

Jan Frait, Luboš Komárek

**DLOUHODOBÝ ROVNOVÁŽNÝ
REÁLNÝ MĚNOVÝ
KURZ KORUNY A
JEHO DETERMINANTY**

**VP č. 9
Praha 1999**

Autoři: doc. Ing. Jan Frait, Dr. Ekonomická fakulta VŠB-TU
Ing. et Ing. Luboš Komárek, M.B.A., Česká národní banka

Autoři děkují Viktoru Kotlánovi z Ekonomické fakulty VŠB-TU za spolupráci na ekonometrické části práce.

Názory a stanoviska v této studii jsou názory autorů a nemusí nutně odpovídat názorům ČNB.

Obsah

1 Úvod	7
2 Determinanty reálného kurzu	9
2.1 Dekompozice reálného kurzu	9
2.2 Změny reálného kurzu pro obchodní zboží	10
2.3 Nabídkové faktory reálného zhodnocování	12
2.4 Poptávkové faktory reálného zhodnocování	15
2.5 Reálný kurz jako ukazatel externí konkurenceschopnosti	17
3 Kurzový vývoj v tranzitivních ekonomikách	19
3.1 Trendy měnových kurzů v TE	19
3.2 Vývoj reálného kurzu koruny	27
4 Modely rovnovážného reálného kurzu	35
4.1 Fundamentální přístupy	36
4.2 Behaviorální modely	38
4.3 Další varianty behaviorálních modelů	51
5 Empirie dlouhodobého rovnovážného reálného kurzu v ČR	55
5.1 Charakteristika zvoleného přístupu	55
5.2 Použité časové řady	56
5.3 Testy jednotkového kořene	59
5.4 Kointegrační analýza	59
6 Závěr	69
Literatura	71

1 Úvod

Reálný měnový kurz je jednou z nejvýznamnějších cen v ekonomice, neboť její změny ovlivňují všechny spotřebitele i výrobce. *Dlouhodobý vývoj měnového kurzu* byl po dlouhou dobu v ekonomické literatuře posuzován z hlediska *parity kupní síly*. Protože však teorie parity kupní síly implikuje konstantní reálný kurz, musí být v jejím rámci považovány jakékoli změny reálného kurzu jako odchylky od rovnovážné úrovně. Vývoj reálných kurzů v posledních desetiletích a jejich empirické analýzy dokládají, že reálné kurzy jsou v časovém horizontu relevantním pro ekonomickou analýzu nestacionární a jejich posuzování z hlediska parity kupní síly proto není příliš vhodné¹. Teorii parity kupní síly můžeme stále považovat za konečné měřítko relativní hodnoty jednotlivých měn, ale ne za vhodné měřítko rovnovážného reálného kurzu ve světě různých reálných šoků a výkyvů v kapitálových tocích. Analýza kurzového vývoje v tranzitivních ekonomikách musí navíc čelit skutečnosti, že reálné kurzy vykazují na transformační trajektorii

¹ Lothian a Taylor (1996) sice dokumentují např. na studii reálného kurzu FRF/GBP v letech 1805-1990, že ve velmi dlouhém období může být reálný kurz podobně vyspělých ekonomik v podstatě konstantní. Tento typ stacionarity sice není obvyklý u všech kurzů vyspělých ekonomik, nicméně naznačuje, že reálné kurzy se ve velmi dlouhém období vracejí k hodnotám daným paritou kupní síly. V takto dlouhém období ovšem můžeme být všichni mrtvi, a to nejen v Keynesově smyslu.

specifické trendy. Úkolem ekonomické teorie je vysvětlit, které faktory a jakým způsobem ovlivňují dlouhodobý vývoj reálného kurzu ve vyspělých i tranzitivních ekonomikách.

Pochopení dlouhodobých determinant reálného kurzu je důležité i z hlediska makroekonomické politiky. Vývoj po rozpadu bretton-woodského systému totiž přinesl nejen zvýšenou volatilitu reálných kurzů, ale i jejich častou nesladěnost, tj. výrazné a déletrvající odchylky od jejich rovnovážných hodnot. Tyto odchylky mohou mít na reálnou ekonomiku výrazně negativní účinky. Dalším impulzem pro studium reálných kurzů jsou tendence v tranzitivních ekonomikách. V průběhu 80. a 90. let se ukázalo, že autority těchto ekonomik často ignorují rozsáhlé změny reálných kurzů a udržují neadekvátní kurzové režimy. Důsledky této politiky se pak projevují nadměrným růstem zadluženosti ekonomik, krizemi finančního i podnikového sektoru, neuspokojivým vývojem platební bilance a spekulativními útoky na fixní kurzové parity. I tato skutečnost vyvolala velkou vlnu zájmu o hledání rovnovážné hodnoty reálného kurzu.

Primárním cílem této práce je analyzovat dlouhodobé determinanty reálného měnového kurzu a aplikací ekonometrických metod zjistit, které z nich a v jakém rozsahu ovlivňují reálný kurz koruny. Sekundárním cílem je pak zhodnotit vývoj reálného kurzu koruny v průběhu ekonomické transformace a diskutovat, do jaké míry se mohl tento kurz stát v letech 1997-98 nadhodnoceným. Struktura práce je následující. Ve druhé kapitole diskutujeme jednotlivé determinanty rovnovážného reálného kurzu. Ve třetí kapitole se zabýváme trendy reálných kurzů v tranzitivních ekonomikách a hodnotíme tyto trendy z hlediska zkušeností České republiky. Ve čtvrté části srovnáváme jednotlivé modely rovnovážného reálného kurzu. V páté části pak analyzujeme vývoj reálného kurzu koruny pomocí kointegrační analýzy.

2 Determinanty reálného kurzu

Vývoj reálného kurzu ovlivňuje externí konkurenceschopnost, skladbu výdajů a intertemporální vývoj spotřeby a úspor přes běžný účet platební bilance. *Rovnovážný reálný kurz* můžeme proto definovat jako reálný kurz, který je v každém období konzistentní s rovnováhou na trhu neobchodního zboží a intertemporální solventností běžného účtu². Vývoj rovnovážného reálného kurzu závisí na směnných poměrech, na růstu celkové produktivity v sektorech obchodního a neobchodního zboží, na vývoji úspor a investic, na změnách spotřebitelských preferencí, na skladbě vládních výdajů, na struktuře cel, na přílivu zahraničního kapitálu apod. Podrobněji můžeme determinanty rovnovážného reálného kurzu studovat z hlediska nabídkových, poptávkových a specifických faktorů.

2.1 Dekompozice reálného kurzu

Základní determinanty reálného kurzu jsou standardně odvozovány z jeho dekompozice. Reálný kurz je v logaritmickém tvaru dán vztahem:

$$r = e + p^* - p, \quad (1)$$

² Intertemporální solventností běžného účtu míníme stav, kdy je běžný účet vyrovnaný v součtu určitého počtu období. Tuto podmínku můžeme rovněž označit za podmínku udržitelnosti běžného účtu.

kde r je reálný kurz, e je nominální kurz, p^* je zahraniční cenová hladina a p je domácí cenová hladina. Předpokládáme, že tento vztah platí i pro obchodní zboží:

$$rT = e + pT^* - pT. \quad (2)$$

Cenové hladiny v domácí i zahraniční ekonomice jsou dány váženým průměrem cenových indexů obchodního a neobchodního zboží³:

$$p = \omega \cdot pN + (1 - \omega) pT \quad (3a)$$

$$p^* = \omega^* \cdot pN^* + (1 - \omega^*) pT^*. \quad (3b)$$

Substitucí rovnic (2), (3a) a (3b) do rovnice (1) získáme obecnou rovnici aktuálního reálného kurzu (r):

$$\begin{aligned} r &= rT + \omega(pT - pN) - \omega^*(pT^* - pN^*) = \\ &= (e + pT^* - pT) + (pT - pN) - \omega(pT - pN) - \omega^*(pT^* - pN^*). \end{aligned} \quad (4)$$

Tato rovnice naznačuje tři potenciální zdroje změn reálného kurzu: změny reálného kurzu obchodního zboží, pohyby relativních cen obchodního a neobchodního zboží mezi domácí a zahraniční ekonomikou a časovou proměnlivost vah obchodního a neobchodního zboží v obou ekonomikách.

2.2 Změny reálného kurzu pro obchodní zboží

Reálný kurz pro obchodní zboží by byl konstantní pouze za předpokladu, že veškerá obchodní zboží na mezinárodních trzích by byla dokonalými substituty. V realitě však existuje několik faktorů, které tuto podmínku omezují a zapříčiňují systematickou proměnlivost reálného kurzu pro obchodní zboží.

2.2.1 Národní úspory a investice

Reálný kurz pro obchodní zboží (r_T) je klíčovou determinantou běžného účtu, který je určen primárně rozdílem národních úspor a investic. Důležitou složkou čistých národních úspor je *bilance veřejných financí*. Efekt fiskální politiky na reálný kurz není jednoznačný. V tradičním modelu typu Mundell-Fleming vede přísnější

³ Rovnice jsou uvedeny v loglineárním tvaru, malá písmena značí přirozené logaritmy (s výjimkou úrokových sazeb, jsou-li použity).

fiskální politika k růstu národních úspor, snížení reálných úrokových sazeb a znehodnocení reálného kurzu (a následně k přebytku běžného účtu). Stavové (portfolio) modely však naopak implikují, že pokud je fiskální konsolidace permanentní, dochází k přírůstku čistých zahraničních aktiv a reálnému zhodnocení měny. Tato druhá varianta je z dlouhodobého hlediska relevantnější. Další determinantou reálného kurzu jsou *čisté soukromé úspory*. Determinace soukromých úspor je složitou záležitostí. Významným faktorem jsou demografické vlivy (zejména věková struktura obyvatelstva). Obecně platí, že růst čistých soukromých úspor by se měl promítnout do reálného zhodnocení měny.

2.2.2 Směnné poměry

Zlepšování směnných poměrů vede logicky k reálnému zhodnocování. *Směnné poměry* malých průmyslově orientovaných ekonomik závisí především na vývoji cen klíčových surovin a jsou tudíž exogenní. Snižování cen těchto surovin by proto u nich mělo vést k reálnému zhodnocování. U zemí vyvážejících suroviny tomu může být opačně. U tranzitivních ekonomik by mělo docházet ke zlepšování směnných poměrů i endogenně s tím, jak rostou vlivem lepší kvality, zavádění efektivního marketingu apod. exportní ceny.

2.2.3 Světové reálné úrokové sazby

Pro malé otevřené ekonomiky jsou další exogenní determinantou reálného kurzu reálné úrokové sazby hlavních světových měn. Pokud není růst světových reálných úrokových sazeb doprovázen růstem domácích reálných sazeb, je počátečním efektem reálné znehodnocení domácí měny vlivem čistého odlivu krátkodobého kapitálu. Dlouhodobý efekt nemusí být jednoznačný a závisí na tom, zda je země čistým mezinárodním dlužníkem či věžitelem. Je-li čistým dlužníkem, povede růst světových úrokových sazeb ke zhoršení běžného účtu, na což ekonomika bude reagovat reálným znehodnocením, které naopak běžný účetlepší. Pokud je země naopak čistým věžitelem, může nastat opačný efekt.

V jednotlivých subkapitolách budeme postupně uvádět determinanty reálného kurzu. Ty můžeme rozdělit na dlouhodobé (D), střednědobé (S) a tranzitorní (T) podle toho, zda ovlivňují reálný kurz dlouhodobě, pouze střednědobě nebo jen

krátkodobě. Pokud není zcela jednoznačné, zda je příslušný efekt dlouhodobý nebo jen střednědobý nebo pokud se dlouhodobý a střednědobý efekt liší, uvádíme u příslušné proměnné oba symboly.

$$R = R(\text{směnné poměry}^D, \text{světové reálné úrokové sazby}^{D,S}, \text{soukromé úspory}^D, \text{bilance veřejných financí}^{D,S}, \text{zahraniční dluh}^{D,S} \dots)$$

2.3 Nabídkové faktory reálného zhodnocování

2.3.1 Balassův a Samuelsonův efekt

Mezi nejvýznamnější nabídkové determinanty reálného kurzu patří efekt, na který upozornili v 60. letech Balassa (1964) a Samuelson (1964)⁴. Jejich model vychází z empiricky vysledované skutečnosti, že v ekonomikách s rychlým růstem produktivity práce v sektoru obchodního zboží rostou relativně rychleji ceny neobchodního zboží a tím rychle roste i agregátní cenová hladina. Protože v transformujících se ekonomikách, které se dostanou na růstovou dráhu, je často růst produktivity v průmyslu a jiných odvětvích sektoru obchodního zboží rychlejší než u vyspělých ekonomik, je právě produktivita faktorem, který umožňuje vysvětlit trend reálného kurzu⁵.

Podstata Balassova a Samuelsonova modelu je běžně známa, a proto ji nebudeme vysvětlovat⁶. Logiku modelu lze algebraicky odvodit z rovnice (4). Pokud budeme předpokládat, že $\omega = \omega^*$, lze reálný kurz zapsat ve tvaru:

$$r = r_T - \omega[(p_N - p_T) - (p_N^* - p_T^*)]. \quad (5)$$

Druhý člen rovnice obsahuje relativní ceny obchodního a neobchodního zboží

⁴ Logika Balassova a Samuelsonova přístupu byla poprvé exaktně formulována Harrodem (1933).

⁵ Halpern a Wyplosz (1997) např. vysvětlují prudké reálné zhodnocování měn bývalých socialistických ekonomik v počáteční fázi transformace tím, že nově vzniklá a rozvíjející se odvětví služeb (bankovníctví, marketing apod.) zvýší produktivitu zmenšených průmyslových odvětví. Tento předpoklad platí ale pouze tehdy, když je produktivita vlivem nových služeb zvýšena více, než je snížena vlivem ztráty trhů, nejistých vlastnických vztahů, předprivatizačních manipulací, vysávání podniků managementem apod. Dalším faktorem může být dohánění mezd ve službách a státní správě úrovně mezd v průmyslu. Tento efekt by měl být pouze dočasný.

⁶ Podrobněji viz např. Kreidl (1997, ss. 589-590).

v domácí a zahraniční ekonomice. Balassův a Samuelsonův model vychází z hypotézy, že tyto relativní ceny jsou determinovány výhradně diferencíalem produktivity při výrobě obchodního a neobchodního zboží, že produkční funkce je v obou sektorech stejná a že mzdy v sektoru neobchodního zboží jsou odvozeny od mezd v sektoru obchodního zboží. Proto můžeme relativní ceny nahradit relativními celkovými produktivitami faktorů (a) v obou sektorech:

$$r = (e + p_T^* - p_T) - \varpi[(a_T - a_N) - (a_T^* - a_N^*)]. \quad (6)$$

První člen rovnice je považován za stacionární v dlouhém období (tj. v dlouhém období platí pro obchodní zboží parita kupní síly) či alespoň za exogenní, a proto můžeme rovnici determinace reálného kurzu zapsat jako kointegrační vztah ve formě:

$$r = \varpi(a_T^* - a_N^*) - \varpi[(a_T - a_N)]. \quad (7)$$

Balassův a Samuelsonův přístup naznačuje, že jakýkoli proces vedoucí k rychlejšímu růstu celkové produktivity u obchodního zboží v relaci k neobchodnímu zboží v určité zemi (v porovnání se zahraničím) se projeví růstem cenové hladiny a zhodnocením reálného kurzu dané země. V tomto případě je reálné zhodnocování důsledkem rostoucí konkurenceschopnosti. U tranzitivních ekonomik můžeme často pozorovat také inverzní Balassův a Samuelsonův efekt, kdy je reálné zhodnocování příčinou růstu produktivity. K tomu dochází tehdy, pokud je růstem produktivity v určitém odvětví vyvoláno reálné zhodnocování a jiná odvětví na pokles ziskovosti daný ztrátou konkurenceschopnosti reagují následným zvyšováním své produktivity.

2.3.2 Relativní vybavení zemí faktory

Hypotéza relativního vybavení faktory říká, že země s odlišným faktorovým vybavením v důsledku omezené mobility kapitálu budou mít odlišné ceny neobchodních zboží (zejména služeb) a odlišné rovnovážné reálné kurzy. Bohaté země s relativně vysokým vybavením kapitálem budou mít relativně vysoké mzdy, relativně drahé neobchodní zboží a relativně silný reálný kurz, zatímco chudé země s relativně nízkým vybavením kapitálem na tom budou opačně. Bhagwatti (1984)

vychází z modelu, ve kterém existují tři statky (exportní, importní a neobchodní) a dva mezinárodně imobilní faktory (práce a kapitál). Chudé země jsou relativně lépe vybaveny prací, zatímco vyspělé země naopak kapitálem. V tomto případě se obě skupiny specializují na odlišné obchodní zboží. Jsou-li spotřebitelské preference v obou typech zemí stejné při rozdílném relativním vybavení faktory vedoucím ke specializaci, budou mzdy v chudých zemích relativně nízké a stejně tak i ceny obchodovatelných statků relativně náročných na práci. Ve vyspělých zemích budou naopak mzdy i ceny obchodovatelných statků relativně vysoké.

I tento model předpokládá trend reálného kurzu u rozvíjejících se ekonomik. S tím, jak tyto země rozšiřují svou kapitálovou zásobu, bude růst produktivita práce v sektoru obchodního zboží rychleji než v sektoru neobchodního zboží. Díky tomu porostou mzdy, ceny neobchodního zboží i reálná hodnota měny. Důvodem je to, že v obou sektorech poroste podíl kapitálu a práce, ale v sektoru obchodního zboží budou rozšiřovány kapitálově náročné výroby. V sektoru neobchodního zboží budou kapitálově náročné výroby rozšiřovány mnohem pomaleji, produktivita v relaci se sektorem obchodního zboží zde bude klesat a ceny se budou zvyšovat. Zároveň při daných předpokladech nepovede kapitálová akumulace k postupnému růstu mezd, ale spíše k diskrétním skokům s tím, jak budou jednotlivé země přecházet do vyšších tříd u obchodního zboží.

2.3.3 Pokrytí nákladů na rozvoj síťových a regulovaných odvětví

Dalším vysvětlením růstu cen neobchodního zboží a reálného zhodnocování měn v rozvíjejících se ekonomikách může být hypotéza pokrytí nákladů (cost recovery), podle které relativní ceny kapitálově náročných segmentů sektoru neobchodního zboží (doprava, telekomunikace, veřejné služby, bydlení) nebo surovinově-energetických segmentů (elektřina, voda), které jsou na počátku transformace nízké díky absenci nákladů na vnitřní dluhovou službu, rostou s očekávaným či skutečným růstem ekonomiky, aby pokryly potenciální náklady nových investic⁷.

⁷ Coorey, Mecagni a Offerdal (1997) uvádí, že pokrytí nákladů je faktorem, který významně ovlivňuje přizpůsobení relativních cen a inflaci v pokročilých fázích transformace, což dokumentuje růst cen ve stavebnictví nebo dopravě.

2.3.4 Holandská nemoc

Významné reálné zhodnocování může být také projevem holandské nemoci, tj. situace, kdy se domácí měna reálně zhodnocuje v důsledku rychlého růstu produktivity určitých odvětví, zatímco jiná odvětví, kde k růstu produktivity nedochází, ztrácí konkurenceschopnost. Typickými příklady jsou nálezy rozsáhlých surovinových zdrojů nebo náhlý růst cen surovin, které se promítají do zvýšené ziskovosti a investičního boomu v daných odvětvích. Podobně může působit rozsáhlá investiční vlna v určitých odvětvích, která vyžaduje přechodné intenzivní zapojení sektoru neobchodního zboží. Toto intenzivní zapojení může vést k dočasnému reálnému zhodnocení, které může silně poškodit odvětví, která by po ukončení investiční vlny a opadnutí zájmu o služby sektoru neobchodního zboží mohla být zisková.

R = R (mezinárodní diferenciál produktivity mezi sektory^D, kapitálové vybavení práce^D, přímé zahraniční investice^D, rozsah neobchodního sektoru^{D,S} ...)

2.4 Poptávkové faktory reálného zhodnocování

Z hlediska poptávky dojde k reálnému zhodnocování tehdy, pokud je agregátní poptávka přesunována směrem k neobchodnímu zboží v důsledku zvýšených státních výdajů nebo soukromých preferencí. Tyto změny je však možno

obvykle považovat za krátkodobé, neboť vyvolávají tlaky na kapacitní přizpůsobování ekonomiky. Nezanedbatelnou skutečností je rovněž to, že na počátku stabilizace nebo před ní jsou reálné kurzy transformujících se ekonomik silně podhodnocené. Po stabilizaci nominálního kurzu pak žene přebytečná poptávka ceny neobchodního zboží nahoru a kurz se velmi rychle pohybuje směrem k dlouhodobé rovnovážné hodnotě. Teprve po určité době začnou převládat standardní faktory dlouhodobého reálného zhodnocování.

2.4.1 Důchodová elasticita poptávky po neobchodním zboží

Způsob, jakým může růst poptávky vést k reálnému zhodnocování měny, spočívá v možnosti, že důchodová elasticita poptávky po neobchodním zboží je větší než jedna. Pokud poptávka (důchod) poroste, budou domácnosti utrácet větší než proporcionální část za neobchodní zboží. Tento efekt může být umocněn tím, když je růst poptávky hnán veřejnými výdaji nebo monetární politikou nebo když je důchod v čase redistribuován směrem k vládě, neboť vládní výdaje jsou obvykle směřovány převážně do neobchodního zboží. Proto můžeme za determinanty relativní ceny obchodního a neobchodního zboží považovat nejen produktivitu, ale i spotřebitelskou poptávku, fiskální výdaje a monetární politiku.

2.4.2 Kapitálový příliv po uvolnění kapitálového účtu

Velký vliv na reálné kurzy transformujících se ekonomik měl v 90. letech rozsáhlý příliv zahraničního kapitálu. Tento příliv byl vyvolán exogenními i endogenními faktory (viz Frait, 1996). Jedním z klíčových faktorů jsou relativně vysoké reálné úrokové sazby. Navzdory tomu, že příliv kapitálu se obvykle promítne do značného reálného zhodnocení, je velmi obtížné stanovit, zda dochází k nadhodnocení reálného kurzu či ne. Pokud příliv kapitálu financuje růst produktivní kapitálové zásoby země vedoucí k růstu produktivity sektoru obchodního zboží, může vzniknout permanentní reálné zhodnocení, aniž je snížena konkurenceschopnost. Pokud však příliv kapitálu financuje spotřebu nebo investice, které nevedou k růstu produktivity sektoru obchodního zboží (obojí vlivem nadměrně pozitivních očekávání), může být zhodnocení jen dočasné. Později může naopak vzniknout potřeba znehodnocení, aby byly zdroje realokovány směrem k sektoru

obchodního zboží. Posouzení toho, který případ je v dané zemi pravděpodobnější, závisí do značné míry na kvalitě, dostupnosti a důvěryhodnosti informací, na regulatorním rámci a stabilitě finančního systému.

$$R = R(\text{podíl veřejných výdajů na HDP}^{D,S}, \text{reálný úrokový diferenciál}^S, \text{změny ve spotřebitelské poptávce}^T, \text{monetární politika}^T, \text{nominální úrokový diferenciál}^T \dots)$$

V empirických aplikacích je často velmi obtížné citlivě zachytit poptávkové efekty. Proto může být vhodnější pracovat pouze s čistými zahraničními aktivy, které jsou velmi komplexním ukazatelem zachycujícím efekty soukromých i veřejných úspor i vývoje domácí poptávky. Běžný účet, jehož změny se promítají do změn čistých zahraničních aktiv, je totiž odrazem vývoje rozdílu mezi úsporami a investicemi, a to jak soukromými, tak veřejnými ve formě deficitu státního rozpočtu.

2.5 Reálný kurz jako ukazatel externí konkurenceschopnosti

Reálný kurz je považován za klíčový indikátor vývoje externí konkurenceschopnosti ekonomiky. Reálné zhodnocení měny je často interpretováno jako ztráta cenové konkurenceschopnosti. Vztah mezi reálným kurzem a konkurenceschopností však není jednostranný. Na jedné straně může reálné zhodnocování znamenat pokles konkurenceschopnosti, v případě kdy se reálný kurz stává nadhodnoceným vzhledem k rovnovážnému reálnému kurzu. Na straně druhé ale může reálné zhodnocení naopak odrážet rostoucí konkurenceschopnost vlivem takových faktorů, jako je růst produktivity. Z toho vyplývá, že změny reálného kurzu je nutno studovat z hlediska vývoje fundamentálních determinant, a teprve pak je možno říci, zda je reálné zhodnocování příčinou klesající konkurenceschopnosti nebo naopak důsledkem rostoucí konkurenceschopnosti.

Hodnocení vlivu změn reálného kurzu na konkurenceschopnost dále komplikuje skutečnost, že obchodní zboží není homogenní. Pokud by tomu tak bylo, pak by nebyl důležitý původ a zamýšlené užití daného zboží. Mnohé obchodní statky však homogenní nejsou, což vyžaduje nutnost zkoumat konkurenceschopnost domácího zboží vzhledem k hlavním obchodním partnerům, odlišným světovým regionům a odlišným skupinám výrobců. V tomto smyslu se může reálný kurz vůči jednotlivým zemím vyvíjet odlišně, aniž se odlišně vyvíjí konkurenceschopnost vůči

těmto zemím⁸. Konkurenceschopnost ekonomiky v určitém odvětví závisí nejen na samotném reálném kurzu (pokud je tento pro dané odvětví exogenní), ale i na dalších prvcích, jakými jsou rozdílné produktivity v tomto odvětví mezi zeměmi, struktura cel nebo relativní ceny v jednotlivých ekonomikách.

Další problém, kterému musí čelit zejména rozvíjející se ekonomiky, je spojen s přechodem do sofistikovanějších zbožových skupin s tvrdší konkurencí (higher trade leagues) vlivem růstu produktivity. Pokud k tomu dochází, tak vyšší produktivita nemusí automaticky znamenat vyšší konkurenceschopnost a oprávněnost reálného zhodnocení, neboť země konkuruje na zcela jiné úrovni než dříve. Do vyšších zbožových skupin se proniká samozřejmě snadněji při relativně slabším kursu než při kursu relativně silném. I proto musí autority rozvíjejících se ekonomik sledovat, jak rychle se reálný kurz zhodnocuje a zda toto zhodnocování neomezuje konkurenceschopnost perspektivních tradičních i nově se rozvíjejících odvětví.

⁸ Zajímavou práci v tomto ohledu prezentují Guerguil a Kaufman (1998). Zkoumají vliv změn reálného kurzu chilského pesa na exportní konkurenceschopnost jednotlivých sektorů ekonomiky. Dochází k závěru, že chilská ekonomika se jako celek vyrovnala s reálným zhodnocováním v 90. letech dobře, ale jednotlivá odvětví si vedla velmi rozdílně. S reálným zhodnocováním se nejlépe vypořádala odvětví, která mohla zvýšit svou kapitálovou intenzitu prostřednictvím relativně levného zahraničního kapitálu nebo která byla schopna reagovat inverzním Balassovým efektem (tj. byla schopna eliminovat nepříznivé tlaky reálného zhodnocování zvyšováním produktivity). Boom v těžbě mědi však vyvolal v Chile určité prvky holandské nemoci navzdory růstu produktivity jiných odvětví.

3 Kurzový vývoj v tranzitivních ekonomikách

Nominální i reálné kurzy tranzitivních ekonomik (TE) se chovají do jisté míry odlišným způsobem oproti kurzům vyspělých ekonomik. Kurzy TE se sice vyvíjejí v souladu se stejnými základními vztahy jako měnové kurzy vyspělých ekonomik, zároveň ovšem v těchto ekonomikách probíhají určité procesy, které jsou spojeny s podstatou transformace, s rozvojem jednotlivých dílčích trhů, s deregulací trhů, s měnění se strukturou relativních cen apod. Tyto procesy se odrážejí v **dlouhodobých kurzových trendech**. Pochopení a zdůvodnění specifických kurzových trendů je přitom základem pro zdůvodnění i implementaci příslušného kurzového režimu v TE.

3.1 Trendy měnových kurzů v TE

Kurzový vývoj v jednotlivých ekonomikách bývalého socialistického bloku procházejících transformací se vyznačuje určitými typickými rysy⁹. Se zahájením

⁹ Determinací reálného kurzu v TE se zabývají práce Halperna a Wyplosze (1995), Halperna (1996) či Kreidla (1997), Lazarové (1997) nebo Šmídkové (1998).

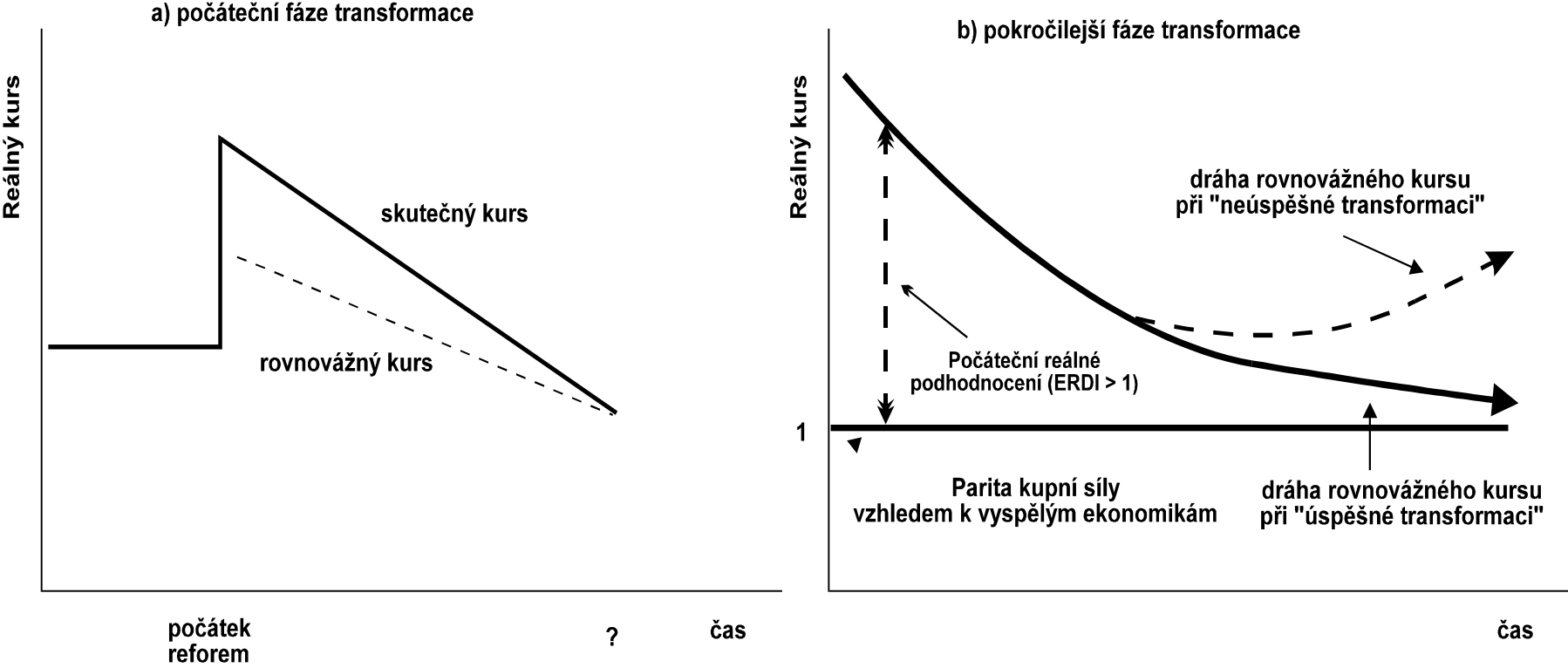
transformace došlo k prudkému nominálnímu a reálnému znehodnocení měny, které znamenalo významné reálné podhodnocení. To lze vysvětlit prudkým nárůstem poptávky po zahraničních aktivech v důsledku uvolnění měnového trhu a očekávaného inflačního skoku spojeného s cenovou liberalizací i se snahou centrální banky stanovit počáteční devaluaci na dostatečně vysoké úrovni (viz Halpern a Wyplosz, 1997, s. 436-7). Po absorbování prvotního šoku nastane několikaletá fáze reálného zhodnocování, kdy se dráha skutečného reálného kurzu bude přibližovat dráze rovnovážného kurzu (viz levá strana obr. 1).

Tento pohyb bude zpočátku představovat opravu počátečního nadměrného podhodnocení a později pak dlouhodobě determinovaný proces. Ten můžeme v nejjednodušší formě vysvětlit tím, že reálný kurz se v čase přibližuje jednotkové hodnotě dané paritou kupní síly¹⁰. Toto vysvětlení však můžeme použít především v počáteční fázi transformace. Po několika letech se dráha reálného kurzu zřejmě přiblíží dráze rovnovážného kurzu a nastane pokročilejší fáze transformace. V ní se již mohou projevit alternativní scénáře dalšího kurzového vývoje. Ty se mohou lišit vývojem reálného kurzu i vztahem mezi nominálním a reálným kurzem.

Pokud jde o vývoj reálného kurzu, v *pokročilejší fázi transformace* může kolísat kolem rovnovážného a mohou vznikat i delší období reálného nadhodnocení. Pravá strana obr. 1 zároveň naznačuje, že nemusí být nezbytně zachován klesající trend reálného kurzu. Pokud bude transformace „úspěšná“, tj. pokud bude ekonomika udržitelným způsobem konvergovat, bude reálný kurz nadále vykazovat tendenci k rovnovážnému reálnému zhodnocování. Pokud ovšem bude transformace „neúspěšná“, může se prosadit zpětný trend reálného znehodnocování, a to alespoň na dobu, dokud nebudou provedeny další potřebné strukturální a institucionální reformy.

¹⁰ Z hlediska teorie růstu bychom mohli tento pohyb považovat za dynamickou dráhu vedoucí ekonomiku ke stálému stavu s tím, jak transformující se ekonomika konverguje k ekonomikám vyspělým. Konstatování, že klesající trend reálného kurzu je dán přibližováním se k paritě kupní síly, ovšem nic nevyovídá o tom, co za tímto trendem stojí. Chceme-li znát odpověď na tuto otázku, musíme zkoumat determinanty reálných kurzů.

Obr. 1: Dráhy reálných kurzů v TE

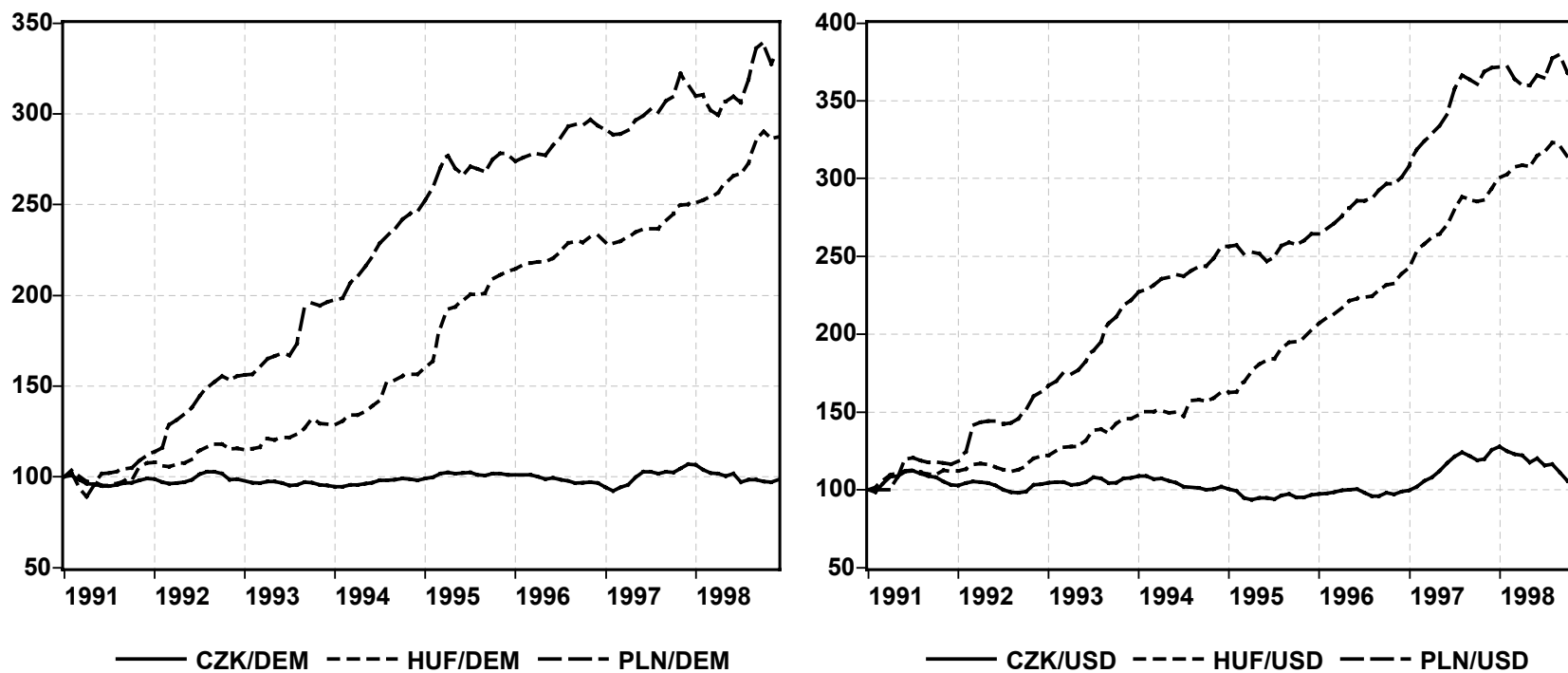


Pokud jde o *vztah nominálních a reálných kurzů*, mohou nastat rovněž dvě varianty. *Nominální kurzy* TE oproti měnám vyspělých ekonomik obvykle vykazují rostoucí trend, tj. postupně se nominálně znehodnocují. Obr. 2 ukazuje, že rostoucí trend nominálního kurzu platí i pro středoevropské země s flexibilní kurzovou politikou (Polsko a Maďarsko), i když právě v případě ČR jej téměř nenalezneme. Dlouhodobé nominální zhodnocování bývá poměrně neobvyklé a nebudeme s ním proto uvažovat.

Rychlost nominálního znehodnocování (resp. to, zda k němu dochází) je dána dvěma faktory. Jeden působí ve směru nominálního znehodnocování, zatímco druhý ve směru nominálního zhodnocování. Obvykle převáží ten první, která souvisí s tradiční determinantou nominálního kurzu - s *inflačním diferencíalem*. Tranzitivní ekonomiky nejsou obvykle schopny a někdy ani ochotny omezit tempo růstu peněžní zásoby a nominálních mezd tak, aby se jejich inflace snížila na velmi nízkou úroveň. V souladu s relativní verzí teorie parity kupní síly se proto jejich měny postupně nominálně znehodnocují. Druhým faktorem je *udržitelná rychlost reálného zhodnocování*, která zpomaluje nominální znehodnocování (levá strana obr. 3) a za určitých okolností jej může dokonce zcela eliminovat či dokonce převážit (pravá strana obr. 3).

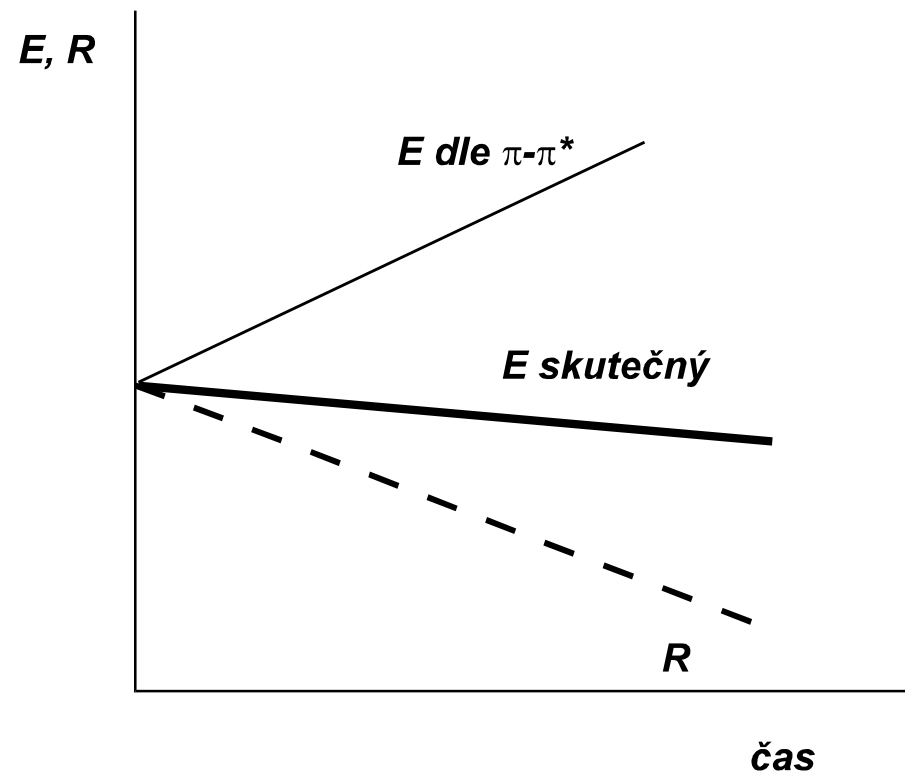
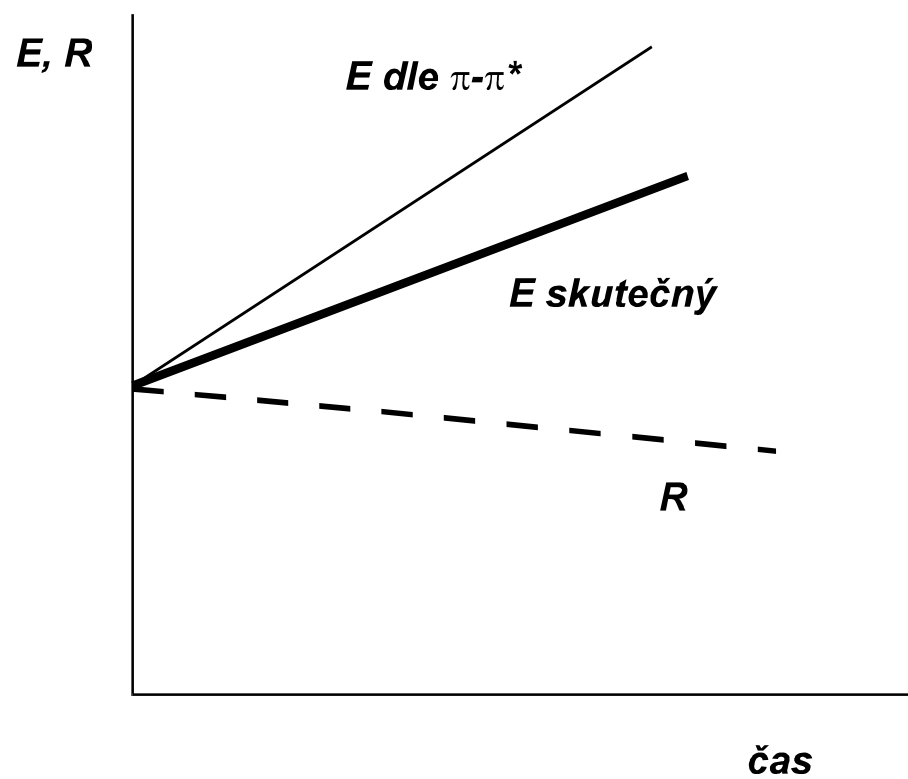
Obr. 4 ukazuje, že české kurzové trendy jsou spíše případem levé strany obr. 3, tj. trend reálného kurzu přetlačil efekt inflačního diferenciálu a po dosti dlouhá období nominální kurz dokonce klesal. U bývalých socialistických ekonomik tento vývoj není příliš obvyklý a může vést k nastolení otázky, zda bylo reálné zhodnocování koruny zejména v letech 1997-98 dlouhodobě udržitelné či ne.

Obr. 2: Nominální kurzy středoevropských ekonomik (leden 1991=100)

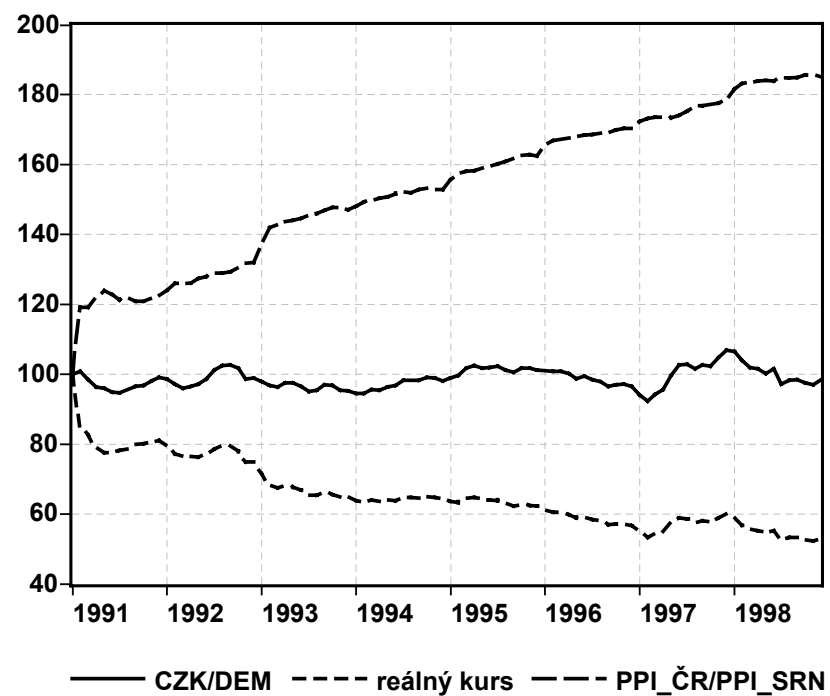
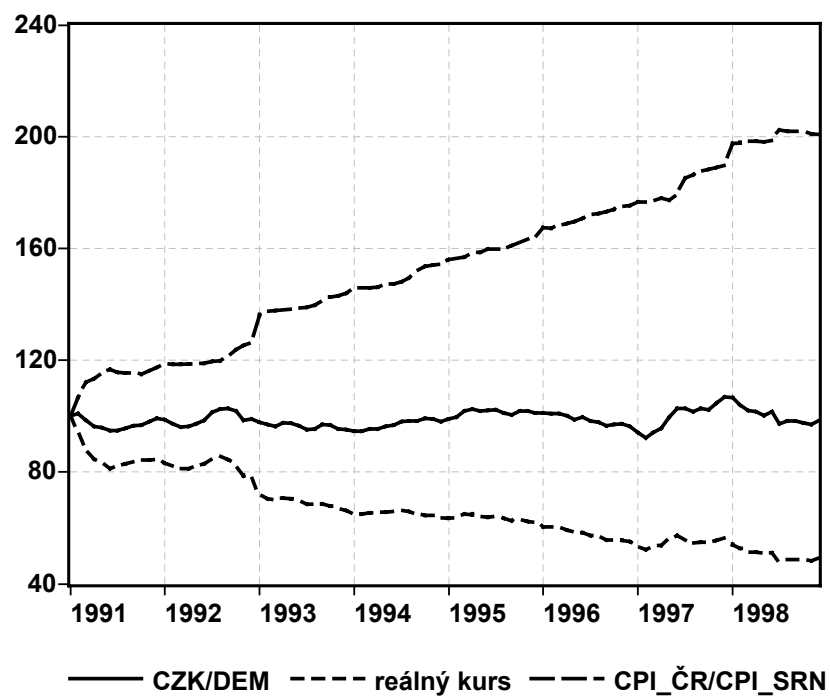


Pramen: IMF IFS.

Obr. 3: Alternativní kurzové trendy v TE v pokročilejším stadiu úspěšné transformace

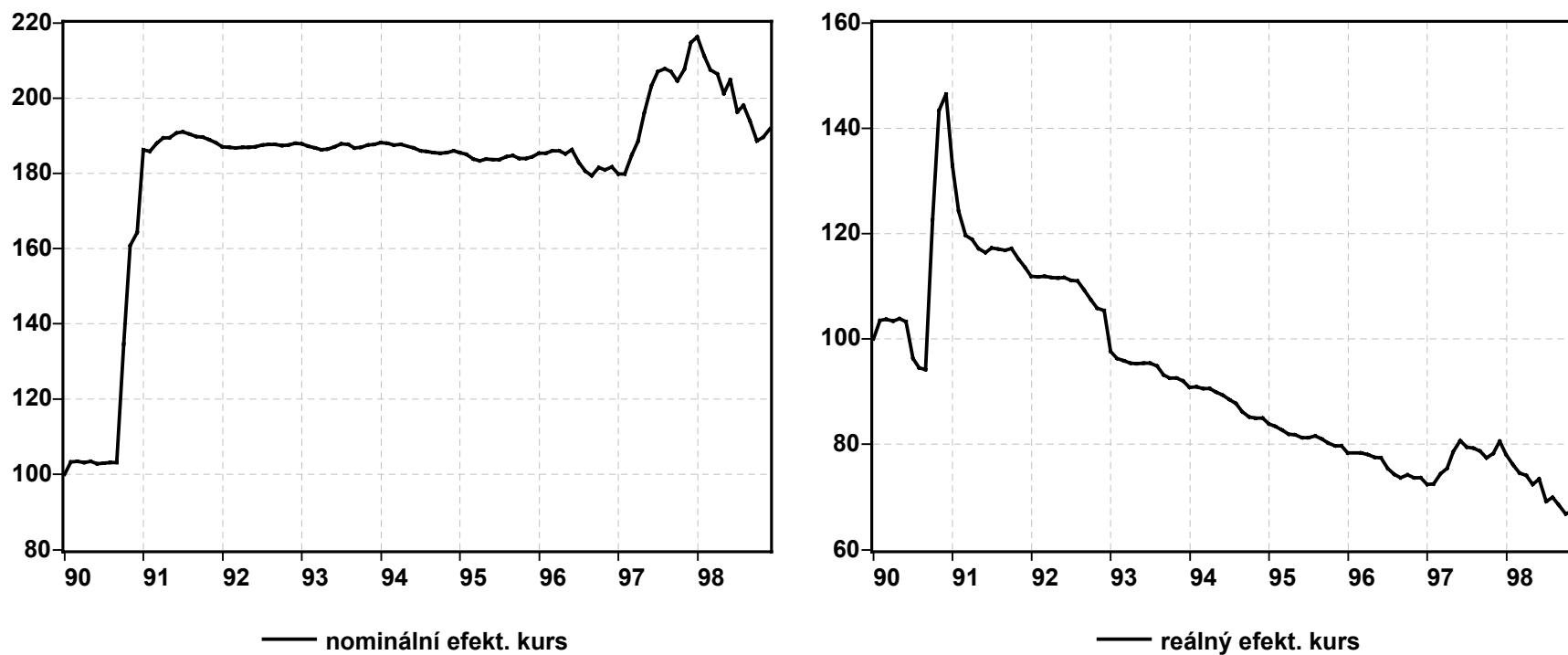


Obr. 4: Celkové kurzové trendy v ČR (v relaci s Německem)



Pramen: vlastní výpočty dle údajů ČNB.

Obr. 5: Nominální a reálný efektivní kurz Kč (1990-1998, koš DEM a USD v poměru 65:35, dle CPI)



Pramen: vlastní výpočty dle údajů ČNB.

3.2 Vývoj reálného kurzu koruny

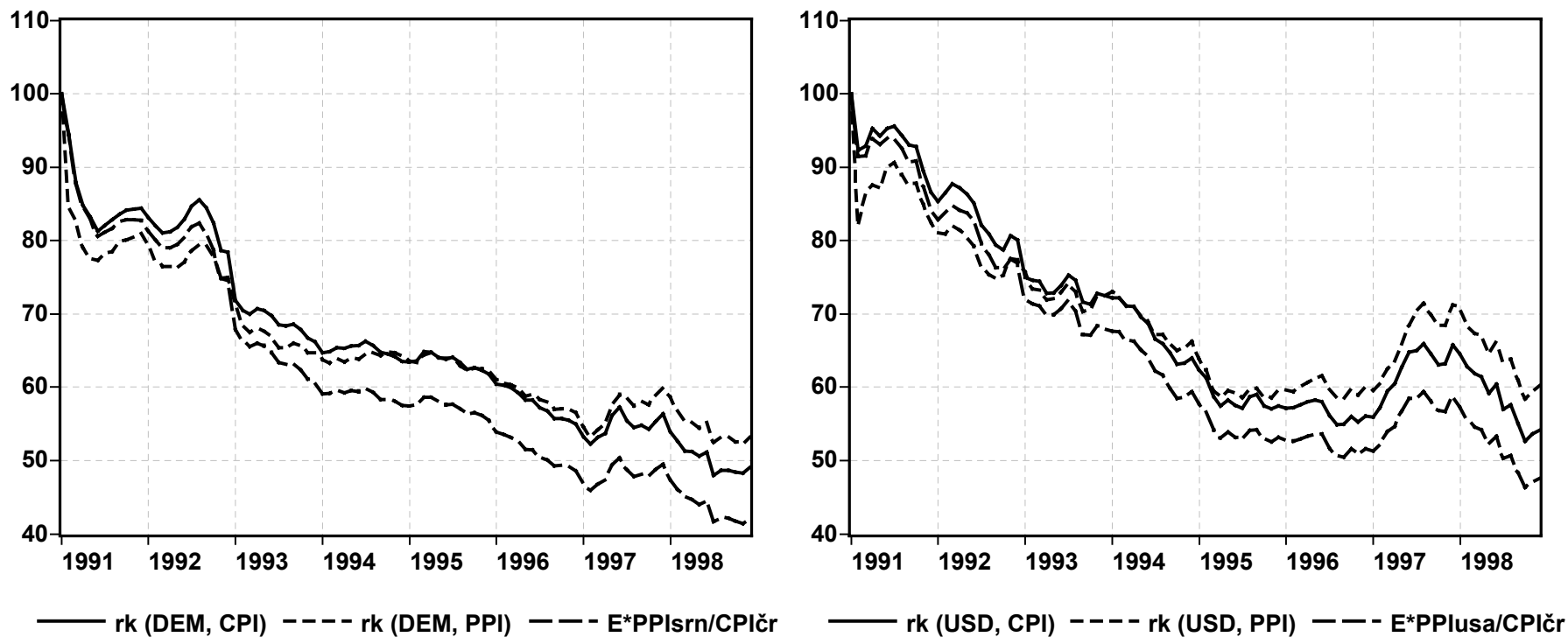
Na počátku transformace se reálný kurz vyvíjel v souladu s výše uvedeným standardním scénářem. Po počáteční prudké devalvaci na konci roku 1990 byl nominální kurz stabilizován a až do konce roku 1998 bylo nominální znehodnocování dokonce nulové. Výjimkou bylo pouze nominální znehodnocení v polovině roku 1997, které bylo ovšem později eliminováno.

Obr. 6 zachycuje různá měřítka reálného kurzu CZK oproti DEM a USD pro období 1991-1998. Na levé straně jsou markové kurzy: standardní měřený pomocí CPI, aproximace externích směnných poměrů měřená pomocí PPI a aproximace interních směnných poměrů měřená pomocí německého PPI a českého CPI. Pokud jde o CPI a PPI reálné kurzy, ty se vyvíjely až do roku 1996 velmi podobně, pak se již koruna zhodnocovala rychleji podle CPI než podle PPI. Nejrychlejší zhodnocování pak vykazuje kurz, který srovnává německé PPI a české CPI. Jeho interpretace mimo strukturální model je velmi obtížná. Pomalejší zhodnocování kurzu měřeného na čistě domácí bázi v relaci s poměrem německých a českých cen je dáno tím, že ceny výrobců v ČR rostly mnohem rychleji než ceny německých výrobců. To však nelze interpretovat čistě jako klesající konkurenceschopnost českých producentů. Důvody mohou být čistě statistické (PPI zahrnuje i ceny neobchodních statků) i ekonomické (zlepšování směnných poměrů, přechod k sofistikovanější skladbě exportu apod.). Pravá strana pak obsahuje stejné kurzy oproti USD. Ty se vyvíjejí podobně, pouze jejich volatilita je vyšší.

3.2.1 Co stojí za reálným zhodnocováním koruny?

Z prezentovaných grafů vyplývá jednoznačný dlouhodobý klesající trend reálného kurzu. Za ním může stát několik faktorů. Ty můžeme intuitivně posoudit, ale relevantní zhodnocení můžeme provést pouze v rámci ekonometrické analýzy. Reálné zhodnocování před rokem 1993 bylo evidentně dáno tendencí ekonomiky

Obr. 6: Reálné kurzy koruny vzhledem k marce a dolaru (1991-1998)



Pramen: vlastní výpočty dle údajů ČNB a IMF IFS.

eliminovat nadměrnou devalvaci¹¹ z konce roku 1990, v průběhu roku 1993 se vrátil reálný kurz zpět na svou úroveň před devalvaci. Zhodnocování v dalších letech pak bývá obvykle vysvětlováno *rychlým růstem produktivity* v souladu s Balassovým a Samuelsonovým efektem. My považujeme toto vysvětlení za příliš zjednodušené, neboť se domníváme, že vývojem produktivity v průmyslu může být vysvětlována pouze část reálného zhodnocování¹². Pokud bychom ovšem chtěli produktivitou vysvětlovat celé reálné zhodnocování koruny po roce 1993, museli bychom předpokládat negativní růst produktivity u neobchodního zboží. To by byl příliš silný předpoklad, i když produktivita některých služeb mohla skutečně klesat (např. mnohé služby zajišťované státem).

Na reálném zhodnocování koruny po roce 1993 se kromě produktivity v průmyslu (a možného poklesu produktivity u některých služeb) podílela řada faktorů. Z hlediska udržitelnosti a konkurenceschopnosti bylo reálné zhodnocování vlivem některých faktorů rovnovážné a vlivem jiných ne. Za *rovnovážné faktory* můžeme považovat příznivý vývoj směnných poměrů, zvyšování kapitálového vybavení některých odvětví a klíčových firem v důsledku investic nadnárodních korporací (Bhagwatiho efekt), růst cen některých neobchodních položek vlivem potřeby pokrytí investičních nákladů (např. telefonní a informační sítě) a celkový rozvoj sektoru služeb. Za *nerovnovážné faktory* (částečně či zcela) pak považujeme pokles produktivity při poskytování některých služeb zajišťovaných státem (např. soudnictví a státní správa), spotřební boom v letech 1994-96 zapříčiněný

¹¹ Názor, že devalvace na konci roku 1990 byla nadměrná, není obecně sdílen. Zastánci tehdejší prudké devalvace argumentují tím, že konečný kurz byl stanoven tak, aby byla udržena vnější rovnováha po zavedení směnitelnosti koruny. Tento argument má sám o sobě svou logiku a jeho teoretickou podporu lze nalézt již u Mandela (1989). Náš protiargument spočívá v tom, že kursová politika nemůže být zcela zaměřena na vnější rovnováhu a ignorovat vnitřní rovnováhu. Existuje poměrně velké množství empirických důkazů, že prudké devalvace jsou pro ekonomiky velkým šokem a přes „strukturalistický“ efekt mohou vést i ke zhoršení vnější rovnováhy. Podle našeho názoru se to potvrdilo i v případě Československa v letech 1990-1992. Prudká devalvace sice zajistila vnější rovnováhu, ovšem za cenu velké vnitřní nerovnováhy.

¹² Růstem produktivity v průmyslu lze vysvětlovat reálné zhodnocování až po roce 1993 - produktivita práce v roce 1992 klesla o 2,3 % a v roce 1993 o 1,2 %. V následujících letech již produktivita v průmyslu rostla slušně - o 5,1 % v roce 1994, o 10,6 % v roce 1995, o 8,5 % v roce 1996 a o 7,5 % v roce 1997. To táhlo reálné mzdy v průmyslu a zřejmě i v dalších sektorech ekonomiky. Zejména ke konci roku 1998 se však růst produktivity v průmyslu téměř zastavil. Růst produktivity práce ovšem nadhodnocuje růst celkové produktivity (TFP, total factor productivity), neboť dané přírůstky produkce nemusí být dány pouze efektivnějším využitím práce, ale i lepším kapitálovým vybavením práce.

neadekvátně pozitivními očekáváními, nadměrný rozvoj finančního sektoru a některých dalších odvětví služeb, silný příliv krátkodobého kapitálu kolem roku 1995, efekt bohatství vyvolaný kuponovou privatizací, zvýšení vládních výdajů umožněné utrácením privatizačních příjmů a problematický mix hospodářské politiky v letech 1997-98 projevující se růstem reálných úrokových sazeb a přílivem krátkodobého kapitálu.

V určitých aspektech se stát a jeho instituce snažily ještě rychlejšímu reálnému zhodnocování a rovnovážnému přizpůsobení vnitřních směnných poměrů ze všech sil zabránit (cenovou regulací, snahami o zmrazení nominálních mezd, dotacemi na „konsolidaci“ bank a firem, brzděním úpadků firem apod.). Zároveň je pravděpodobné, že reálné zhodnocování u některých firem či odvětví mohlo vyvolat inverzní Balassův a Samuelsonův efekt - tj. vynutit si růst produktivity prostřednictvím restrukturalizace a snižování nákladů. U některých firem a odvětví mohlo reálné zhodnocování naopak vzhledem ke své rychlosti vyvolat velké problémy a možná i efekt hystereze s dlouhodobě negativními důsledky.

Domníváme se, že posuzování vývoje reálného kurzu v ČR je velmi obtížné¹³, neboť zřejmě dochází k určitému konfliktu mezi přirozenými tendencemi a tlaky na žádoucí přizpůsobení relativních cen na straně jedné a mezi politicky motivovanou cenovou regulací, podporou privilegovaných odvětví, vyjednávací pozicí zájmových skupin a chováním subjektů s dominantním postavením na straně druhé. Tím chceme říci, že ceny jednotlivých položek skupiny neobchodovatelného zboží se nemusí vyvíjet vždy v souladu s jednoduchou ekonomickou logikou, potřebami ekonomiky v daném stupni transformace a stavem hospodářského cyklu. Z tohoto důvodu může být hodnocení vývoje reálného kurzu, jeho jednotlivých typů a složek vystaveno nebezpečí nadměrných zjednodušení a nesprávné interpretace.

3.2.2 Je reálné zhodnocování koruny příliš rychlé?

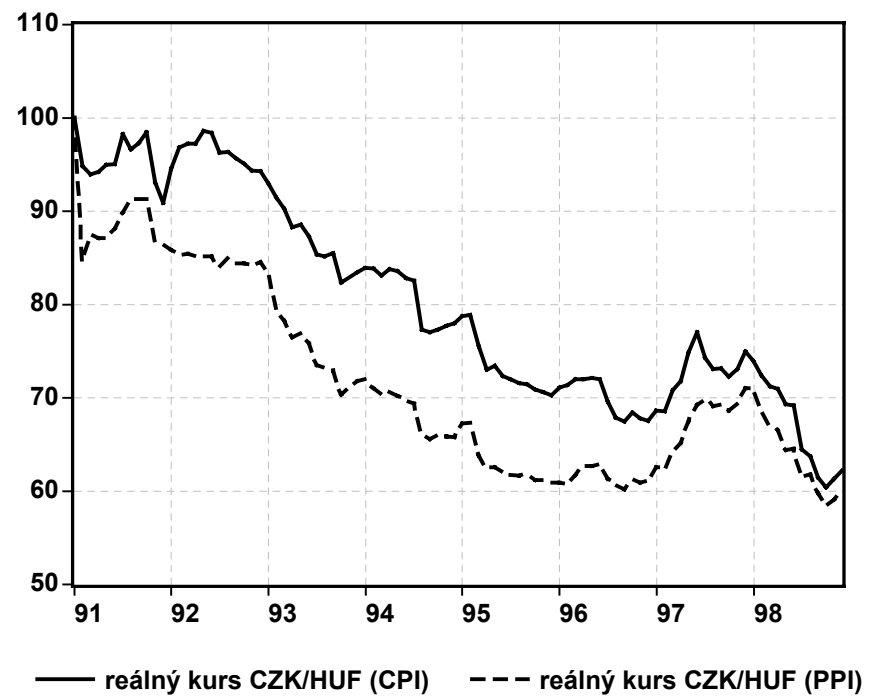
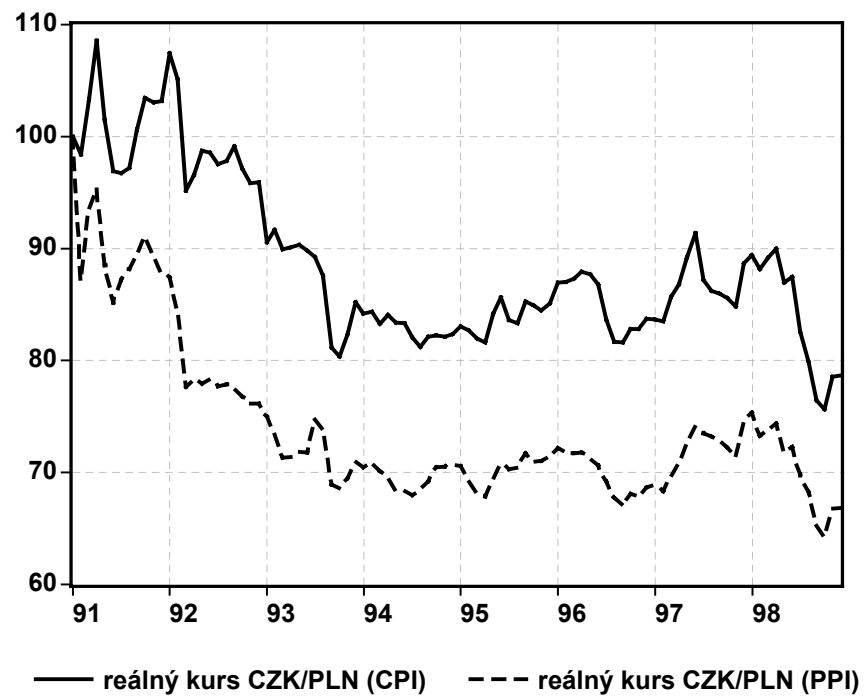
Otázkou, kterou si měli klást tvůrci hospodářské politiky, je to, zda nebyl od určité doby klesající trend reálného kurzu koruny příliš prudký. Na tuto otázku

¹³ Určitým problémem je volba typu reálného kurzu a jeho konstrukce. Otázkou tedy je, jakou zvolit cenovou hladinu a zda používat bilaterální a efektivní kurz. Na tyto otázky se zaměřil Čapek (1998) a dospěl k závěru, že reálné kurzy oproti DEM jsou relativně dobrým indikátorem vývoje exportní konkurenceschopnosti, neboť se pohybují v souladu s váženými reálnými kurzy. Za vhodné cenové hladiny pak považuje CPI a PPI.

nezískáme jednoznačnou odpověď ani ekonometrickou analýzou ve druhé polovině této práce. Pokud aplikujeme pouze Balassův a Samuelsonův přístup, je možno usuzovat, že reálné zhodnocování může být v porovnání s diferencíalem produktivity příliš rychlé. Nominální znehodnocení koruny v průběhu roku 1997 sice trend reálného zhodnocování významně zpomalilo, v průběhu roku 1998 se však rychlý trend reálného zhodnocování obnovil. Určitým problémem může být rovněž reálné zhodnocování koruny oproti měnám svých střeoevropských partnerů (či konkurentů), kterými jsou zejména Polsko a Maďarsko (obr. 7). Počáteční zhodnocování koruny oproti těmto dvěma měnám lze vysvětlovat odlišným načasováním počátku transformace a nadměrným znehodnocením koruny v průběhu roku 1990. Rychlé zhodnocování v průběhu roku 1998 však tak jednoduše vysvětlitelné není.

Vzhledem k tomu, co bylo celkově řečeno, je možno připustit, že reálné zhodnocování koruny bylo zřejmě od roku 1997 celkově příliš rychlé a z hlediska jeho strukturální realizace (tj. podílu nominálního kurzu a jednotlivých složek cenové hladiny neobchodního zboží) nerovnovážné. Proto považujeme nominální oslabování, které se prosadilo na počátku roku 1999 za rovnovážné a reálný kurs ke konci března 1999 považujeme za fundamentálně správný. Prozatím bychom varovali před dalším *rychlým* reálným zhodnocováním koruny, neboť přírůstky produktivity firem v sektoru obchodního zboží jsou zřejmě vystaveny klesajícím výnosům. Rovnovážné reálné zhodnocování bude mít prostor až poté, co budou vytvořeny institucionální předpoklady pro restrukturalizaci a obnoví se firemní investice, které zajistí zvyšování kapitálové intenzity výroby. Dalšími předpoklady pro rovnovážné reálné zhodnocování koruny, které leží mimo kontrolu soukromých firem, jsou investice do dopravní infrastruktury (neznehodnocované korupcí), efektivní regulační rámec pro oceňování služeb síťových odvětví a omezení státních dotací do ztrátových firem a bank.

Obr. 7: Reálný kurz koruny proti zlotému a forintu



Pramen: vlastní výpočty podle dat IMF IFS.

Tyto závěry přijímáme se značnou dávkou opatrnosti, neboť byly učiněny bez znalosti toho, do jaké míry vývoj reálného kurzu koruny odráží vývoj dlouhodobých fundamentálních determinant. V dalších částech proto představíme modely dlouhodobého rovnovážného kurzu a pokusíme se některé z nich aplikovat na českou ekonomiku.

4 Modely rovnovážného reálného kurzu

V obecné rovině je reálný kurz ovlivňován běžným i kapitálovým účtem, které odrážejí obchodní pozici na světových trzích i sklon být světovým věřitelem či dlužníkem. Interakce mezi permanentními strukturálními složkami běžného i kapitálového účtu pak *determinuje dlouhodobý rovnovážný reálný kurz*. V konkrétní rovině můžeme identifikovat množství faktorů, které určují jeho vývoj. Tyto fundamentální determinanty zahrnují determinanty čistých zahraničních aktiv a dále všechny faktory, které ovlivňují běžný účet.

Analýza reálného kurzu je v současnosti rozdělena do dvou proudů. Tyto proudy jsou nazývány různými termíny a my je budeme z čistě praktických důvodů označovat za fundamentální a behaviorální. *Fundamentální modely* jsou ty, které slouží především pro účely makroekonomické politiky, zahrnují aspekty normativní ekonomie a pracují s relativně kratším časovým horizontem. *Behaviorální modely* jsou pro hospodářskou politiku použitelné až sekundárně, mají charakter pozitivní ekonomie a pracují s relativně dlouhým časovým horizontem. V mnoha ohledech však mají oba typy přístupy shodné rysy a stejné modelové postupy.

4.1 Fundamentální přístupy

V současnosti zřejmě nejpoužívanější koncepcí výpočtu rovnovážného reálného kurzu je *FEER* (Fundamental Equilibrium Exchange Rate, tj. *fundamentální rovnovážný měnový kurz*). Tento termín byl poprvé použit Johnem Williamsonem (1983). Williamson původně definoval FEER jako takový reálný kurz, který zajišťuje vnější rovnováhu ekonomiky ve středním období, resp. jako reálný kurz, který přivede běžný účet platební bilance do souladu s "normálními" kapitálovými toky. To jsou udržitelné (perzistentní) kapitálové toky, které autonomně financují deficit běžného účtu. Výpočet FEER vyžaduje explicitní odhad udržitelné fiskální politiky při plné zaměstnanosti a stanovení cíle pro běžný účet.

Později se koncepce FEER zformovala do obecného proudu, který počítá rovnovážný reálný kurz jako *kurz, který odpovídá střednědobé simultánní vnitřní i vnější rovnováze ekonomiky* (Williamson, 1994). *Vnitřní rovnováha* je nejčastěji definována jako úroveň výstupu konzistentní s plnou zaměstnaností (resp. přirozenou mírou nezaměstnanosti) i s nízkou a udržitelnou mírou inflace¹⁴. *Vnější rovnováha* je pak obvykle definována jako takový stav v ekonomice, který produkuje udržitelný běžný účet platební bilance, tj. takové současné a budoucí schodky běžného účtu, které jsou v souladu s perzistentními, udržitelnými a žádoucími čistými kapitálovými toky. V základu koncepce FEER tak stojí snaha abstrahovat od krátkodobých cyklických podmínek či dočasných faktorů a zaměřit se na fundamentální faktory, které budou s vysokou pravděpodobností převládat ve střednědobém časovém horizontu. Tyto podmínky jsou přitom ty, které odpovídají zamýšlenému výsledku, který ve skutečnosti nemusí nastat. FEER je jednoznačně normativní koncepcí, neboť se zabývá tím, co by mělo nastat a ne tím, co nastane¹⁵.

¹⁴ Většina prací zaměřených na FEER pracuje s reálným kurzem definovaným jako relativní cena obchodního a neobchodního zboží, neboť právě tato cena při daných udržitelných fundamentálních proměnných přivádí ekonomiky do vnitřní a vnější rovnováhy. Vnitřní rovnováha je dosažena, když je trh neobchodního zboží v rovnováze v současnosti a je očekáváno, že v ní bude i v budoucnosti.

¹⁵ Sám Williamson charakterizuje FEER jako rovnovážný reálný kurz, který je konzistentní s ideálním makroekonomickým vývojem. Ve snaze zdůraznit normativnost tohoto pojetí skupina ekonomů Mezinárodního měnového fondu nazvala své vlastní, i když velmi podobné měřítko rovnovážného reálného kurzu *DEER* (*žádoucí rovnovážný měnový kurz*).

FEER je přístup sloužící ke specifickému účelu - posouzení nadhodnocenosti či podhodnocenosti aktuálního reálného kurzu z hlediska střednědobé makroekonomické rovnováhy. Výpočet FEER spočívá ve stanovení takového reálného kurzu, při kterém jsou běžný účet kalibrován na plnou zaměstnanost konzistentní s udržitelnými kapitálovými toky. FEER se proto mění v reakci na vývoj fundamentálních faktorů ovlivňujících vnitřní a vnější rovnováhu (zejména běžný účet a zaměstnanost). Kromě toho je reálný kurz v krátkém a středním období ovlivňován i makroekonomickými politikami a tržními disturbancemi, které nejsou součástí skupiny fundamentálních faktorů. Problémem je však to, že výpočet FEER nutně abstrahuje od některých faktorů, které podle teorie i empirie systematicky behaviorálně ovlivňují reálné kurzy ve středním a dlouhém období¹⁶. FEER je totiž považován za neměnný, pokud se nemění vnitřní a vnější rovnováha, i když v behaviorálním smyslu může ležet rovnováha již ve zcela jiném bodě.

Koncepce FEER není založena na specifikaci faktorů ovlivňujících reálný kurz, ale spíše na specifikaci faktorů ovlivňujících běžný účet. Implicitně je pouze předpokládáno, že skutečný reálný kurz se v čase vrací k FEER, což znamená, že přístup vlastně implicitně zahrnuje teorii determinace reálného kurzu založeného na běžném účtu. Základem stanovení FEER je identita spočívající v rovnosti běžného a kapitálového účtu:

$$CA \equiv -KA. \quad (8)$$

Běžný účet bývá zpravidla vysvětlován domácí a zahraniční poptávkou (výstupem), reálným kurzem a případně i dalšími faktory, které jsou stanoveny na makroekonomicky rovnovážné úrovni:

$$CA \equiv -KA = a_0 + a_1r + a_2y^E + a_3y^{E*}. \quad (9)$$

FEER je pak reálný kurz (r), který zajistí takový běžný účet (CA), který se bude rovnat udržitelnému kapitálovému účtu ($-KA$):

$$FEER = (-KA^E - a_0 - a_2y^E - a_3y^{E*})/a_1. \quad (10)$$

¹⁶ FEER nesleduje empirický vztah mezi reálným kurzem a jeho determinanty, neboť není založen na plně specifikovaném strukturálním modelu.

Výpočet FEER tak není přímo založen na teorii kurzové determinace, ale na odhadech exogenních udržitelných kapitálových toků. Tyto odhady představují jednu z klíčových slabin přístupu.

Konkrétně je třeba při výpočtu FEER definovat model běžného účtu a zjistit příslušné elasticity, stanovit potenciální důchod pro domácí zemi i hlavní obchodní partnery a stanovit hodnotu exogenních udržitelných kapitálových toků. Zejména třetí úkol je velmi složitý a teoreticky ne zcela dořešený. Zahrnuje intertemporální problematiku, interakci stavů a toků. Isard a Faruqee (1998) proto doporučují nahradit udržitelné kapitálové toky rozdílem mezi zamýšlenými úsporami a investicemi při plné zaměstnanosti ($S^E - I^E$), které lze modelovat s uspokojivějšími výsledky (determinantami jsou mezera výstupu, demografické proměnné a fiskální proměnné). FEER je pak předefinován do formy:

$$FEER = (S^E - I^E - a_0 - a_2 Y^E - a_3 Y^{E*}) / a_1. \quad (11)$$

Tato změna přesto nezbavuje FEER problému spočívajícímu v ignorování behaviorálních vztahů. Zejména je zde abstrahováno od faktorů, které určují střednědobý vývoj poptávky po finančních aktivech, tj. stavové faktory.

Odhad FEER pro ČR provedla Šmídková (1998) pro období do roku 1997, nicméně vzhledem k určitým potížím s odhadem elasticit a kalibrací modelu neobsahuje závěr logicky jednoznačná doporučení pro kurzovou politiku. Podobnou metodu použili v části práce i Lazarová a Kreidl (1997), kteří doporučují v dané fázi vývoje české ekonomiky určité nominální znehodnocování koruny.

4.2 Behaviorální modely

Do skupiny behaviorálních modelů patří *přirozený reálný kurz* (NATREX) popularizovaný zejména Steinem a Allenovou (1995), *behaviorální reálný kurz* (BEER) prosazovaný Clarkem a MacDonaldem (1998), *dlouhodobý rovnovážný reálný kurz z hlediska stavů a toků* (budeme značit SFRER), který vypracoval Faruqee (1995), a *rovnovážný reálný kurz definovaný Edwardsem* (ERER). Rostoucí popularita behaviorálních teorií je dána poznáním, že s delšími časovými řadami, novými ekonometrickými metodami a správně specifikovanými modely je možno

vysvětlit chování reálných kurzů pomocí fundamentálních faktorů v rámci redukovaných forem¹⁷. Behaviorální modely nechápou rovnovážný kurz z hlediska vnitřní a vnější makroekonomické rovnováhy, ale spíše z hlediska konzistentnosti s relevantními vysvětlujícími proměnnými. Teprve sekundárním cílem je kalibrovat vysvětlující proměnné na “udržitelné” úrovni a posoudit udržitelnost stávajícího reálného kurzu z hlediska makroekonomické politiky.

4.2.1 BEER

Clark a MacDonald (1998)¹⁸ prezentují koncepci rovnovážného reálného kurzu, kterou označují za BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate). BEER je reálný kurz odhadovaný pomocí redukované formy modelu založeného na následujícím typu rovnice:

$$r_t = \alpha Z_1 + \beta Z_2 + \gamma T + \varepsilon, \quad (12)$$

kde r_t je *aktuální hodnota reálného kurzu*, Z_1 je vektor fundamentálních determinant, u kterých lze předpokládat dlouhodobý perzistentní efekt, Z_2 je vektor fundamentálních determinant se střednědobým efektem (např. v souladu s průběhem cyklu), T je vektor dočasných faktorů s krátkodobým efektem a ε je nahodilá chyba. Od aktuální hodnoty reálného kurzu r_t je nutno *odlišit současnou rovnovážnou hodnotu reálného kurzu* r^E , která je dána stávajícími hodnotami obou skupin fundamentálních determinant:

$$r^E = \alpha Z_1 + \beta Z_2. \quad (13)$$

Vzhledem k tomu, že současné hodnoty fundamentálních determinant se mohou lišit od udržitelných nebo žádoucích hodnot (definovaných např. v souladu s FEER), lze rovněž *definovat udržitelnou rovnovážnou hodnotu reálného kurzu* r^F

¹⁷ Behaviorální modely obvykle identifikují skupinu exogenních fundamentálních proměnných, které determinují vnitřní a vnější rovnováhu. Pak je odvozena redukovaná forma, která spojuje reálný kurz s těmito determinantami. Díky tomuto postupu není třeba hledat příslušné udržitelné úrovně běžného účtu a externí pozice, neboť ty jsou vůči systému endogenní.

¹⁸ Model, který zde prezentujeme, je ve skutečnosti námi provedenou kombinací dvou velmi podobných prací (MacDonald 1997; Clark a MacDonald 1998).

založenou na udržitelných dlouhodobých úrovních fundamentálních determinant (Z_1^F a Z_2^F):

$$r^F = \alpha Z_1^F + \beta Z_2^F. \quad (14)$$

Problémem je samozřejmě identifikace a volba krátkodobých faktorů, střednědobých a dlouhodobých fundamentů a kalibrace udržitelných hodnot těchto fundamentů. MacDonald (1997) rozděluje kurzové determinanty do dvou skupin. První nazývá FERID, tj. fundamentální faktory s vyloučením reálných úrokových sazeb, tj. skupina Z_1 . Sem je možno v souladu s výše popsányi závislostmi zařadit směnné poměry *tot*, sektorovou či agregátní produktivitu¹⁹ *prod*, saldo veřejných financí *fisc*, čisté soukromé úspory *sav*, čistá zahraniční aktiva *nfa*²⁰. Zlepšení všech faktorů by mělo v dlouhém období zhodnotit domácí měnu (tj. vést k poklesu reálného kurzu). Druhá skupina (Z_2) logicky odráží reálný úrokový diferenciál (RID), který odráží podmínku reálné nekryté úrokové parity²¹:

$$r_t = r_{t+k}^e - (i_t - i_t^*) + \sigma_t = r_{t+k}^e - (i_t - i_t^*) + (\lambda_t + k), \quad (15)$$

kde r_{t+k}^e je očekávaný reálný kurz v období $t+k$, i je ex ante reálná úroková sazba, $\sigma = (\lambda_t + k)$ je riziková prémie na domácí měnu s časově proměnlivou složkou a složkou danou splatností a $t+k$ definuje splatnost obligace. Rovnice (15) popisuje současný reálný kurz jako funkci budoucího očekávaného reálného kurzu, reálného úrokového diferenciálu a rizikové premie. V souladu s literaturou zabývající se portfolio modely měnového kurzu můžeme rizikovou premii považovat za kladnou funkci relativní nabídky domácího a zahraničního dluhu $\sigma_t = (debt_t/debt_t^*)$. Růst nabídky domácího dluhu v relaci se zahraničím tak zvyšuje rizikovou premii, což vyžaduje znehodnocení současného reálného kurzu.

Model BEER vhodný jako základ ekonometrické analýzy můžeme nyní odvodit tak, že v souladu s předchozím výkladem budeme považovat nepozorovatelný očekávaný reálný kurz v rovnici (15) za determinovaný dlouhodobými fundamenty Z_{1t} . Tento kurz proto můžeme aproximovat dlouhodobou složkou rovnovážného

¹⁹ Produktivita bývá často zahrnována přímo jako vnitřní směnné poměry *tnt* počítané jako PPI/CPI.

²⁰ NFA je veličina určovaná determinantami národních úspor a investic, tj. zejména demografickými faktory a fiskální politikou. V empirické analýze je vhodnou aproximací čistý zahraniční dluh upravený o fiskální salda.

²¹ První skupina faktorů představuje dlouhodobé determinanty, zatímco reálný úrokový diferenciál vytváří krátkodobou a střednědobou dynamiku.

reálného kurzu r^L :

$$r^L_t = r^E_{t+k} = \alpha Z^E_{1t} = \alpha Z_{1t}. \quad (16)$$

Potom platí, že aktuální rovnovážný kurz je dán vztahem:

$$r^E_t = r^L_t - [(i_t - i^*) - \sigma_t]. \quad (17)$$

Obecnou rovnici BEER (r^E_t) tak můžeme zapsat např. ve tvaru:

$$BEER = r^E(\text{tot}, \text{prod}, \text{fisc}, \text{sav}, \text{nfa}, i-i^*, \text{debt}/\text{debt}^*). \quad (18)$$

Pokud existuje systematický vztah mezi reálným kurzem a základními fundamentálními faktory, proměnné uvedené v rovnici (18) kointegrují a BEER získaný jejím odhadem je možno považovat za rovnovážný reálný kurz v behaviorálním smyslu²². Vzhledem k použité metodologii lze říci, že odchylky aktuálního reálného kurzu od BEER nejsou dlouhodobě udržitelné, neboť kointegrační vztah časem přivede reálný kurz zpět na dráhu, která odpovídá dlouhodobě udržitelným fundamentálním faktorům²³. Z toho vyplývá, že úroveň aktuálního reálného kurzu je udržitelná, jsou-li udržitelné i aktuální hodnoty fundamentálních faktorů.

Zároveň ovšem platí, že BEER sám neidentifikuje, které fundamentální faktory jsou udržitelné a které ne. V případě potřeby je proto nutno kalibrovat fundamentální faktory na střednědobé udržitelné úrovni, čímž získáme nástroj, který vykazuje náležitosti FEER, aniž ztratí cenné náležitosti BEER. Tento nástroj nám umožní vypočítat celkovou nesladěnost (m_T). Poměrně jednoduše můžeme kalibrovat faktory, které zajistí vnitřní rovnováhu - nízkou inflaci a potenciální důchod. Pro vnější rovnováhu je však kalibrace fundamentálních faktorů velmi obtížná. To je dáno tím, že model je založen na nekryté úrokové paritě (u které neumíme definovat externí finanční omezení) a obsahuje přizpůsobovací mechanismus, ve kterém reálný kurz v dlouhém období reaguje na změny státního dluhu a čistá zahraniční aktiva.

²²Tato verze BEER je velmi jednoduchá. Při konkrétních aplikacích by bylo vhodné zapracovat do něj další rovnice, které by spojovaly např. existující vládní dluh s fiskálními schodky nebo fiskální schodky s běžným účtem. Tyto rovnice by pak mohly být spojeny s dalšími, které by definovaly udržitelnost ve smyslu tokové vnitřní a vnější rovnováhy. Takový systém by pak měl charakteristiky BEER i FEER.

²³Clark a MacDonald (1998, s. 33) v této souvislosti odkazují na zhodnocení USD v 80. letech. BEER vysvětluje jen část tohoto zhodnocení a nevysvětlitelnou část je nutno považovat za nesladěnost, neboť neodráží identifikovatelné ekonomické faktory zabudované v modelu, ale spíše nepozorovatelné dočasné a nahodilé faktory. Zejména prudké zhodnocení USD v letech 1984-86 může být považováno za nerovnovážnou epizodu, neboť skutečný reálný kurz se časem vrátil k BEER, jehož dráha se pak v letech 1987-96 pohybovala blízko dráhy skutečného reálného kurzu.

Clark a MacDonald (1998) odhadují BEER pro USA, Japonsko a Německo na ročních datech za období 1960-1996 pomocí Johansenovy metody. Podobně postupoval i MacDonald (1997) s tím rozdílem, že používal kvartální data. Z provedených testů je zřejmé, že převážnou většinu výkyvů reálného kurzu lze vysvětlit fundamentálními faktory. Zároveň je potvrzena představa, že v určitých obdobích se příslušné reálné kurzy vyvíjely nerovnovážně. Kalibrace udržitelných hodnot byla prováděna vyhlazováním pomocí Hodrick-Prescottova filtru. Na základě přijetí určitých předpokladů o vývoji veřejných financí a čistých zahraničních aktiv pak byla naznačena i možnost odhadu ex ante rovnovážných kurzů. Jedním z problémů takového odhadu je ovšem to, že uvažuje s dlouhodobými a střednědobými faktory. Pokud chceme získat přehled o nesladěnosti z čistě dlouhodobého pohledu, musíme z analýzy vyloučit i střednědobé faktory (reálný úrokový diferenciál a rizikovou prémii). Na tomto stupni by se BEER přiblížil dalšímu měřítku rovnovážného reálného kurzu, které se nazývá NATREX.

4.2.2 NATREX

Stein a Allen (1995) definovali měřítko rovnovážného reálného kurzu, které nazývají *NATREX* (Natural Real Exchange Rate, tj. *přirozený reálný kurz*). Reálný kurz je u NATREXu ovlivňován interakcí běžného a kapitálového účtu. Kapitálový účet, který je primárně determinován produktivitou a úsporami, ovlivňuje běžný účet a ten pak následně reálný kurz. Je zde kladen důraz na stavovou rovnováhu, neboť stálý stav nastává tehdy, když jsou domácí kapitálová zásoba a čistá zahraniční aktiva na dlouhodobých rovnovážných hodnotách. NATREX je *rovnovážný reálný kurz, který vyrovnává platební bilanci při absenci cyklických faktorů, spekulativních kapitálových toků a změn v měnových rezervách*. Je to pohyblivý střednědobý až dlouhodobý reálný kurz determinovaný reálnými fundamentálními faktory. Mezi tyto faktory můžeme řadit *spořivost*²⁴, *produktivitu, vybavenost práce kapitálem a zahraniční zadluženost (a pro malé země exogenní směnné poměry a světové reálné úrokové sazby)*, které ovlivňují žádoucí dlouhodobé kapitálové toky a mění rovnovážný reálný kurz. Skutečný reálný kurz se tomuto rovnovážnému následně

²⁴ Spořivostí (mírou úspor) zde rozumíme to, co je v teorii růstu označováno jako míra časové preference.

přizpůsobuje.

NATREX je na rozdíl od FEER pozitivní koncepcí. Je to rovnovážný kurz určený reálnými fundamentálními faktory a existujícími hospodářskými politikami. Tyto politiky nemusí být optimální a NATREX proto nemusí být společensky optimálním reálným kurzem. NATREX je dále založen na explicitním modelování rovnovážného reálného kurzu podle vývoje jeho determinant. FEER je oproti tomu založen na modelování běžného účtu platební bilance ve snaze identifikovat statisticky pevný vztah mezi ním a reálným kurzem.

Podstata NATREXu

NATREX se zaměřuje na to, jak se změny úspor, investic a dlouhodobých kapitálových toků a jimi vyvolávané změny zásoby fyzického kapitálu, zahraničního dluhu a bohatství společně promítají do změn pohyblivého rovnovážného reálného kurzu. Jedním z klíčových aspektů je přitom důraz na trajektorii reálného kurzu, tj. odlišení počátečních a dlouhodobých efektů změn fundamentálních determinant na rovnovážný reálný kurz. V tomto smyslu tedy NATREX začíná podobně jako Edwardsův model definicí fundamentálních determinant reálného kurzu a pak jde v čase dál za účelem zjistit dlouhodobé implikace úspor, investic a kapitálových toků.

Modely NATREXu začínají v určitém hypotetickém intracyklickém středním období, kdy jsou ceny přizpůsobeny a reálný důchod se vrátil ke své intracyklické potenciální úrovni²⁵. Střednědobá rovnováha je umělou konstrukcí, k níž ekonomika směřuje, která ale nikdy nenastává. Z tohoto důvodu nemůžeme pozorovat samotný NATREX, ale pouze skutečný reálný kurz, který se mu přizpůsobuje. Střednědobá rovnováha může být popsána rovnicí:

$$I - S + CA = 0, \quad (19)$$

kde I jsou zamýšlené investice, S jsou zamýšlené úspory a CA je zamýšlený běžný účet. Všechny proměnné jsou měřeny, když je reálný důchod na potenciální úrovni, inflace na své očekávané úrovni a reálný kurz vyčistil trh zboží a služeb. Tím je předpokládána rovnováha na trhu zboží a služeb i vyrovnanost platební bilance. Dlouhodobá rovnováha s vyrovnaným běžným účtem nastává až ve stálém stavu.

²⁵ Tato střednědobá rovnováha odpovídá dlouhodobé rovnováze v monetárních modelech.

Zamýšlené investice a úspory (nezávislé na reálném kurzu) jsou spojeny s existující zásobou kapitálu, čistého dluhu vůči zahraničí a bohatství. Investice (I), úspory (S) a čisté kapitálové toky ($I - S$) produkují změny zásoby fyzického kapitálu (k), čistého zahraničního dluhu (F) a bohatství ($w = k - F$). Tyto změny pak zpětně mění zamýšlené úspory, investice a běžný účet, čímž je ovlivňován reálný kurz. Exogenní změny fundamentálních determinant (Z), kterými jsou změny sklonu k úsporám, produktivity, směnných poměrů a zahraničních reálných úrokových sazeb (s, a, tt, i^*)²⁶, ovlivňují NATREX dvěma způsoby. Za prvé mění I, S a CA a tím vyvolává střednědobé změny NATREXu. Za druhé pak mění tempa akumulace k, F a W , a tím i trajektorii NATREXu, který se přesunuje k nové dlouhodobé úrovni. V jakémkoli bodě jiném, než je dlouhodobá rovnováha, je NATREX funkcí exogenních (Z) i endogenních (X) determinant. Úplný model NATREXu určuje střednědobý rovnovážný kurz ($R = \text{NATREX}$), jeho následnou trajektorii a případně i dlouhodobý rovnovážný reálný kurz ve stálém stavu (R^\ominus). Ekonomika je však vystavována permanentně fundamentálním šokům, které posílají NATREX k nové rovnovážné úrovni, vlivem čehož není stálý stav nikdy dosažen. Jinými slovy, rovnovážný reálný kurz není stacionární, neboť ani jeho fundamentální determinanty nejsou stacionární.

Reálný kurz proto můžeme popsat ve třech fázích:

$$R_t = R_t(Z, X, C) \quad (20a)$$

$$R = R(Z, X) \quad (20b)$$

$$R^\ominus = R^\ominus(Z), \quad (20c)$$

kde C představuje krátkodobé cyklické a spekulativní faktory. Empiricky jsme schopni odhadovat reálný kurz na trajektorii mezi R a R^\ominus jako funkci exogenních fundamentálních faktorů (i když jsme schopni pozorovat pouze R_t)²⁷. Empirické odhady jsou proto simultánním testem, že NATREX (R), který se pohybuje směrem

²⁶ V transformující se ekonomice mohou být směnné poměry dočasně endogenní, když se exportérům daří dosahovat vyšších cen vlivem zlepšeného marketingu, silnější pozice, zvýšené kvality apod., nebo když se importérům daří vyjednat nižší ceny importu díky větším zkušenostem, zvýšené důvěryhodnosti apod.

²⁷ Teoreticky je NATREX pohyblivá rovnováha na trajektorii ke stálému stavu. Každý nový šok mění dlouhodobou rovnováhu i trajektorii. I kdyby ekonomické subjekty plně rozuměly strukturu ekonomiky a znali s jistotou trajektorii odpovídající současným fundamentálním faktorům, nemohou předvídat budoucí změny NATREXu, neboť nemohou předvídat budoucí změny fundamentálních determinant. Empiricky je proto očekávaná změna reálného kurzu nulová a očekávání mají v modelech NATREXu prakticky nulovou hodnotu, neboť

k R^\ominus , může být vysvětlen fundamentálními faktory Z v souladu s teoretickými předpoklady model, a také že R_t konverguje k pohyblivému R .

Dráhy NATREXu v reakci na změny fundamentálních determinant

Teorie NATREXu nabízí vysvětlení toho, proč reakce ekonomiky na exogenní zvýšení zahraničních výpůjček závisí na tom, jak jsou vypůjčované zdroje použity. Jak pokles spořivosti vedoucí ke snížení zamýšlených úspor, tak růst mezního produktu kapitálu vedoucí k růstu zamýšlených investic vedou k počátečnímu růstu zahraniční zadluženosti. Zhodnocení NATREXu na počátku zajistí dodatečný příliv dlouhodobého kapitálu, ale vyvolá deficit běžného účtu. Použití vypůjčených zdrojů pak určuje, jak se reálný kurz i celá ekonomika vyvíjejí v čase. Konkrétně závisí dlouhodobý výsledek na tom, zda země použije zahraniční kapitál ke zvýšení spotřeby či investic. Jsou-li *výpůjčky použity k financování spotřeby*, vede rostoucí zahraniční dluh k nižšímu bohatství, což se postupně projeví snižováním spotřeby a zvyšováním úspor. V dlouhém období bude mít země vyšší zahraniční zadluženost a bude muset zasílat vyšší úrokové platby do ciziny. Její kapitálová zásoba se nezmění nebo dokonce klesne vlivem vyšší rizikové prémie. Po počátečním zhodnocení NATREXu proto v tomto případě později dochází k postupnému znehodnocování a v dlouhém období se projeví v čistém znehodnocení oproti počátečnímu stavu.

Naopak *výpůjčky použité na investice* zvýší prostřednictvím vyšší kapitálové zásoby produktivitu ekonomiky. Postupně roste dlouhodobé bohatství a spotřeba a země se může nakonec stát i čistým věřitelem. To může vytvořit specifickou dráhu, kdy se NATREX po počátečním zhodnocení začne postupně znehodnocovat, ale pak s tím, jak se země stává čistým věřitelem, začne naopak zhodnocovat. Střednědobé znehodnocování tedy může být v tomto případě obráceno a v dlouhém období může dokonce nastat čisté zhodnocení. Růst zahraničního dluhu je tedy problémem zejména tehdy, pokud je dán poklesem míry úspor. Z toho také vyplývá, že hospodářská politika zaměřená na redukci deficitu běžného účtu, která negativně ovlivňuje růst (tj. celkovou produktivitu), je v podstatě kontraproduktivní²⁸.

fundamentální šoky jsou nestacionární.

²⁸ Jedním ze závěrů Steina a Allenové je to, že nejefektivnějším způsobem změny běžného účtu je změna rozdílu mezi investicemi a úsporami než snahy o přímou změnu běžného účtu prostřednictvím ovlivnění nabídky a poptávky po obchodním zboží prostřednictvím monetární a obchodní politiky. Změny rozdílu mezi investicemi a úsporami mají střednědobé a

Vztahy mezi spořivostí, produktivitou a reálným kurzem nemusí být jednoznačné a mohou v čase vykazovat specifické dráhy. Proto vyžadují podrobnější diskusi, která bere v úvahu alternativní reakce reálného kurzu na změny spořivosti a produktivity.

Reakce NATREXu na pokles míry úspor. Pokles míry úspor zvyšuje rozdíl mezi investicemi a úsporami, tím vyvolává dlouhodobý příliv kapitálu ze zahraničí. Základní platební bilance (běžný účet plus dlouhodobé kapitálové toky) se zlepší a NATREX se střednědobě zhodnocuje. S růstem zahraniční zadluženosti bohatství a spotřeba postupně klesají, úspory začínají růst a situace se začíná obracet: základní kapitálové toky poklesnou a úrokové platby do ciziny rostou, což převáží jakékoli jiné zlepšení zamýšlené obchodní bilance. NATREX se postupně znehodnocuje a v dlouhém období klesne až pod svou původní úroveň, aby vytvořil takové zlepšení běžného účtu, které vykompenzuje vysoké platby úroků do zahraničí. Růst zahraniční zadluženosti spojený s financováním spotřeby zpočátku NATREX zhodnotí, ale vede k čistému reálnému znehodnocení v dlouhém období.

Změny zamýšlených kapitálových toků jsou tak dominantní silou vysvětlující počáteční zhodnocení a následné znehodnocení NATREXu. Empirie jednoznačně potvrzuje, že exogenní pokles úspor se nakonec projeví reálným znehodnocením. Ovšem pokud by byla nová spotřeba silně vychýlena směrem k endogenně

dlouhodobé efekty, které mohou být protichůdné. Dlouhodobé politiky zaměřené na úspory a investice mají smysl, zatímco politiky zaměřené na jednu rovnovážnou úroveň reálného kurzu mohou být sporné.

oceňovanému domácímu zboží, počáteční zhodnocení by bylo relativně velké a nemuselo by být v dlouhém období zcela eliminováno.

Reakce NATREXu na růst produktivity. Růst produktivity může vést k úzným trajektoriím NATREXu v závislosti na sektoru ekonomiky, ve kterém se objeví. Ve středním období reakce NATREXu závisí tom, který sektor produkuje kapitálové statky nakupované pro nové investice. *Růst investic vlivem zvýšené produktivity NATREX zpočátku zhodnotí v závislosti na tom, v jaké míře jsou kapitálové statky vyráběny v domácí ekonomice a v jaké míře jsou nové kapitálové statky neobchodní (např. výstavba budov a infrastruktury).* V dlouhém období však změny NATREXu závisí na tom, ve kterých odvětvích růst produktivity, investic a reálného důchodu nastal.

Pokud dojde k růstu produktivity v sektoru neobchodního zboží, postupně se zvýší nabídka neobchodního zboží oproti nabídce obchodního zboží. Rostoucí příjmy a přesun zdrojů od obchodního k neobchodnímu zboží se časem projeví v přebytečné poptávce po zahraničním zboží a relativní cena obchodního a neobchodního zboží (T/N) i NATREX se znehodnotí. Při daném zahraničním dluhu tak *růst produktivity v sektoru neobchodního zboží vede v dlouhém období k reálnému znehodnocení.* Pokud by se však země stala čistým věřitelem, mohlo by dojít i k reálnému zhodnocení.

Pokud dojde k růstu produktivity v sektoru obchodního zboží, které je prodáváno za světové ceny, bude vývoj opačný. Tři faktory sníží relativní cenu obchodního a neobchodního zboží (T/N) a zhodnotí NATREX: větší výstup obchodního zboží zvýší důchod i poptávku po obou typech zboží a vytvoří přebytečnou poptávku po neobchodním zboží; vyšší reálné mzdy v sektoru obchodního zboží se přenesou i do vyšších reálných mezd a cen v sektoru neobchodního zboží; přesun zdrojů od neobchodního zboží k obchodnímu zboží dále zvýší přebytečnou poptávku po neobchodním zboží. Pokud se nakonec země stane čistým dlužníkem, NATREX se zhodnotí ještě dále. Jsou-li směnné poměry exogenní, *růst produktivity v sektoru obchodního zboží vede k dlouhodobému reálnému zhodnocení.*

Balassův a Samuelsonův efekt počítající s reálným zhodnocením ze zvýšené produktivity tak nastane, pokud jsou splněny dvě podmínky: buď k růstu produktivity dojde především v sektoru obchodního zboží nebo je růst reálného důchodu tak velký, že země se díky vyšším úsporám stane čistým věřitelem. Pokud by nastal růst

produktivity spíše v sektoru neobchodního zboží nebo růst reálného důchodu by byl příliš nízký k tomu, aby vytvořil dostatečně vysoké úspory, mohlo by dojít spíše k reálnému znehodnocení. Empirie rovněž dokazuje, že efekt růstu produktivity nemusí být jednoznačný.

Reakce NATREXu na změny směnných poměrů. Ukázali jsme si, že exogenní změny spořivosti a produktivity mohou vést k významným změnám reálného kurzu. Tyto změny mohou do značné míry odrážet endogenní změny směnných poměrů velkých zemí. Malá země mohou tyto změny pocítovat jako exogenní změny svých směnných poměrů, které mohou vyvolávat velké šoky pro běžný účet. Pokud tyto šoky ovlivňují pouze zamýšlený běžný účet, ale ne úspory či investice, není vyvolána žádná změna ve stavech aktiv a střednědobá reakce odpovídá reakci dlouhodobé. Obecně platí, že exogenní růst (zlepšení) směnných poměrů zhodnotí NATREX, nicméně efekt na relativní cenu obchodních a neobchodních statků nemusí být jednoznačný. Zlepšení směnných poměrů může vyvolat přes růst exportních cen substituční tlak na pokles výstupu v neobchodním sektoru, kde tím pádem vzniká přebytečná poptávka. Rovnováha v tomto sektoru je pak obnovena zhodnocením reálného kurzu prostřednictvím poklesu poměru P_T/P_N . Tento předpoklad je empiricky potvrzován.

Reakce NATREXu na změny světových reálných úrokových sazeb. Pro vývoj NATREXu malých zemí je důležitý rovněž vývoj světových reálných úrokových sazeb (zejména reálných sazeb USD či DEM, resp. EUR). Relativní růst světových dlouhodobých reálných úrokových sazeb by měl za normálních podmínek vyvolat reálné znehodnocení měny malé otevřené ekonomiky. To by mělo vytvořit přebytek běžného účtu, který vykompenzuje vysoké platby úroků do zahraničí.

NATREX pro malou otevřenou ekonomiku

Model NATREXu pro malou otevřenou ekonomiku předpokládá, že směnné poměry jsou zcela exogenní a že kapitálová mobilita není dokonalá. Reálná úroková sazba je pro ekonomiku dána ze zahraničí a země si nemůže půjčit libovolné množství kapitálu, ale pouze omezené množství. Domácí reálná úroková sazba se přizpůsobuje, aby zajistila rovnováhu portfolií, tj. spolu s rizikovou premií se rovná zahraniční reálné úrokové sazbě. Verzi NATREXu pro malou otevřenou ekonomiku (Austrálii) prezentují např. Lim a Stein (1995). Jejich analýza je zaměřena na

dvousložkový reálný kurz USD/AUD, který je měřen jako kombinace exogenních směnných poměrů (relativní cena domácího a zahraničního obchodního zboží, TT) a relativní ceny neobchodního a obchodního zboží (R_N)²⁹:

$$\ln R = \ln TT + \alpha \ln R_N + e, \quad (21)$$

kde α odpovídá podílu neobchodního sektoru na deflátoru HDP. Čím menší je tento poměr, tím více se reálný kurz blíží směnným poměrům. Vzhledem k těmto předpokladům jsou endogenní změny reálného kurzu vyvolávány pouze endogenními změnami R_N . V tomto modelu vychází z Edwardse (1988) a používá rovněž jeho podmínky stálého stavu: rovnováhu na trhu neobchodního zboží, vyrovnanost běžného účtu, udržitelnost fiskální politiky a rovnováhu portfolií. Reálný kurz je rovnovážný, pokud jsou splněny výše uvedené podmínky.

Model se zaměřuje především na efekty reálných šoků spojených se směnnými poměry (TT), produktivitou (a), mírou úspor (s) a zahraničními reálnými úrokovými sazbami (i^*) na dráhu reálného kurzu, běžného účtu (CA), kapitálové zásoby (k) a zahraničního dluhu (F). Model má strukturu³⁰ malé otevřené ekonomiky, která je vystavena dokonale elastické světové poptávce a nabídce na trhu zboží a exogenním směnným poměrům. Endogenní relativní cena R_N je dána rovnicí:

$$R_N(t) = R_N[k(t), F(t), Z(t)] \quad (22)$$

NATREX je pak dán rovnicí³¹:

$$R(t) = TT \cdot (R_N)^\alpha = R[k(t), F(t), Z(t)]. \quad (23)$$

Kapitál a dluh jsou ve středním období brány jako dané, ale v dlouhém období se vyvíjejí spolu s investicemi a úsporami, což vytváří trajektorii NATREXu a běžného účtu. Ani reálný kurz ani fundamentální faktory nejsou stacionární, a proto se NATREX v čase mění.

²⁹ Toto měřítko bylo získáno normalizací střední hodnoty exogenní zahraniční složky $q^* = P_N^*/P_T^*$ na jednotkové úrovni. V práci je používáno nepřímé kótování, a proto jsou složky reálného kurzu zapisovány převráceně.

³⁰ Všechny proměnné jsou měřeny na jednotku efektivnostní práce v celé ekonomice.

³¹ Skutečný reálný kurz se odchyluje od NATREXu a tuto odchylku jde rozložit do tří částí:

$$R(t) = \{R(t) - R[k(t), F(t), Z(t)]\} + \{R[k(t), F(t), Z(t)] - R^E[Z(t)]\} + R^E[Z(t)].$$

První část je odchylka aktuálního kurzu od NATREXu, která v čase konverguje k nule. Druhá část je odchylka NATREXu od hodnoty ve stálém stavu a třetí část je logicky hodnota ve stálém stavu.

Podrobnou strukturu modelu uvádíme v 1. dodatku. Jeho logiku lze shrnout následovně. Vyčištění trhu neobchodního zboží zajišťují změny R_N . Ty jsou funkcí exogenních proměnných Z a endogenní kapitálové zásoby a endogenního zahraničního dluhu. Změny exogenních faktorů mají střednědobý i dlouhodobý vliv na reálný kurz, neboť ovlivňují kapitálovou zásobu i zahraniční dluh. Dlouhodobé efekty změn exogenních faktorů jsou běžně v teorii popsány, NATREX však nově popisuje střednědobé efekty změn exogenních faktorů při současném endogenním pohybu kapitálu a dluhu po trajektorii směrem ke stálému stavu. Vývoj reálného kurzu probíhá podle rovnice:

$$dR/dt = [R_k dk/dt + R_F dF/dt] + R_Z dZ/dt. \quad (24)$$

Z rovnice můžeme identifikovat dvě základní skupiny determinant reálného kurzu - dlouhodobé v závorce a střednědobé na konci. Vývoj kapitálu a dluhu mění nabídku a poptávku na trhu neobchodního zboží. Dynamiku kapitálu lze popsat rovnicí investic:

$$dk/dt = J(k, F, Z), \quad J_k < 0, \quad J_F < 0 \quad (25)$$

a dynamiku dluhu jako rozdíl mezi investicemi a úsporami:

$$dF/dt = (J - S) = L(k, F, Z), \quad L_k < 0, \quad L_F < 0 \quad (26)$$

a dynamiku reálného kurzu rovnicí:

$$dR/dt = R_k J(k, F, Z) + R_F L(k, F, Z) + R_Z dZ/dt. \quad (27)$$

Hodnoty kapitálu a dluhu ve stálém stavu, které budeme značit jako $k^o = k(Z)$ a $F^o = F(Z)$, jsou spojeny s uvažovanými fundamentálními faktory Z , a NATREX proto konverguje k $R^o(Z)$:

$$J(k^o, F^o, Z) = 0, \quad J_k < 0, \quad J_F < 0 \quad (28a)$$

$$L(k^o, F^o, Z) = 0, \quad L_k < 0, \quad L_F < 0 \quad (28b)$$

$$R^o_N = R_N[k(Z), F(Z), Z] = R^o_N(Z) \quad (29a)$$

$$R^o = TT.(R^o_N)^a = R^o(Z). \quad (29b)$$

Vývoj reálného kurzu lze rozdělit do tří prvků. První popisuje, jak Z ovlivňují reálný kurz při daném kapitálu a dluhu; druhý jak se kapitál a dluh vyvíjejí v reakci na změny Z a třetí jak reálný kurz reaguje na kapitál a dluh. Efekty změn faktorů Z ve stálém stavu na kapitál, dluh a reálný kurz jsou naznačeny v tabulce.

Z	dk^e/dZ	dF^e/dZ	J_Z	$L_Z = (J-S)_Z$	$\delta R_N/\delta Z$
TT	+	-	+	+	?
a	+	-	+	+	$a_N < 0, a_T > 0$
s	+	-	0	-	-
j^*	-	+	-	-	-

Reakce reálného kurzu na změny fundamentálních determinant je v dynamickém kontextu poměrně komplikovaná. Každá ze změn Z má přímý efekt na reálný kurz (působící obvykle přes R_N) i nepřímý efekt působící přes následné změny k a F . Např. růst spořivosti zpočátku znehodnotí reálný kurz, neboť počátečním přímým efektem je pokles domácí reálné úrokové sazby a tudíž i reálného úrokového diferenciálu. Růst spořivosti ale následně sníží zahraniční dluh (znehodnocená měna zajistí přebytek běžného účtu a odliv kapitálu) a zvýší kapitálovou zásobu (i díky snížení rizikové prémie). Pokles dluhu pak zase částečně sníží spořivost. Celkově dojde k růstu bohatství, což zvýší poptávku po neobchodním zboží a zhodnotí reálný kurz. Jedním z důvodů může být i to, že neobchodní sektor je pracovně intenzivní a růst kapitálu může snížit relativní nabídku neobchodního zboží. Celkový efekt pak bude záviset na relativní síle přímého a nepřímého efektu.

Z výše uvedeného modelu může být odvozen jednoduchý dynamický ekonometrický model, který popisuje chování relativní ceny obchodního a neobchodního zboží i celého reálného kurzu jako funkci vektoru fundamentálních faktorů Z a jejich zpožděných hodnot:

$$R_N(t) = a_1 + a_2 R_N(t-1) + b_1 Z(t) + b_2 Z(t-1) + \varepsilon(t) \quad (30a)$$

$$R(t) = a'_1 + a'_2 R(t-1) + b'_1 Z(t) + b'_2 Z(t-1) + \varepsilon'(t). \quad (30b)$$

Odhad tohoto modelu naznačuje, jakým způsobem reálný kurz reaguje na vývoj fundamentálních determinant a jak rychle se vrací k rovnovážné hodnotě dané stálým stavem.

Konečná kointegrační rovnice je odhadována metodou NLS poměrně netradičním způsobem, který navrhli Phillips a Loretan (1991)³².

³² Tento postup byl použit i v odhadech pro USA, Francii a Německo, které jsou rovněž obsaženy ve Stein a Allen (1995).

$$R = AZ + b[R(-1) - AZ(-1)] + c[Z - Z(-1)] + \varepsilon \quad (31)$$

$$Z = [TT, s', s'', y, i^*], [Z - Z(-1)] \sim (i - i^*)(-1),$$

kde první člen je kointegrační rovnice (NATREX = AZ), druhý člen je korekce chyb a třetí člen zachycuje přizpůsobování portfolií změnám exogenních faktorů³³. R_N byl měřen nepřímo jako poměr R/TT , člen $[Z - Z(-1)]$ byl stanoven nepřímo jako zpožděný reálný úrokový diferenciál. Míra úspor byla měřena jako podíl úspor domácností na disponibilním důchodu (s') i jako podíl přebytku státního rozpočtu na reálném HDP (s''). Světová úroková sazba (i^*) byla aproximována americkou dlouhodobou sazbou. Produktivita byla aproximována reálným HDP na dělníka (y). Výsledky odhadů potvrdily, že reálný kurz se vyvíjí především v reakci na změny fundamentálních reálných determinant a vrací se zpět ke své dlouhodobé rovnovážné úrovni. Hodnoty jednotlivých koeficientů dopadly podle předpokladů s výjimkou produktivity aproximované HDP na osobu. To autoři vysvětlují tím, že produktivita mohla růst relativně rychleji v neobchodním sektoru.

4.3 Další varianty behaviorálních modelů

Faruqee (1995) analyzuje dlouhodobý rovnovážný reálný kurz z hlediska stavů a toků (SFRER), který má určité shodné rysy s NATREXem. V empirické části

³³ Logika spočívá v tom, že fundamentální šoky vytvářejí přebytečnou poptávku nebo nabídku na trhu zboží, která mění reálný úrokový diferenciál. To si vynucuje přizpůsobení portfolií, které vrací diferenciál zpět k rovnovážné úrovni. Interpretace koeficientu u reálného úrokového diferenciálu však není jednoduchá. Otázkou totiž je, zda zhodnocení reálného kurzu v reakci na růst diferenciálu odráží krátkodobý monetární efekt (tj. spekulativní odchylku od NATREXu) nebo rovnovážnou reakci NATREXu na změnu fundamentálních determinant. Stein a Allenová (1995) předpokládají druhou variantu, neboť se domnívají, že monetární politika příliš neovlivňuje dlouhodobé úrokové sazby.

práce je pak modelován reálný kurz USD a JPY pomocí Johansenovy metody s použitím směnných poměrů, čistých zahraničních aktiv a produktivity. Podobný model aplikoval pomocí Johansenovy metody Feyzioglu (1997) na Finsko, i když namísto čistých zahraničních aktiv pracoval se zahraniční reálnou úrokovou sazbou. Tato úprava je ovšem logická, neboť mezi oběma proměnnými existuje dlouhodobé propojení, které jsme využili i my v této práci.

Do behaviorálních modelů lze zahrnout i Edwardse (1989) a práce z něj vycházející jako např. Elbadawi (1994), Halpern a Wyplosz (1997) nebo Lazarová a Kreidl (1997), i když jeho východiska a cíl odhadu jsou podobná jako u FEER. Tento proud bývá označován zkratkou EREER. Rovnovážný kurz je zde definován jako reálný kurz, který zajišťuje dosažení vnitřní a vnější rovnováhy pro dané udržitelné hodnoty fundamentálních determinant. Konkrétní aplikace vypadá tak, že z redukované formy modelu reálného kurzu jsou získány příslušné elasticity a ty jsou použity k získání EREERu vyloučením dočasných proměnných a dosazením udržitelných hodnot dlouhodobých proměnných zjištěných vyhlazovacími metodami.

Elbadawi (1994) modeluje reálný kurz pro Ghanu, Indii a Chile za použití směnných poměrů, měřítka otevřenosti, čistých kapitálových toků v relaci k HDP, podílu státních výdajů na HDP a tempa růstu exportu. Používá jednoduchou EG metodu kointegrace, kdy modeluje kointegrační vektor pomocí OLS a pak získá pomocí Beveridge-Nelson dekompozice permanentní složky fundamentálních determinant jako jejich udržitelné hodnoty. Rozdíl mezi odhadnutou rovnovážnou a skutečnou úrovní reálného kurzu je pak označen za nesladěnost. Kromě toho je odhadována krátkodobá EC dynamika, do níž jsou zahrnuty i makroekonomické politiky a tržní disturbance, které nejsou součástí skupiny fundamentálních faktorů.

Halpern a Wyplosz (1997) odhadují rovnovážné reálné kurzy bývalých socialistických tranzitivních ekonomik. Reálné zhodnocování je vedeno růstem produktivity a odstraňováním mezisektorové nerovnováhy na trhu práce a distorzí na trhu kapitálu. Použití model se vztahuje spíše k počátečnímu období transformace, čemuž odpovídá do značné míry ad hoc specifikace. Ze závěrů získaných z práce jsou odvozována spíše doporučení pro řízení monetární politiky než úvahy o cenové konkurenceschopnosti a vnější rovnováze.

Lazarová a Kreidl (1997) aplikovali Edwardsův přístup na ČR pro období 1990-1996. Jako vysvětlující proměnné reálného kurzu použili směnné poměry, podíl vládních výdajů na HDP, příliv kapitálu, růst HDP, podíl investic na HDP, růst

domácího úvěru a nominální znehodnocování koruny. Získané parametry pak použili pro odhad rovnovážného kurzu. V něm byly použity pouze reálné fundamentální faktory, jejichž rovnovážné složky byly aproximovány hodnotami odvozenými s pomocí Hodrick-Prescottova filtru.

5 Empirie dlouhodobého rovnovážného reálného kurzu v ČR

5.1 Charakteristika zvoleného přístupu

Námi použitý empirický model je určitou kombinací NATREXu a BEER, přičemž aspekty prvního z těchto přístupů převažují. Možnost odhadovat model typu BEER je omezena především tím, že zatím nejsme schopni zkonstruovat relevantní aproximaci dlouhodobého reálného úrokového diferenciálu a rovněž česká fiskální data nejsou příliš použitelná. Z tohoto důvodu jsme použili pouze čtyři faktory obsažené v NATREXu: směnné poměry, produktivitu, spořivost a světové reálné úrokové sazby³⁴. Podobně jako mnohé jiné empirické práce jsme normalizovali exogenní zahraniční složku reálného kurzu P^*_N/P^*_T z rovnice (4) na jednotkové úrovni. Toto zjednodušení je odůvodnitelné vzhledem k potřebě udržet model v nepřiliš komplikované podobě. Při budoucí práci s delšími časovými řadami však bude nutno se zahraniční složkou explicitně uvažovat.

Pro empirickou analýzu jsme použili kvartální data za období 1992:3 - 1998:4, i když z důvodů, které uvedeme později, by byla vhodnější půlroční či roční data.

³⁴ Naším cílem bylo rovněž vyhnout se data miningu a ad hoc specifikaci typu Halpern a Wyplosz (1997).

Krátká historie české ekonomiky nám však jinou možnost nedává. I tak získáváme pouze 26 pozorování, což je pro potřeby kointegrace extrémně krátká časová řada, která nás velmi omezuje a silně komplikuje naše ekonometrické snahy. Omezujícím faktorem je rovněž nutnost aproximovat produktivitu a spořivost. Použité aproximace nepovažujeme z důvodů, které uvádíme níže, za nejvhodnější, při současné české datové základně jsme však jinou možnost neměli. Nezanedbatelným problémem je i to, že některé údaje na počátku vzorku jsme museli odhadovat či přepočítávat z dat získaných jinou metodikou a prognózovali jsme i některé údaje za poslední kvartál 1998.

Připouštíme rovněž, že v průběhu sledovaného období mohlo docházet ke strukturálním zlomům. Důvodem může být především to, že předpokladem našeho behaviorálního modelu je relativně vysoká míra mobility kapitálu. V tomto smyslu by bylo relevantní aplikovat daný model na ČR až od roku 1995, kdy byl uvolněn kapitálový účet. Od tohoto roku také začala česká ekonomika víceméně vykazovat standardní makroekonomické chování. Proto se domníváme, že aplikace modelu na data začínající před rokem 1995 má především metodologický význam a jejich praktickou hodnotu budeme moci využít až za několik let.

Otázku může také vyvolávat přechod z režimu fixních kurzů na režim plovoucích kurzů. Pro determinaci dlouhodobého rovnovážného reálného kurzu však není kurzový režim příliš podstatný, a to i z toho důvodu, že kurzová očekávání jsou zde irelevantní. Kurzový režim spíše ovlivňuje rychlost, s jakou se reálný kurz vrací k rovnovážné hodnotě. Zajímavým poznatkem z empirických aplikací NATREXu je to, že v režimu plovoucích kurzů se reálný kurz vrací k rovnováze rychleji a fundamentální faktory na něj působí přímočařeji než v režimu fixních kurzů.

5.2 Použité časové řady

Pro níže uvedený odhad jsme použili kvartální data za období 1992:2 - 1998:4. Časové řady jsme s výjimkou světové reálné úrokové sazby převedli na indexy, které jsme následně logaritovali. Pracovali jsme s následujícími řadami:

1. Reálný měnový kurz (*kurz*) - vážený index kurzů CZK/DEM a CZK/USD v poměru 65:35 deflovaný příslušnými indexy CPI. Kvartální indexy byly získány

průměrováním příslušných měsíčních indexů. Ty byly vypočteny z nominálních kurzů (data ČNB), českého CPI (ČSÚ), německého CPI (Deutsche Bundesbank Web) a amerického CPI (New York FED Web). Vzhledem k použití přímého kótování je pokles indexu reálným zhodnocením koruny.

2. Směnné poměry (*tot*) - standardní poměr výběrových indexů cen dovozu a vývozu (ČSÚ). Tato řada je dostupná pro celé sledované období, její růst znamená zlepšení směnných poměrů.

3. Produktivita (*pr*) - sezónně upravený kvartální index reálného HDP v cenách r. 1994 (ČSÚ). Aproximace tohoto faktoru je problémem ve všech empirických pracích týkajících se reálného kurzu. Z teoretického hlediska by měly do odhadu vstupovat separátně celkové produktivity faktorů pro obchodní a neobchodní sektor. Obvykle je však dostupná produktivita pouze pro obchodní sektor (průmysl), a to jen produktivita práce. Prvním řešením je proto použití sektorové produktivity práce (v průmyslu). Druhým řešením je pak aproximovat celkovou produktivitu v celé ekonomice reálným HDP na osobu. My jsme vyzkoušeli obě řešení. Při konstrukci produktivity práce v průmyslu jsme však naráželi na problém neexistence konzistentní časové řady zaměstnanosti v průmyslu (ČSÚ několikrát změnil metodiku). Při konstrukci indexu HDP na osobu zase na problém, že kvartální index zaměstnanosti v celé ekonomice není pro celé období rovněž dostupný. Vzhledem k tomu, že počet zaměstnanců se za uvedené období příliš neměnil, není použití indexu reálného HDP zásadní komplikací. Reálný HDP používaný k aproximaci produktivity však v žádném případě nepovažujeme na dobrou aproximaci, neboť může být vůči reálnému kurzu silně endogenní a neumožňuje rozlišit, jak se produktivita vyvíjela.

4. Míra úspor (*s*) - hrubá národní míra úspor získaná z nominálního HDP (ČSÚ) jako aproximace spořivosti. Výpočty byly provedeny z kvartálních dat kumulovaných do ročního formátu. Rovněž tato aproximace není příliš vhodná. Lepší by bylo použití míry úspor z disponibilního důchodu v metodice ČSÚ nebo míry finančních úspor v metodice ČNB, tyto řady však jsou dostupné pouze za krátké období a občas jen v ročním formátu. Kromě toho pochybujeme o kvalitě základních dat, neboť míra úspor vykazuje dosti velké skoky, kterým lze dát obtížně ekonomickou interpretaci.

5. Světová reálná úroková sazba (*i*) - vážený index kvartálních průměrů 3M sazeb LIBOR pro DEM a USD v poměru 65:35 deflovaných kvartálními průměry CPI

inflace posunutými o jedno období dopředu (IMF IFS CD-ROM). Vhodnější by byly zřejmě dlouhodobé úrokové sazby, nicméně MacDonald (1997) dokazuje, že volba krátkodobých či dlouhodobých sazeb nehraje v případě těchto dvou měn pro konečné výsledky významnou roli.

Námi navrhovaná kointegrační rovnice je tedy založena na tvaru:

$$\text{kurz} = f(\text{tot}, \text{pr}, \text{s}, \text{i}). \quad (32)$$

Kromě výše uvedených proměnných jsme experimentovali i s dalšími možnými faktory, které jsou v empirii reálného kurzu používány. Vzhledem k praktické nemožnosti sestavit relevantní reálný úrokový diferenciál jsme se pokusili využít nominální úrokový diferenciál. Jeho vliv na reálný kurz však nebyl statisticky významný. Vysvětlení je podle našeho názoru především to, že mezi reálným kurzem a nominálními sazbami je obousměrný vztah: nominální kurz je obsažen v cílové i reakční funkci centrální banky a kurzová politika je prováděna i úrokovými sazbami. V české kurzové a monetární politice došlo navíc v daném období k několika zásadním změnám a je možno říci, že české úrokové sazby reagují na vývoj nominálního kurzu v čase proměnlivě a asymetricky. Za takové situace je vztah mezi nominálními sazbami a měnovými kurzy stěží identifikovatelný.

Snažili jsme se rovněž identifikovat vztah mezi zahraniční zadlužeností a reálným kurzem. Používali jsme hrubou zahraniční zadluženost nebo čistou investiční pozici. Tento vztah vykazoval rovněž nízkou signifikantnost a navíc i nesprávné znaménko. Domníváme se, že reakce reálného kurzu na změny zahraniční zadluženosti je pomalá, má složitou dynamiku a mezi oběma veličinami existuje střednědobá endogenní vazba. Krátkodobý až střednědobý efekt může být běžně opačný než efekt dlouhodobý. Dlouhodobější efekt zahraniční zadluženosti je ovšem zachytitelný spíše ročními daty (viz Clark a MacDonald, 1998).

5.3 Testy jednotkového kořene

Před zahájením ekonometrické analýzy jsme zkoumali přítomnost jednotkového kořene ve všech časových řadách. Výsledky testů stacionarity dle

upraveného Dickey-Fullerova testu (ADF) shrnuje tabulka 1. Pro naše potřeby by měly být všechny časové řady integrovány stupněm jedna, i když ne nezbytně³⁵. Výsledkem testů hypotézy přítomnosti jednotkového kořene je zjištění, že všechny řady s výjimkou míry úspor jsou skutečně integrovány stupněm jedna a jsou tedy stacionární v prvních diferencích. Míra úspor je podle ADF testu integrována stupněm nula. Provedli jsme však i Phillips-Peron test, který naopak přítomnost jednotkového kořene v úrovněvé řadě nezamítá. Vzhledem k délce časové řady i její výše zmiňované kvalitě je stanovení stupně integrace řady velmi sporné. V další analýze proto předpokládáme, že všechny řady mají charakter I(1) a můžeme postupovat kointegrační analýzou, která umožňuje zachytit dlouhodobé vztahy i krátkodobou dynamiku proměnných.

Tabulka 1: Testy jednotkového kořene

Proměnná	úroveň		první diference	
	formát	t-statistika	formát	t-statistika
<i>kurz</i>	C,T,3	-2,7519	C,2	-3,4558*
<i>tot</i>	C,T,2	-2,9604	C,4	-3,2314*
<i>pr</i>	C,T,2	-1,2295	C,1	-3,6128*
<i>s</i>	C,3	-4,6825*	C,3	-3,1233*
<i>i</i>	C,3	-2,8563	C,0	-5.1476*

Pozn.: C - konstanta, T - trend, číslo - počet zpožděných diferencí,

* - zamítnut jednotkový kořen na hladině 5 %, řád byl volen podle SBC (Schwarz Bayesian Criterion) a AIC (Akaike Information Criterion).

5.4 Kointegrační analýza

Kointegrační analýzu je možno provádět několika způsoby. Nejjednodušší je dvoustupňová metoda, kterou navrhli Engle a Granger. Vzhledem ke sporným aspektům této metody (viz Enders 1995, s. 385) jsme se rozhodli s ní dále nepracovat, i když výsledky odhadu kointegrační rovnice i EC rovnice jsou velmi dobré (uvádíme je v dodatku 2). Dále jsme volili mezi Johansenovou metodou (Johansen, 1988) a ARDL metodou (Pesaran et al, 1996). Aplikace obou metod je

³⁵ Pokud není reálný kurz stacionární, nemůžeme jakoukoli stacionární proměnnou považovat za fundamentální. To je dáno tím, že jakákoli proměnná, která se permanentně stochasticky odchyluje od své střední hodnoty nemůže být v dlouhém období ovlivňována proměnnou, která se ke své střední hodnotě vrací (efekt může být pouze krátkodobý).

komplikována silně omezenou délkou časových řad a naším úkolem je proto nejen otestovat zvolený model, ale vybrat i metodu, která je pro analýzu takového vzorku vhodnější. Rozhodli jsme se postupovat tak, že napřed zjistíme existenci kointegračního vztahu, resp. počet kointegračních vektorů pomocí Johansenova přístupu a pak se pomocí obou metod pokusíme o identifikaci dlouhodobých kointegračních rovnic.

5.4.1 Identifikace kointegračního vektoru pomocí Johansenovy metody

Výhodou Johansenova přístupu oproti metodě typu Engle-Granger je to, že kromě testu kointegrace umožňuje také explicitně řešit potenciální existenci více kointegračních vektorů³⁶. Johansenova metoda je založena na VARu, což umožňuje ignorovat otázku endogenosti proměnných při testování dlouhodobého vztahu. Použitý FIML algoritmus řeší do značné míry problém simultanitu. Díky dynamické podstatě testů specifikace nejsou odhady dlouhodobých vztahů natolik ovlivněny nedostatečnou velikostí vzorků.

Prvním krokem bylo *stanovení počtu zpoždění ve VARu*. Vzhledem k riziku nadměrné parametrizace volíme poměrně nízký řád VAR modelu. Při jeho volbě pomocí AIC a SBC kritérií jsme se nakonec rozhodovali mezi hodnotami 1 a 2. Na základě upraveného LR testu jsme zvolili řád 1, který je možná nedostatečný, ale prakticky jediný možný (dodatek 3). Dále jsme testovali sériovou korelaci, funkční formu, normalitu a heteroskedascitu. Testy potvrdily správnost specifikace VARu³⁷.

Následně jsme rozhodli o *rozdělení proměnných v kointegračním vektoru na endogenní* (kurz, pr, s) *a exogenní* (tot, i) na základě ekonomické teorie. Pak jsme zvolili formu kointegračního VARu - restricted intercept, no trends. Jednotlivé proměnné sice mají trend, ale pohybují se společně a nebylo by logické předpokládat, že bude vznikat trend v kointegračním vztahu. Provedené ex post testy specifikace kointegrační rovnice tento předpoklad i nutnost zařazení konstanty potvrdily. Poté jsme přistoupili ke stanovení počtu kointegračních vektorů (dodatek 4). K tomu jsme použili statistiky λ_{trace} a λ_{max} na 5% hladině významnosti. První z těchto statistik naznačuje existenci dvou vektorů, zatímco druhá pouze jednoho. To

³⁶ Ta je dána tím, že specifikace behaviorálního modelu je obvykle odvozena z několika předpokladů ohledně vztahů jednotlivých proměnných, což implikuje možnost nalezení množiny dlouhodobých vztahů.

³⁷ Problémem je sériová korelace, u níž vychází F-statistika na nerozhodné úrovni.

je sice určitý problém, nicméně na základě teorie i na základě skutečnosti, že při malém vzorku jsou statistiky nadhodnoceny, předpokládáme, že $r = 1$. Tento kointegrační vektor jsme normalizovali ($\text{kurz} = -1$), čímž získáváme kointegrační vektor ve tvaru rovnice reálného kurzu.

$$\text{kurz} = 19.8535 - 2.0644 \cdot \text{tot} - 0.0262 \cdot \text{pr} - 1.3503 \cdot \text{s} + 0.116 \cdot \text{i}$$

$$(2.5528) \quad (.38313) \quad (.45470) \quad (.64570) \quad (.058239)$$

Odhadnuté koeficienty mají správná znaménka - k reálnému zhodnocení koruny vede zlepšení směnných poměrů, růst produktivity, zvýšení míry úspor a pokles světových úrokových sazeb. Na první pohled je však zřejmé, že koeficient u produktivity není významný, což bylo potvrzeno i následnými testy. To však není vzhledem k danému vzorku překvapující. Proto jsme následně provedli i odhad kointegrační rovnice bez produktivity, což ovšem nezvýšilo schopnost vysvětlit vývoj reálného kurzu. I z tohoto důvodu jsme se rozhodli pro aplikaci ARDL metody.

5.4.2 Odhad kointegrační rovnice pomocí ARDL metody

Zásadní výhodou ARDL metody je to, že umožňuje přímo identifikovat dlouhodobý vztah mezi zvolenými proměnnými. Tím je umožněno schopni vyhnout se problému Johansenovy metody, který nastává, když je nalezen více než jeden kointegrační vektor. Další z výhod ARDL metody je to, že může být použita bez ohledu na to, zda mají regresory charakter $I(1)$ nebo $I(0)$. To je cenné zejména u malých vzorků, kdy je síla tradičních testů jednotkového kořene velmi malá. Metoda zahrnuje dva stupně. V prvním je testována existence dlouhodobého vztahu výpočtem F-statistiky naznačující významnost zpožděných úrovní proměnných v EC formě základního ARDL modelu. Vzhledem k nestandardnímu rozdělení této F-statistiky nabízejí autoři metody vlastní příslušné kritické hodnoty ve formě dvou sad pro různé systémy z hlediska zařazení konstanty a trendu. Jedna sada předpokládá, že všechny proměnné jsou $I(1)$ a druhá, že jsou $I(0)$. Pokud vyjde hodnota mimo rozsah obou hodnot, je možno učinit rozhodnutí bez znalosti integrace příslušných řad. Pokud vyjde uvnitř rozsahu, není možno přijmout jednoznačný závěr, a pak je nutno testovat jednotkový kořen a kointegraci standardními způsoby. Druhým stupněm je odhad koeficientů kointegrační rovnice a EC rovnice aplikací OLS na ARDL.

My jsme při testu kointegrace předpokládali existenci konstanty a při daném

systemu vycházely kritické hodnoty F-statistiky pro 95% v rozsahu 2,850 - 4,049. Naše F-statistika (4,6176) hodnotu vyššího čísla překračuje, což potvrzuje existenci dlouhodobého vztahu. Ten byl kromě toho již dříve potvrzen Johansenovým testem kointegrace. Na základě AIC byla vybrána forma ARDL(1,1,1,0,0). Větší počet zpoždění nám daný vzorek neumožňuje. Výsledky odhadu, které jsou podrobně uvedeny v dodatku 5, jsou z hlediska schopnosti vysvětlit vývoj reálného kurzu koruny mnohem příznivější než u Johansenovy metody. Všechny koeficienty v kointegrační rovnici mají správná znaménka a jsou významné na hladině 5 %.

$$\begin{aligned} \text{kurz} = & 17.3947 - 1.8156 \cdot \text{tot} - 0.5546 \cdot \text{pr} - 0.4666 \cdot \text{s} + 0.05405 \cdot \text{i} \\ & (1.4527) \quad (.2510) \quad (.2009) \quad (.2139) \quad (.0227) \end{aligned}$$

Rovněž EC rovnice vychází poměrně slušně, nevýznamné jsou pouze koeficienty u produktivity a směnných poměrů. ECM člen má negativní znaménko, je významný na hladině 1 % a naznačuje, že reálný kurz se rychle vrací ke své rovnovážné hodnotě:

$$\begin{aligned} \Delta \text{kurz} = & 12.3901 - 0.52452 \cdot \Delta \text{tot} - 0.1125 \cdot \Delta \text{pr} - 0.3323 \cdot \Delta \text{s} + 0.03849 \cdot \Delta \text{i} - 0.7123 \text{ ecm}(-1) \\ & (2.8370) \quad (.3991) \quad (.2594) \quad (.1359) \quad (.01826) \quad (0.1688) \end{aligned}$$

Testy sériové korelace, funkční formy, normality a heteroskedascity vycházejí rovněž příznivě. Celkově tedy můžeme považovat odhad rovnice reálného kurzu pomocí ARDL metody za lepší a závěrečné hodnocení vývoje reálného kurzu koruny můžeme naložit na něm. Závěrem můžeme říci, že reálný kurz koruny je určován v rozhodující míře reálnými fundamentálními faktory, kterými jsou produktivita, míra úspor, směnné poměry a světové úrokové sazby.

5.5 Nesladěnost reálného kurzu koruny

Na základě odhadu rovnovážné složky reálného kurzu pomocí ARDL metody se nyní můžeme pokusit o srovnání vývoje skutečného reálného kurzu a kurzu rovnovážného. V souladu s BEER budeme rozlišovat dva typy odchylek, tj. nesladěností. První bude *současná nesladěnost* (spekulativní) daná odchylkou skutečného reálného kurzu od rovnovážného reálného kurzu odhadnutého na základě aktuálních hodnot fundamentálních determinant. Druhou pak bude *celková*

nesladěnost (cyklická plus spekulativní) daná odchylkou skutečného reálného kurzu od rovnovážného reálného kurzu odhadnutého na základě udržitelných hodnot fundamentálních determinant. Při získání udržitelných hodnot jsme postupovali stejně jako většina podobných analýz reálného kurzu, tj. aplikací Hodrick-Prescott filtru na původní časové řady³⁸.

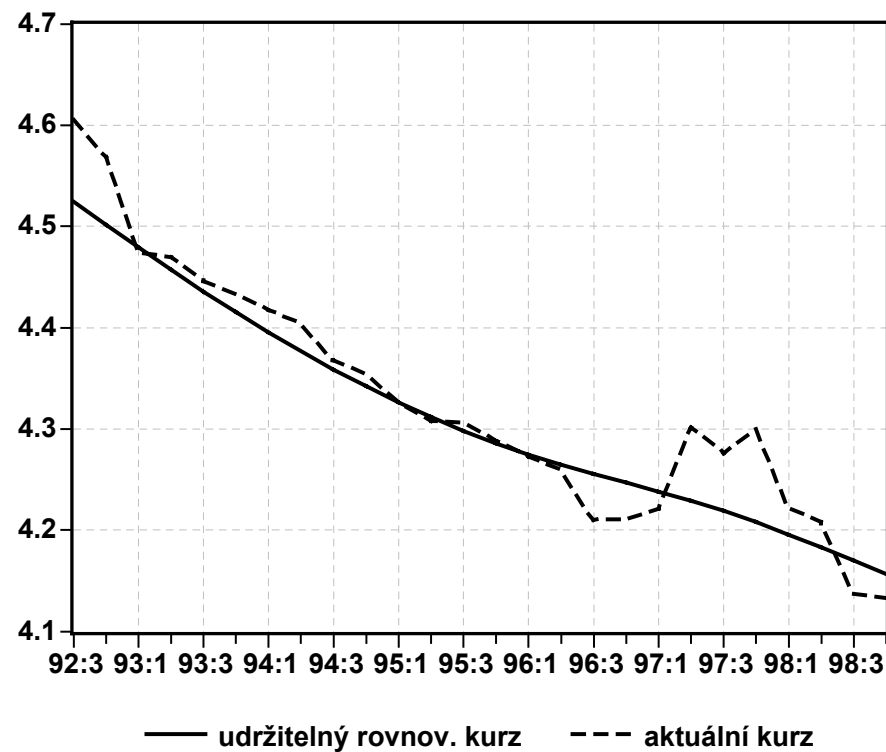
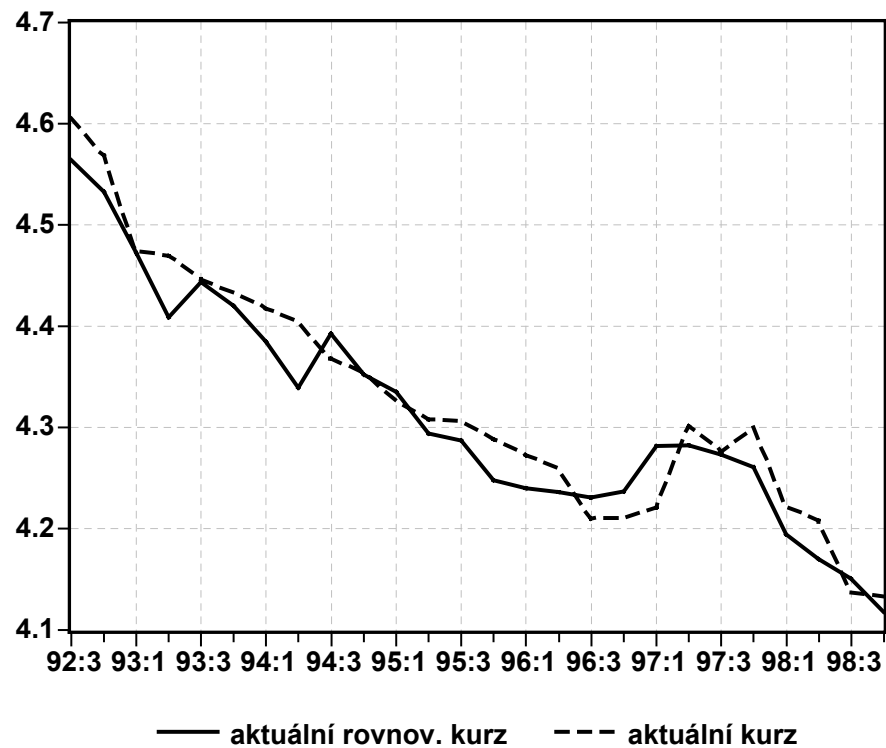
Levá strana obr. 8 dokumentuje, že dráha reálného kurzu poměrně těsně sleduje odhadnutou rovnovážnou dráhu, a to včetně výkyvu v roce 1997. Pravá strana pak naznačuje, že až do druhé poloviny roku 1997 se kurz vyvíjel víceméně rovnovážně, teprve pak se stal napřed nadhodnoceným, po spekulativním útoku v květnu 1997 podhodnoceným a pak opět nadhodnoceným³⁹. Celková nesladěnost se dosti liší od aktuální nesladěnosti, což může znamenat, že mix makroekonomických politik i politik mikroekonomických a strukturálních nebyl zejména v letech 1996-1998 udržitelný a stabilizující. Obr. 9 pak uvádí pro zajímavost odhady pomocí Johansenovy metody. Nadhodnocení v roce 1998 se jeví jako velmi malé, to ovšem může být dáno nejen způsobem odvození udržitelných hodnot časových řad⁴⁰, ale i vysokým koeficientem směnných poměrů a nízkým

³⁸ Volili jsme nízký vyhlazovací koeficient 250, který zajišťuje, že řada je vyhlazena jen v omezeném rozsahu.

³⁹ Označování odchylek odhadnutého rovnovážného kurzu od aktuálního kurzu za nadhodnocení či podhodnocení není ovšem bezproblémové. Odchylky behaviorálních rovnovážných kurzů od aktuálních kurzů mohou odrážet jak cyklickou a spekulativní nesladěnost, tak nesprávnou specifikaci modelu, kdy jsou opomenuty některé důležité determinanty. Tento problém se týká obecně všech behaviorálních modelů reálného kurzu.

⁴⁰ Hodrick-Prescott filtr řady pouze mechanicky vyhlazuje, což neodpovídá hledání podmínek vnitřní rovnováhy (ekonomiky vyrábějící potenciální výstup při nízké inflaci) a už vůbec ne podmínek vnější rovnováhy.

Obr. 8: Aktuální a celková nesladěnost reálného kurzu koruny (ARDL metoda)



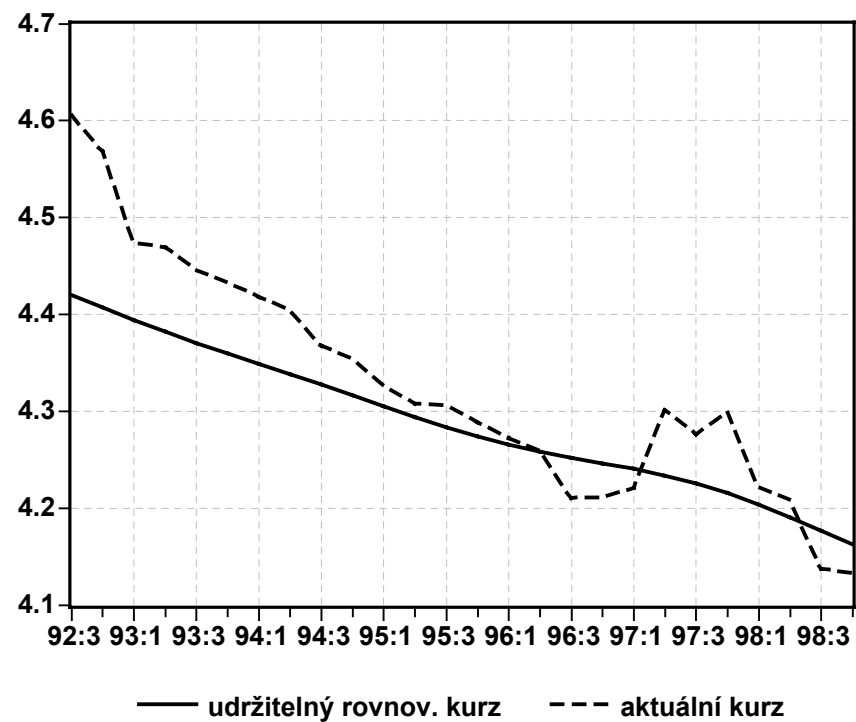
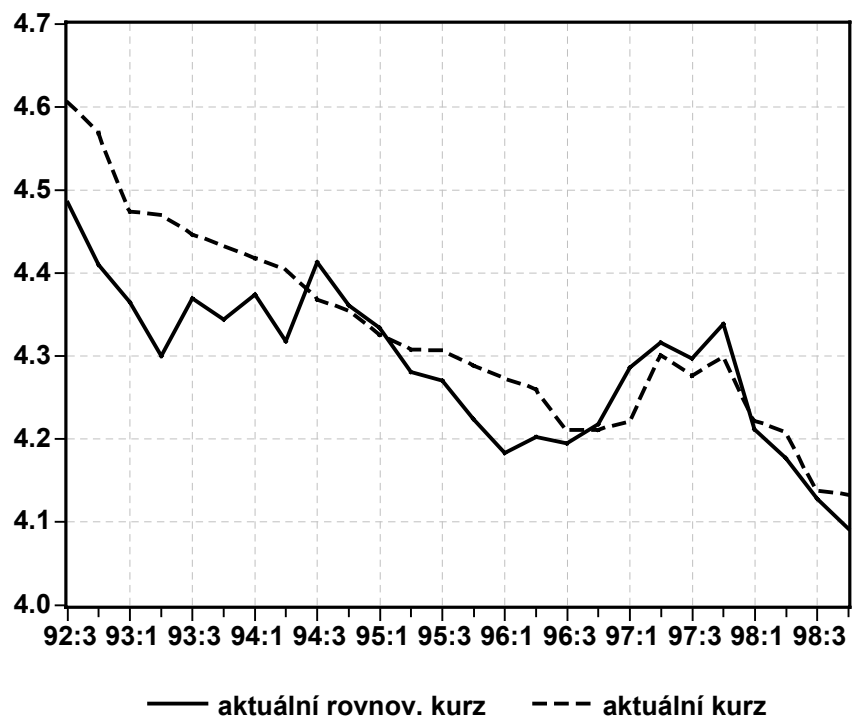
koeficientem produktivity. Vzhledem k tomu, že českou ekonomiku považuje za „dobře se chovající“ až od roku 1995, mohou se hodnoty těchto koeficientů v dalších letech dosti změnit s tím, jak ekonomika projde celým hospodářským cyklem.

5.6 Časový rozměr odhadnutého reálného kurzu

Námi odhadnutý rovnovážný reálný kurz koruny vychází z filozofie NATREXu. Jeho hledání pomocí kvartálních dat je však z hlediska časového rozměru problematické. Exogenní změny investic a úspor vždy vytváří novou trajektorii reálného kurzu, která odráží postupné změny kapitálové zásoby a zahraničního dluhu. Úkolem empirické analýzy je tyto změny trajektorie zachytit. K tomu je nutno použít kointegrační analýzu, která je schopna odhadnout dlouhodobý vliv nezávisle proměnných i odchylky závisle proměnné od dlouhodobé rovnováhy v případě, že přizpůsobení vyžaduje určitý čas. Dlouhodobá kointegrační rovnice NATREXu by měla odhadnout efekt fundamentálních determinant na NATREX ve stálém stavu a odhad korekce chyb by měl zároveň zachytit střednědobou reakci NATREXu, když se začínají měnit stavy reálných aktiv.

Pokud odhady poskytují nejednoznačné výsledky, může to být buď odrazem odlišných reakcí dlouhodobého reálného kurzu v souladu s konkurenčními teoriemi nebo toho, že jsou zachycovány body na trajektorii NATREXu a ne hodnoty ve stálém stavu. Je vysoce pravděpodobné, že odhadované kointegrační rovnice zachycují NATREX v určitém bodě na trajektorii ke stálému stavu, kdy jsou kapitálová zásoba a zahraniční dluh ještě endogenní. To může mít tři zásadní příčiny. První spočívá v tom, že kointegrační rovnice je schopna odhadovat dlouhodobé vztahy jen tehdy, když je vzorek dostatečně dlouhý, aby zachytil přizpůsobení u velkého počtu pozorování. Pokud je časová řada příliš krátká, mohou odhadované rovnice odrážet spíše krátkodobé a střednědobé reakce než dlouhodobé vztahy. Druhý problém může spočívat v tom, že jednotlivé exogenní faktory jsou aproximovány, vlivem čehož nemusí být odlišeny např. exogenní změny spořivosti od endogenních změn míry úspor. Třetí příčinou může být umělá povaha předpokládaného středního období. Za ideálního stavu by korekce chyb měla

Obr. 9: Aktuální a celková nesladěnost reálného kurzu koruny (Johansenova metoda)



měla zachytit střednědobou reakci reálného kurzu na změny fundamentálních determinant při konstantním stavu aktiv. V realitě se však stav aktiv začne měnit rychle po exogenní změně úspor nebo investic, tj. dříve než jsou splněny podmínky střednědobé intracyklické rovnováhy. I z tohoto důvodu nemůžeme vědět, jaký stupeň přizpůsobení kointegrační rovnice zachycuje. Zároveň nelze vyloučit, že kointegrační rovnice odhaduje u jednotlivých šoků body na odlišném místě trajektorie. Tohoto problému jsme si vědomi a domníváme se, že půlroční či roční data jsou pro hledání dlouhodobé rovnovážné složky reálného kurzu adekvátnější. Aplikace modelu našeho typu na taková data však bude možná nejdříve za 10 let.

Za komplikující prvek při posuzování vývoje reálného kursu koruny považujeme to, že ekonomická transformace v ČR měla dva počáteční a víceméně exogenní reálné efekty: „očekávaný“ růst produktivity⁴¹ a pokles spořivosti s tím, jak domácnosti financovaly nákupy dříve málo dostupného spotřebního zboží a stát různé konsolidační, sanační nebo rozvojové programy. Zhruba v roce 1994 se k tomu přidal i efekt bohatství vyvolaný kuponovou privatizací. Tyto efekty by se měly i teoreticky projevit krátkodobým až střednědobým reálným zhodnocováním koruny, což se také stalo. Při politice fixního kurzu se reálné zhodnocování muselo logicky od určitého bodu realizovat prostřednictvím relativně vysoké inflace. Dlouhodobý vliv na reálný kurz, který se pravděpodobně začal projevovat kolem roku 1997, závisí od relativní síly dlouhodobých složek těchto efektů. Zřejmě se obecně shodneme v tom, že efekt bohatství z kuponové privatizace byl „falešný“ a v dlouhém období by měl přispět spíše k reálnému znehodnocení. Rovněž pokles míry úspor by měl k dlouhodobému reálnému znehodnocení. Růst produktivity nemá jednoznačný dlouhodobý účinek, neboť závisí na tom, ve kterém sektoru byl růst produktivity relativně silnější. Očekávání ohledně růstu produktivity byla kromě toho naplněna jen částečně, a proto ani od tohoto efektu bychom neměli očekávat významné dlouhodobé reálné zhodnocení. Jediným faktorem, který v letech 1997 a 1998 jednoznačně podporoval reálné zhodnocování, bylo zlepšování směnných poměrů.

I když v dynamickém kontextu transformující se ekonomiky je možnost posouzení vzájemné síly jednotlivých trajektorií reálného kursu omezená, domníváme se, že relativní síla výše uvedených efektů příliš neospravedlňuje reálné

⁴¹ Považujeme za nutné zdůraznit, že jde o efekt „očekávané“ rostoucí produktivity. Tato očekávání ovlivňovala chování investorů i spotřebitelů. To, že růst produktivity později nastal

zhodnocování v průběhu roku 1998 a že opětovné znehodnocení na počátku roku 1999 je v souladu s fundamentálním vývojem. Zároveň je navíc možné, že ekonomika již dospěla do stadia, kdy dochází k poklesu produktivity a růstu spořivosti. Pokud tomu tak je, vznikají nové trajektorie, jejichž dlouhodobé směřování je sice nejednoznačné, nicméně krátkodobě až střednědobě by se měly projevit spíše reálným znehodnocením koruny. Je možné, že reálné oslabení koruny v prvních měsících roku 1999 je kombinací dřívějších i nových efektů. Jednotlivé trajektorie se bohužel mohou překrývat, a proto je v daném okamžiku velmi obtížné jednoznačně stanovit, zda převažují dlouhodobé, střednědobé či krátkodobé hodnoty hypotetické souhrnné trajektorie. Určitou představu o efektech jednotlivých šoků v daném okamžiku však získat můžeme.

pouze v omezené míře, není z hlediska tohoto efektu rozhodující.

Závěr

Cílem této práce bylo především souhrnně analyzovat determinanty reálného měnového kurzu s důrazem na jeho dlouhodobé aspekty. Představili jsme behaviorální modely reálného kurzu, které jsou alternativou k častěji používaným fundamentálním modelům typu FEER. Podrobněji jsme se zaměřili na model BEER a zejména na NATREX pro malou otevřenou ekonomiku, který umožňuje analyzovat střednědobou až dlouhodobou dynamiku reálného kurzu. Diskutovali jsme rovněž ekonometrii odhadu dlouhodobého rovnovážného reálného kurzu a její problémy.

V centru našeho zájmu stál vývoj reálného kurzu koruny. Upozornili jsme na to, že reálné zhodnocování, které je charakteristické pro počáteční léta transformace, může v pokročilejších fázích transformace narazit na přirozené bariéry. Pokud je transformace úspěšná, může reálný kurz nadále vykazovat tendenci k rovnovážnému reálnému zhodnocování. Pokud ovšem transformace úspěšná není, může se prosadit zpětný trend reálného znehodnocování, a to alespoň na dobu, dokud nebudou provedeny další potřebné strukturální a institucionální reformy. Posouzení toho, který případ je charakteristický pro českou ekonomiku v letech 1997-98 i v současnosti, není jednoduché. Identifikovali jsme řadu faktorů, které přispívaly k udržitelnému reálnému zhodnocování i faktory, které vyvolávaly možná neudržitelné reálné zhodnocování. Představili jsme skupinu argumentů, na základě nichž varujeme před dalším rychlým reálným zhodnocováním

koruny. Tyto argumenty jsme se pak v závěrečné části práce snažili podpořit ekonometrickou analýzou v rámci behaviorálního modelu. Pomocí dvou metod jsme ukázali, že reálný kurz koruny je určován v rozhodující míře reálnými fundamentálními faktory, kterými jsou produktivita, míra úspor, směnné poměry a světové úrokové sazby. Právě vývoj těchto faktorů by měly být brán podle našeho názoru v úvahu při posuzování toho, zda je koruna reálně nadhodnocená či ne. Přitom musíme mít na paměti, že reálný kurz reaguje na změny těchto faktorů v čase v souladu s poměrně složitou dynamikou.

V pokročilejší fázi transformace, do níž česká ekonomika v současné době vstupuje, by si tvůrci hospodářské politiky měli uvědomovat rizika spočívající v potenciálním nadhodnocení reálného kurzu. Významné reálné zhodnocování může při omezené pružnosti cen směrem dolů negativně ovlivňovat reálnou ekonomickou aktivitu - její úroveň, umístění a skladbu. Tyto negativní efekty nemusí být odstraněny ani v dlouhém období, neboť podniky v důsledku poklesu cenové konkurenceschopnosti a zhoršení finanční pozice mohou ztratit trhy nebo schopnost existence a již nikdy nemusí obnovit výrobu. To může silně poškodit celá odvětví v národní ekonomice podléhající mezinárodní konkurenceschopnosti. Tento argument není skrytou obhajobou protekcionismu - je to varování před mrháním fyzickým i lidským kapitálem. Reálné nadhodnocení je také nejvýznamnějším indikátorem předbíhajícím měnovou krizi. Behaviorální ani fundamentální modely nám sice mohou toto nebezpečí do jisté míry naznačit, předvídat měnovou krizi nebo pravděpodobnost jejího propuknutí však nemohou. K tomu je nutno spojit odhad rovnovážného reálného kursu s dalšími indikátory a komplexně posoudit stav ekonomiky a očekávání trhů.

Literatura

- [1] Claassen, E.-M.: *Global Monetary Economics*. Oxford, Oxford University Press, 1996
- [2] Clark, P.-MacDonald, R.: Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs. IMF Working Paper, no. WP/98/67, May 1998
- [3] Čapek, A.: *Reálný efektivní směnný kurz: problémy konstrukce*. Politická ekonomie, č. 5, 1998
- [4] Edwards, S.: *Real and monetary determinants of real exchange rate behavior*. Journal of Development Economics, Vo. 29, pp. 311-341, 1988.
- [5] Edwards, S. (ed.): *Real exchange rates, devaluation and adjustment*. Cambridge, MIT 1989.
- [6] Enders, W.: *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.
- [7] Faruqee, H.: *Long run determinants of the real exchange rate: a stock-flow perspective*. IMF Staff Papers, March 1995
- [8] Feyzioglu, T.: *Estimating the equilibrium real exchange rate: an application to Finland*. IMF Working Paper, no. WP/97/109, September 1997
- [9] Frait, J.-Komárek, L.: *Devizové kurzy v období po rozpadu bretton-woodského systému*. Bankovníctví, č. 18, 1997, s. 9-22
- [10] Frait, J.: *Příliv kapitálu a hospodářská politika zemí Jihovýchodní Asie*. In: *Platební bilance. Teoretické a aktuální problémy v 90. letech*. Sborník příspěvků z odborného semináře, VŠB-TU Ostrava, 5-6. září 1996, ss. 38-56
- [11] Guerguil, M.-Kaufman, M.: *Competitiveness and the Evolution of the Real Exchange Rate in Chile*. IMW Working Paper, No. WP/98/58, April 1998
- [12] Halpern, L.: *Real exchange rates and exchange rate policy in Hungary*. Economics of Transition, No. 1, 1996
- [13] Halpern, L.-Wyplosz, Ch.: *Equilibrium real exchange rates in transition*. CEPR Discussion Paper No. 1145, April 1995
- [14] Halpern, L.-Wyplosz, Ch.: *Equilibrium real exchange rates in transition*

- economies*. IMF Staff Papers, No. 4, December 1997
- [15] Harrod, R.: *International Economics*. Cambridge Economic Handbooks. London, James Nisbet & Cambridge University Press, 1933, ch. IV.
- [16] Isard, P.: *Exchange Rate Economics*. Cambridge, Cambridge University Press 1995.
- [17] Isard, P.-Faruqee, H.: *Exchange rate assessment: extentions of the macroeconomic balance approach*. IMF Occasional Paper, No. 197, 1998
- [18] Johansen, S.: *Statistical analysis of cointegration vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 12, June-September 1988, pp. 231-254.
- [19] Jonáš, J.: *Otázky kurzového režimu v průběhu transformace*. Finance a úvěr, č. 12, 1998
- [20] Kamin, S.: *Real Exchange Rates and Inflation in Exchange-Rate Based Stabilizations: an Empirical Examination*. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, No. 554, June 1996
- [21] Klacek, J.-Šmídková, K.-Čapek, A.: *Měnová krize koruny z pohledu ekonomických teorií*. Bankovníctví, č. 2, 1998
- [22] Kreidl, V.: *Rovnovážný měnový kurz*. Finance a úvěr, č. 10, 1997
- [23] Lazarová, Š.: *Odhad rovnovážného měnového kurzu*. Finance a úvěr, č. 10, 1997
- [24] Lazarová, Š.-Kreidl, V.: *Rovnovážný měnový kurz*. Výzkumná práce Institutu ekonomie ČNB, č. 75, 1997
- [25] Lim, G. C.-Stein, J. L.: *The dynamics of the real exchange rate and current account in a small open economy: Australia*. In: Stein, J.-Allen, P. (eds.): *Fundamental Determinants of Exchange Rates*. Oxford, Clarendon Press 1995.
- [26] Lothian, J.-Taylor, M.: *Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries*. Journal of Political Economy, June 1996
- [27] MacDonald, R.: *What determines real exchange rate? The long and short of it*. IMF Working Paper, No. WP/97/21, January 1997
- [28] Mandel, M.-Tomšík, V.: *Vývoj platební bilance v ČR v období 1990-1996 pohledem modelu IS-LM-BP*. Politická ekonomie, č. 4, 1997.
- [29] Mandel, M.: *Měnová restrikce, její efekty a příčiny*. Bankovníctví, č. 24, 1998.
- [30] Meltzer, A.: *Real exchange rates: Some evidence for the postwar years*. In: *Dimensions of Monetary Policy*. Proceedings of the Seventeenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, March/April 1993
- [31] Nagayatsu, J.: *Japanese effective exchange rates and determinants: prices, real interest rates, and actual and optimal current accounts*. IMF Working Paper, no. WP/98/86, June 1998
- [32] Nešvera, V.: *Reálný efektivní kurz*. Finance a úvěr, č. 4, 1997
- [33] Ohlin, B.: *Transfer difficulties, real and imagined*. The Economic Journal, June 1929
- [34] Pearce, I.: *The problem of the balance of payments*. International Economic Review, vol. 2, no. 1, 1961, ss. 1-28
Sachs, J.-Larrain, F.: *Macroeconomics in the Global Economy*. New York, Harvester Wheatsheaf 1993
- [35] Pesaran, M.-Shin, Y.-Smith, R.: *Testing for existence of long-run relationship*. DAE Working Paper no. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1996.

- [36] Phillips, P.-Loretan, M.: *Estimating long-run economic equilibria*. Review of Economic Studies, 1991, ss. 407-436
- [37] Salter, W.: *Internal and external balance: the role of price and expenditure effects*. Economic Record, vol. 35, no. 71, 1959, pp. 226-238
- [38] Stein, J.-Allen, P. (eds.): *Fundamental Determinants of Exchange Rates*. Oxford, Clarendon Press 1995.
- [39] Swan, T.: *Economic control in a dependent economy*. Economic Record, vol. 36, no. 73, 1960, pp. 51-66
- [40] Šmídková, K.: *Estimating the FEER for the Czech Economy*. Výzkumná práce Institutu ekonomie ČNB, č. 87, 1998
- [41] Vintrová, R.: *Mezinárodní srovnávání cenových hladin a vývoj reálného kurzu*. Finance a úvěr, č. 7, 1996
- [42] Williamson, J.: *The open economy and the world economy*. New York, Basic Books 1983
- [43] Williamson, J.: *Estimating equilibrium exchange rates*. Washington, D.C., Institute for International Economics, 1994

Příloha

1. dodatek: NATREX pro malou otevřenou ekonomiku

Lim a Stein (1995, ss. 85-125) definují pro Austrálii model s následující strukturou:

a) Rovnováha na trhu (neobchodního) zboží:

$$(I - S) + CA = 0 \quad (1.1)$$

$$C_N(R_N, k-F, s, TT) + (1 - m)I(q) - Q_N(R_N, k, a) = 0, \quad (1.2)$$

kde C je spotřeba, $(1 - m)$ je podíl neobchodního sektoru na investicích a q je Tobinův poměr (kapitálová hodnota aktiva v relaci k jeho nabídkové ceně). V dané modelové ekonomice je trh obchodního zboží v permanentní rovnováze a proto se přebytečná poptávka musí odrazit na trhu neobchodního zboží. Celková rovnováha je pak obnovena vyčištěním trhu neobchodního zboží. To zajišťují změny R_N .

b) Běžný účet:

$$CA = Q_T(R_N, k, a) - mI(q) - C_T(R_N, k-F, s, TT) - i^*F = 0, \quad (1.3)$$

kde r^* je zahraniční reálná úroková sazba. První člen na pravé straně rovnice představuje export, druhý podíl investic na importu a třetí import spotřebního zboží.

c) Rovnice investic:

$$dk/dt = I(q) \quad (1.4)$$

$$I = I(q) + nk = I(k, R_N, TT, a) \quad I_K < 0, I_T > 0, I_r < 0, I_a > 0, I_{RN} < 0, \quad (1.5)$$

kde n je tempo růstu efektivnostní práce.

d) Kapitálové toky:

$$dF/dt = I - S - nF \quad (1.6)$$

e) Rovnice úspor:

$$S = S(k, F, Z) \quad Z = (TT, s, a, i^*), S_F > 0, S_K > 0. \quad (1.7)$$

f) Rovnováha portfolií:

$$i = i^* + h(F, t) \quad (1.8)$$

Tato rovnice předpokládá konvergenci domácí reálné sazby k zahraniční, přičemž rychlost konvergence je negativně spojena se zahraničním dluhem, který vytváří rizikovou prémii na dlouhodobé portfolio investice a odráží pravděpodobnost skokového znehodnocení⁴².

⁴² Je zde předpokládáno, že nominální ani reálná podmínka nekryté úrokové parity pro krátkodobé sazby neplatí.

2. dodatek: Engle-Granger dvoustupňová metoda kointegrace

a) kointegrační rovnice

OLS Estimation, Dependent variable is KURZ
26 observations used for estimation from 1992Q3 to 1998Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	17.2560	1.0837	15.9228[.000]
TOT	-1.6900	.16637	-10.1581[.000]
PR	-.73514	.13104	-5.6102[.000]
S	-.38187	.14985	-2.5484[.019]
I	.066625	.015184	4.3879[.000]

R-Squared	.95507	R-Bar-Squared	.94652
S.E. of Regression	.028152	F-stat. F(4, 21)	111.6107[.000]
Mean of Dependent Variable	4.3275	S.D. of Dependent Variable	.12173
Residual Sum of Squares	.016644	Equation Log-likelihood	58.7074
Akaike Info. Criterion	53.7074	Schwarz Bayesian Criterion	50.5621
DW-statistic	1.9275		

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4) = 7.7021[103]	F(4,17) = 1.7889[.178]
B:Functional Form	CHSQ(1) = 1.4650[.226]	F} 1,20) = 1.1942[.287]
C:Normality	CHSQ(2)= .15144[.927]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= .50975[.475]	F(1,24)= .47994[.495]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Unit root tests for residuals

Based on OLS regression of KURZ on:

INPT TOT PR S I

26 observations used for estimation from 1992Q3 to 1998Q4

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	3.9873	46.5834	45.5834	45.0611	45.4701
ADF(1)	3.0802	46.6621	44.6621	43.6176	44.4354
ADF(2)	4.1877	49.5565	46.5565	44.9897	46.2165
ADF(3)	3.3711	49.8102	45.8102	43.7211	45.3568
ADF(4)	5.7625	56.2316	51.2316	48.6203	50.6649

95% critical value for the Dickey-Fuller statistic = -5.1161

b) Error-correction

OLS Estimation, dependent variable is DKURZ

25 observations used for estimation from 1992Q4 to 1998Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
DTOT	-1.0524	.30420	-3.4595[.002]
DPR	-.40809	.22668	-1.8003[.087]
DI	.057349	.017059	3.3618[.003]
DS	-.27907	.22037	-1.2664[.220]
RES_1(-1)	-.82397	.21279	-3.8722[.001]

R-Squared	.52011	R-Bar-Squared	.42414
S.E. of Regression	.025602	F-stat. F(4, 20)	5.4192[.004]
Mean of Dependent Variable	-.018900	S.D. of Dependent Variable	.033737
Residual Sum of Squares	.013109	Equation Log-likelihood	58.9434
Akaike Info. Criterion	53.9434	Schwarz Bayesian Criterion	50.8962
DW-statistic	1.8814		

3. dodatek: Stanovení řádu VARu

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 24 observations from 1993Q1 to 1998Q4. Order of VAR = 2

List of variables included in the unrestricted VAR:

KURZ TOT PR S I

List of deterministic and/or exogenous variables: INPT

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
2	291.5629	236.5629	204.1664	-----	-----
1	263.4632	233.4632	215.7924	CHSQ(25)= 56.1993[.000]	30.4413[.208]
0	171.1300	166.1300	163.1849	CHSQ(50)= 240.8657[.000]	130.4689[.000]

OLS estimation of a single equation in the Unrestricted VAR

Dependent variable is KURZ, 25 observations used from 1992Q4 to 1998Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
KURZ(-1)	.31824	.19644	1.6200[.122]
PR(-1)	-.39133	.19023	-2.0572[.054]
S(-1)	-.26954	.15814	-1.7044[.105]
TOT(-1)	-1.1819	.36580	-3.2310[.004]
I(-1)	.013815	.018829	.73370[.472]
INPT	11.4958	3.5118	3.2735[.004]

R-Squared	.95838	R-Bar-Squared	.94743
S.E. of Regression	.025216	F-stat. F(5, 19)	87.5036[.000]
Mean of Dependent Variable	4.3164	S.D. of Dependent Variable	.10997
Residual Sum of Squares	.012081	Equation Log-likelihood	59.9643
Akaike Info. Criterion	53.9643	Schwarz Bayesian Criterion	50.3077
DW-statistic	2.5069	System Log-likelihood	270.9863

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(4) = 13.3955[.009]	F(9,10)= 2.3943[.095]
B:Functional Form	CHSQ(9) = 17.0756[.048]	F(1,18)= .86849[.364]
C:Normality	CHSQ(2)= .50283[.778]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.2841[.257]	F(1,23)= 1.2454[.276]

4. dodatek: Stanovení počtu kointegračních vektorů

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
 Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

25 observations from 1992Q4 to 1998Q4. Order of VAR = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

KURZ PR S TOT I Intercept

List of I(1) exogenous variables included in the VAR: TOT I

List of eigenvalues in descending order:

.75021 .60438 .22567 .0000 .0000 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	34.6782	28.4900	26.0800
r <= 1	r = 2	23.1825	21.9200	19.6700
r <= 2	r = 3	6.3940	15.2700	13.2100

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR
 Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

25 observations from 1992Q4 to 1998Q4. Order of VAR = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

KURZ PR S TOT I Intercept

List of I(1) exogenous variables included in the VAR: TOT I

List of eigenvalues in descending order:

.75021 .60438 .22567 .0000 .0000 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	64.2547	49.4300	45.8900
r <= 1	r >= 2	29.5765	30.4600	27.5800
r <= 2	r = 3	6.3940	15.2700	13.2100

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)

Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

25 observations from 1992Q4 to 1998Q4. Order of VAR = 1, chosen r = 1.

List of variables included in the cointegrating vector:

KURZ PR S 0 TOT I Intercept

List of I(1) exogenous variables included in the VAR: TOT I

List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors: a1=-1

Vector 1

KURZ	-1.0000
	(*NONE*)
PR	-.026184
	(.45470)
S	-1.3503
	(.64570)
TOT	-2.0644
	(.38313)
I	.11604
	(.058239)
Intercept	19.8535
	(2.5528)

LL subject to exactly identifying restrictions= 176.7337

5. dodatek: Odhad kointegrační rovnice pomocí ARDL metody

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach

ARDL(1,1,1,0,0) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is KURZ

25 observations used for estimation from 1992Q4 to 1998Q4

Regressor T-	Coefficient	Standard Error	Ratio[Prob]
TOT -	1.8156	.25104	-7.2323[.000]
PR	-.55456	.20091	-2.7603[.013]
S	-.46657	.21395	-2.1807[.044]
I	.054049	.022702	2.3808[.029]
INPT	17.3947	1.4527	11.9737[.000]

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model

ARDL(1,1,1,0,0) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is dKURZ, 25 observations used from 1992Q4 to 1998Q4

Regressor T-	Coefficient	Standard Error	Ratio[Prob]
dTOT -	-.52455	.39910	-1.3143[.204]
dPR	-.11250	.25941	-.43368[.669]
dS	-.33233	.13592	-2.4450[.024]
dI	.038498	.018266	2.1077[.049]
dINPT	12.3900	2.8370	4.3673[.000]
ecm(-1)	-.71229	.16876	-4.2207[.000]

List of additional temporary variables created:

$$dKURZ = KURZ - KURZ(-1)$$

$$dTOT = TOT - TOT(-1)$$

$$dPR = PR - PR(-1)$$

$$dS = S - S(-1)$$

$$dI = I - I(-1)$$

$$dINPT = INPT - INPT(-1)$$

$$ecm = KURZ + 1.8156 * TOT + .55456 * PR + .46657 * S - .054049 * I - 17.3947 * INPT$$

R-Squared	.62891	R-Bar-Squared	.47611
S.E. of Regression	.024419	F-stat. F(5, 19)	5.7623[.002]
Mean of Dependent Variable	-.018900	S.D. of Dependent Variable	.033737
Residual Sum of Squares	.010137	Equation Log-likelihood	62.1573
Akaike Info. Criterion	54.1573	Schwarz Bayesian Criterion	49.2818
DW-statistic	2.3853		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dKURZ

Autoregressive Distributed Lag Estimates
 ARDL(1,1,1,0,0) selected based on Akaike Information Criterion

Dependent variable is KURZ, 25 observations from 1992Q4 to 1998Q4

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
KURZ(-1)	.28771	.16876	1.7049[.106]
TOT	-.52455	.39910	-1.3143[.206]
TOT(-1)	-.76867	.38994	-1.9713[.065]
PR	-.11250	.25941	-.43368[.670]
PR(-1)	-.28250	.23397	-1.2074[.244]
I	.038498	2.1077[.050]	2.1077[.050]
S	-.33233	.13592	-2.4450[.026]
INPT	12.3900	2.8370	4.3673[.000]
R-Squared	.96508	R-Bar-Squared	.95070
S.E. of Regression	.024419	F-stat. F(7, 17)	67.1135[.000]
Mean of Dependent Variable	4.3164	S.D. of Dependent Variable	.10997
Residual Sum of Squares	.010137	Equation Log-likelihood	62.1573
Akaike Info. Criterion	54.1573	Schwarz Bayesian Criterion	49.2818
DW-statistic	2.3853	Durbin's h-statistic	-1.7948[.073]

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHSQ(2) = 2.6022[.272]	F(2, 15)=.87136[.439]
B:Functional Form	CHSQ(1) = 1.4599[.227]	F(1,16)= .99225[.334]
C:Normality	CHSQ(2) = .59929[.741]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1) = .74580[.388]	F(1,23)= .70723[.409]

21 23 24 25 26 28 32 64

