen co-integration procedure*

JEL: F 31, B 23

Úvod

Parita kúpnej sily (Purchasing Power Parity – PPP) je jednou zo základných teoretických koncepcií popisujúcich správanie sa výmenných kurzov z dlhodobého hľadiska, pričom vychádza zo vzťahu medzi výmenným kurzom a vývojom domácej a zahraničnej cenovej hladiny. Absolútna PPP je založená na tzv. zákone jednej ceny, ktorý hovorí, že rovnaké tovary sa musia predávať v rôznych krajinách za rovnaké ceny, samozrejme, za predpokladu, že ich ceny sú vyjadrené v rovnakej mene. Relatívna PPP na druhej strane tvrdí, že bilaterálny výmenný kurz by sa mal v dlho-

¹ Príspevok bol spracovaný v rámci riešenia grantovej úlohy VEGA 1/4652/07 „Analýza aktuálnych problémov vývoja slovenskej ekonomiky pred vstupom do Európskej menovej únie – ekonometrický prístup“.

dobom časovom horizonte prispôbiť tak, aby zodpovedal rozdielom v mierach inflácie v analyzovaných krajinách.

Hoci vzťah medzi výmenným kurzom a národnými cenovými hladinami bol pravdepodobne známy dokonca už v 16. storočí (pozri [13]), o spopularizovanie PPP sa zaslúžil až začiatkom 20. storočia švédsky ekonóm Gustav Cassel. Testovanie platnosti PPP sa najmä od nástupu flexibilných výmenných kurzov v 70. rokoch 20. storočia stalo predmetom záujmu mnohých ekonómov. Do polovice 80. rokov minulého storočia sa testovanie parity kúpnej sily realizovalo predovšetkým na základe regresného modelu, pričom na odhad jeho parametrov sa používala metóda najmenších štvorcov, prípadne zovšeobecnená metóda najmenších štvorcov. V polovici 80. rokov minulého storočia sa testovanie PPP začína uberať novým smerom, čo súvisí s prudkým rozvojom ekonometrie nestacionárnych časových radov. Platnosť PPP sa začína testovať pomocou testov jednotkového koreňa, prípadne kointegračných metód. Podrobný historický prehľad z tejto oblasti možno nájsť napr. v [5], [20] alebo v [22].

Analýza PPP založená na testovaní dlhodobého vzťahu medzi výmenným kurzom a národnými cenovými hladinami predstavuje veľmi zaujímavú a lákavú problematiku i pre krajiny strednej a východnej Európy, ktoré v poslednom období prešli procesom výrazných ekonomických a politických zmien. Christev a Noorbakhsh v [12] skúmali platnosť PPP v šiestich stredoeurópskych krajinách (Bulharsko, Česká republika, Maďarsko, Poľsko, Rumunsko a Slovensko) v období 1991 – 1998, pričom síce čiastočne potvrdili platnosť dlhodobej rovnováhy medzi cenami a výmennými kurzmi, zistili však porušenie podmienok týkajúcich sa zákona jednej ceny. Bahmani-Oskooee a Barry v [2] sa zaoberali testovaním platnosti PPP pre ruský rubel vo vzťahu k americkému doláru v období 1991 – 1995, pričom výsledky potvrdili existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi výmenným kurzom a relatívnymi cenami. Pufnik v [19] analyzoval chorvátsku ekonomiku v období 1991 – 1996, avšak platnosť PPP sa s použitím Engleho – Grangerovej kointegračnej procedúry v analyzovanom období nepodarilo preukázať. Barlow v [3] skúmal platnosť PPP pre Poľsko, Českú republiku a Rumunsko v období 1994 – 2000 na báze Johansenovej metódy kointegrácie a dospel k rôznym výsledkom v závislosti od analyzovaných výmenných kurzov v jednotlivých krajinách. Boršič a Bekö sa v [4] zaoberali platnosťou PPP v Slovinsku a v Maďarsku v období 1992 – 2001, jej platnosť však nepotvrdili. Sideris v [23] testoval platnosť dlhodobej PPP pre mesačné dáta v 17 krajinách strednej a východnej Európy vo vzťahu k americkému doláru v období od začatia reforiem v jednotlivých krajinách do roku 2004 využívajúc Johansenovu kointegračnú metódu a taktiež kointegračné testy pre panelové dáta. Analýzu zrealizoval najskôr pre každú krajinu zvlášť, pričom pre Slovenskú republiku sa existencia kointegračného vektora, a teda platnosť PPP ako trojstranného vzťahu (výmenný kurz, domáca cenová hladina, zahraničná cenová hladina) v období január 1993 – január 2004 (s využitím umelej premennej pre január 1999) nepotvrdila. V prípade niektorých krajín analýza síce podporuje existenciu dlhodobej rovnováhy, avšak

koeficienty odhadnutých kointegračných vektorov porušujú podmienky symetricnosti a proporcionality.

Cieľom tohto príspevku je preskúmať platnosť dlhodobej PPP pre slovenskú korunu (SKK) vo vzťahu k euru (EUR) v období január 2002 – júl 2008 na báze Johansenovej kointegračnej metódy.

1 Testovanie parity kúpnej sily

Absolútna PPP vo svojej najjednoduchšej forme tvrdí, že výmenný kurz medzi dvoma menami je rovný pomeru cenových hladín v týchto krajinách. Označme symbolom P_t cenu spotrebného koša tovarov a služieb predávaného v domácej krajine (uvedenú v domácej mene) a ako P_t^* zodpovedajúcu cenu rovnakého spotrebného koša v zahraničí (uvedenú v zahraničnej mene). Potom pre príslušný výmenný kurz S_t na základe absolútnej PPP platí:

$$S_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (1)$$

Často sa možno stretnúť s formuláciou PPP v zmysle reálneho výmenného kurzu R_t v tvare:

$$R_t = S_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t} \quad (2)$$

z ktorého je zrejmé, že reálny výmenný kurz R_t by za predpokladu platnosti absolútnej PPP mal byť rovný 1. Platnosť absolútnej parity kúpnej sily je však často problematická z rôznych dôvodov, ako napr. existencia transakčných nákladov, taríf a ciel, rôznych bariér obchodu a pod. Tieto faktory totiž obmedzujú rýchlu reakciu spotrebiteľov a firiem na medzinárodné rozdiely v cenách jednotlivých tovarov a zabraňujú tým vyrovnaniu absolútnych cenových hladín (po vyjadrení v rovnakej mene) v týchto krajinách. K ďalším faktorom spôsobujúcim odchýlky krátkodobého výmenného kurzu od jeho hodnoty na základe PPP patrí napr. rozdielna štruktúra spotrebných košov, odlišný systém váh zastúpenia jednotlivých tovarov, či existencia tzv. neobchodovateľných tovarov. Z uvedených dôvodov sa v oveľa väčšej miere používa relatívna PPP, ktorá v zjednodušenej podobe, za predpokladu, že miery inflácie nie sú príliš vysoké, tvrdí, že percentuálna zmena vo výmennom kurze medzi dvoma menami v ľubovoľnom časovom intervale je približne rovná rozdielu medzi percentuálnymi zmenami v národných cenových hladinách.

Ako už bolo vyššie uvedené, problematike PPP sa venuje široké spektrum štúdií. Podobne, ako sa v jednotlivých štúdiách líšia analyzované meny, líši sa aj spôsob skúmania PPP – podľa toho, či sa PPP chápe ako trojstranný vzťah medzi výmenným kurzom, domácimi cenami a zahraničnými cenami, prípadne ako dvoj-

stranný vzťah medzi výmenným kurzom a pomerom domácej a zahraničnej cenovej hladiny alebo sa skúma len reálny výmenný kurz.

Testovanie platnosti PPP sa zvyčajne realizuje na logaritmických transformáciách premenných S_t , P_t a P_t^* označovaných s_t , p_t a p_t^* . Najvšeobecnejší model testovania PPP má tvar

$$s_t = \varphi_0 + \varphi_1 p_t - \varphi_2 p_t^* + \varepsilon_t, \quad (3)$$

kde φ_0 , φ_1 a φ_2 sú neznáme parametre a ε_t reprezentuje krátkodobú odchýlku od PPP v období t . V prípade už spomínaného trojstranného vzťahu sa nevyžaduje, aby zmeny v domácej a zahraničnej cenovej hladine mali symetrický a proporcionálny vplyv na nominálne výmenné kurzy (t. j. $\varphi_1 = \varphi_2 = 1$). Chápanie PPP ako dvojstranného vzťahu implicitne predpokladá splnenie podmienky symetrickosti, t. j. cenové koeficienty rovnakej veľkosti, ale s opačným znamienkom, t. j. $\varphi_1 = \varphi_2 = 1$, pričom vzťah (3) možno potom prepísať v tvare

$$s_t = \varphi_0 + \varphi_1 (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Analýza reálneho výmenného kurzu zasa predpokladá splnenie podmienky symetrickosti i proporcionality², t. j.:

$$s_t + p_t^* - p_t = \varphi_0 + \varepsilon_t \quad (5)$$

Venujme sa najskôr analýze najmenej reštriktívnej verzii PPP ($\varphi_1 \neq \varphi_2 \neq 1$) popísanej vzťahom (3), v ktorom jedinou podmienkou zostávajú „správne“ znamienka koeficientov. Ako sme už vyššie uviedli, na testovanie PPP sa v minulosti používala najmä metóda najmenších štvorcov, resp. jej zovšeobecnená verzia. Neskorší vývoj ekonometrie v oblasti nestacionarity ukázal, že väčšina ekonomických premenných je nestacionárna, z čoho vyplýva, že použitie štandardných t štatistík je neadekvátne. K vyriešeniu tejto situácie prispela aplikácia kointegračných metód, ktorých podstatou je analýza, či lineárna kombinácia nestacionárnych premenných má stacionárny charakter. Existencia kointegrácie medzi nominálnymi výmennými kurzami, domácou cenovou hladinou a zahraničnou cenovou hladinou (vzťah (3)) vyjadrená kointegračným vektorom $(1, \varphi_1, -\varphi_2)$ je totiž podľa [9] dôkazom platnosti teórie PPP.

Keďže v prípade vzťahu (3) ide o preskúmanie existencie stacionárnej lineárnej kombinácie troch premenných, je potrebné použiť Johansenovu kointegračnú metódu (pozri [15], [16]), ktorú možno vo všeobecnosti použiť v prípade skúmania

² Platnosť absolútnej parity kúpnej sily predpokladá vo všetkých troch prípadoch i splnenie podmienky $\varphi_0 = 0$. Relatívna verzia PPP však umožňuje, aby $\varphi_0 \neq 0$, keďže prepravné a transakčné náklady spolu s odlišnými tovarmi tvoriacimi spotrebný kôš a ich odlišnými váhami v cenových indexoch domácej a zahraničnej krajiny môžu spôsobiť chyby merania, ktoré nemožno interpretovať ako porušenie PPP.

kointegrácie aj medzi viac ako dvoma premennými (na rozdiel od Engleho – Grangerovej kointegračnej metódy [7]). Johansenovu kointegračnú metódu možno teda, samozrejme, aplikovať aj pri skúmaní kointegrácie medzi dvoma premennými vo vzťahu (4). Overenie platnosti PPP pri testovaní reálneho výmenného kurzu vo vzťahu (5) predpokladá otestovanie jeho stacionarity pomocou niektorého z testov jednotkového koreňa (pozri napr. [6]). Je zrejme, že potvrdenie platnosti najmenej reštriktívnej verzie PPP (3) je nevyhnutnou podmienkou platnosti „prísnejšej“ verzie PPP (4) a k stacionarite reálneho výmenného kurzu (5). Pri neexistencii dlhodobého kointegračného vzťahu, ako uvádza Pufnik v [19], možno automaticky prijať záver, že reálny výmenný kurz nemá charakter stacionárneho procesu s nulovou strednou hodnotou (v absolútnej verzii klasickej teórie PPP), resp. s konštantnou strednou hodnotou (v relatívnej verzii PPP).

2 Johansenova kointegračná metóda

Johansenova kointegračná metóda je založená na metóde maximálnej vierohodnosti, umožňuje simultánny odhad parametrov systému a nevyžaduje definovanie, ktorá premenná je endogénna. Vzhľadom na skutočnosť, že Johansenova kointegračná metóda umožňuje vo všeobecnosti analýzu kointegrácie medzi N premennými, môže v takomto prípade existovať až do $N-1$ kointegračných vektorov. Celá procedúra je založená na nasledovnej vektorovo autoregresnej (Vector Autoregression – VAR) reprezentácii vektora N premenných \mathbf{x}_t ($t = 1, 2, \dots, T$):

$$\mathbf{x}_t = \Pi_1 \mathbf{x}_{t-1} + \Pi_2 \mathbf{x}_{t-2} + \dots + \Pi_k \mathbf{x}_{t-k} + \mathbf{u}_t \quad (6)$$

kde u_1, u_2, \dots, u_T sú N -dimenzionálne nezávislé rovnako rozdelené normálne premenné a \mathbf{x}_t je vektor všetkých endogénnych premenných v systéme. V analyzovanom prípade má vektor \mathbf{x}_t dimenziu $N = 3$, resp. $N = 2$, keďže obsahuje tri endogénne premenné s_t, p_t a p_t^* definované vo vzťahu (3), resp. dve endogénne premenné s_t a $(p_t - p_t^*)$ definované vo vzťahu (4).

Ak všetky premenné \mathbf{x}_t možno stacionarizovať jedným diferencovaním, možno model (6) prepísať vo forme vektorového modelu s korekčným členom (Vector Error Correction Model – VECM) v tvare:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \Gamma_2 \Delta \mathbf{x}_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{x}_{t-k+1} + \Pi \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (7)$$

$$\text{kde} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \Pi_j \quad (i = 1, 2, \dots, k-1) \quad \text{a} \quad \Pi = - \left(\mathbf{I} - \sum_{j=1}^k \Pi_j \right). \quad (8)$$

Matica Π ($N \times N$) obsahuje informáciu týkajúcu sa dlhodobých vzťahov. Hodnota r ($0 < r < N$) matice Π udáva počet kointegračných vektorov v systéme VAR.

Matica Π môže byť rozdelená na dve matice α a β (obidve s rozmerom $N \times r$) tak, že $\Pi = \alpha\beta'$, pričom prvky matice α nazývame koeficienty prispôsobenia sa a každému stĺpcu matice β zodpovedá jeden kointegračný vektor (pozri [16]).

Na určenie počtu kointegračných vektorov, t. j. hodnosti matice Π , sa používajú dve štatistiky. Štatistika stopy (trace test statistic) λ_{trace} testuje nulovú hypotézu H_0 : počet kointegračných vektorov je menší alebo rovný ako r oproti alternatívnej hypotéze H_1 : počet kointegračných vektorov je N , pričom N je počet endogénnych premenných pre $r = 0, 1, \dots, N - 1$. Štatistika stopy λ_{trace} má tvar:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

kde T predstavuje počet použiteľných pozorovaní a $\hat{\lambda}_i$ je i -ta maximálna charakteristická hodnota matice Π v rovnici (8). Štatistika maxima charakteristických hodnôt (maximum eigenvalue test statistic) λ_{max} testuje hypotézu H_0 : počet kointegračných vektorov je rovný r oproti H_1 : počet kointegračných vektorov je rovný $(r + 1)$. Štatistika maxima charakteristických hodnôt λ_{max} je definovaná takto:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

Testovacia procedúra sa v obidvoch prípadoch končí prvým nezamietnutím H_0 , pričom počet kointegračných vektorov je potom rovný hodnote r z tejto H_0 . Obidve vyššie uvedené testovacie štatistiky majú X^2 -rozdelenie s $(N - r)$ stupňami voľnosti, pričom N je počet endogénnych premenných a r je hodnosť matice Π .

Pri určovaní hodnosti matice Π môžu vzniknúť 3 situácie (pozri napr. [1], [26]):

1. Ak hodnosť matice Π je rovná N (t. j. $r = N$), potom premenné v \mathbf{x}_t sú stacionárne, t. j. $I(0)$, a model VAR by v tomto prípade mal byť formulovaný v pôvodných úrovniach.
2. Ak hodnosť matice Π je rovná 0 (t. j. $r = 0$), znamená to neexistenciu kointegračných vzťahov a je vhodné použiť model VAR formulovaný v prvých diferenciách.
3. Ak hodnosť matice Π je menšia ako N (t. j. $r < N$) a existuje teda $r < N$ kointegračných vzťahov, potom model VAR možno formulovať vo forme VECM.

Johansenovu kointegračnú metódu možno zhrnúť do niekoľkých krokov (pozri napr. [1], [26]). V prvom kroku treba otestovať rád integrácie každej z použitých premenných napríklad pomocou rozšíreného Dickeyho – Fulleroého ADF (Augmented Dickey – Fuller) testu (pozri napr. [6]). Nasleduje určenie vhodnej dĺžky oneskorenia vo VAR modeli formulovanom v pôvodných úrovniach prostredníctvom

Akaikovo informačného kritéria (AIC), Schwarzovho kritéria (SC), kritéria pomeru vierohodností (LR), prípadne iného kritéria.

V ďalšom kroku je potrebné zvoliť vhodnú formu modelu, t. j. rozhodnúť o zahrnutí, resp. nezahrnutí konštanty a / alebo trendu do modelu VAR a do kointegračnej rovnice (CE) napríklad na základe tzv. Pantulovho princípu (pozri napr. [1]). Vo všeobecnosti možno uvažovať päť rôznych špecifikácií modelu:

1. bez konštanty a trendu v CE a VAR,
2. s konštantou (bez trendu) v CE, bez trendu a bez konštanty vo VAR,
3. s konštantou v CE a VAR, bez trendu v CE a VAR,
4. s konštantou v CE a VAR, s lineárnym trendom v CE, bez trendu vo VAR,
5. s konštantou a kvadratickým trendom v CE, s konštantou a lineárnym trendom vo VAR.

Keďže z hľadiska ekonomickej teórie je aplikácia modelov 1 a 5 nepravdepodobná, redukuje sa výber vhodného tvaru na modely 2 – 4. V súlade s Pantulovým princípom odhadneme všetky tri alternatívne modely a pohybujúc sa od modelu 2 k modelu 4 porovnávame hodnoty λ_{trace} a λ_{max} s kritickými hodnotami. Vyberáme ten model, pre ktorý nemožno prvýkrát zamietnuť H_0 .

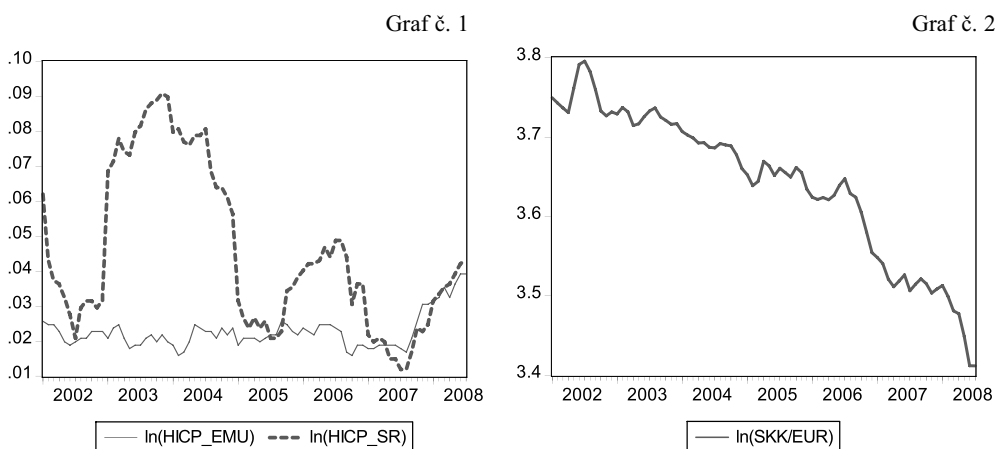
Po určení hodnosti matice Π , t. j. počtu kointegračných vektorov, nasleduje odhad zodpovedajúceho modelu.

3 Empirické výsledky

V súvislosti so vstupom Slovenskej republiky do Európskej hospodárskej a menovej únie (EMÚ) od 1. 1. 2009 sme sa v tomto článku zamerali na overenie platnosti parity kúpnej sily na Slovensku v období pred prijatím spoločnej meny euro. Analýza sa zrealizovala v programovom systéme EViews 5.1 pomocou Johansenovej kointegračnej metódy na mesačných hodnotách v období január 2002 – júl 2008 (79 údajov) vychádzajúc zo vzťahov (3) a (4). Na popis vývoja cenových hladín na Slovensku a v EMÚ sme použili medziročné mesačné hodnoty harmonizovaných indexov spotrebiteľských cien v logaritmickej tvare a v logaritmickej tvare sme vyjadrili i mesačné hodnoty výmenného kurzu SKK/EUR, pričom všetky údaje sme získali z internetovej stránky Eurostatu [28] a Európskej centrálnej banky [27].

3.1 Testovanie PPP ako trojstranného vzťahu – vzťah (3)

Priebeh analyzovaných časových radov zo vzťahu (3) je súčasťou grafov č. 1 a č. 2, na základe ktorých možno predpokladať ich nestacionárny charakter.



Stacionaritu časových radov logaritmov harmonizovaných indexov spotrebiteľských cien i logaritmu výmenného kurzu sme otestovali i prostredníctvom ADF testu. Výsledky ADF testov pre jednotlivé časové rady uvedené v tabuľke č.1 preukazujú nestacionárny charakter (existenciu jedného jednotkového koreňa) v prípade všetkých časových radov.

Tab. č. 1

Výsledky ADF testov

	Úroveň			1. diferencie
	s trendom i s konšt.	len s konšt.	bez trendu i bez konšt.	s trendom i s konšt.
ln(HICP_EMU)	-1,25150	-0,51354	0,59364	-8,45674***
ln(HICP_SR)	-1,42318	-1,45394	-0,93045	-7,53478***
ln(SKK/EUR)	-2,65816	1,53527	-1,96023	-4,61193***

Poznámka: Symbol *** označuje zamietnutie H_0 o existencii jednotkového koreňa na hladine významnosti 0,01.

Vzhľadom na to, že všetky analyzované časové rady obsahujú jeden jednotkový koreň, t. j. sú integrované rádu $1 - I(1)$, pokračujeme ďalším krokom, a to určením dĺžky oneskorenia vo VAR modeli. Po preskúmaní viacerých variantov maximálneho možného oneskorenia sme na základe kritéria pomeru vierohodností (LR) zvolili dĺžku oneskorenia 6. Spomedzi modelov 2 – 4 sme pomocou Pantulovho princípu (výsledky pozri v tabuľke č. 2) na základe štatistiky stopy i štatistiky maxima charakteristických hodnôt zvolili model 3, predpokladajúci stochastický charakter všetkých trendov.

Tab. č. 2

Výber vhodného modelu na základe Pantulovho princípu

r	N-r	Model 2	Model 3	Model 4
Trace statistic				
0	3	61,72792	48,74733	56,48897
1	2	24,58970	15,42017*	23,08712
2	1	4,838195	4,780845	9,246251
Maximum eigenvalue statistic				
0	3	37,13823	33,32716	33,40184
1	2	19,75150	10,63932*	13,84087
2	1	4,838195	4,780845	9,246251

Poznámka: Symbol * označuje model, pre ktorý nemožno prvýkrát zamietnuť H_0 .

Z tabuľky č. 2 je zrejماً existencia jedného kointegračného vektora, t. j. hodnota matice Π je rovná 1, znamená to, že model VAR možno formulovať vo forme nasledujúceho VECM, ktorý predstavuje syntézu krátkodobých a dlhodobých rovnovážnych vzťahov:

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & 0,065143(s_{t-1} - 2,799p_{t-1} - 1,653p_{t-1}^* - 3,471) + 0,284\Delta s_{t-1} - 0,402\Delta s_{t-2} + 0,308\Delta s_{t-3} - \\ & - 0,305\Delta s_{t-4} - 0,209\Delta s_{t-5} - 0,175\Delta s_{t-6} - 0,316\Delta p_{t-1} - 0,251\Delta p_{t-2} - 0,148\Delta p_{t-3} + \\ & + 0,214\Delta p_{t-4} + 0,324\Delta p_{t-5} + 0,666\Delta p_{t-6} + 1,174\Delta p_{t-1}^* + 1,464\Delta p_{t-2}^* + 1,059\Delta p_{t-3}^* + \\ & + 0,584\Delta p_{t-4}^* + 0,629\Delta p_{t-5}^* - 0,401\Delta p_{t-6}^* - 0,007 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & 0,048904(s_{t-1} - 2,799p_{t-1} - 1,653p_{t-1}^* - 3,471) + 0,020\Delta s_{t-1} + 0,105\Delta s_{t-2} - 0,171\Delta s_{t-3} - \\ & - 0,055\Delta s_{t-4} - 0,096\Delta s_{t-5} - 0,047\Delta s_{t-6} - 0,003\Delta p_{t-1} + 0,041\Delta p_{t-2} - 0,002\Delta p_{t-3} + \\ & + 0,255\Delta p_{t-4} + 0,397\Delta p_{t-5} - 0,047\Delta p_{t-6} + 1,330\Delta p_{t-1}^* + 0,275\Delta p_{t-2}^* + 0,378\Delta p_{t-3}^* + \\ & + 0,730\Delta p_{t-4}^* - 0,404\Delta p_{t-5}^* + 0,754\Delta p_{t-6}^* - 0,001 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta p_t^* = & -0,008609(s_{t-1} - 2,799p_{t-1} - 1,653p_{t-1}^* - 3,471) + 0,034\Delta s_{t-1} + 4 \cdot 10^{-5} \Delta s_{t-2} + 0,001\Delta s_{t-3} - \\ & - 0,021\Delta s_{t-4} + 0,067\Delta s_{t-5} + 0,004\Delta s_{t-6} + 0,056\Delta p_{t-1} + 0,021\Delta p_{t-2} - 0,036\Delta p_{t-3} - \\ & - 0,069\Delta p_{t-4} + 0,010\Delta p_{t-5} - 0,064\Delta p_{t-6} + 0,014\Delta p_{t-1}^* - 0,175\Delta p_{t-2}^* - 0,210\Delta p_{t-3}^* + \\ & + 0,058\Delta p_{t-4}^* - 0,160\Delta p_{t-5}^* + 0,001\Delta p_{t-6}^* + 0,001 \end{aligned}$$

Dlhodobá informácia je zahrnutá v kointegračnom vektore (pozri obsah zátvoriek vo vyššie uvedených rovniciach modelu), krátkodobú dynamiku zase vyjadrujú premenné v prvých diferenciách. Existencia kointegračného vektora síce naznačuje možnú existenciu dlhodobej rovnováhy, avšak znamienka odhadov parametrov kointegračného vektora nie sú v súlade so vzťahom (3), t. j. kladná hodnota znamienka pri domácich cenách a záporná hodnota pri zahraničných cenách, znamená to teda,

že prezentované výsledky nesvedčia v prospech platnosti PPP. Koefficienty prispôsobenia, t. j. hodnoty 0,065143, 0,048904 a $-0,008609$, sú štatisticky významné, čo svedčí o oprávnenosti použitia mechanizmu korekcie chyby.

V záujme posúdenia kvality VECM sme otestovali rezíduá na nekorelovanosť a normalitu. Vzhľadom na výsledky testu Lagrangeových multiplikátorov (LM – Lagrange multiplier) $LM(6) = 16,456$ možno rezíduá až do oneskorenia 6 (práve 6 oneskorení bolo vyššie identifikovaných ako optimálna dĺžka na základe kritéria LR) považovať na hladine významnosti 0,01 za nekorelované. Normalitu rezíduí sme otestovali pomocou Urzuovho testu normality, ktorý je rozšírením Jarqueho – Berovho testu normality rezíduí (bližšie pozri [25], [29]). Hodnoty Jarqueho – Berovej štatistiky pre jednotlivé rovnice VECM (Component) i spolu (Joint), počet stupňov voľnosti (df) a hodnoty p-value (Prob.) sú súčasťou tabuľky č. 3, z ktorej vyplýva, že podmienka normality je porušená pre prvú a tretiu rovnicu VECM a splnená pre druhú rovnicu tohto modelu. Hodnota združenej testovacej štatistiky 45,35480 taktiež svedčí v neprospech normálneho rozdelenia. V súvislosti s porušením podmienky normality však Islam a Ahmed v [14] uvádzajú, že odchýlky od normality nespôsobujú neplatnosť výsledkov testov kointegrácie.

Tab. č. 3

Výsledky testu normality (multivariate normality test – Urzua)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	11,35153	2	0,0034
2	2,218036	2	0,3299
3	8,226362	2	0,0164
Joint	45,35480	25	0,0076

O stabilite odhadnutého VECM svedčia výsledky v tabuľke č. 4, ktorá obsahuje inverzné korene charakteristického AR polynómu, pričom v prípade VECM s tromi endogénnymi premennými a jedným kointegračným vektorom sa potvrdilo, že práve dva korene sú rovné 1.

Tab. č. 4

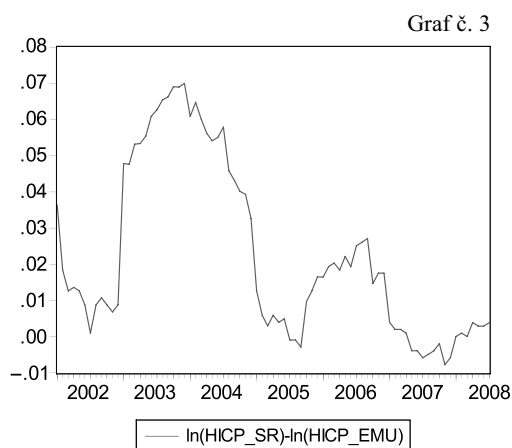
Inverzné korene charakteristického AR polynómu

Root	Modulus
1,000000	1,000000
1,000000	1,000000
0,904957	0,904957
$-0,188369 + 0,865720i$	0,885976
$-0,188369 - 0,865720i$	0,885976
$-0,850549 + 0,184606i$	0,870352
$-0,850549 - 0,184606i$	0,870352
$0,057247 + 0,842549i$	0,844491
$0,057247 - 0,842549i$	0,844491

$0,601369 - 0,592114i$	0,843945
$0,601369 + 0,592114i$	0,843945
$-0,635199 - 0,534643i$	0,830254
$-0,635199 + 0,534643i$	0,830254
$0,796411 + 0,207391i$	0,822972
$0,796411 - 0,207391i$	0,822972
$0,298129 + 0,671021i$	0,734268
$0,298129 - 0,671021i$	0,734268
$-0,392528 - 0,547023i$	0,673285
$-0,392528 + 0,547023i$	0,673285
$0,465842 + 0,195786i$	0,505312
$0,465842 - 0,195786i$	0,505312
VEC specification imposes 2 unit root(s).	

3.2 Testovanie PPP ako dvojstranného vzťahu – vzťah (4)

Hoci sa platnosť PPP v zmysle vzťahu (3) nepotvrdila, budeme sa aj napriek vyššie uvedeným zdôvodneniam venovať i testovaniu PPP zo vzťahu (4). Znamená to teda otestovanie existencie dlhodobého kointegračného vzťahu medzi logaritmom výmenného kurzu a logaritmom relatívnej cenovej hladiny. V prvom kroku stačí otestovať stacionaritu časového radu logaritmu relatívnej cenovej hladiny, keďže nestacionárny charakter časového radu logaritmu výmenného kurzu $I(1)$ sme identifikovali pri analýze vzťahu (3). O tom, že časový rad logaritmu relatívnej cenovej hladiny má taktiež charakter $I(1)$ svedčí jednak graf č. 3, jednak výsledky ADF testu v tabuľke č. 5.



Tab. č. 5

Výsledky ADF testu

ln(HICP_SR)-ln(HICP_EMU)		
Úroveň	s trendom i s konšt.	-1,51618
	len s konšt.	-1,21152
	bez trendu i bez konšt.	-1,25201
1.diferencie	s trendom i s konšt.	-8,12992***

Poznámka: Symbol *** označuje zamietnutie H_0 o existencii jednotkového koreňa na hladine významnosti 0,01.

Vhodná dĺžka oneskorenia vo VAR modeli bola opäť na základe kritéria pomeru vierohodností (LR) 6. Na výber vhodnej formy modelu s ohľadom na prítomnosť konkrétnych deterministických zložiek (t. j. výber spomedzi modelov 2 – 4) sme opäť aplikovali Pantulov princíp – pozri tabuľku č. 6. Na základe štatistiky stopy by do úvahy pripadal model 4 s nepotvrdenou existenciou kointegrácie (výber modelu 4, keďže tento obsahuje trend v CE, je navyše priamo v protiklade s teóriou PPP). Na základe štatistiky maxima charakteristických hodnôt vyberáme model 3 pri potvrdení existencie jedného kointegračného vektora, čo svedčí v prospech možnosti potvrdenia platnosti PPP.

Tab. č. 6

Výber vhodného modelu na základe Pantulovho princípu

r	N-r	Model 2	Model 3	Model 4
Trace statistic				
0	2	32,06025	20,40901	23,97671*
1	1	12,87197	1,27946	1,74082
Maximum eigenvalue statistic				
0	2	19,18827	19,12955	22,23589
1	1	12,87197	1,27946*	1,74082

Poznámka: Symbol * označuje model, pre ktorý nemožno prvýkrát zamietnuť H_0 .

Model VAR formulovaný vo forme VECM má pri existencii jedného kointegračného vektora tvar:

$$\Delta s_t = 0,018673[s_{t-1} - 4,552(p_{t-1} - p_{t-1}^*) - 3,531] + 0,405\Delta s_{t-1} - 0,381\Delta s_{t-2} + 0,302\Delta s_{t-3} - 0,222\Delta s_{t-4} - 0,209\Delta s_{t-5} - 0,034\Delta s_{t-6} - 0,136\Delta(p_{t-1} - p_{t-1}^*) - 0,165\Delta(p_{t-2} - p_{t-2}^*) - 0,131\Delta(p_{t-3} - p_{t-3}^*) + 0,202\Delta(p_{t-4} - p_{t-4}^*) + 0,143\Delta(p_{t-5} - p_{t-5}^*) + 0,455\Delta(p_{t-6} - p_{t-6}^*) - 0,005$$

$$\Delta(p_t - p_t^*) = 0,04011[s_{t-1} - 4,552(p_{t-1} - p_{t-1}^*) - 3,531] + 0,045\Delta s_{t-1} + 0,137\Delta s_{t-2} - 0,154\Delta s_{t-3} - 0,024\Delta s_{t-4} - 0,170\Delta s_{t-5} + 0,023\Delta s_{t-6} - 0,031\Delta(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + 0,106\Delta(p_{t-2} - p_{t-2}^*) + 0,105\Delta(p_{t-3} - p_{t-3}^*) + 0,301\Delta(p_{t-4} - p_{t-4}^*) + 0,362\Delta(p_{t-5} - p_{t-5}^*) + 0,013\Delta(p_{t-6} - p_{t-6}^*) - 7,96 \cdot 10^{-5}$$

Koeficient prispôsobenia 0,018673 však nie je štatisticky významný, keďže zodpovedajúca hodnota t – štatistiky je len 1,072, druhý koeficient prispôsobenia 0,04011 je však vysoko štatisticky významný (hodnota t – štatistiky je 4,136). Pre posúdenie platnosti PPP je okrem existencie kointegračného vektora podstatná aj hodnota odhadu parametra φ_1 vo vzťahu (4). Keďže hodnota φ_1 je v tomto prípade v protiklade s predpokladmi PPP, platnosť PPP nemožno ani v prípade vzťahu (4) potvrdiť.

Neexistenciu sériovej korelácie rezíduí v odhadnutom VECM na hladine významnosti 0,01 až do oneskorenia 6 potvrdzujú hodnoty $LM(6) = 1,498078$. Z výsledkov Urzuovho testu normality uvedených v tabuľke č. 7 je zřejmé porušenie normality, čo však nie je dôvodom spochybnenia výsledkov testov kointegrácie (pozri napr. [14]).

Tab. č. 7

Výsledky testu normality (multivariate normality test – Urzua)

Component	Jarque-Bera	df	Prob,
1	8,232984	2	0,0163
2	28,23034	2	0,0000
Joint	39,09249	9	0,0000

Spomedzi inverzných koreňov charakteristického AR polynómu, uvedených v tabuľke č. 8, je práve jeden rovný 1, čo svedčí o stabilite odhadnutého VECM s dvoma endogénnymi premennými a jedným kointegračným vektorom.

Tab. č. 8

Inverzné korene charakteristického AR polynómu

Root	Modulus
1,000000	1,000000
0,917341 – 0,196097i	0,938066
0,917341 + 0,196097i	0,938066
–0,229179 – 0,797734i	0,830002
–0,229179 + 0,797734i	0,830002
–0,649466 – 0,466547i	0,799670
–0,649466 + 0,466547i	0,799670
0,073739 – 0,794504i	0,797919
0,073739 + 0,794504i	0,797919
0,544796 – 0,555857i	0,778318
0,544796 + 0,555857i	0,778318
–0,733710	0,733710
0,348340	0,348340
0,280619	0,280619
VEC specification imposes 1 unit root(s).	

Záver

S ohľadom na vyššie prezentované výsledky analýz možno konštatovať, že platnosť PPP, vychádzajúc zo vzťahov (3), resp. (4) s použitím Johansenovej kointegračnej metódy, nebola potvrdená. Z tohto dôvodu sme sa už testovaním stacionarity logaritmu reálneho výmenného kurzu pomocou ADF testu nezaoberali. Za jeden z dôvodov neplatnosti PPP pre Slovensko možno považovať (podobne ako uvádzajú

Boršič a Bekö v [4] pri analýze platnosti PPP v Slovinsku a v Maďarsku) reálne zhodnocovanie domácej meny – slovenskej koruny v sledovanom období, čo bolo čiastočne spôsobené rýchlejším rastom cien domácich obchodovateľných tovarov v porovnaní s obchodovateľnými tovarmi vyspelých európskych krajín, v oveľa väčšej miere však rýchlejším rastom cien neobchodovateľných tovarov v porovnaní s obchodovateľnými tovarmi na Slovensku opäť v porovnaní s vyspelými trhovými ekonomikami.

Keďže v jednotlivých štúdiách (prehľad viacerých štúdií pozri napr. [5], [24]) sú výsledky testovania PPP vo forme trojstranného vzťahu (3), resp. dvojstranného vzťahu (4) pri testovaní štvrtročných, resp. mesačných údajov, rôznych výmenných kurzov, rôznych typov cenových indexov a analyzovaného obdobia, odlišné, je jednoznačné hodnotenie výhodnosti, resp. nevýhodnosti použitia vzťahu (3), resp. (4) na analýzu značne problematické.

Literatúra

- [1] ASTERIOU, D. – HALL, S. G.: *Applied Econometrics. A Modern Approach using EViews and Microfit*. Houndmills, Basingstoke, Hampshire and New York: Palgrave Macmillan, 2007.
- [2] BAHMANI-OSKOOEE, M. – BARRY, M.: The Purchasing Power Parity and the Russian Ruble. In: *Comparative Economic Studies* (Association for Comparative Economic Studies) 39, Spring 1997, č. 1, s. 82 – 94.
- [3] BARLOW, D.: Purchasing Power Parity in Three Transition Economies. In: *Economics of Planning* 36, 2004, č. 3, s. 201 – 221.
- [4] BORŠIČ, D. – BEKÖ, J.: *Empirical Evidence on Purchasing Power Parity in Two Transition Countries: The Case of Slovenia and Hungary*. (http://evenements.univ-lille3.fr/recherche/jemb/programme/papiers/borsic_beko_lille06.pdf)
- [5] BREUER, J. B.: An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity. In: Williamson, J.: *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington, D.C.: Institute for International Economics, 1994.
- [6] ENDERS, W.: *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley&Sons, Inc., 1995.
- [7] ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J.: Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. In: *Econometrica* 55, 1987, s. 251 – 276.
- [8] GRANGER, C. W. J.: Developments in the study of cointegrated economic variables. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 1986, s. 213 – 228.
- [9] CHEN, B.: Long-Run Purchasing Power Parity: Evidence from some European Monetary System Countries. In: *Applied Economics* 27, č. 4, s. 377 – 383.
- [10] CHOCHOLATÁ, M.: *Modely a metódy pre analýzu výmenného kurzu*. Dizertačná práca, Bratislava: KOVE FHI EU, 2005.
- [11] CHOCHOLATÁ, M.: Validity of the Purchasing Power Parity in the V4 Countries. In: *International Journal of Pure and Applied Mathematics* 35, 2007, č. 1, Publishing House “Academic Publications”, s. 17 – 29.
- [12] CHRISTEV, A. – NOORBAKHS, A.: Long – Run Purchasing Power Parity, Prices and Exchange Rates in Transition. The Case of Six Central and East European Countries. In: *Global Finance Journal* 11, 2000, č. 1 – 2, s. 87 – 108.
- [13] ISARD, P.: *Exchange Rate Economics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.

- [14] ISLAM, A. M. – AHMED, S. M.: The Purchasing Power Parity Relationship: Causality and Cointegration Tests Using Korea-U.S. Exchange Rate and Prices. In: *Journal of Economic Development* 24, December 1999, č. 2, s. 95 – 111.
- [15] JOHANSEN, S.: Statistical Analysis of Cointegration Vectors. In: *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, s. 231 – 254.
- [16] JOHANSEN, S. – JUSELIUS, K.: Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Demand for Money. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, May 1990, s. 169 – 210.
- [17] MacKINNON, J.: Critical values for Cointegration Tests. In: Engle, R. F. – Granger, C. W. J.: *Long-run Economic Relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1991, s. 267 – 276.
- [18] McNOWN, R. – WALLACE, M. S.: Cointegration tests of purchasing power parity among four industrial countries: results for fixed and flexible rates. In: *Applied Economics* 22, 1990, s. 1729 – 1737.
- [19] PUFNIK, A.: *Purchasing Power Parity As a Long- Run Equilibrium: Co-Integration Test in the Case of Croatia (1991–1996)*. In: *Croatian Economic Survey 1996-1999*, 2002, s. 29 – 54.
- [20] ROGOFF, K.: The Purchasing Parity Puzzle. In: *Journal of Economic Literature* 34, 1996, č. 2.
- [21] RUBLÍKOVÁ, E.: Purchasing Power Parity and Cointegration. In: *Ekonomika a informatika*, vedec-ký časopis FHI EU Bratislava, 2003, č.1.
- [22] SARNO, L. – TAYLOR, M. P.: Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate. In: *IMF Staff Papers* 49, 2002, č. 1, s. 65 – 105.
- [23] SIDERIS, D.: Purchasing Power Parity in economies in transition: evidence from Central and East European countries. In: *Working paper, University of Ioannina*, April 2005, (http://www.econ.uoi.gr/working_papers/sideris/sideris2.pdf).
- [24] SOSVILLA-RIVERO, S. – GARCÍA, E.: *Purchasing Power Parity. Documento de trabajo 2003-20*, FEDEA, December 2003. 49 s.
- [25] URZUA, C.M.: Omnibus Tests for Multivariate Normality Based on a Class of Maximum Entropy Distributions. In: *Advances in Econometrics* 12, 1997, Greenwich, Conn.: JAI Press, s. 341 – 358.
- [26] VINCÚR, P. et al.: *Úvod do prognostiky*. Bratislava: Sprint, 2007.
- [27] www.ecb.int
- [28] epp.eurostat.ec.europa.eu
- [29] EViews 5 User's Guide