

RELATIVNÍ VERZE TEORIE PARITY KUPNÍ SÍLY: PROBLÉMY EMPIRICKÉ VERIFIKACE

Martin Mandel, Vysoká škola ekonomická v Praze, Vladimír Tomšík, ČNB¹

1. Úvod

Teorie parity kupní síly (PKS) je jednou z nejstarších teorií měnového kursu, která se snaží vysvětlit pohyb kursu v dlouhém období. Přestože tato teorie je ve své „moderní“ formě přibližně sto let stará (Cassel 1922), je stále středem zájmu zahraničního empirického výzkumu (např. Patel 1990, Hakkio 1992, Taylor 2000, Engel a Morley 2001 a Taylor a Taylor 2004). V české odborné literatuře se tímto problémem v teoretické nebo v empirické rovině zabývali např. Durčáková a Sládková 1988, Holman 1993, Čapek 1998 a Frait a Komárek 1999).

Náš článek se pokouší vysvětlit některé problémy, které vznikají při testování relativní verze teorie PKS a to na základě ekonometrických postupů založených na průřezové analýze a analýze časových řad. Druhá až čtvrtá část článku představují shrnutí a částečné rozvinutí některých teoretických problémů spojených s testováním relativní verze teorie PKS (zejména problém transakčních nákladů). Pátá část pak obsahuje vlastní empirickou verifikaci relativní verze a to na základě ekonometrického modelu kointegrace časových řad a VAR modelu. Datová základna se opírá o sedm zemí (USA, Kanada, Japonsko, Velká Británie, Švýcarsko, Švédsko a Norsko), 21 měnových párů a relativně dlouhé období leden 1975 až červen 2007. Použitá data mají měsíční frekvenci.

2. Absolutní a relativní verze teorie parity kupní síly

Absolutní verze teorie PKS vychází z platnosti zákona jedné ceny (1). Ten říká, že v rovnovážném stavu má libovolně zvolené i -té zboží po přepočtu měnovým kursem (ER) stejnou cenu (p) ve všech zemích. Pro ceny domácího zboží (dolní index D) a ceny zahraničního zboží (dolní index F) tedy platí

$$p_{D,i} = p_{F,i} ER \quad (1)$$

Zákon jedné ceny je rovnováhou zbožového arbitrážera a je kontrolován a prosazován

¹ Článek byl zpracován za podpory GA ČR 402/06/0209.

díky zbožové arbitráži. Tzv. absolutní verze teorie PKS (Cassel 1922) předpokládá, že tržní měnové kursy (ER) v každém okamžiku odpovídají paritě kupních sil (ER_{PPP}), která je dána poměrem úrovně cenových hladin doma (PL_D) a v zahraničí (PL_F). Předpokládá se tedy funkční vztah

$$ER = ER_{PPP} \left(f \frac{PL_{D,T}}{PL_{F,T}} \right) \quad (2)$$

Jelikož je tato teorie založena na zbožové arbitráži, mělo by se jednat o zboží mezinárodně obchodovatelné (proto dolní index T). Pokud by zbožová arbitráž fungovala dokonale v „nulovém“ čase, pak by parita kupní síly byla platná pro každý libovolně zvolený zbožový pár

$$ER = ER_{PPP} \frac{P_{D,T,i}}{P_{F,T,i}} \quad (3)$$

Pokud připustíme, že rovnovážný proces založený na zbožové arbitráži má určitý časový rozměr a šoky vychylující systém z rovnováhy jsou na úrovni jednotlivého zboží náhodné, měla by absolutní verze platit alespoň „na průměru“, tj. pro zvolené zbožové koše reprezentující cenovou hladinu doma a v zahraničí

$$ER = ER_{PPP} \left(f \frac{PL_{D,T}}{PL_{F,T}} \right) \frac{\sum_{i=1}^n P_{D,T,i} q_i}{\sum_{i=1}^n P_{F,T,i} q_i} \quad (4)$$

kde q_i jsou váhy i -tého zboží.

Relativní verze teorie PKS vyjadřuje dynamický pohled na měnový kurs, tj. zkoumá charakter jeho pohybu v čase. Základem je myšlenka, že vývoj měnového kursu v čase závisí na vývoji cenových indexů ve sledovaných zemích. Zároveň platí, že absolutní verze parity kupní síly nemusí být v počátečním období splněna. Výchozí hodnota měnového kursu nemusí odpovídat poměru cenových hladin dvou zemí. Pro vývoj měnového kursu a cenových indexů v období t až $t+n$ by měl platit vztah

$$ER_{t+n} = ER_{PPP,t+n} ER_t \frac{P_{D,T,t}^{t+n}}{P_{F,T,t}^{t+n}} \quad (5)$$

resp.

$$\frac{ER_{t+n}}{ER_t} = \frac{ER_{PPP,t+n}}{ER_t} \frac{P_{D,T,t}^{t+n}}{P_{F,T,t}^{t+n}} \quad (6)$$

$$I_{ER,t}^{t+n} = I_{PPP,t}^{t+n} \frac{P_{D,T,t}^{t+n}}{P_{F,T,t}^{t+n}} \quad (7)$$

kde ER_t a ER_{t+n} jsou tržní měnové kursy ve výchozím období t a v běžném období $t+n$, $ER_{PPP,t}$ a $ER_{PPP,t+n}$ je rovnovážný kurs dle relativní verze teorie PKS v období $t+n$. $P_{D,t}^t$, $P_{F,t}^t$ a $I_{ER,t}^t$ a $I_{PPP,t}^t$ jsou příslušné bazické indexy za období t až $t+n$.

Relativní verze uvažuje transmisní mechanismus, ve kterém rychlejší inflace v domácí zemi ve srovnání se zahraničím má za následek ztrátu konkurenceschopnosti v mezinárodním obchodě. Pokles exportu a růst importu vedou k deficitu výkové bilance a následně k depreciaci měnového kursu domácí měny na novou rovnovážnou úroveň. Ekonometrický model, který je využíván pro testování relativní verze teorie parity kupní síly, může mít dynamickou povahu, nebo lze předpokládat existenci určitého zpoždění mezi změnou cenových hladin a změnou měnového kursu.

Kritika teorie PKS tradičně poukazuje na skutečnost, že tato teorie zanedbává vliv řady faktorů, které jsou zejména spojeny s mezinárodními kapitálovými pohyby. Z pohledu empirické verifikace je však nutno poukázat i na některé další sporné momenty:

1. Vztah mezi cenami a měnovým kursem může fungovat oboustranně. Je velice těžké v systému volně pohyblivých kursů říci, zda se kursy přizpůsobují cenovému pohybu a nebo zda je tento vztah obrácený. Z pohledu mikroekonomického, tj. z pohledu zbožové arbitráže u jednoho zboží, se zdá jako pravděpodobnější, že ceny se přizpůsobují změnám kursů a nikoliv naopak. Představa, že změna kursu je výsledkem nestejného pohybu cenových hladin ve dvou zemích, je čistě makroekonomická. Musí zde existovat makroekonomický faktor (např. peněžní expanze), který „pohne“ najednou s celou domácí cenovou hladinou. Následná „masová“ zbožová arbitráž musí pak působit rychleji na měnový kurs, než na individuální ceny u jednotlivého zboží.
2. Pokud do naší analýzy zahrneme tento „třetí“ makroekonomický faktor, dostáváme se na hranici ekonometrického problému známého jako tzv. zdánlivá kauzalita. Uvažujme případ dvou stejně velkých a stejně otevřených zemí. První země dováží luxusní zboží a má vysokou důchodovou elasticitu importu a tedy i vysoký mezní sklon k importu. Druhá země dováží nezbytné zboží a má nízkou důchodovou elasticitu importu a tedy i nízký mezní sklon k importu. Předpokládejme, že mezní sklon k úsporám je v obou zemích stejný. Současný růst důchodu a poptávky v obou zemích povede k oslabení měny první země, přičemž cenové tlaky u domácí výroby budou silnější ve druhé zemi. Pokud při ekonometrické analýze nebude ošetřen problém falešné kauzality, může se zdát, že rychlejší růst cenové hladiny paradoxně vede k apreciaci kursu.
3. Při vývoji měnových kursů hrají klíčovou úlohu očekávání tržních subjektů ohledně vývoje makroekonomických veličin. Vliv očekávané inflace zřejmě více negativně postihne modely založené na analýze časových řad, než modely založené na průřezové analýze. Pokud změna kursu bude díky inflačním očekáváním „předbíhat“ skutečný vývoj inflačního diferenciálu, dynamické modely založené na tradičním zpoždění mezi inflačním diferenciálem a relativní změnou měnového kursu budou selhávat. Při průřezové analýze, kdy počítáme např. dlouhodobé měsíční či roční průměry, není časová následnost jevů tak důležitá a nemůže výrazněji ovlivnit konečný výsledek ekonometrických odhadů.

3. Teorie PKS a problém vysokých transakčních nákladů

Při zbožové arbitráži, která je základem prosazování parity kupních sil, hrají významnou úlohu transakční náklady (např. Williams a Wright 1991 nebo Sercu, Uppal a Van Hulle 1995). Zatímco na devizových trzích je možno z makroekonomického pohledu od různých forem transakčních nákladů abstrahovat, nebo se pohybují v desetinách procent, na zbožových trzích mají např. dopravní náklady klíčovou roli.²

Jedna rovnice vyjadřující myšlenku absolutní verze teorie PKS

$$ER = ER_{PPP} \frac{PL_{D,T}}{PL_{F,T}} \quad (8)$$

resp. v logaritmické formě

$$\ln ER - \ln ER_{PPP} = \ln PL_{D,T} - \ln PL_{F,T} \quad (9)$$

se díky transakčním nákladům rozpadá do dvou rovnic (12) a (13) v závislosti na tom, zda domácí zbožový arbitrážér provádí dovoz nebo vývoz zboží. V případě vývozní arbitráže si při kalkulaci arbitrážního zisku musí k domácí nákupní ceně pro export připočíst transakční náklady (dopravní, celní, časové atd.) spojené s vývozem (10). V případě dovozní arbitráže si při kalkulaci arbitrážního zisku musí od domácí prodejní ceny pro import odečíst transakční náklady spojené s dovozem (11). Domácí cenové hladiny pro případ exportovaného a importovaného zboží jsou pak následující

$$PL_{D,T} (1 + \alpha) = PL_{D,EX} \quad (10)$$

$$PL_{D,T} (1 - \alpha) = PL_{D,IM} \quad (11)$$

kde α představuje nákladovou přírážku (resp. srážku) spojenou s transakčními náklady. Dvě rovnice absolutní verze teorie PKS pro export a import v logaritmickém tvaru jsou pak následující:

$$\ln ER_{PPP,EX} - \ln PL_{D,T} - \ln PL_{F,T} = \ln PL_{D,EX} - \ln (1 + \alpha) - \ln PL_{F,T} \quad (12)$$

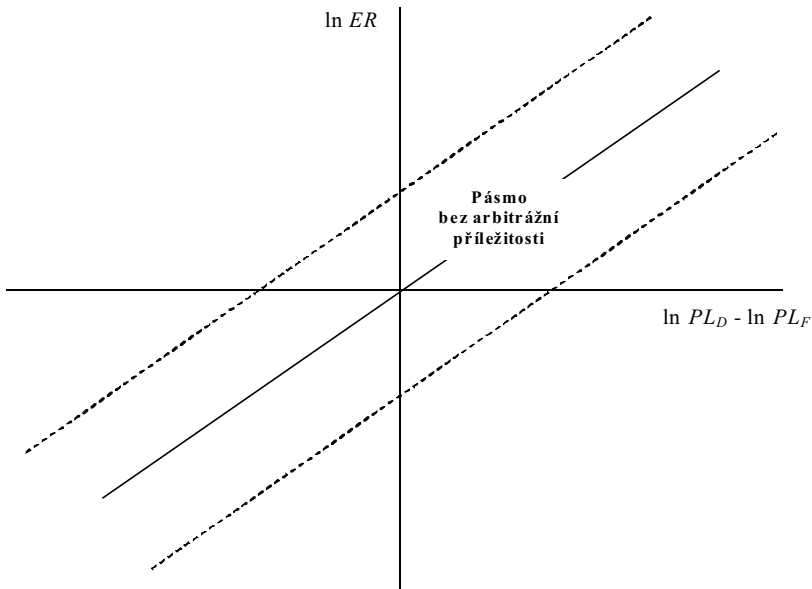
$$\ln ER_{PPP,IM} - \ln PL_{D,T} - \ln PL_{F,T} = \ln PL_{D,IM} - \ln (1 - \alpha) - \ln PL_{F,T} \quad (13)$$

Rovnice (12) a (13) vymezují koridor na obrázku 1, kde je zbožová arbitráž nerentabilní. Rostoucí šíře tohoto koridoru omezuje platnost absolutní verze teorie PKS. Mezním případem vysokých transakčních nákladů je tzv. mezinárodně neobchodovatelné zboží.³ Pokud se rozdíly mezi domácími a zahraničními cenami (po přepočtu kursem) budou pohybovat uvnitř „nákladového koridoru“ (viz obrázek 1), kde je zbožová arbitráž nerentabilní, zbožoví arbitrážéři nebudou reagovat na cenové rozdíly.

2 Podobnou roli mohou sehrát i náklady spojené s uvalením cla na pohyb zboží

3 Mezinárodně neobchodovatelné zboží vzniká ze dvou důvodů. Za prvé, se jedná o statky, jejichž doprava za spotřebitelem je příliš nákladná (resp. příliš nákladná je doprava spotřebitelů za těmito statky). Za druhé se jedná o statky, jejichž spotřeba nepřináší zahraničnímu spotřebiteli žádný užitek.

Obrázek 1
Vliv transakčních nákladů na absolutní verzi teorie PKS



V souvislosti s cílem našeho článku nás především zajímá, do jaké míry mohou transakční náklady ovlivnit ekonometrickou verifikaci relativní verze teorie PKS. Pro relativní verzi teorie PKS platí rovněž skutečnost, že jedna rovnice rovnováhy se nám rozpadá do dvou rovnic rovnováhy (14) a (15). V logaritmické formě tedy platí

$$\ln I_{PPP,EX,t}^t \quad \ln P_{D,EX,t}^t \quad \ln \left(\frac{1}{1} \right)_t \quad \ln P_{F,T,t}^t \quad (14)$$

$$\ln I_{PPP,IM,t}^t \quad \ln P_{D,IM,t}^t \quad \ln \left(\frac{1}{1} \right)_t \quad \ln P_{F,T,t}^t \quad (15)$$

Zatímco v případě absolutní verze teorie PKS je problémem absolutní výše nákladové přírážky (srážky), při relativní verzi teorie PKS vznikají problémy pouze při její změně v čase. Pokud nákladová přírážka (srážka) poroste, bude mít index rovnovážného „exportního kursu“ ($I_{PPP,EX,t}^t$) tendenci k růstu a index rovnovážného „importního kursu“ ($I_{PPP,IM,t}^t$) tendenci k poklesu. Celkově tedy bude docházet k omezování zahraničního obchodu. Tím se oslabí prosazování relativní verze teorie PKS do tržních kursů. Položme si otázku, jaké problémy mohou nastat při empirické verifikaci relativní verze teorie PKS na základě jednorovnicového regresního modelu

$$\ln I_{ER,t}^t \quad 0 \quad 1 \quad \ln P_{D,T,t}^t \quad 2 = \ln PL_{F,T,t}^t \quad u_t \quad (16)$$

kde předpokládáme, že platí $0 \quad 0, \quad 1 \quad 1 \quad a \quad 2 = 1$.

- a) Dá se přepokládat, že s růstem nákladové přírážky (srážky) porostou čtverce reziduí dosažené v ekonometrických odhadech. Pokud nákladová přírážka (srážka) poroste systematicky v čase, budou výsledná rezidua funkcí času (problém heteroskedasticity a autokorelace reziduí). Pokud nákladová přírážka (srážka) bude reagovat na pohyb domácí nebo zahraniční cenové hladiny, budou výsledná rezidua funkcí vysvětlující proměnné (tzv. heteroskedasticita).
- b) Pokud se odhady modelů relativní verze teorie PKS díky naznačeným problémům budou jevit jako statisticky nevýznamné, devizový dealeri začnou preferovat jiné predikční nástroje. Jednou z možností je technická analýza, jejíž masová aplikace vede k tzv. slabé formě efektivního trhu. Používání technické analýzy bude mít za následek, že pohyb měnových kursů bude vykazovat tendenci k tzv. náhodné procházce.

4. Teorie PKS a problém komplementárního dovozu a exportního monopolu

Teorie PKS implicitně předpokládá, že mezinárodně obchodovatelné zboží má navzájem charakter substitutů. Tento předpoklad však minimálně v rovině teoretické nemusí být splněn. Nelze vyloučit možnost, že např. import zboží a služeb ze zahraničí může mít komplementární vztah k domácí výrobě. Teorie PKS dále explicitně předpokládá dokonalou konkurenci v zahraničním obchodě. Nedokonalá konkurence v zahraničním obchodě (oligopolní nebo dokonce monopolní povahy) není však až tak řídkým jevem a může se opírat o existenci přírodního nebo technického monopolu.

Případ 1

Představme si případ tří zemí A, B a C (tabulka 1), kde všechny tři země jsou konkurenční producenti potravin, které vzájemně mohou obchodovat. Země B a C zároveň slouží jako luxusní turistické destinace pro obyvatele země A. Dovoz luxusních služeb je komplementární k domácí výrobě nezbytného zboží v zemi A. Jaké procesy nastanou, pokud v zemi A vzrostou ceny. Růst cen potravin v zemi A povede k poklesu reálného důchodu a tedy i k poklesu dovozu luxusních turistických služeb ze zemí B a C. Zároveň dojde ke zvýšení dovozu levnějších potravin z obou zemí. Země B a C omezí dovoz potravin ze země A a zvýší vzájemný obchod. Jaké budou dopady na měnové kursy z pohledu vývoje výkonových bilancí v běžných cenách (zkratka b. c.)? Výkonová bilance mezi zeměmi B a C bude nadále v rovnováze a měnový kurs B/C bude stabilní. Výkonová bilance země A vůči zemím B i C může skončit jak deficitem, tak i přebytkem. Vývoj měnových kursů A/B a A/C není předem jasný. Může i nemusí být v souladu s teorií PKS.

Tabulka 1

Případ komplementárního dovozu při zvýšení cenové hladiny v zemi A

	Dovoz Země A	Dovoz země B	Dovoz země C	Měnové kursy
Vývoz země A	X	Substitut (pokles EX)	Substitut (pokles EX)	A/B ? A/C ?
Vývoz země B	Komplement (pokles EX)	X	Substitut (růst EX)	B/A ? B/C stabilní
Vývoz země C	Komplement (pokles EX)	Substitut (růst EX)	X	C/A ? C/B stabilní

Případ 2

Všechny země A, B i C (tabulka 2) jsou konkurenční producenti zemědělských výrobků, které vzájemně mohou obchodovat. Země A má zároveň technický monopol na výrobu hnojiv. Země A tento výrobek vyváží do zemí B i C a naopak z těchto zemí dováží některé zemědělské výrobky. Uvažujme dopady zvýšení cen v zemi A. Země B i C reálně zvýší vývoz zemědělských výrobků do země A. Zároveň však musí zvýšit dovoz hnojiva ze země A, které je přitom i dražší. Platnost teorie PKS by požadovala deficit výkonové bilance země A a přebytek výkonových bilancí zemí B a C. Postavení monopolního dodavatele nezbytného komponentu zemědělské výroby však tuto možnost dělá jen málo pravděpodobnou. Výsledkem může být naopak přebytek výkonové bilance (v b. c.) země A a apreciacie její měny vůči měnám B i C.

Tabulka 2

Případ monopolního vývozu při zvýšení cenové hladiny v zemi A

	Dovoz Země A	Dovoz země B	Dovoz země C	Měnové kursy
Vývoz země A	X	Monopol (růst EX)	Monopol (růst EX)	A/B ? A/C ?
Vývoz země B	Substitut (růst EX)	X	Substitut (růst EX)	B/A ? B/C stabilní
Vývoz země C	Substitut (růst EX)	Substitut (růst EX)	X	C/A ? C/B stabilní

5. Testování relativní verze teorie PKS

Do testovaného souboru bylo zařazeno sedm zemí (resp. měn) – USA, Kanada, Velká Británie, Japonsko, Švýcarsko, Švédsko a Norsko. Celkem se tedy jednalo o 21 měnových párů. Testováno bylo období leden 1975 až červen 2007. Jednalo se o data s měsíční frekvencí. Celkový počet pozorování u jedné země byl 390.

5.1 Průřezová regresní analýza relativní verze teorie parity kupní síly

Obrázek 2 je příkladem oblíbeného „učebnicového“ testu relativní verze teorie PKS na základě průřezové regresní analýzy. Tzv. test na přímkou se sklonem 45 stupňů

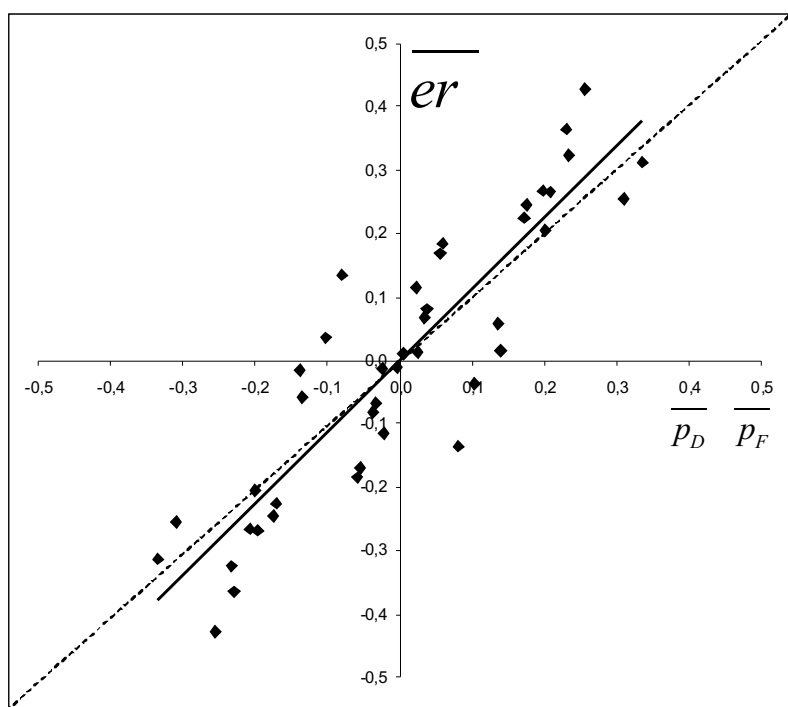
$$\overline{er}(D/F) = 0 + 1(\overline{p}_D - \overline{p}_F) + u, \quad (17)$$

kde $\bar{e}\bar{r}$ je průměrná relativní změna měnového kursu, \bar{p}_D průměrná domácí míra inflace, \bar{p}_F průměrná zahraniční míra inflace a u je náhodná chyba. O parametrech v souladu s teorií předpokládáme $\beta_0 = 0$ a $\beta_1 = 1$.

Průřezová analýza relativní verze teorie PKS je zpravidla prováděna na základě vyjádření všech měnových párů ve vztahu k jedné zvolené měně. V našem případě sedmi sledovaných měn by tak bylo možno zaznamenat pouze šest měnových párů. Tato skutečnost nás vedla k hledání alternativní možnosti, která spočívá v testování a v grafickém zachycení všech sledovaných měnových párů. Narazili jsme však na problém stanovení jednoznačného pravidla pro určení (resp. volbu) přímé nebo nepřímé kotace u jednotlivých měnových párů, tj. volba mezi AAA/BBB nebo BBB/AAA. „Manipulací“ s volbou přímé nebo nepřímé kotace lze totiž ovlivnit konečný výsledek regrese (např. body ze 4. kvadrantu grafu lze při opačné volbě kotace přesunout do 2. kvadrantu grafu). Tento problém jsme řešili tak, že každý měnový pár je v grafu zachycen zároveň v přímé i v nepřímé kotaci. Vzhledem k tomu, že dvojice měnových párů jsou v tomto případě „bodově“ souměrné podle počátku grafu, úroňová konstanta v odhadu se vždy bude blížit k nule. Úroňová konstanta tedy ztrácí vypovídací schopnost z hlediska testování teorie PKS. Z hlediska platnosti či neplatnosti relativní verze teorie PKS je tedy důležitá hodnota odhadu regresního koeficientu beta (hypotéza $\beta_1 = 1$) a jeho statistická významnost (resp. statistická významnost modelu).

Obrázek 2

Test relativní verze parity kupní síly na základě průřezové analýzy



Pro zvolený soubor sedmi zemí (měsíční průměry za období 1975 – 2007) bylo dosaženo následujícího regresního odhadu

$$\bar{r}(D/F) = 1,1273(\bar{p} - \bar{p}_F), \quad (18)$$

$$R^2 = 0,803 \quad (12,938)$$

I když v případě koeficientu (tj. parametru) nebylo dosaženo přesně hodnoty, kterou předpokládá relativní verze teorie parity kupní síly, nelze na základě těchto výsledků hypotézu o platnosti relativní verze teorie PKS zamítnout. Znaménko před vysvětlující proměnnou je v souladu s hypotézou a dosažená hodnota parametru je relativně blízká k ideální hodnotě. Vysoká je i statistická významnost modelu měřená koeficientem determinace, která je podpořena i relativně vysokou hodnotou příslušné t-statistiky.⁴ Zároveň je však nutno poukázat na skutečnost, že průřezová analýza nemůže dát odpověď na otázku, jaká je kauzální (příp. časová) následnost jevů. Její výsledky připouští jak možnost, že ceny ovlivňují kurs, tak i možnost, že kursy ovlivňují ceny. Z hlediska predikční činnosti v oblasti měnového kursu je proto významnost těchto výsledků relativně malá.

5.2 Test relativní verze teorie PKS na základě kointegrační analýzy časových řad a modelu korekce chyb

Testy stacionarity byly provedeny pomocí rozšířeného Dickeyova-Fullerova testu a to pro bazické indexy nominálních kursů a spotřebitelských cen. Jednalo se o měsíční údaje za období leden 1975 až červen 2007 (celkem 390 pozorování). Dosažené výsledky poukázaly na problém švýcarského franku, nebo index spotřebitelských cen ve Švýcarsku je integrován stupně dva I(2), což neumožňuje zařazení této měny do souboru testovaných měn v rámci kointegrační analýzy a modelu korekce chyb. Do testovaného souboru bylo tedy nakonec zařazeno šest zemí (resp. měn) – USA, Kanada, Velká Británie, Japonsko, Švédsko a Norsko. Celkem se tedy jednalo o 15 měnový párů.

Pokud časové řady sledovaných proměnných, tj. bazický index měnového kursu a bazické indexy spotřebitelských cen pro sledované dvě ekonomiky, jsou integrovány stupně jedna I(1), má kointegrační rovnice následující tvar

$$c = \ln I_{ER,t}^t - \beta_1 \ln P_{D,t}^t - \beta_2 \ln P_{F,t}^t + u_t, \quad (19)$$

kde u_t je náhodná chyba.

V „silné“ formě je relativní verze teorie PKS potvrzena, pokud současně platí $\beta_0 = 0$, $\beta_1 = 1$ a $\beta_2 = 2$. Silná verze parity kupní síly je vysoce nepravděpodobná, nebo předpokládá nulové dopravní náklady při zbožové arbitráži, neexistenci importních cel a exportních dotací, homogenitu spotřebních košů atd. „Slabá“ forma relativní verze teorie PKS je potvrzena, pokud $\beta_1 > 0$ a současně $\beta_2 > 0$. „Slabá“ forma nemá žádné restriktivní předpoklady ohledně absolutní výše parametrů. Pouze požaduje, aby růst domácí cenové hladiny vedl ke znehodnocení kursu domácí měny a růst zahraniční cenové hladiny vedl ke zhodnocení kursu domácí měny, tj. předpokládá určitá znaménka před parametry (Patel, 1990).

4 F test pro případ modelu bez konstanty není definován.

Tabulka 3

Teorie PKS – kointegrační analýza a model korekce chyb (bazické indexy, měsíční údaje za období leden 1975 až červen 2007, 390 pozorování)

Dvojice zemí a měnový kurs (bazický index)	Normalizované kointegrační koeficienty pro bazické indexy spotřebitelských cen		Počet kointe- gračních vektorů	Koeficient rychlosti přizpů- sobení v ECM	Upravený koeficient determinace (adj. R2)	Součet čtverečů Reziduí
	1. země	2. země				
USA – Japonsko (USD/JPY)	-37,671 (-4,453)	80,672 (5,148)	2	0,000386 (2,008))	0,111	0,254
Švédsko – USA (SEK/USD)	-0,5243 (-0,548)	-0,232 (-0,188)	1	-0,003425 (-0,625)	0,008	0,357
Norsko – USA (NOK/USD)	-0,5021 (-0,907)	0,215 (0324)	2	-0,019990 (-1,756)	0,027	0,317
USA – VB (USD/GBP)	-5,438 (-8,582)	4,118 (9,329)	1	-0,004194 (-0,783)	0,129	0,197
USA – Kanada (USD/CAD)	11,320 (1,506)	-11,820 (-1,672)	0	-0,000058 (-0,121)	0,050	0,054
Japonsko – Kanada (JPY/CAD)	13,197 (6,863)	-5,337 (-5,456)	1	-0,008109 (-3,816)	0,134	0,278
Švédsko – Kanada (SEK/CAD)	1,723 (3,407)	-2,463 (-3,997)	1	-0,034204 (-2,667)	0,019	0,370
Norsko – Kanada (NOK/CAD)	7,847 (4,364)	-9,067 (-4,476)	2	-0,004385 (-0,847)	0,003	0,344
VB – Kanada (GBP/CAD)	8,958 (6,662)	-11,981 (-6,591)	1	-0,007943 (-2,628)	0,127	0,206
VB – Japonsko (GBP/JPY)	2,160 (2,480)	-8,598 (-3,747)	2	-0,005960 (-2,285)	0,102	0,264
<i>Švédsko – VB (SEK/GBP)</i>	<i>1,836 (7,034)</i>	<i>-1,866 (-7,978)</i>	<i>1</i>	<i>-0,028262 (-2,754)</i>	<i>0,021</i>	<i>0,308</i>
<i>Norsko – VB (NOK/GBP)</i>	<i>4,008 (5,661)</i>	<i>-3,425 (-5,825)</i>	<i>1</i>	<i>-0,006871 (-1,329)</i>	<i>0,019</i>	<i>0,303</i>
Švédsko – Japonsko (SEK/JPY)	2,557 (5,583)	-9,033 (-8,333)	1	-0,007146 (-1,928)	0,022	0,453
Norsko - Japonsko (NOK/JPY)	2,5600 (5,514)	-8,1831 (-8,007)	1	-007216 (-2,028)	0,011	0,417
Švédsko – Norsko (SEK/NOK)	-0,661 (-1,117)	0,408 (0,637)	1	-0,019 (-2,138)	0,007	0,125

Poznámka: V případě existence dvou kointegračních vektorů je při výběru kladen důraz na statistickou významnost a ekonomickou relevanci.

Tabulka 4

Teorie PKS – kointegrační analýza a model korekce chyb (bazické indexy, měsíční údaje za období leden 1975 až červen 2007, 390 pozorování)

Dvojice zemí a měnový kurs (bazický index)	Normalizované kointegrační koeficienty pro bazické indexy spotřebitelských cen (á4)	Počet kointegračních vektorů	Koeficient rychlosti přizpůsobení v ECM	Upravený koeficient determinace (adj. R2)	Součet čtverců reziduí
USA – Japonsko (USD/JPY)	-0,753 (-5,072)	1	0,001158 (0,0365)	0,104	0,258
Švédsko – USA (SEK/USD)	-1,842 (-4,222)	0	-0,011137 (-1,427)	0,012	0,358
Norsko – USA (NOK/USD)	-1,477 (-7,266)	0	-0,016293 (-1,705)	0,005	0,318
USA – VB (USD/GBP)	-0,547 (-4,107)	0	-0,012974 (-1,734)	0,137	0,197
USA – Kanada (USD/CAD)	-3,318 (-2,282)	0	-0,005043 (-1,368)	0,064	0,054
Japonsko – Kanada (JPY/CAD)	-1,190 (-7,569)	1	0,001984 (0,623)	0,102	0,290
Švédsko – Kanada (SEK/CAD)	-1,183 (-4,489)	0	-0,018017 (-1,639)	0,001	0,378
Norsko – Kanada (NOK/CAD)	-0,269 (-1,154)	1	-0,045930 (-2,956)	0,018	0,339
VB – Kanada (GBP/CAD)	-0,034 (-0,324)	1	-0,019876 (-2,239)	0,117	0,210
VB – Japonsko (GBP/JPY)	0,349 (1,129)	1	0,000398 (0,361)	0,085	0,270
Švédsko – VB (SEK/GBP)	1,619 (4,016)	0	-0,017960 (-2,341)	0,019	0,311
Norsko – VB (NOK/GBP)	-0,058 (-0,504)	0	-0,034159 (-2,298)	0,032	0,301
Švédsko – Japonsko (SEK/JPY)	-1,537 (-20,929)	1	-0,003653 (-0,528)	0,002	0,464
Norsko – Japonsko (NOK/JPY)	-1,343 (-16,572)	1	0,000394 (0,061)	0,000	0,428
Švédsko – Norsko (SEK/NOK)	-2,827 (-3,608)	0	-0,010763 (-1,578)	0,001	0,127

Poznámka: Pro větší přehlednost publikujeme koeficienty i v případě, že nebyl nalezen kointegrační vektor na požadované 5 % hladině významnosti.

Výsledky empirické analýzy relativní verze parity kupní síly založené na kointegračním přístupu (Johansenova metoda) a na modelu korekce chyb (tabulka 3) ve významné většině případů nepotvrdily hypotézy o znaménkách.⁵ Pouze ve čtyřech případech z patnácti testovaných rovnic (tj. měnové páry USD/JPY, NOK/USD, USD/GBP a SEK/NOK) byl nalezen alespoň jeden kointegrační vektor a současně všechna znaménka (tj. vč. ECM) jsou v souladu s teorií. Z tohoto důvodu byl testován i alternativní model

$$c \ln I_{ER,t}^{t,n} - 4 \ln \frac{P_{D,t}^{t,n}}{P_{F,t}^{t,n}} = 0 + u_t, \quad (20)$$

kde u_t je náhodná chyba.

V „silné“ formě je relativní verze teorie PKS potvrzena, pokud současně platí $\alpha_0 = 0$ a $\alpha_4 = 1$. „Slabá“ forma relativní verze teorie PKS je potvrzena, pokud platí $\alpha_4 = 0$ (Patel, 1990). I v tomto případě (tabulka 4) jsou výsledky značně neuspokojivé. Sice bylo dosaženo ve 13 případech z 15 testovaných případů požadovaných znamének před vysvětlující proměnnou, avšak pouze ve třech případech (tj. měnové páry NOK/CAD, GBP/CAD a SEK/JPY) byl nalezen kointegrační vektor a současně všechna znaménka (tj. vč. ECM) jsou v souladu s teorií.

5.3 Test relativní verze teorie parity kupní síly na základě VAR modelu

Z úsporných důvodů se zaměříme na výsledky testů pomocí modelu VAR(1) (tabulky 5 až 9) pouze u pěti měnových párů (tj. GBP/JPY, USD/GBP, USD/CAD, SWK/GBP a NOK/GBP).⁶ Tyto měnové páry byly vybrány z následujících důvodů:

- V případě měnových párů GBP/JPY, USD/GBP a USD/CAD bylo v rámci úvodní průřezové analýzy zjištěno, že jejich body ležely „téměř“ na přímce 45 stupňů (viz obrázek 1). V tabulkách 3 a 4 jsou výsledky kointegrační analýzy vyznačeny tučně.
- V případě měnových párů SWK/GBP a NOK/GBP bylo v rámci úvodní průřezové analýzy zjištěno, že jejich body leží v nesprávném kvadrantu z hlediska teoretických vztahů mezi vývojem inflačního diferenciálu a relativní změnou měnového kursu (viz obrázek 1). V tabulkách 3 a 4 jsou výsledky kointegrační analýzy vyznačeny kurzívou.

5 V podobném smyslu lze hodnotit i výsledky některých starších reprezentativních analýz (např. Patel, 1990, Kugler, P a Lenz, C. 1993 a 2004). Jiné „lepší“ dosažené výsledky u čtenáře vytvářejí dojem tzv. „data mining“, nebo autoři nacházejí statisticky významné vztahy pouze u úzkého souboru zemí s „rozmanitými“ zpožděními u vysvětlujících proměnných (např. Ramirez, M., Khan, D. 1999).

6 Pracovně byly uskutečněny i odhady pomocí VAR modelu u ostatních měnových párů. Výsledky testů však byly obdobné jako v uváděných třech případech.

Tabulka 5
VAR analýza pro měnový pár *GBP/JPY*

	$\ln GBP/JPY_t$	$\ln P_{UK,t}$	$\ln P_{JAP,t}$
$\ln GBP/JPY_{t-1}$	0,983 (119,006)	-0,007 (-3,524)	-0,004 (-2,419)
$\ln P_{UK,t-1}$	-0,031 (-2,617)	0,987 (330,044)	-0,005 (-2,286)
$\ln P_{JAP,t-1}$	0,117 (3,830)	0,054 (7,012)	1,024 (166,220)
Upravený koeficient determinace (adj. R²)	0,995	0,999	0,999
Součet čtverců reziduí	0,289	0,018	0,012

Poznámka: Rezidua z cenových rovnic pro logaritmy indexů spotřebitelských cen ve Velké Británii a v Japonsku (tj. rovnice pro vysvětlované proměnné $\ln P_{UK,t}$ a $\ln P_{JAP,t}$) vykázala vysoké hodnoty kladného korelačního koeficientu 0,487.

Tabulka 6
VAR analýza pro měnový pár *USD/CAD*

	$\ln USD/CAD_t$	$\ln P_{USA,t}$	$\ln P_{CAN,t}$
$\ln USD/CAD_{t-1}$	1,005 (144,673)	-0,004 (-1,866)	-0,007 (-2,931)
$\ln P_{USA,t-1}$	0,026 (1,826)	0,978 (206,048)	-0,025 (-4,528)
$\ln P_{CAN,t-1}$	-0,022 (-1,664)	0,022 (4,976)	1,024 (193,280)
Upravený koeficient determinace (adj. R²)	0,989	0,999	0,999
Součet čtverců reziduí	0,057	0,006	0,008

Poznámka: Rezidua z cenových rovnic pro logaritmy indexů spotřebitelských cen v USA a v Kanadě (tj. rovnice pro vysvětlované proměnné $\ln P_{USA,t}$ a $\ln P_{CAN,t}$) vykázala vysoké hodnoty kladného korelačního koeficientu 0,693.

Tabulka 7
VAR analýza pro měnový pár *JPY/CAD*

	$\ln JPY/CAD_t$	$\ln P_{JAP,t}$	$\ln P_{CAN,t}$
$\ln JPY/CAD_{t-1}$	0,989 (121,333)	0,004 (2,639)	0,004 (3,159)
$\ln P_{JAP,t-1}$	-0,099 (-4,051)	1,025 (220,484)	0,046 (13,248)
$\ln P_{CAN,t-1}$	0,040 (2,720)	-0,008 (-2,966)	0,982 (468,536)
Upravený koeficient determinace (adj. R²)	0,996	0,999	0,999
Součet čtverců reziduí	0,315	0,011	0,006

Poznámka: Rezidua z cenových rovnic pro logaritmy indexů spotřebitelských cen v Japonsku a v Kanadě (tj. rovnice pro vysvětlované proměnné $\ln P_{JAP,t}$ a $\ln P_{CAN,t}$) vykázala kladné hodnoty korelačního koeficientu 0,167.

Tabulka 8
VAR analýza pro měnový pár SKR/GBP

	$\ln SKR/GBP_t$	$\ln P_{SWE,t}$	$\ln P_{UK,t}$
$\ln SKR/GBP_{t-1}$	0,966 (76,161)	-0,017 (-6,986)	-0,022 (-8,092)
$\ln P_{SWE,t-1}$	-0,002 (-0,090)	0,962 (220,484)	-0,040 (-8,844)
$\ln P_{UK,t-1}$	0,008 (0,412)	-0,008 (-2,966)	1,040 (269,562)
Upravený koeficient determinace (adj. R²)	0,972	0,999	0,999
Součet čtverců reziduí	0,314	0,012	0,014

Poznámka: Rezidua z cenových rovnic pro logaritmy indexů spotřebitelských cen ve Švédsku a ve Velké Británii (tj. rovnice pro vysvětlované proměnné $\ln P_{SWE,t}$ a $\ln P_{UK,t}$) vykázala vyšší hodnoty kladného korelačního koeficientu 0,268.

Tabulka 9
VAR analýza pro měnový pár NKR/GBP

	$\ln NKR/GBP_t$	$\ln P_{NOR,t}$	$\ln P_{UK,t}$
$\ln NKR/GBP_{t-1}$	0,9951 (76,161)	-0,005 (-1,922)	-0,015 (-4,011)
$\ln P_{NOR,t-1}$	0,021 (-0,969)	0,960 (248,221)	-0,041 (-8,217)
$\ln P_{UK,t-1}$	-0,018 (-1,024)	-0,008 (-2,966)	1,035 (256,313)
Upravený koeficient determinace (adj. R²)	0,896	0,999	0,999
Součet čtverců reziduí	0,307	0,009	0,015

Poznámka: Rezidua z cenových rovnic pro logaritmy indexů spotřebitelských cen v Norsku a ve Velké Británii (tj. rovnice pro vysvětlované proměnné $\ln P_{NOR,t}$ a $\ln P_{UK,t}$) vykázala kladné hodnoty korelačního koeficientu 0,193.

VAR analýza nám může odhalit některé problémy, které jsou bezprostředním důvodem neúspěšné analýzy relativní verze teorie PKS v dlouhém období v rámci kointegrační analýzy. Z našich ilustrativních pěti případů můžeme učinit určité zobecňující závěry:

1. Všechny sledované časové řady měnových (spotových) vykazují vysoký stupeň persistence, nebo zpožděná vysvětlovaná proměnná má parametr vždy velice blízký jedné. Toto zjištění prakticky vylučuje možnost „úspěchu“ testů relativní verze parity kupní síly založené na kointegrační analýze. Měnové kursy vykazují proces náhodné procházky.
2. Vliv cenových hladin na měnový kurs je v krátkém období zcela neprůkazný (nejednoznačné výsledky z hlediska znamének a nízké t-statistiky).
3. Vliv měnového kursu na cenové indexy (tj. na domácí a zahraniční ceny) vykazuje relativně vysoké hodnoty t statistik, avšak znaménka nejsou vždy v souladu s tradiční teorií (tj. oslabení měny – vyšší inflace, posílení měny – nižší inflace).
4. Kladné a relativně vysoké hodnoty korelačních koeficientů v případě reziduí u cenových rovnic (díleč rovnice ve VAR modelu) ukazují na existenci vzájemného vztahu mezi vývojem cenových hladin ve všech zkoumaných zemích. Tyto korelační koeficienty jsou vysoké (viz poznámky pod tabulkami) nejenom u zemí s integračními tendencemi (tj. USA – Kanada a Švédsko – Norsko – Velká Británie) ale překvapivě i mezi Japonskem a Velkou Británií.

6. Závěr

Článek byl zaměřen na diskusi problémů empirické verifikace relativní verze teorie PKS založené na agregátních cenových indexech (konkrétně na indexu spotřebitelských cen). Cílem článku bylo provést srovnání výsledků dosažených pomocí průřezové analýzy s analýzou založenou na časových řadách (kointegrační analýza a VAR analýza). Testováno bylo 21 měnových párů pro země USA, Kanada, Japonsko, Švýcarsko, Velká Británie, Norsko a Švédsko za časové období 1975-2007. V případě Švýcarska se však ukázalo jako problém, že časová řada indexu CPI je I(2), zatímco časové řady ostatních proměnných v modelu jsou I(1). V případě průřezové analýzy nelze na základě našich výsledků zamítnout platnost relativní verze parity kupní síly, nebo naopak před vysvětlující proměnnou je v souladu s hypotézou a dosažené hodnoty parametrů jsou relativně blízké ideálním hodnotám. Průřezová analýza nemůže však dát odpověď na otázku, jaká je kauzální (příp. časová) následnost jevů.

Problémy nízké robustnosti ekonometrických odhadů v rámci analýzy časových řad (kointegrační analýza) mohou být spojeny s existencí relativně vysokých transakčních nákladů při zbožové arbitráži, s vlivem očekávání, s existencí zpětných vazeb (měnový kurs – ceny) či s existencí vlivu „třetích“ faktorů. Testování pomocí VAR modelu poukázalo na skutečnost, že v krátkém období měnové kursy vykazují proces náhodné procházky. Vliv cenových hladin na měnový kurs je v krátkém období zcela neprůkazný. Kladné a relativně vysoké hodnoty korelačních koeficientů v případě reziduí u cenových rovnic (dílejší rovnice ve VAR modelu) ukazují na existenci vzájemného vztahu mezi vývojem cenových hladin ve všech zkoumaných zemích.

Literatura

- ARLT, J. 1999. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha : Grada Publishing, 1999.
- BALASSA, B. 1964. The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 1964, vol. 72, s. 584-596.
- CASSEL, G. 1922. *Money and Foreign Exchange after 1914*. London : Constable, 1922.
- ČAPEK, A. 1998. Reálný efektivní směnný kurs: problémy konstrukce. *Politická ekonomie*, 1998, č. 5, s. 611-631.
- DURČÁKOVÁ, J.; SLÁDKOVÁ, J. 1988. K souvislostem kursů a cen. *Finance a úvěr*, 1988, č. 2, s. 110-120.
- ENGEL, Ch.; MORLEY, J. C. 2001. The Adjustment of Prices and the Adjustment of the Exchange Rate. Working Paper No. 8550, NBER, October 2001.
- FRAIT, J.; KOMÁREK, L. 1999. Kapitálové toky a měnové kursy v globalizované ekonomice. *Studie Národohospodářského ústavu Josefa Hlávky*, č. 2, 1999.
- HAKKIO, S. C. 1992. Is Purchasing Power Parity a Useful Guide to the Dollar? *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Third Quarter 1992.
- HOLMAN, R. 1993. Reálný devizový kurs, diferencované zboží a neobchodní zboží. *Finance a úvěr*, 1993, č. 2, s. 58-64.
- HOLMAN, R. 1993. Reálný devizový kurs, zákon jediné ceny a teorie parity kupní síly. *Finance a úvěr*, 1993, č. 1, s. 14-24.
- KUGLER, P.; LENZ, C. 2004. Long-Horizon Regression Tests of the Theory of Purchasing Power Parity. *Journal of Banking and Finance*, vol. 8, 2004, s. 1961-1985.
- KUGLER, P.; LENZ, C. 1993. Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP. *The Review of Economics and Statistics*, 1993, vol. 75, no. 1, s. 180-184.
- MACDONALD, R. 1995. Long-Run Exchange Rate Modeling – A Survey of the Recent Evidence. IMF Working Papers, 1995, no. 14, International Monetary Fund.

- MACDONALD, R. 1997. On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective. *Review of Economics and Statistics*, 1997, s. 655-664.
- MANDEL, M. 1989. Rovnovážný devizový kurs – kritika teorií parity kupní síly a průměrných reprodukčních nákladů na jednotku deviz. *Finance a úvěr*, 1989, č. 6, s. 383-395.
- PATEL, J. 1990. Purchasing Power Parity as a Long-Run Relation. *Journal of Applied Econometrics*, 1990, vol. 5, no. 4, s. 367-379.
- RAMIREZ, M.; KHAN, S. 1999. A Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity: 1973 – 1996. *International Advances in Economic Research*, 1999, vol. 5, no. 3, s. 369-385.
- SERCU, P.; UPPAL, R.; VAN HULLE, C. 1995. The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity. *Journal of Finance*, 1995, vol. 50, s. 1309-1319.
- TAYLOR, A. M. 2000. A Century of Purchasing-Power Parity. Working Paper No. 8012, NBER, November 2000.
- TAYLOR, A. M. 2000. Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price. Working Paper No. 7577, NBER, March 2000.
- TAYLOR, A. M.; TAYLOR, M. P. 2004. The Purchasing Power Parity Debate. Working Paper No. 10607, NBER, June 2004.
- WILLIAMS, J. C.; WRIGHT, B. D. 1991. *Storage and Commodity Markets*, Cambridge: Cambridge University Press, 1991.
- WREN-LEWIS, S.; DRIVER, R. L. 1998. Real Exchange Rates for the Year 2000. Institute for International Economics, Washington, 1998.

RELATIVE VERSION OF THE THEORY OF PURCHASING POWER PARITY: PROBLEMS OF EMPIRICAL VERIFICATION

Marin Mandel, University of Economics, nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (mandel@vse.cz); **Vladimír Tomšik**, Czech National Bank, Na Příkopě 28, CZ – 115 03 Praha 1 (vladimir.tomsik@cnb.cz)

Abstract

The article discusses problems of the empirical verification of the relative version of the theory of purchasing power parity based on aggregated price indexes (especially using the consumer price index). The goal of the articles is to compare empirical results obtained from cross-country time series analysis using cointegration analysis, Error Correction Model, as well as VAR analysis. The authors tested 21 currency pairs of the U.S.A., Canada, Japan, Switzerland, the Great Britain, Norway, and Sweden in the period between 1975 and 2007. All tested time series were cointegrated of the first order with the exception of the consumer price index of Switzerland, which was cointegrated of the second order. The results of cointegration analysis are not very robust. This is explained by the authors as follows: existence of high transaction costs in an arbitrage, existence of complementary goods and oligopoly structure of exports, and expected back reaction between exchange rate and inflation.

Keywords

exchange rate, theory of purchasing power parity, transaction costs

JEL Classification

E400, E440, F310, G100