

Reálný kurz české koruny a ceny mezinárodně neobchodovatelných statků^o#

*Martin Mandel – Vladimír Tomšík**

1. Úvod

Odhad vývoje reálného rovnovážného kurzu v konvergující tranzitivní ekonomice je jedním z klíčových problémů modelových prognóz inflace. Zatímco pro oblast mezinárodně obchodovatelných statků se předpokládá existence dokonalé zbožové arbitráže a z toho vyplývající platnost relativní verze parity kupní síly (tj. beztrendový vývoj indexu reálného kurzu oscilujícího okolo hodnoty jedna), pro oblast mezinárodně neobchodovatelných statků se zpravidla neuvažuje existence zbožové arbitráže. Tato skutečnost připouští možnost rychlejšího růstu domácích cen mezinárodně neobchodovatelných statků ve srovnání s domácími a zejména zahraničními cenami mezinárodně obchodovatelných statků (Balassa, 1964 a Samuelson, 1964). Vzhledem k tomu, že se jedná o statky mezinárodně neobchodovatelné, nemůže relativně rychlejší růst cen v tomto sektoru přímo způsobit deficit běžného účtu a vyvolat depreciaci domácí měny. Výsledkem těchto procesů je reálná apreciacie domácí měny v dlouhém období.

V české odborné literatuře je tento problém diskutován přibližně od konce devadesátých let. Problémem vývoje cen v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků a jeho významem pro vývoj reálného kurzu české koruny a cenový konvergenční proces k Evropské měnové unii se z pohledu teoretického a měnově politického zabývali např. S. Janáčková (1999) a O. Dědek (2001) a z pohledu empirické verifikace např. J. Frait a L. Komárek (1999), V. Flek, L. Marková a J. Podpiera (2002) a T. Holub a M. Čihák (2003).

Hlavním cílem tohoto článku je teoretická a ekonometrická analýza faktorů ovlivňujících pohyb cen mezinárodně neobchodovatelných statků v české ekonomice. Pokusíme se odpovědět na otázku, zda v našem případě funguje tradiční Balassa-Samuelsonovo schéma vysvětlující rychlejší růst cen mezinárodně neobchodovatelných statků a reálnou apreciaci domácí měny. Ve druhé části článku je nejdříve kvantifikován rozsah příspěvku domácího růstu cen v sektoru mezinárodně obchodovatelných a neobchodovatelných statků k celkové reálné apreciaci české koruny. Ve třetí části je matematicky odvozen vztah indexu cen mezinárodně neobchodovatelných statků a indexu reálného kurzu počítaného tradičním způsobem na agregátní bázi. Ve čtvrté části jsou vymezeny základní determinanty cen mezinárodně neobchodovatelných statků a zdůrazněna teoretická odlišnost od cen mezinárodně obchodovatelných statků. V páté části jsou aplikovány ekonometrické modely VAR, model kointegrace a model korekce chyby při empirické verifikaci hypotéz zvoleného ekonomického modelu. Základem analýzy jsou čtvrtletní data z české ekonomiky za období 1996–2007.

Stat' byla zpracována za podpory grantu GA ČR 402/06/0209.

* Prof. Ing. Martin Mandel, CSc.; Katedra měnové teorie a politiky, Fakulta financí a účetnictví, Vysoká škola ekonomická v Praze, mandel@vse.cz.

Doc. Ing. Vladimír Tomšík, Ph.D.; ČNB a Katedra měnové teorie a politiky, Fakulta financí a účetnictví, Vysoká škola ekonomická v Praze, vladimir.tomsik@cnb.cz.

2. Význam inflačního diferenciálu a cen mezinárodně neobchodovatelných statků pro reálnou apreciaci české koruny

Koncentrovaným vyjádřením konvergenčního procesu tranzitivních ekonomik k vyspělým zemím je dlouhodobá reálná apreciacie jejich měn. Z čistě technického pohledu reálná apreciacie domácí měny může být způsobena nominální apreciací domácí měny nebo rychlejším růstem domácích cen ve srovnání s cenami zahraničními. Ve sledovaném období 1993 až 2007 (tabulka č. 1) kladný inflační diferenciál přispěl k reálné apreciaci české koruny (reálný kurz CZK/EUR) v 11 případech z celkové počtu 15 sledovaných roků. Nižší inflace v České republice ve srovnání s EU byla pouze v letech 2002, 2003 a 2005. Dlouhodobý příspěvek inflačního diferenciálu k reálné apreciaci české koruny je přibližně dvakrát vyšší než je příspěvek nominální apreciacie české koruny.

Tabulka 1 Zdroje reálné apreciacie české koruny vůči euru

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Roční průměr 1993–2007
CZK/EUR	34,11	34,06	34,31	34,01	35,75	35,89	36,87	35,61	34,06	30,81	31,84	31,9	29,78	28,34	27,76	-
Nominální zhodnocení CZK/EUR	6,8	0,1	-1,5	0,9	-5,1	-0,4	-2,7	3,4	4,3	9,6	-3,3	-0,2	6,6	4,8	2,0	1,7
Inflace v ČR	18,2	10,2	7,9	8,6	10,0	6,8	2,5	4,0	4,1	0,6	1,0	2,8	2,2	1,7	5,4	6,1
Inflace v EU-12	4,0	3,2	3,0	2,5	1,9	1,4	1,2	2,4	2,7	2,2	2,1	2,1	2,2	2,2	3,1	2,6
phaInflační diferenciál	14,2	7,0	4,9	6,1	8,1	5,4	1,3	1,6	1,4	-1,6	-1,1	0,7	0,0	-0,5	2,3	3,5
Reálné zhodnocení CZK/EUR	21,0	7,1	3,4	7,0	3,0	5,0	-1,4	5,0	5,7	8,0	-4,4	0,5	6,6	4,3	4,3	5,2

Pozn.: Inflace je měřena jako meziroční změna indexu spotřebitelských cen.

Zdroj: ČSÚ, ČNB a Eurostat; vlastní výpočty.

Z údajů v tabulce č. 2 je dále patrné, že cenové indexy v ČR mají výrazně odlišnou dynamiku v sektorech mezinárodně obchodovatelných a mezinárodně neobchodovatelných statků.¹ Ceny mezinárodně neobchodovatelných statků rostou dlouhodobě rychleji než ceny statků mezinárodně obchodovatelných. Rychlejší růst cen je pozorovatelný jak u cen regulovaných státem (resp. místními orgány), tak i u cen, které se utvářejí tržně (tj. položka „ostatní“).

¹ V souladu se členěním ČNB za mezinárodně neobchodovatelné statky považujeme zejména služby, naopak za obchodovatelné statky považujeme zboží. Neobchodovatelné statky se dále člení na regulované a ostatní. Mezi regulované služby patří např. regulované nájemní bydlení, vodné, stočné, odvoz odpadků, městská hromadná doprava, dodávky elektřiny a plynu, zdravotní péče, vzdělání a některé další služby. Mezi ostatní (neregulované) neobchodovatelné statky zařazujeme např. oděvní služby, neregulované nájemní bydlení, opravárenské služby, leteckou dopravu, rekreaci a kulturu, stravování a ubytování, kadeřnické služby, pojištění a jiné finanční služby.

Tabulka 2 Vývoj cen v sektoru mezinárodně obchodovatelných a neobchodovatelných statků (%)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Roční průměr 1993–2007
Spotřebitelské ceny (100%)	18,2	10,2	7,9	8,6	10,0	6,8	2,5	4,0	4,1	0,6	1,0	2,8	2,2	1,7	5,4	6,1
Obchodovatelné zboží a služby (51,4%)	15,5	9,1	6,4	6,6	6,3	0,7	1,3	2,3	0,4	–2,6	0,1	0,2	–0,8	0,0	7,0	3,6
Neobchodovatelné zboží a služby (48,6%)	23,5	10,5	10,6	11,8	16,8	16,8	4,3	6,3	8,6	3,9	2,0	5,5	4,9	3,4	3,9	9,3
Z toho:																
– regulované (16,4%)	17,8	9,8	10,2	13,8	22,7	20,4	4,2	7,3	11,7	3,3	1,3	4,4	9,0	4,9	6,5	10,4
– ostatní (32,2%)	28,3	11,7	11,4	8,9	8,9	11,0	4,4	4,4	6,5	4,4	2,4	6,3	2,2	2,5	2,6	7,6

Pramen: ČSÚ, ČNB

3. Základní vztahy pro reálný kurz a ceny mezinárodně neobchodovatelných statků

Vývoj cen mezinárodně neobchodovatelných statků je tedy jedním z klíčových faktorů pro vysvětlení reálné apreciace české koruny. Z pohledu formálně modelového je možno si vztah mezi cenami mezinárodně neobchodovatelných statků a reálným kurzem vyjádřit následujícím způsobem. Definujme index reálného měnového kurzu (I_{RER}) na agregátní úrovni

$$I_{RER} = I_{ER} \cdot \frac{P_F}{P_D},$$

kde P_F a P_D jsou agregátní cenové indexy v zahraniční a domácí ekonomice (např. se může jednat o indexy spotřebitelských cen). Dále provedme dezagregaci domácího a zahraničního cenového indexu z pohledu statků mezinárodně neobchodovatelných (dolní index NT) a mezinárodně obchodovatelných (dolní index T)

$$P_D = P_{D,NT}^{w_D} \cdot P_{D,T}^{(1-w_D)} = \frac{P_{D,NT}^{w_D} \cdot P_{D,T}}{P_{D,T}^{w_D}}$$

$$P_F = P_{F,NT}^{w_F} \cdot P_{F,T}^{(1-w_F)} = \frac{P_{F,NT}^{w_F} \cdot P_{F,T}}{P_{F,T}^{w_F}}$$

kde $w_F, w_D \in \langle 0,1 \rangle$ označují váhy statků mezinárodně neobchodovatelných v zahraničním a v domácím souboru statků.

Po substitucích do rovnice reálného kurzu a převedení do logaritmického tvaru dostáváme výsledný vztah

$$\ln I_{RER} = (\ln I_{ER} + \ln P_{F,T} - \ln P_{D,T}) + w_D \cdot (\ln P_{D,T} - \ln P_{D,NT}) - w_F \cdot (\ln P_{F,T} - \ln P_{F,NT}).$$

Vývoj indexu reálného kurzu počítaný na úrovni agregátních cenových indexů neodráží proto pouze platnost či neplatnost relativní verze parity kupní síly (1. závorka).² Je závislý i na vývoji poměru cenových indexů pro statky mezinárodně obchodovatelné a statky mezinárodně neobchodovatelné v domácí a zahraniční ekonomice (2. a 3. závorka). Rychlejší růst domácích cen statků mezinárodně neobchodovatelných než růst domácích cen statků mezinárodně obchodovatelných vede k reálné apreciaci domácí měny. Z tabulky č. 2 je patrné, že za reálnou apreciaci české koruny stojí vedle nominální apreciace zejména rychlejší růst domácích cen statků mezinárodně neobchodovatelných ve srovnání s domácími cenami statků mezinárodně obchodovatelných.

4. Teoretická analýza faktorů ovlivňujících růst cen statků mezinárodně neobchodovatelných (formulování hypotéz)

Ekonomická teorie si řadu let klade otázku, proč v rychle se rozvíjejících tranzitivních ekonomikách ceny mezinárodně neobchodovatelných statků rostou rychleji než ceny mezinárodně obchodovatelných statků. Tradičním vysvětlením je tzv. Balassův-Samuelsonův teorém (Balassa, 1964 a Samuelson, 1964) související s rychlejším růstem produktivity práce v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků než v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků. Pokusme se o vymezení faktorů, které mohou působit na cenový vývoj u statků mezinárodně neobchodovatelných a to jak v krátkém, tak i v dlouhém období. Zároveň zdůrazníme i případná specifika oproti determinantám cenového vývoje v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků.

Měnový kurz

U mezinárodně neobchodovatelných statků z definice neexistuje klasická mezinárodní zbožová arbitráž založená na mezinárodním pohybu zboží. Případná nominální apreciace domácí měny by proto v tomto sektoru neměla vytvářet stejný deflační tlak, jako je tomu u statků mezinárodně obchodovatelných. Pohyb měnového kurzu však může působit v rámci turistického ruchu, kde zbožová arbitráž funguje modifikovaně a to na základě mezinárodního pohybu osob za zbožím a službami. Z tohoto důvodu není možno vliv měnového kurzu zcela vyloučit ani u statků mezinárodně neobchodovatelných (např. Mandel, M. a Tomšík, V., 2008).

Nominální důchod (resp. nominální peněžní zásoba)

Růst nominálního důchodu se může v případě růstu cen mezinárodně neobchodovatelných statků prosazovat rychleji než u statků mezinárodně obchodovatelných. Jelikož ceny mezinárodně neobchodovatelných statků nejsou přímo kontrolovány mezinárodní zbožovou arbitráží, mohou se poptávkové inflační tlaky u těchto statků prosazovat rychleji (tj. s menším zpožděním) než u statků mezinárodně obchodovatelných. Zatímco rychlý růst domácího nominálního důchodu se v případě mezinárodně obchodovatelných statků projeví bezprostředním tlakem na růst importu zboží ze zahraničí, v případě mezinárodně neobchodovatelných statků se „daleko snadněji“ může projevit růstem domácí cenové úrovně.

2 Teorie parity kupní síly (v tzv. relativní verzi) předpokládá, že platí $\ln I_{ER} + \ln P_{F,T} + \ln P_{D,T} = 0$, kde všechny indexy mají formu bazických indexů o stejném základu.

Otázkou je, zda růst důchodu a poptávky bude dlouhodobě způsobovat rychlejší růst cen statků mezinárodně neobchodovatelných než cen statků mezinárodně obchodovatelných. Pozitivní odpověď na tuto otázku je podmíněna existencí vyšší důchodové elasticity u cen statků mezinárodně neobchodovatelných než u cen statků mezinárodně obchodovatelných.

Stejně hypotézy lze formulovat i v případě analýzy růstu poptávky založené na růstu peněžní zásoby (např. Arlt, J., Kodera, J., Mandel, M. a Tomšík, V., 2006). Při ekonometrické analýze proto budeme formulovat i alternativní model pro vysvětlující proměnnou peněžní zásoba.

Růst produktivity práce a růst mezd

Nejčastěji používaným teorémem vysvětlující růst cen mezinárodně neobchodovatelných statků je tzv. Balassův-Samuelsonův teorém (Balassa, 1964 a Samuelson, 1964). Tento koncept vychází ze skutečnosti, že v období reálné konvergence méně vyspělých zemí k zemím ekonomicky vyspělejším dochází k rychlejšímu růstu produktivity práce v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků než v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků.³ Rychle rostoucí produktivita práce v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků umožňuje i rychlejší růst mezd. Balassův-Samuelsonův koncept dále předpokládá, že v dlouhém období mzdy rostou ve všech sektorech ekonomiky stejně. Pokud v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků by se výrobci pokusili držet nízké tempo růstu mezd, které by odpovídalo pomalejšímu růstu produktivity práce, bude docházet k přesunu nabídky práce do sektoru s vyšším tempem růstu mezd. Zákon nabídky a poptávky na trhu práce si proto vynucuje stejné tempo růstu mezd v obou sektorech bez ohledu na tempo růstu produktivity práce. Udržení požadované ziskovosti nutí výrobce v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků ke zvyšování cen a dochází tak k nabídkovému tlaku na růst cenové hladiny.

odíl rozpočtových p í m ů na

Zvyšování cen u regulovaných služeb v tranzitivních ekonomikách je zpravidla snahou o řešení problému dlouhodobě stanovených cen pod úrovní nákladů. Jeho bezprostřední motivací však bývá nedostatek finančních zdrojů ve státním rozpočtu. V hospodářsky zaostalých ekonomikách bývají nízké ceny u státem poskytovaných služeb (např. bydlení, zdravotnictví, školství, sport, kultura, hromadná doprava aj.) tradiční součástí sociální politiky. Tyto státy se však zároveň vyznačují i vysokou mírou zdanění právnických a fyzických osob. Snížení daňové zátěže firem se u konvergujících tranzitivních ekonomik stává nutným předpokladem pro dlouhodobý hospodářský růst, zároveň však vede (zejména v krátkém a středním období) k omezení finančních zdrojů státního rozpočtu. Udržení vyrovnanosti státního rozpočtu si tak vyžaduje zpravidla skokové zvyšování regulovaných cen.

enový vývo v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků

Pomalejší růst cen v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků může ze sociálního hlediska umožňovat rychlejší zvyšování státem regulovaných cen, které se často nacházejí pod úrovní výrobní nákladů (resp. neumožňují dosahovat přiměřené míry rentability). Naopak rychlejší růst cen v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků může vést vládu

3 Důvodem může být, že příliv zahraničních přímých investic, které jsou hlavním zdrojem ekonomického růstu v tranzitivních ekonomikách, směřuje zejména do oblasti mezinárodně obchodovatelných statků, protože cílem těchto přímých investic je zejména vývoz zboží z hostitelské země do sousedních zemí. Zároveň platí, že mezinárodně obchodovatelné zboží je náročnější na kapitál než mezinárodně neobchodovatelné služby. Z tohoto důvodu je na „startovní čáře“ zaostalost v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků relativně větší než v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků. Sektor mezinárodně obchodovatelných statků má proto větší potenciál pro další růst produktivity práce.

ke „stabilizaci sociálních podmínek“ prostřednictvím zpomalení deregulačních procesů. Z tohoto politického uvažování, které je zřejmě vlastní každé vládě, pramení i hypotéza o nepřímé úměrnosti vývoje cen statků mezinárodně obchodovatelných a mezinárodně neobchodovatelných.

olitick aktor

Zvyšování regulovaných cen a deregulační procesy jsou tradičně prosazovány spíše pravicovými vládami než vládami středových koalic nebo dokonce vládami levicovými. Tuto koncepci zastává tzv. „partisan model of political cycles“ (Hibbs, 1994). Zároveň tato nepopulární politická opatření budou spíše probíhat na začátku funkčního období každé vlády než na konci vládního funkčního období. Tuto teorii zastává tzv. „political business cycle model“ (Nordhaus, 1975). Střídání pravicových a levicových vlád a politický cyklus mohou být významným zdrojem vysvětlení skokových změn v cenách regulovaných služeb poskytovaných veřejným (příp. i soukromým) sektorem.

5. Empirická verifikace modelu

Shrneme-li naše poznatky, můžeme říci, že ceny mezinárodně neobchodovatelných statků ($P_{D,NT}$) mohou být v tranzitivních ekonomikách kladnou funkcí růstu nominálního důchodu (YN), či alternativně kladnou funkcí růstu peněžní zásoby (tj. růstu měnové agregátu $M2$), kladnou funkcí růstu podílu produktivity práce v sektorech mezinárodně obchodovatelného a mezinárodně neobchodovatelných statků ($\frac{pp_T}{pp_{NT}}$). Otázkou je významnost

vlivu měnového kurzu (ER), který v této oblasti může působit pouze omezeně, neboť v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků neprobíhá klasická zbožová arbitráž. Pokud do zbožového koše budou zahrnuty i statky mezinárodně neobchodovatelné s regulovanými cenami, lze očekávat, že cenový vývoj bude záviset nepřímo úměrně na výši veřejných zdrojů (např. vliv míry zdanění $\frac{T}{YN}$), nepřímo úměrně na cenovém vývoji v sektoru meziná-

rodně obchodovatelných statků ($P_{D,T}$) a na politické orientaci vlády či politickém cyklu (dummy proměnné 0,1). Ekonomický model je možno formálně zapsat následujícím způsobem

$$P_{D,NT} = f(YN, alt.M2, ER, pp_T / pp_{NT}, T / YN, P_{D,T}, dummy_G)$$

+ + + + - -

Rovnice byly testovány ve dvou krocích a to pomocí modelu vektorové autoregrese (VAR model) a kointegračního modelu (včetně modelu korekce chyb). Empirická analýza byla provedena na čtvrtletních časových řadách za období od 1. čtvrtletí 1996 až do 2. čtvrtletí 2007. Časové řady byly čerpány z ČNB a ČSÚ. Počátek sledovaného období (rok 1996) byl ovlivněn dostupností některých časových řad. Byly využity následující časové řady: ceny obchodovatelných statků v ČR, ceny neobchodovatelných statků (včetně podskupin regulované a neregulované) v ČR, nominální efektivní měnový index kurzu české koruny, nominální hrubý domácí produkt, měnový agregát M2, národohospodářská produktivita práce a produktivita práce v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků, poměr daňových příjmů vlády k HDP, politická dummy proměnná. Časové řady byly transformovány do formy bazických indexů se základním obdobím 1. čtvrtletí 1996. Modely byly odhadovány ve formě bazických indexů a v logaritmické formě. V časových řadách byly identifi-

kovány sezónní složky a sezónní očištění bylo provedeno metodou X12ARIMA. Na základě rozšířeného Dickeyova-Fullerova testu (ADF test) bylo prokázáno na 5% hladině významnosti, že všechny uvažované časové řady jsou integrovány stupně jedna. Na základě neomezeného (unrestricted) VAR modelu jsem hledali možnou selekci vzájemných vazeb mezi proměnnými a optimální počet zpoždění v modelu (využito bylo zejména Schwarzovo informační kritérium, standardních chyb odhadů a upravených koeficientů determinace). Zároveň výše a statistická významnost parametru u zpožděné vysvětlované proměnné (jako jedné z vysvětlujících proměnných) nám poskytovala prvotní informaci o tom, zda vztahy v modelu nejsou spíše krátkodobé povahy. Z důvodu úspěšnosti a větší přehlednosti jsou v případě VAR modelu prezentovány pouze rovnice s vysvětlovanou proměnnou ceny mezinárodně neobchodovatelných statků. Tabulka 3 obsahuje korelační matice reziduí všech dílčích rovnic VAR modelu. Ve druhém kroku byly provedeny odhady modelu kointegrace a korekce chyb. V případě kointegrační analýzy jsou publikovány parametry pouze v případech, kdy byl nalezen alespoň jeden kointegrační vektor na 5% hladině významnosti. Odhady byly provedeny v programu EViews.

Výsledky odhadů ekonometrických rovnic jsou následující:

VAR model (krátkodobý vztah)

– bazické indexy

$$P_{D,NT,t} = 0,366 + 0,894P_{D,NT,t-1} + 0,165YN_{P,t-1} - 0,159ER_{t-1} - 0,233(pp_T / pp_{NT})_{t-1}$$

(3,667) (24,567) (3,116) (-2,529) (-2,244)

$$R^2 = 0,997, \text{ Schwarz crit.} = -5,012$$

$$P_{D,NT,t} = 0,433 + 0,878P_{D,NT,t-1} + 0,173M2_{P,t-1} - 0,188ER_{t-1} - 0,256(pp_T / pp_{NT})_{t-1}$$

(4,018) (22,689) (3,358) (-2,828) (-2,469)

$$R^2 = 0,997, \text{ Schwarz crit.} = -5,043$$

– logaritmická forma

$$\ln P_{D,NT,t} = 0,031 + 0,822 \ln P_{D,NT,t-1} + 0,231 \ln YN_{P,t-1} - 0,144 \ln ER_{t-1} - 0,188 \ln(pp_T / pp_{NT})_{t-1}$$

(5,796) (17,165) (3,390) (-2,749) (-2,344)

$$R^2 = 0,996, \text{ Schwarz crit.} = -5,584$$

$$\ln P_{D,NT,t} = 0,037 + 0,811 \ln P_{D,NT,t-1} + 0,229 \ln M2_{P,t-1} - 0,160 \ln ER_{t-1} - 0,222 \ln(pp_T / pp_{NT})_{t-1}$$

(4,018) (22,689) (3,358) (-2,828) (-2,469)

$$R^2 = 0,997, \text{ Schwarz crit.} = -5,609$$

Tabulka 3 Korelační matice reziduí u dílčích rovnic modelu VAR

	$P_{D,NT}$	pp_T/pp_{NT}	YN_P	ER
$P_{D,NT}$	1,000000	0,188347	0,254745	-0,239067
pp_T/pp_{NT}	0,188347	1,000000	0,292112	-0,216428
YN_P	0,254745	0,292112	1,000000	-0,171086
ER	-0,239067	-0,216428	-0,171086	1,000000

	$P_{D,NT}$	pp_T/pp_{NT}	$M2$	ER
$P_{D,NT}$	1,000000	0,144516	-0,045513	-0,244120
pp_T/pp_{NT}	0,144516	1,000000	-0,099014	-0,229173
$M2$	-0,045513	-0,099014	1,000000	-0,192237
ER	-0,244120	-0,229173	-0,192237	1,000000

	$\ln P_{D,NT}$	$\ln(pp_T/pp_{NT})$	$\ln YN_P$	$\ln ER$
$\ln P_{D,NT}$	1,000000	0,179814	0,262268	-0,337383
$\ln(pp_T/pp_{NT})$	0,179814	1,000000	0,273228	-0,237118
$\ln YN_P$	0,262268	0,273228	1,000000	-0,165013
$\ln ER$	-0,337383	-0,237118	-0,165013	1,000000

	$\ln P_{D,NT}$	$\ln(pp_T/pp_{NT})$	$\ln M2$	$\ln ER$
$\ln P_{D,NT}$	1,000000	0,114951	-0,032604	-0,332159
$\ln(pp_T/pp_{NT})$	0,114951	1,000000	-0,055812	-0,257186
$\ln M2$	-0,032604	-0,055812	1,000000	-0,170950
$\ln ER$	-0,332159	-0,257186	-0,170950	1,000000

Kointegrační model (dlouhodobý vztah)

– bazické indexy

$$P_{D,NT,t} = 0,528YN_{P,t} - 0,132ER_t - 1,835(pp_T / pp_{NT})_{t-1} + 3,470 + 0,022TREND$$

(-2,131) (6,552) (4,569) (-4,380)

$ECM = -0,192$, 1 kointegrační vektor, $R^2 = 0,523$, Schwarz crit. = -4,837

$$P_{D,NT,t} = 1,889M2_{P,t} - 2,501ER_t - 0,768(pp_T / pp_{NT})_{t-1} + 2,287$$

(-12,524) (7,674) (1,024)

(-ECM = -0,035, 1 kointegrační vektor, $R^2 = 0,377$, Schwarz crit. = -4,570

– logaritmická forma

$$\ln P_{D,NT,t} = 1,351 \ln YN_{P,t} - 0,692 \ln ER_t - 2,014 \ln(pp_T / pp_{NT})_{t-1} + 0,096$$

(-13,255) (4,256) (4,750)

$ECM = -0,108$, 1 kointegrační vektor, $R^2 = 0,534$, Schwarz crit. = -5,248

$$\ln P_{D,NT,t} = \ln 1,551 M2_{P,t} - \ln 1,392 ER_t - 0,665 \ln(pp_T / pp_{NT})_{t-1} + 114,98$$

(-18,291) (9,806) (1,896)

$ECM = -0,087$, 1 kointegrační vektor, $R^2 = 0,474$, Schwarz crit. = -5,126

6. Závěrečný ekonomický komentář dosažených výsledků

Krátkodobé vztahy testované pomocí modelu VAR neprokázaly statistickou významnost tří vysvětlujících proměnných – ceny obchodovatelných statků v ČR, poměr daňových příjmů vlády k HDP a politické dummy proměnné.⁴ Zároveň se nepodařilo identifikovat vztahy pro regulované ceny mezinárodně neobchodovatelných statků jako pro samostatnou vysvětlovanou proměnnou. Naše odhady jsou tedy provedeny pouze pro vysvětlovanou proměnnou ceny mezinárodně neobchodovatelných statků.

Dosažené výsledky poukazují na některé zajímavosti ohledně vlivu vysvětlujících proměnných na ceny mezinárodně neobchodovatelných statků. Vysvětlující proměnné nominální hrubý domácí produkt a peněžní zásoba (měnový agregát M2) mají předpokládaná znaménka a v alternativních modelech mají přibližně stejnou statistickou významnost (viz Schwarzovo kritérium, koeficienty determinace, či t-statistiky). Překvapivě ve všech modelech je statisticky významný i vliv měnového kurzu. V krátkém období (VAR model) i v dlouhém období (kointegrační model) lze identifikovat, že apreciace domácí měny vede k poklesu cen v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků. Překvapivým výsledkem je obrácené znaménko u poměru produktivity práce (národohospodářská produktivita práce k produktivitě práce v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků). Dosažená znaménka jsou v rozporu s Balassovým-Samuelsonovým teorémem. O příčinách je možno pouze spekulovat. Jednou z možností je, že růst produktivity práce ve výrobních sektorech (průmysl a zemědělství) vede k poklesu ostatních (tj. „nemzdových“) výrobních nákladů v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků, který v konečném důsledku převáží nad inflačním tlakem z titulu růstu mezd.

Shrme-li naše poznatky z pohledu tranzitivní ekonomiky, důvodem růstu cen v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků je růst domácí poptávky aproximovaný růstem nominálního HDP nebo růstem měnového agregátu M2. Dlouhodobá apreciace domácí měny a růst poměru národohospodářské produktivity práce k produktivitě práce v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků tento proces naopak brzdí. Zdá se tedy, že cenový vývoj v sektoru mezinárodně neobchodovatelných statků má podobné vysvětlující faktory jako cenový vývoj v sektoru mezinárodně obchodovatelných statků. Tyto poznatky jsou v zásadě v souladu s dřívější studií Flek, V., Marková, L. a Podpiera, J. (2002), kteří konstatují, že „dopady BS efektu na inflaci (reálný kurz) v České republice jsou pravděpodobně velice nízké, pokud ne zanedbatelné“.

Literatura

- ARLT, J.; KODERA, J.; MANDEL, M.; TOMŠÍK, V. 2006. Monetární přístup k inflaci – střednědobý strukturální model v otevřené ekonomice (příklad České republiky). *Politická ekonomie*, 2006, Vol. 54, č. 3, s. 326–338.
- 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 kurz: problémy konstrukce. *Politická ekonomie*, 1998, Vol. 46, č. 5, s. 611–631.

4 Jedním z důvodů, proč se tyto vysvětlující proměnné ukázaly jako statisticky nevýznamné, může být i vynucené zkrácení testovaného souboru o roky 1993, 1994 a 1995, a to z důvodu kratší časové řady pro nominální HDP, která začíná až rokem 1996.

- DĚDEK, O. 2001. Výzvy nominální a reálné konvergence. *Politická ekonomie*, 2001, Vol. 49, č. 6, s. 755–770.
- 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. Dlouhodobý rovnovážný reálný měnový kurz koruny a jeho determinanty. ČNB, *VP* č. 9, Praha : 1999.
- FLEK, V.; MARKOVÁ, L., PODPIERA, J. 2002. Sectoral Produktivity and Real Exchange Rate Appreciation: Much Ado about Nothing?. CNB Working Papers Series, 2002, No. 4.
- GOLDBERG, P. K.; VERBOVEN, F. 2001. Market Integration and Convergence to the Law of One Price: Evidence from the European Car Market. *Working Paper* No. 8402, NBER, July 2001.
- 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.
- HIBBS, D. A. Jr. 1994. The Partisan Model of Macroeconomic Cycles. *Economics and Politics*, 1994, Vol. 6, March, s. 1–23.
- HOLMAN, R. 1993. Reálný devizový kurz, diferencované zboží a neobchodní zboží. *Finance a úvěr*, 1993, č. 2, s. 58–64.
- HOLUB, T.; ČIHÁK, M. 2003. Price Convergence: What Can the Balassa-Samuelson Model Tell Us? *Working Paper*, CNB *Working Papers Series*, 2003, No. 8.
- JANÁČKOVÁ, S. 1999. Příprava české ekonomiky na vstup Evropské unie a cenová konvergence. *Politická ekonomie*, 1999, č. 4, s. 435–449.
- NORDHAUS, W. D. 1975. The Political Business Cycle. *Review of Economic Studies*, 1975, No. 2., s. 169–190.
- SAMUELSON, P. 1964. Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, č. 46, 1964, s. 145–154.
- 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.

Real Exchange Rate of the Czech Koruna and the Prices of Non-tradable Goods and Services

Abstract

The paper presents both theoretical and an empirical analysis of factors influencing the prices of non-tradable goods and services in the Czech economy. The analysis discusses the development of the real exchange rate of the Czech koruna and quantifies the size of the real exchange rate appreciation of the Czech currency in the period 1993–2007 as a result of the domestic price development in the tradable and non-tradable sectors. The paper mathematically derives a relationship between the prices of non-tradable goods and services and the real exchange rate based on a traditional aggregate base. It also defines the basic determinants of the prices of non-tradable goods and services while emphasizing the basic distinctions between these price determinants for non-tradable and tradable goods and services. The econometric part of the paper is based on VAR models, cointegration analysis, and vector error correction models. The empirical verification is carried out with the Czech economic data covering the period 1996–2007.

Keywords: Balassa-Samuelson effect, real exchange rate, inflation.

JEL classification: C33, F31, F41