

DLHODOBÁ ROVNOVÁHA PARÍT MEDZI SLOVENSKOU REPUBLIKOU A EURÓPSKOU ÚNIOU¹

Jana Juriová²³

Abstrakt:

Práca sa zaoberá empirickým skúmaním parít medzi Slovenskou republikou a Európskou úniou, pričom sa kladie dôraz najmä na finančnú stabilitu Slovenskej republiky a s tým súvisiacu dlhodobú udržateľnosť jej hospodárskeho rastu. Hlavným cieľom práce je overiť existenciu dlhodobých rovnovážnych parít medzi Slovenskou republikou a Európskou úniou. Predmetom skúmania boli dve parity fungujúce na medzinárodnom finančnom trhu - parita kúpnej sily a nekrytá parita úrokových mier. Kointegračná analýza potvrdila existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu pre paritu kúpnej sily za obdobie rokov 2000-2014, čo podporuje dlhodobú udržateľnosť hospodárskeho rastu Slovenskej republiky. Na druhej strane, nebola potvrdená kointegrácia parity krátkodobých ani dlhodobých úrokových mier, čo poukazuje na ešte stále prebiehajúci konvergenčný proces voči krajinám Európskej únie.

Kľúčové slová: parita kúpnej sily, nekrytá parita úrokových mier, kointegrácia, Johansenov prístup

Abstract:

The paper examines parities between the Slovak Republic and European Union stressing in particular the financial stability of the Slovak Republic and the related long-term sustainability of its economic growth. The main goal is to verify the existence of long-run equilibrium parities between the Slovak Republic and European Union. Under investigation were two parities of international financial market - purchasing power parity and uncovered

¹ Táto štúdia bola podporená výskumným projektom VEGA 2/0160/13.

² Ing. Jana Juriová, INFOSTAT, Leškova 16, 817 95 Bratislava, tel. 02 59379 383, e-mail: juriova@infostat.sk

³ Ing. Jana Juriová, PÚ SAV, Šancová 56, 811 05 Bratislava

interest rate parity. Cointegration analysis has confirmed the existence of long-run equilibrium relationship for purchasing power parity for the period 2000-2014, which supports long-term sustainability of Slovak economic growth. On the other hand, the cointegration of short-term and long-term interest rates has not been confirmed, which indicates a still ongoing convergence towards the countries of the European Union.

Keywords: purchasing power parity, uncovered interest rate parity, cointegration, Johansen approach

1. Úvod

Podmienky parity sú zásadné pre fungovanie medzinárodných finančných trhov a obzvlášť v prípade malých otvorených ekonomík. Skúmaniu parity kúpnej sily a nekrytej parity úrokovej miery sa venovali v poslednom období mnohé empirické štúdie (napr. Juselius a MacDonald, 2003; Stazka, 2008; Korap a Aslan, 2010; Cheng a ost., 2010). Postupná integrácia malej otvorenej ekonomiky Slovenskej republiky (SR) do európskych štruktúr bola spojená aj so zvyšovaním otvorenosti ekonomiky krajiny a v súčasnosti je väčšina zahraničného obchodu SR realizovaná do krajín Európskej únie (EÚ). Slovenská republika vstúpila do Európskej únie v roku 2004 a ešte tesnejšiu integráciu dosiahla v januári 2009 svojím vstupom do eurozóny.

Práca sa zaoberá skúmaním dlhodobých rovnovážnych vzťahov parity medzi Slovenskou republikou a Európskou úniou s osobitým zreteľom na transmisné mechanizmy prenášajúce globálne vplyvy do jednotlivých oblastí národného hospodárstva. Ide najmä o vplyvy na finančnú stabilitu a s tým súvisiacu udržateľnosť hospodárskeho rastu, sociálno-ekonomickú súdržnosť a konkurencieschopnosť ekonomiky. Ak totiž platia podmienky parity na medzinárodnom finančnom trhu, trhy tovarov a aktív krajín pôsobiacich na tomto trhu sú do veľkej miery integrované. Skúmanie podmienok parít nám teda môže pomôcť zistiť, do akej miery je ekonomika SR integrovaná s ekonomikou celej Európskej únie resp. či ešte prebieha konvergenčný proces.

Pri skúmaní podmienok parít sa v súčasnosti často využíva kointegračná analýza. Existenciu podmienky parity kúpnej sily Slovenskej republiky skúmali napr. Christev a Noorbakhsh (2000), ktorí sa zaoberali paritami šiestich krajín strednej a východnej Európy pomocou kointegračnej analýzy. Ich analýza podporila oscilovanie parity kúpnej sily okolo dlhodobej rovnováhy v prípade väčšiny skúmaných krajín. Existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu parity kúpnej sily SR voči USA potvrdzuje analýza Sideris (2006), v ktorej Johansenov test potvrdil existenciu jedného kointegračného vektora za obdobie rokov 1993-2004. Procesom konvergenzie všetkých štyroch višegráfskych krajín smerom k eurozóne pomocou skúmania podmienok parít sa zaoberala aj diskusná štúdia Passamani (2008), z ktorej vyplýva, že v skúmanom období rokov 1999-2008 bola ekonomika Slovenskej republiky na ceste konvergenzie k eurozóne. Zo súčasnejších prác spomenieme článok Hančlová (2011), kde sa podarilo odhadnúť dlhodobý kointegračný vzťah parity kúpnej sily pre SR za obdobie rokov

1999-2010 v rámci komplexnejšieho modelu. V tejto práci sa sústreďíme na analýzu podmienok parít jednotlivito za obdobie do konca roku 2014.

2. Teoretický koncept

Jadro teórie medzinárodných financií spočíva na zahraničných podmienkach parity. Zahraničné podmienky parity podrobne opisujú ako sú výmenné kurzy, úrokové sadzby a ceny navzájom prepojené na medzinárodnom trhu. Tieto vzťahy môžeme zhrnúť pomocou dvoch základných parít. Prvá je parita kúpnej sily meny (purchasing power parity - PPP) alebo hypotéza, že existuje dlhodobý rovnovážny devízový kurz krajiny. Druhá je parita úrokových mier (interest rate parity - IRP), ktorú určuje vzťah medzi výmennými kurzami a úrokovými diferenciálmi. Tieto dva vzťahy parity platia, ak sú trhy tovarov a aktív dokonale integrované, t.j. ak sú tovar a kapitál medzi krajinami úplne mobilné.

Na medzinárodných finančných trhoch kompenzuje výmenný kurz rôzne cenové hladiny a úrokové miery jednotlivých krajín. Základnými teoretickými mechanizmami, ktoré pracujú na medzinárodných finančných trhoch, sú zákon jednej ceny a koncept arbitráže. Zákon jednej ceny znamená, že identické tovary sa predávajú za rovnakú cenu po celom svete. Ak by však ceny po úprave devízového kurzu neboli rovnaké všade vo svete, arbitráž tovarov zaistí, že napokon rovnaké budú.

Parita kúpnej sily (PPP) vyjadruje rovnováhu medzi zahraničnou a domácou cenovou hladinou

$$E_t = \lambda \frac{P_t}{PS_t}, \quad (1)$$

kde E_t je nominálny výmenný kurz, P_t predstavuje domáci cenový index a PS_t je zahraničný cenový index. Podmienka parity kúpnej sily je založená na myšlienke, že súčasná cena koša tovarov vyjadrených v rovnakej mene je rovnaká na všetkých medzinárodných trhoch. Splnenie tejto podmienky poskytuje práve arbitráž na trhu tovarov. Konkrétne, ak sú tovary úplne mobilné medzi jednotlivými krajinami, arbitráž zaistí, že ceny tovarov vyjadrených v rovnakej mene sa vyrovnávajú prostredníctvom kurzových zmien. Výmenný kurz je upravovaný tak, aby zohľadnil zmeny v cenových hladinách medzi dvoma krajinami. To znamená, že očakávame, že mena krajiny s vyššími cenami bude znehodnocovať v porovnaní

s menou krajiny s nižšou cenovou hladinou. Avšak v praxi často nie sú všetky výrobky a služby obchodované v oboch krajinách (nie sú úplne mobilné). Podľa Krugmana a Obstfelda (2015) existencia neobchodovateľných statkov môže viesť k trvalej dlhodobej odchýlke od rovnovážneho stavu a to najmä v menej rozvinutých krajinách, kde je marginálny (hraničný) produkt práce nižší. Ak vezmeme do úvahy, že porovnávame slovenskú ekonomiku s vonkajším svetom - Európskou úniou – mali by sme predpokladať, že slovenská ekonomika bola prinajmenšom v prvých rokoch porovnania menej rozvinutá ako Európska únia. Z toho dôvodu upravujeme možné rozdiely kvôli existencii neobchodovateľných tovarov zavedením parametra λ do rovnice (1).

Druhým skúmaným rovnovážnym vzťahom je **parita úrokových mier (IRP)**

$$R_t = RS_t + \left(\frac{E_{t+1}^e - E_t}{E_t} \right), \quad (2)$$

kde R_t označuje domácu nominálnu úrokovú mieru, RS_t je zahraničná nominálna úroková miera a E_{t+1}^e je očakávaný nominálny výmenný kurz v ďalšom období. Tento vzťah vyplýva z arbitráže medzi držaním domácich a zahraničných aktív. Je založený na medzinárodnom Fisherovom efekte, ktorý hovorí, že nominálny výmenný kurz sa prispôsobuje rozdielu úrokových mier medzi dvoma krajinami. To znamená, že mena krajiny s nižšou úrokovou mierou by mala zhodnocovať v porovnaní s menou krajiny s vyššou úrokovou mierou. Úrokovú mieru môžeme uvažovať s rôznou splatnosťou. Predpokladáme, že chyby očakávaní sledujú stacionárny proces. Za predpokladu racionálnych očakávaní zo vzťahu (2) vyplýva, že IRP platí, ak je úrokový diferenciál stacionárny.

Ak platia parity (1) a (2), môžeme tvrdiť, že trh tovarov a aktív daných dvoch krajín sú do veľkej miery integrované. Takto definovaný teoretický koncept rovnováhy parít môže slúžiť ako východisko pri odhade dlhodobých rovnovážnych vzťahov na medzinárodnom finančnom trhu.

3. Ekonometrická metodológia

Cieľom analýzy je nájsť dlhodobú rovnováhu parít na medzinárodnom finančnom trhu. Na analýzu sme preto použili kointegračný model s viacerými premennými, ktorý umožňuje skúmať súčasne dlhodobé aj krátkodobé vzťahy medzi premennými. Použitie tohto typu

modelu kladie požiadavky na špecifické vlastnosti dát. Základnou vlastnosťou, ktorú je potrebné overiť v dátach, je stacionarita. Časový rad sa zjednodušene nazýva stacionárny, ak má konštantnú strednú hodnotu a rozptyl a pozorovania časového radu sú v čase nezávislé. Väčšina ekonomických časových radov je však trendovo nestacionárnych. Pri aplikácii kointegračného modelu nás zo súboru nestacionárnych dát najviac zaujímajú integrované časové rady resp. procesy jednotkového koreňa. V nich je nestacionarita spôsobená neustálym kumulovaním sa predchádzajúcich šokov a zmien, ktoré majú vplyv na súčasné hodnoty a tiež stochastickým trendom, ktorý obsahujú. Časový rad definujeme ako integrovaný rádu $d - I(d)$, ak pre jeho d -tú diferenciu platí, že je stacionárna. Pre všetky diferencie nižšieho rádu ako d platí, že sú nestacionárne. V našom konkrétnom prípade, ak postačujú na stacionarizáciu časového radu 1. diferencie, časový rad je integrovaný rádu jedna – $I(1)$. Preto je v 1. kroku analýzy potrebné overiť, či sú modelované časové rady typu $I(1)$. Na zisťovanie stacionarity časových radov sme použili rozšírený Dickey-Fullerov test (ADF) jednotkového koreňa. Ak má časový rad jednotkový koreň, považujeme ho za nestacionárny. ADF test je založený na princípe testovania prítomnosti jednotkového koreňa v autoregresnom modeli. Dickey a Fuller (1979) ukázali, že pri nulovej hypotéze jednotkového koreňa nemá testovacia štatistika ADF testu tradičné Studentovo t-rozdelenie. Z toho dôvodu nasimulovali kritické hodnoty pre rôzne typy testov, neskôr MacKinnon a ost. (1999).

Ak máme nestacionárne časové rady, ktoré sú integrované rádu jedna a chceme pomocou nich vytvoriť štatistický model, je potrebné zbaviť dáta nestacionarity, t.j. dosadiť do modelu len ich prvé diferencie. Tým však stratíme informáciu o dlhodobých vzťahoch medzi premennými. Tomu sa môžeme vyhnúť, ak použijeme kointegračnú analýzu (Juselius, 2006), ktorá nám umožní skúmať krátkodobé vzťahy, ale pomôže nám aj nájsť dlhodobý, rovnovážny kointegračný vzťah medzi premennými, ktorý môžeme označiť ako ekvilibrium. Z matematického hľadiska ide o takú lineárnu kombináciu premenných, ktorá je stacionárna. Z hľadiska reálnej ekonomiky to znamená, že medzi premennými popisujúcimi stav ekonomiky existuje stav rovnováhy, do ktorého sa v dlhodobom horizonte vždy vracajú. Účinok šoku v ekonomike spôsobí krátkodobú nerovnováhu, ale časom začne ekonomika opäť konvergovať k svojmu ekvilibriu. Pri odhade kointegračného modelu predstavuje východisko model vektorovej autoregresie (VAR).

3.1 VAR model a model s korekčným členom (ECM)

Máme autoregresný model rádu p – VAR(p):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

kde y_t je vektor $k \times 1$ nestacionárnych $I(1)$ premenných, x_t je vektor $d \times 1$ deterministických premenných a ε_t je reziduálna premenná. Daný vzťah môžeme prepísať do tvaru ECM:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + B x_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

kde
$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j. \quad (5)$$

Grangerova teória (Engle a Granger, 1987) reprezentácie hovorí, že ak matica koeficientov Π má redukovanú hodnotu $r < k$, potom existujú dve $k \times r$ matice α a β , pričom obe majú hodnotu r a platí $\Pi = \alpha \beta'$ a $\beta' y$ je $I(0)$. Potom počet kointegračných rovníc je rovný r a každý stĺpec matice β tvorí jednu kointegračnú rovnicu. Koeficienty α sú korekčné parametre EC modelu. Na odhadnutie matice Π z VAR modelu sa používa Johansenova metóda. Pri odhade VAR modelu je najskôr ale potrebné určiť vhodný stupeň oneskorenia modelu (napr. pomocou Akaikeovho kritéria AIC) a otestovať správanie rezíduí modelu (autokoreláciu, heteroskedasticitu, normalitu).

Následne je možné aplikovať Johansenov test kointegrácie, ktorý slúži na zistenie maximálneho počtu kointegračných vzťahov, ktoré môžu existovať medzi viacerými premennými. Johansenova metodológia využíva 5 rôznych kombinácií testu, ktoré zvažujú aj prítomnosť konštanty a deterministického trendu v kointegračnej rovnici. Počet kointegračných vzťahov, t.j. stupeň kointegrácie r uplatníme ako reštrikciu na maticu Π pri odhade modelu. Pre testovanie stupňa kointegrácie používame likelihood-ratio test medzi nasledujúcimi hypotézami:

H_k : hodnota $r=k$, y_t je stacionárny,

H_r : hodnota $r < k$, teda r značí počet kointegračných vzťahov.

Testovacia štatistika (trace statistics) je nasledovná:

$$LR = -T \ln[(1 - \lambda_{r+1}) \dots (1 - \lambda_p)] = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i), \quad (6)$$

kde λ_i je i -tá najväčšia vlastná hodnota matice Π . Výpočet sa realizuje postupne pre $r=0, 1, \dots, k-1$ a testujeme nulovú hypotézu o r kointegračných vzťahoch oproti alternatívnej hypotéze o k kointegračných vzťahoch. Na základe výsledkov testu môžeme potvrdiť resp. vyvrátiť existenciu kointegračného vzťahu prípadne viacerých vzťahov medzi premennými.

4. Empirická analýza

Teoretický koncept popísaný v časti 2 bol transformovaný do podoby ekonometrického modelu za účelom empirického skúmania dlhodobej rovnováhy parít Slovenskej republiky voči Európskej únii na medzinárodnom finančnom trhu. Vzhľadom na popísaný teoretický koncept uvažujeme v modeli časové rady nasledujúcich premenných, ktoré sú k dispozícii v mesačnej podobe pre väčšinu časových radov za obdobie január 2000 – december 2014 (spolu 180 pozorovaní):

- P_t – harmonizovaný index spotrebiteľských cien (HICP) v SR, v stálych cenách roku 2005 (2005=100), zdroj: Eurostat;
- PS_t – harmonizovaný index spotrebiteľských cien v EÚ28, v stálych cenách roku 2005 (2005=100), zdroj: Eurostat;
- E_t – nominálny efektívny výmenný kurz (NEER)⁴ (28 obchodných partnerov), index 2005=100, zdroj: Eurostat;
- R_{st} – 3-mesačná krátkodobá úroková miera pre SR, do decembra 2008⁵, %, zdroj: Eurostat;
- RS_{st} – 3-mesačná krátkodobá úroková miera Euribor, %, zdroj: Eurostat;
- R_{lt} – konvergenčná dlhodobá úroková miera pre SR, výnosy z 10-ročných dlhopisov, od roku 2001, %, zdroj: ECB;
- RS_{lt} – konvergenčná dlhodobá úroková miera pre EÚ28, výnosy z 10-ročných dlhopisov, od roku 2006, %, zdroj: Eurostat.

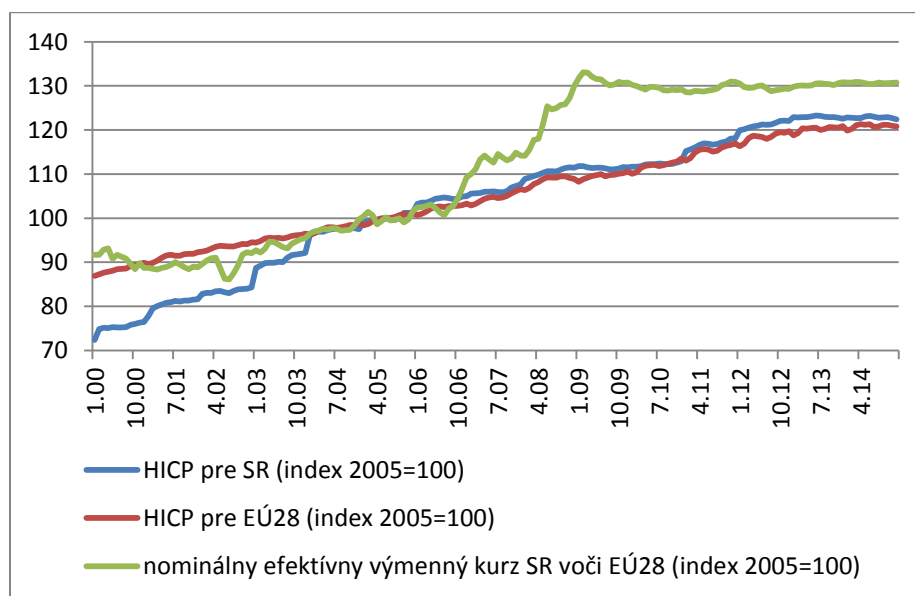
Pre jednotlivé časové rady sme realizovali sezónnu analýzu v programe Tramo/Seats. Štatisticky významná sezónnosť sa potvrdila len v prípade časových radov indexov spotrebiteľských cien, ktoré boli následne sezónne očistené a v tejto podobe vstupujú do ďalšej analýzy. Priebeh pôvodných časových radov zobrazujú grafy 1-3.

⁴ Vážený index meny krajiny, ktorého cieľom je sledovať zmeny v hodnote meny tejto krajiny vo vzťahu k menám jej hlavných obchodných partnerov. Vypočíta sa ako vážený geometrický priemer bilaterálnych výmenných kurzov voči menám konkurenčných krajín.

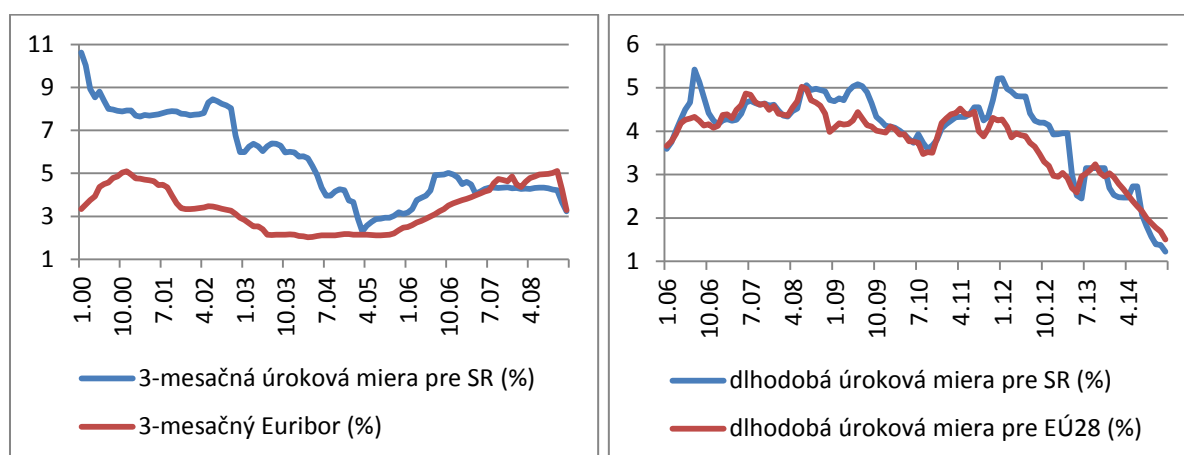
⁵ Po vstupe SR do eurozóny od 1. januára 2009 sa úrokovou mierou pre SR stala úroková miera pre eurozónu – Euribor.

Priebeh časových radov premenných, ktoré charakterizujú koncept parity kúpnej sily, je zobrazený na grafe 1. Z grafického porovnania je zrejmé, že cenová hladina SR sa postupne dostala na úroveň cenovej úrovne krajín Európskej únie a to v priebehu rokov 2000-2003 a od obdobia vstupu SR do EÚ už môžeme sledovať podobnú vývojovú tendenciu oboch cenových hladín. Pri pohľade na vývoj efektívneho výmenného kurzu SR je zrejmé, že vyrovňovanie cenových hladín SR s krajinami EÚ bolo spojené s posilňovaním devízového kurzu SR a že sa kurz stabilizoval od januára 2009, t.j. po vstupe SR do eurozóny.

Porovnanie vývoja krátkodobých úrokových mier za obdobie rokov 2000-2008 (graf 2) ukázalo, že úrokový diferenciál bol v prvej časti obdobia značne vysoký a zmiernil sa až určitý čas po príchode priamych zahraničných investícií, konkrétne po roku 2006. Priblíženie vývoja úrokových mier SR a EÚ od roku 2006 potvrdzuje aj vývoj výnosov z 10-ročných konvergenčných dlhopisov (graf 3).



Graf 1 Premenné charakterizujúce paritu kúpnej sily SR



Grafy 2-3 Porovnanie vývoja úrokových mier SR a Európskej únie

Uvedené časové rady sme použili pri odhade dlhodobých rovnovážnych vzťahov (1) a (2), pričom pre empirické účely bola použitá ich log-lineárna aproximácia:

$$\text{PPP:} \quad p_t - ps_t - e_t = b_{10} + \varepsilon_{1,t+1} \quad (7)$$

$$\text{IRP:} \quad r_{it} - rs_{it} = b_{20} + \varepsilon_{2,t+1} \quad (8)$$

kde

$p_t = \ln(P_t)$, $ps_t = \ln(PS_t)$, $e_t = \ln(E_t)$, $r_{it} = \ln(1 + R_{it}/100)$, $rs_{it} = \ln(1 + RS_{it}/100)$, pričom $i=s,l$ (s - krátkodobá úroková miera, l - dlhodobá úroková miera) a $\varepsilon_{i,t+1}$, $i=1,2$ sú normálne rozdelené náhodné zložky s vlastnosťami bieleho šumu.

V prvom kroku bolo potrebné overiť, či sú časové rady integrované rádu jedna – I(1). Pre tento účel bol použitý test jednotkového koreňa (Tab. 1). Časové rady úrokových mier sme testovali za skrátené obdobia. V prípade krátkodobej úrokovej miery sme zvolili obdobie od roku 2000 do konca roku 2008, keďže od januára 2009 sa Slovenská republika stala členom eurozóny a prebrala úrokovú sadzbu Euribor. V prípade dlhodobej úrokovej miery sme zvolili obdobie od roku 2006 do roku 2014, keďže konvergenčnú úrokovú mieru pre EÚ28 máme k dispozícii až od roku 2006.

premenná	obdobie	Úroveň	1. diferencie
		trend+konštanta	konštanta
		t-štatistika/význ.	t-štatistika/význ.
p_t	2000m1-2014m12	-1.61(0.79)	-12.74(0.00)
ps_t	2000m1-2014m12	0.20(0.997)	-8.61(0.00)
e_t	2000m1-2014m12	-0.96(0.95)	-6.75(0.00)
r_{st}	2000m1-2008m12	-2.38(0.39)	-6.37(0.00)
rs_{st}	2000m1-2008m12	-2.24(0.46)	-3.24(0.02)
r_{lt}	2006m1-2014m12	-1.99(0.60)	-7.18(0.00)
rs_{lt}	2006m1-2014m12	-1.76(0.72)	-7.06(0.00)

Tabuľka 1 Výsledky ADF testu jednotkového koreňa

Pri väčšine uvažovaných premenných sa potvrdila hypotéza jednotkového koreňa. To znamená, že časové rady pôvodných premenných nie sú stacionárne, pričom ich prvé diferencie sú stacionárne na hladine významnosti 2%. Môžeme teda tvrdiť, že premenné sú integrované rádu 1, s výnimkou časových radov inflácie.

V ďalších dvoch podkapitolách sú prezentované výsledky odhadu jednotlivých dlhodobých rovnovážnych vzťahov.

4.1 Parita kúpnej sily

Pre tri uvažované premenné vo vzťahu (7) sme navrhli VAR model s 2 oneskoreniami (lagmi). Výber stupňa oneskorenia bol overený pomocou testov modelu, ktoré sú uvedené v Prílohe 1. Vhodnosť zvoleného stupňa oneskorenia modelu sme testovali pomocou informačných kritérií – Akaikeovým a Schwarzovým, aj testom založeným na princípe maximálnej vierohodnosti (LR test). Výsledky väčšiny testov potvrdzujú vhodnosť vybraného oneskorenia o 2 obdobia. Výsledky testov kvality odhadnutého VAR(2) modelu sú tiež uvedené v Prílohe 1. Odhadnutý VAR(2) model je stabilný a jeho rezíduá boli otestované LM testom na autokoreláciu rezíduí, Jarque-Berra testom na normalitu rezíduí a Whiteovým testom na prítomnosť heteroskedasticity. Prítomnosť autokorelácie testy vylúčili, avšak normalita a heteroskedasticita rezíduí jednoznačne vylúčená nebola.

Ďalej bola realizovaná kointegračná analýza pomocou Johansenovho testu. Tabuľka 2 obsahuje všetkých 5 možností testu, ktoré prichádzajú do úvahy pri odhade kointegračnej rovnice. Existencia kointegračného vzťahu je overená na základe kritických hodnôt

MacKinnon-Haug-Michelis (1999) na 5%-nej hladine významnosti. Johansenov test indikuje jeden kointegračný vektor v prípade modelu bez trendu.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	3	1	0	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	0

Tabuľka 2 Johansenov kointegračný test pre PPP

Na základe výsledkov Johansenovho kointegračného testu sme pri odhade kointegračnej rovnice zahrnuli do odhadu len konštantu. V súlade s rovnicou (9) sme pri odhade aplikovali 3 reštrikcie na parametre modelu. Výsledky odhadu kointegračného modelu sú uvedené v tabuľke 3. Reštrikcie na kointegračné parametre modelu sú uvedené v matici β a korekčné koeficienty spolu so štandardnými odchýlkami v zátvorkách sú v matici α .

Model s reštrikciami

Cointegration Equation:	β_i		
$p(-1)$	1		
$ps(-1)$	-1		
$e(-1)$	-1		
c	5.1777		
Error Correction:	$D(m)$	$D(r)$	$D(y)$
α_i	0.0045 (0.0013)	0.0025 (0.0004)	0.0053 (0.0022)
Test modelu s reštrikciami	$\chi^2(2) = 2.595$	$p\text{-value} = 0.273$	$\text{Log-Likelihood} = 2233.433$

Tabuľka 3 Kointegračné a korekčné koeficienty modelu

Výsledná kointegračná rovnica modelujúca paritu kúpnej sily je potom daná nasledujúcou odhadnutou rovnicou:

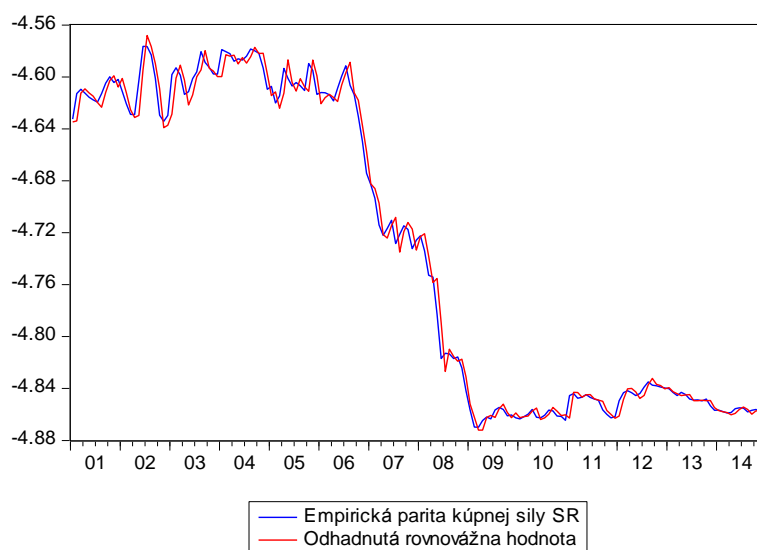
$$p^* - ps^* - e^* = -5.1777 + \varepsilon_t \quad (9)$$

Na základe kointegračnej analýzy môžeme tvrdiť, že za analyzované obdobie existuje dlhodobý rovnovážny efektívny výmenný kurz Slovenskej republiky voči Európskej únii.

Podľa teórie parity kúpnej sily devízový kurz a ceny môžu konvergovať smerom k rovnovážnemu vzťahu v dlhodobom horizonte a byť kointegrované. Keď sa pozrieme do histórie, Christev a Noorbakhsh (2000) našli mierny dôkaz na podporu existencie dlhodobej

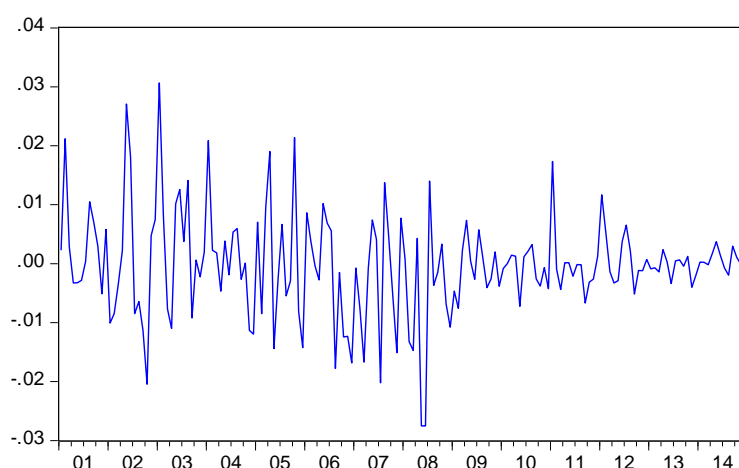
rovnováhy PPP v krajinách strednej Európy v období rokov 1990-1998. Naše výsledky odhadu pre Slovenskú republiku potvrdzujú existenciu kointegračného vzťahu parity kúpnej sily v období rokov 2000-2014. Tento výsledok je v súlade aj s predchádzajúcou štúdiou pre SR, kde je vzťah PPP odhadnutý za obdobie 1999-2010 v rámci komplexnejšieho modelu (Hančlová, 2011). Odhad dlhodobého rovnovážneho vzťahu (9) obsahuje negatívnu konštantu, ktorú môžeme vysvetliť očakávaným rozdielom kvôli existencii neobchodovateľných statkov.

Graf 4 porovnáva empiricky zistenú paritu kúpnej sily s jej odhadnutou dlhodobou rovnovážnou hodnotou. Z grafického porovnania je zrejmé, že počas sledovaného obdobia empiricky zistená parita kúpnej sily oscilovala približne okolo svojej dlhodobej rovnovážnej hodnoty, pričom sa v tomto období od nej výraznejšie neodchýlila. Navyše je zrejmé, že po zavedení eura nastala stabilizácia parity kúpnej sily SR voči EÚ28 a prehlbovanie rozdielu kvôli existencii neobchodovateľných statkov, ktoré je zrejmé najmä v období rokov 2006-2008, sa zastavilo.



Graf 4 Dlhodobá rovnováha parity kúpnej sily SR

Pri pohľade na vývoj samotnej odchýlky reálnej parity kúpnej sily od svojej dlhodobej rovnovážnej hodnoty (graf 5) je zrejmé, že odchýlky parity kúpnej sily od dlhodobej rovnovážnej hodnoty sa po roku 2009 výraznejšie zmenšili. Túto skutočnosť by sme mohli vysvetliť vstupom SR do eurozóny. Vstup do eurozóny zabezpečil stabilizáciu parity kúpnej sily efektívneho výmenného kurzu SR voči Európskej únii.



Graf 5 Odchýlka reálnej parity kúpnej sily od svojej dlhodobej rovnováhy v SR

4.2 Parita úrokových mier

V prípade skúmania parity úrokových mier sme zostavili dva modely. Jeden pre krátkodobé úrokové miery, za účelom skúmania parity krátkodobých úrokových mier za obdobie od roku 2000 do vstupu SR do eurozóny, t.j. do roku 2008. Druhý model je založený na dlhodobých úrokových mierach a zohľadňuje aj obdobie po vstupe do eurozóny a konvergenciu krajiny k EÚ28.

V prvom modeli zameranom na krátkodobú úrokovú mieru sme ako aproximáciu úrokovej miery pre EÚ28 použili úrokovú mieru eurozóny – Euribor. Pre 2 premenné vo vzťahu (8) sme navrhli VAR model s 2 oneskoreniami. Výber stupňa oneskorenia bol overený pomocou testov modelu, ktoré sú uvedené v Prílohe 2. Príloha 2 obsahuje aj výsledky testov kvality odhadnutého VAR(2) modelu. Odhadnutý VAR(2) model je stabilný, rezíduá modelu sú homoskedastické, avšak LM test potvrdil prítomnosť autokorelácie rezíduí. Kointegračná analýza pomocou Johansenovho testu (tabuľka 4) ukázala, že medzi analyzovanými premennými neexistuje kointegračný vzťah.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

Tabuľka 4 Johansenov kointegračný test pre IRP pre krátkodobé úrokové miery

Druhý model je zameraný na analýzu parity dlhodobých úrokových mier. Pre 2 premenné vo vzťahu (8) sme analogicky ako v prípade krátkodobých úrokových mier navrhli VAR model s 2 lagmi. Vhodnosť zvoleného oneskorenia potvrdili výsledky testov modelu, ktoré sú

uvedené v Prílohe 3. Príloha 3 obsahuje aj výsledky testov kvality odhadnutého VAR(2) modelu - model je stabilný, rezíduá modelu sú homoskedastické a nie sú autokorelované.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

Tabuľka 5 Johansenov kointegračný test pre IRP pre dlhodobé úrokové miery

Kointegračná analýza pomocou Johansenovho testu (tabuľka 5) nepotvrdila kointegračný vzťah, analogicky ako v prípade krátkodobých úrokových mier.

5. Záver

Kointegračná analýza potvrdila, že za analyzované obdobie 2000-2014 existuje dlhodobý rovnovážny efektívny výmenný kurz Slovenskej republiky voči Európskej únii. Dlhodobý rovnovážny vzťah parity kúpnej sily bol odhadnutý s negatívnou konštantou. Rozdiel cenových hladín SR a EÚ28 môžeme vysvetliť existenciou neobchodovateľných statkov. Na druhej strane, kointegračná analýza nepotvrdila existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu parity úrokových mier. A to ako v prípade krátkodobých úrokových mier analyzovaných za obdobie rokov 2000-2008, tak aj v prípade dlhodobých konvergenčných úrokových mier analyzovaných za obdobie 2006-2014. Na základe týchto výsledkov môžeme vyvodit' záver, že Slovenská republika z hľadiska svojej finančnej stability počas obdobia od roku 2000 do vstupu do eurozóny podstupovala a v súčasnosti ešte stále podstupuje konvergenčný proces voči Európskej únii.

Ďalší výskum by mal byť venovaný súčasnému skúmaniu podmienok parít, pričom uvažujeme prepojenie oboch parít zahrnutím ďalšieho rovnovážneho vzťahu do kointegračnej analýzy – reálnej úrokovej parity, ktorá prepája úrokové miery s očakávanou infláciou. Spoločné modelovanie podmienok parity a predĺženie časových radov môže priniesť ďalšie výsledky na podporu integrácie Slovenskej republiky s Európskou úniou.

Literatúra

Cheng, J., Taylor, L., Weng, W. (2010) The links between international parity conditions and Granger causality: a study of exchange rates and prices. *Applied Economics* 42, str. 3491-3501.

Christev, A., Noorbakhsh, A. (2000). Long-run purchasing power parity, prices and exchange rates in transition (The case of six Central and East European countries. *Global Finance Journal* 11, str. 87-108.

Hančlová, J. (2011). Long-run structural modelling of the Czech macroeconomy. In: *WSEAS Transactions on Business and Economics* 8(4), str. 152-162.

Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press, Oxford.

Juselius, K., MacDonald, R. (2003). *International Parity Relationships Between Germany and the United States: A Joint Modelling Approach*. Working Paper. No. 2004/08, University of Copenhagen, Department of Economics, Finance Research Unit, Copenhagen.

Korap, L., Aslan, O. (2010). Re-examination of the long-run purchasing power parity: further evidence from Turkey. *Applied Economics* 42, str. 3559-3564.

Krugman, P., Obstfeld, M., Melitz, M. (2015). *International Economics: Theory and Policy*. Addison Wesley.

MacKinnon, J.G., Haug, A.A., Michelis, L., 1999. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics* 14, str. 563-577.

Passamani, G. (2008). *The process of convergence towards the euro for the Visegrad-4 countries*. Discussion Paper No. 25. Department of Economics, University of Trento (Italy).

Sideris, D. (2006). Purchasing Power Parity in economies in transition: evidence from Central and East European countries. *Applied Financial Economics* 16, str. 135-143.

Stazka, A. (2008). International parity relations between Poland and Germany: a cointegrated VAR approach. *Munich Personal RePEc Archive*.

Príloha 1 Testovanie VAR(2) modelu pre PPP

Test výberu vhodného stupňa oneskorenia modelu

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: P PS E

Exogenous variables: C

Sample: 2000M01 2014M12

Included observations: 175

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	801.4038	NA	2.19e-08	-9.124615	-9.070362	-9.102608
1	2187.450	2708.731	3.20e-15	-24.86229	-24.64528*	-24.77426
2	2210.551	44.35220*	2.72e-15*	-25.02344*	-24.64366	-24.86939*
3	2213.367	5.310750	2.92e-15	-24.95276	-24.41023	-24.73270
4	2218.183	8.917509	3.07e-15	-24.90495	-24.19966	-24.61887
5	2223.688	10.00171	3.20e-15	-24.86500	-23.99694	-24.51289

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Test stability modelu

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: P PS E

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 2

Date: 08/21/15 Time: 13:26

Root	Modulus
0.992858	0.992858
0.971862 - 0.020989i	0.972089
0.971862 + 0.020989i	0.972089
0.415462	0.415462
0.260636	0.260636
0.004628	0.004628

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Test autokorelácie rezíduí

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 2000M01 2014M12

Included observations: 178

Lags	LM-Stat	Prob
1	10.10082	0.3424
2	7.913798	0.5429

Probs from chi-square with 9 df.

Príloha 2 Testovanie VAR(2) modelu pre IRP – krátkodobé úrokové miery

Test výberu vhodného stupňa oneskorenia modelu

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: R_S RS_S
 Exogenous variables: C
 Sample: 2000M01 2008M12
 Included observations: 103

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	605.3184	NA	2.80e-08	-11.71492	-11.66376	-11.69420
1	992.0502	750.9355	1.66e-11	-19.14661	-18.99313	-19.08444
2	1025.614	63.86989	9.34e-12*	-19.72067*	-19.46487*	-19.61706*
3	1027.372	3.276623	9.76e-12	-19.67713	-19.31901	-19.53208
4	1033.281	10.78549*	9.41e-12	-19.71420	-19.25376	-19.52771
5	1033.903	1.110380	1.01e-11	-19.64860	-19.08584	-19.42066

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Test stability modelu

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: R_S RS_S
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.961510	0.961510
0.843228 - 0.068919i	0.846040
0.843228 + 0.068919i	0.846040
0.454283	0.454283

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

Test autokorelácie rezíduí

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Sample: 2000M01 2008M12
 Included observations: 106

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.673061	0.6139
2	12.41575	0.0145

Probs from chi-square with 4 df.

Test heteroskedasticity rezíduí

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 2000M01 2008M12

Included observations: 106

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
32.05561	24	0.1256

Príloha 3 Testovanie VAR(2) modelu pre IRP – dlhodobé úrokové miery

Test výberu vhodného stupňa oneskorenia modelu

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: R_L RS_L

Exogenous variables:

Sample: 2006M01 2014M12

Included observations: 103

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1039.927	NA	6.30e-12	-20.11509	-20.01278	-20.07365
2	1052.094	23.38800*	5.37e-12*	-20.27367*	-20.06903*	-20.19078*
3	1053.102	1.898424	5.70e-12	-20.21557	-19.90861	-20.09124
4	1055.684	4.763557	5.86e-12	-20.18804	-19.77876	-20.02227
5	1057.196	2.729319	6.15e-12	-20.13972	-19.62812	-19.93250

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Test stability modelu

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: R_L RS_L

Exogenous variables:

Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.994908	0.994908
0.780849	0.780849
0.433441	0.433441
0.239846	0.239846

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Test autokorelácie rezíduí

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 2006M01 2014M12

Included observations: 106

Lags	LM-Stat	Prob
1	1.775633	0.7769
2	2.233340	0.6929

Probs from chi-square with 4 df.

Test heteroskedasticity rezíduí

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 2006M01 2014M12

Included observations: 106

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
31.44261	24	0.1414
