



národní
úložiště
šedé
literatury

Stabilita dlouhodobé poptávky po široce definovaných penězích v otevřené ekonomice

Melecký, Martin

2001

Dostupný z <http://www.nusl.cz/ntk/nusl-123912>

Dílo je chráněno podle autorského zákona č. 121/2000 Sb.

Tento dokument byl stažen z Národního úložiště šedé literatury (NUŠL).

Datum stažení: 11.07.2024

Další dokumenty můžete najít prostřednictvím vyhledávacího rozhraní [nusl.cz](http://www.nusl.cz) .

Martin Melecký

**STABILITA
DLOUHODOBÉ POPTÁVKY
PO ŠIROCE DEFINOVANÝCH
PENĚZÍCH
V OTEVŘENÉ EKONOMICE:
PŘÍPAD ČR 1994-2000**

**VP No. 38
Praha 2001**

Autor: Ing. Martin Melecký, VŠB-TU Ostrava

Summary

Long-Run Stability of Broad Money Demand in an Open Economy: a Case of the Czech Republic 1994-2000

This paper strives to enlarge the traditional form of money demand for closed economy with some additional foreign or international determinants. These are, according to presented theory of currency substitution, nominal exchange rate CZK/DEM (or CZK/USD) and yield of foreign assets (3M LIBOR on DEM-assets and Treasury Bill yield) expressed in Czech Crowns. Such specified money demand was estimated using three cointegration methods namely JOH(1), JOH(2) and DOLS to attain sufficient robustness of estimated money demand function. The cointegration procedure assigned the endogeneity only to M2, CPI and Inflation (using CZK/USD and Treasury Bill yield also AE proved to be endogenous), the other variables of money demand seem to be weakly exogenous. As the error-correction term in dynamic equation of inflation is both statistically and economically significant, it could be developed some model of inflation on this basis. The stability of estimated money demand function is not according to applied test disturbed. As both elasticity of AE and that of CPI are close to one, this money demand function could be theoretically based on quantitative theory. Some variables in this money demand specification, however, indicate somewhat lower significance. These are PRIBOR as an opportunity cost of money holding (even though this was slightly expected, no better proxy variable was found) and both foreign determinants. This could be inferred from existing dollarization of the economy or some asymmetry in currency substitution. Both these problems should be objectives of further research.

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

Obsah

| | |
|---|----|
| 1 Úvod | 7 |
| 2 Specifikace poptávky po penězích | 9 |
| 2.1 Poptávka po penězích v uzavřené ekonomice | 9 |
| 2.2 Měnová substituce | 12 |
| 2.2.1 Schopnost měnové substituce (Currency Substitutability) | 13 |
| 2.2.2 Měnová substituce (Currency Substitution) | 14 |
| 2.3 Měnová substituce v tranzitivních ekonomikách | 15 |
| 2.4 Poptávka po penězích v otevřené ekonomice | 16 |
| 3 Odhad poptávky po penězích v otevřené ekonomice | 17 |
| 3.1 Použitá data | 18 |
| 3.2 Výsledky odhadů | 24 |
| 3.3 Slabá exogenita (Weak Exogeneity) | 25 |
| 4 Stabilita dlouhodobé poptávky | 29 |
| 5 Závěr | 33 |
| Literatura | 37 |
| Příloha | 41 |

1 Úvod

Stabilní a predikovatelný vztah mezi peněžní zásobou a determinantami poptávky po penězích je sledován jako nezbytný pro formulaci monetární politiky založené na cílování vybraného peněžního agregátu. Nicméně nalezení takového stabilního vztahu je kontroverzní záležitostí. Od 70. let byly v mnoha zemích na základě výzkumu zdokumentovány případy scházejících peněz ("missing money") či velkého poklesu rychlosti oběhu peněz. Vysvětlení těchto úkazů kladlo důraz zejména na proces úprav portfolií v reakci na finanční inovace a tržní deregulace.

I když Česká národní banka zvolila za svou monetární strategii přímo cílování inflace, je stabilní poptávka důležitým vztahem pro zmapování účinků operativních nástrojů monetární politiky. Jinými slovy, vztahy determinant formujících poptávku po penězích a jejich elasticity (semi-elasticity) pomáhají určit odpovídající rovnovážný růst peněžní zásoby. Dílčí nerovnováhy na trhu peněz pak mohou mít podstatný vliv na veličiny, které svou dynamikou tuto nerovnováhu eliminují. Přímá návaznost modelování systému veličin formujících poptávku po penězích spočívá v tom, že některé indikátory inflace staví na vývoji dlouhodobé rychlosti oběhu peněz (P-star model)¹ či používají tzv. peněžní mezeru jako jednu z hlavních determinant inflačního vývoje².

¹ Aplikaci na ČR provedli např. Frait, Komárek a Kulhánek (1998) a Frait, Kulhánek a Melecký (2000).

² Viz např. Armour, Atta-Mensah, Engert, Hendry (1996) a Atta-Mensah (1996).

Cílem této práce je rozšířit specifikaci poptávky po penězích o některé determinanty relevantní pro formování tohoto vztahu v malé otevřené ekonomice. Jedná se zejména o zahrnutí veličiny odpovídající efektu měnové substituce, což může být v případě malé otevřené tranzitivní ekonomiky jeden z potenciálních zdrojů výkyvů v rychlosti oběhu peněz, resp. nestability poptávkové funkce, a druhým je vliv světových úrokových sazeb, resp. úrokového diferenciálu determinující příliv zejména krátkodobého kapitálu.

Tato práce využívá k odhadu poptávkové funkce pokročilejší kointegrační techniky, které nebyly dosud běžně při obdobných výzkumech aplikovány (viz např. Klacek a Šmídková (1995), Hanousek, Kubín a Tůma (1995), Hanousek a Tůma (1995) a Kozel (2000), kdy výjimku tvoří pouze současná výzkumná práce ČNB Arit, Guba, Radkovský, Sojka, Stiller (2001)³. Práce rovněž poukazuje na důležitost robustnosti odhadu specifikované poptávkové funkce a používá tudíž dvě kointegrační techniky DOLS, JOH.

³ Je třeba poznamenat, že aplikace kointegračních metod v měnové oblasti probíhala na půdě ČNB již dříve, nicméně tyto práce nebyly dostupné široké ekonomické veřejnosti.

2 Specifikace poptávky po penězích

Postup v teoretické části bude následující: nejprve vyjdeme z tvaru používaného pro běžný odhad poptávky po penězích (bez vnějších determinant), a poté do modelu přidáme zmiňované dvě veličiny charakteristické pro malou otevřenou ekonomiku s diskusí týkající se vlivu těchto proměnných na chování ekonomických subjektů.

2.1 Poptávka po penězích v uzavřené ekonomice

Primárním motivem poptávky po penězích je potřeba financovat transakce (transakční poptávka), držba peněz z důvodu financování neočekávaných výdajů (opatrnostní poptávka) a rozhodnutím držet bohatství ve formě peněz, které může být vysvětlováno dle Keynesova spekulativního motivu držby peněz nebo obecnou teorií portfolia (poptávka po penězích jako portfolio komponentu). Co se týká transakčního a opatrnostního motivu poptávky po penězích, proměnné aproximující rozsah transakcí jako důchod, výdaje či bohatství nebo jiné proxy proměnné jsou klíčovými proměnnými v jakékoli rovnici poptávky po penězích. Baumolova-Tobinova teorie transakční poptávky implikuje inverzní vztah mezi poptávkou po penězích a alternativními náklady držby peněz, které mohou být aproximovány úrokovou sazbou

či vektorem úrokových sazeb. Spekulatívni motiv poukazuje rovněž na negativní vztah mezi poptávkou po penězích a úrokovými sazbami, zatímco portfolio modely zahrnují pozitivní vztah mezi poptávkou po penězích a vlastní mírou výnosnosti peněz a negativní vliv výnosů alternativních (substitučních) aktiv. V souhrnu se dá tedy říci, že peníze mohou být dle moderní ekonomie poptávány nejméně ze dvou důvodů, a to jako zdroj či rezerva vyhlazující difference mezi příjmy a výdaji, a jako jedno z aktiv v portfoliích ekonomických subjektů. Oba tyto důvody vedou ke specifikaci dlouhodobé poptávky po penězích, kdy poptávaná nominální peněžní zásoba M^d závisí na úrovni cen P , proměnné vyjadřující rozsah transakcí I , inflaci π a vektoru R výnosnosti různých alternativních aktiv:

$$M^d = g(P, I, \pi, R).$$

Předpokládá se, že funkce g je jednotkově homogenní vzhledem k P , čímž se rozumí, že jednotlivé subjekty nepodléhají peněžní iluzi⁴. Dále se předpokládá, že je tato funkce rostoucí vzhledem k I , klesající vzhledem k π , a také k těm prvkům vektoru R , které jsou spojeny s aktivy vyloučenými ze specifikace dané peněžní zásoby M a rostoucí vzhledem k elementům vektoru R , které souvisejí s aktivy zahrnutými v M .

Obecná specifikace modelu je běžně zapisována v log-lineárním tvaru vyjma úrokových sazeb a očekávané inflace:

$$m^d = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 p + \alpha_3 R^{own} + \alpha_4 R^{out} + \alpha_5 \pi + u, \quad (1)$$

kde α_0 , α_1 , α_2 , α_3 , α_4 a α_5 jsou odhadované koeficienty a u reziduální složka odhadované rovnice. R^{own} je vlastní míra návratnosti aktiv v daném agregátu resp. jejich vektor a R^{out} je vektor měr návratností aktiv mimo tento agregát. Očekávaná znaménka a velikost koeficientů jsou $\alpha_1 = 1$ (což odpovídá kvantitativní teorii) nebo $\alpha_1 = 0,5$ (což odpovídá Baumolovu-Tobinovu pojetí), $\alpha_2 = 1$ (což znamená, že M^d je lineárně homogenní funkcí k P), $\alpha_3 \geq 0$, $\alpha_4 \leq 0$ a $\alpha_5 \leq 0$.

⁴ Zde předpokládáme, že struktura sledovaného cenového vývoje (např. spotřebního koše) neodpovídá struktuře škálové proměnné aproximující počet transakcí v ekonomice. Pro koeficient menší než jedna mluví, v případě škálové proměnné, předpoklad rizikově averzního chování reprezentativního agenta ekonomiky. Pro koeficient vyšší než jedna mluví efekt kumulace bohatství.

Vymezení modelovaného peněžního agregátu pak podmiňuje výběr úrokových sazeb pro aktiva uvnitř daného agregátu a mimo tento agregát. Při empirickém odhadu mohou mít koeficienty aproximující vlastní výnosnost modelovaných peněz a výnosnost aktiv mimo tyto peníze stejnou velikost, ale opačné znaménko⁵. Jestliže je tomu tak, dá se $\alpha_3 R^{own} + \alpha_4 R^{out}$ v rovnici (2) zjednodušit na $\alpha_3 (R^{out} - R^{own})$ s tím, že je pak tento rozdíl $R^{out} - R^{own}$ ekonomicky interpretován jako velikost alternativních nákladů držby modelovaných peněz. Inflace pak představuje výnos držby zboží a reálných statků jako aktiv alternativních vzhledem k penězům.

Tato práce vychází z funkce nominálního poptávky po penězích, neboť tato specifikace nepřijímá *a priori* předpoklad, že ekonomické subjekty nepodléhají peněžní iluzi s ohledem na veličiny zachycující vývoj cenové hladiny v dané ekonomice. Tento postup doporučují rovněž Hoffman a Rasche (1996). Předpoklad homogenity prvního stupně u poptávkové funkce po penězích vzhledem k vybrané veličině zachycující vývoj cenové hladiny v dané ekonomice odpovídá modelování reálné peněžní poptávky, což může být zejména pro případ tranzitivní ekonomiky zdrojem relevantních zkreslení či nepřesností⁶. Jelikož se dá předpokládat, že i po rozpadu československé federace se formovaly nové vztahy a zvyklosti v české ekonomice a není možno říct, zda je tento proces u konce nebo se konci blíží, preferuje tato práce právě odhad nominální poptávky po penězích.

⁵ Je zřejmé, že ze statistického pohledu jde o aplikaci a následné testování restrikce rovnosti těchto koeficientů nikoli bezprostředně o rovnost odhadnutých parametrů těchto náhodných veličin.

⁶ Tento argument je v kontextu tranzitivní povahy české ekonomiky míněn v tom smyslu, že zatím co v teorii se předpokládá, že subjekty nepodléhají peněžní iluzi (což by samo mohlo být zejména v případě tranzitivních ekonomik předmětem diskuse) teorie nic neříká o konkrétních veličinách, kterými by se klíčové proměnné (peněžní zásoba a cenový vývoj) měly měřit. Proto je třeba v kontextu daného peněžního agregátu nejprve testovat tuto hypotézu odhadem nominálního tvaru poptávky po penězích, tzn. bez aplikace *a priori* restrikce jednotkové elasticity v našem případě logaritmu cenového indexu CPI. Následně pokud aplikované testy tuto hypotézu potvrdí, můžeme přistoupit k odhadu reálné poptávky po penězích, pokud se tato hypotéza nepotvrdí, mělo by se pokračovat buď v nominálním tvaru nebo použít při transformaci nominálního tvaru na reálný odhadnutého koeficientu elasticity u proměnné CPI.

2.2 Měnová substituce

Koncept měnové substituce je jedním z nejméně srozumitelných konceptů v ekonomii (Giovannini, Turtelboom (1992)). Bližší pohled na způsob definice měnové substituce v literatuře přináší jen malé osvětlení. Její definice je různá od velmi úzkého k širokému pojetí. Jedním extrémem je omezení měnové substituce na používání různých měn jako prostředku směny. Opačný konec spektra pak představuje řešení významového problému rozlišováním mezi "přímou" a "nepřímou" měnovou substitucí. "Přímá" měnová substituce znamená soupeření dvou nebo více měn jako prostředků platby za komodity na jednom území a "nepřímá" se pak vztahuje k převádění investic mezi nemonetárními finančními aktivy. Poslední přístup je pak stěží oddělitelný od konceptu kapitálové mobility. Mezi těmito dvěma póly stojí například definice měnové substituce jako situace, ve které zahraniční peníze zastupují peníze domácí v jejich třech tradičních funkcích. Měnová substituce jako schopnost rezidentů určitého státu nahrazovat domácí peníze zahraničními zahrnuje širokou škálu možností, jako vklady v zahraniční měně v domácím finančním systému, depozita držená těmito rezidenty v zahraničí a zahraniční bankovky obíhající v domácí ekonomice.

Dalším z významových problémů je rozlišování termínů "schopnost substituce (substitutability)" a "substituce" (substitution) jako faktického nahrazení. Tyto dva odlišné koncepty pak vedou k rozdílným druhům výzkumu. Studium schopnosti měnové substituce by mělo přirozeně zkoumat její potencionální vlivy na domácí a mezinárodní veličiny, jež jsou v ústředním zájmu ekonomů a tvůrců politik. Naopak analýza substituce by měla zkoumat rozměr a potenciál částečného nahrazení jedné měny druhou a z těchto vyvodit závěry pro lepší porozumění mechanismu poptávky po penězích. Toto rozdělení dává smysl, neboť schopnost substituce měn ještě neimplikuje jejich substituci a naopak. Substituce je pak vyvolána správnou kombinací šoků.

2.2.1. Schopnost měnové substituce (Currency Substitutability)

Pokud se chceme zabývat determinantami schopnosti měnové substituce, je užitečné rozlišovat mezi třemi tradičními funkcemi peněz: jako zúčtovací jednotky, prostředku směny a uchovatele hodnoty.

Lze předpokládat, že zvyk jak ve své *prostorové* tak *časové* dimenzi je důležitým faktorem determinujícím schopnost substituce měn jako **zúčtovací jednotky**. Čím *víc* jsou lidé zvyklí používat různé měny při vypořádání transakcí, tím víc budou měny potenciálně nahrazovány ve své funkci zúčtovací jednotky. Obdobně, čím *déle* budou lidé používat různé měny k vypořádání transakcí, tím víc budou měny potenciálně nahrazovány ve své funkci zúčtovací jednotky.

Schopnost měnové substituce peněz jako **prostředku směny** je to, co ekonomové většinou při diskusi měnové substituce berou v úvahu, už jenom kvůli předchozím zkušenostem, že peníze jsou nahrazovány jinými aktivy ve funkci uchovatele hodnoty. Při diskusi transakční služby peněz jsou často zmiňovány externality. Měna je tím víc akceptována, čím víc je používána jako prostředek vyrovnání v soukromých transakcích. Teorie "vehicle currencies" na mezinárodních finančních trzích staví na konceptu schopnosti substituce peněz jako prostředku směny při objasňování postupu zavedení mezinárodně akceptovatelné měny⁷. Tuto externalitu lze rovněž použít pro vysvětlení hysterzních úkazů jako například přetrvávání vysoké držby zahraničních peněžních zůstatků i po ukončení inflačních období.

Je dobře známo, že peníze jako **uchovatel hodnoty** převažují v podobě úročených nominálních aktiv. Neúročené peníze ovšem tvoří také významnou část portfolia. Obecně se rozumí, že jen pokud peníze poskytují likviditu, budou drženy v portfoliích spolu s úročenými a jinými aktivy. Míra likvidity jednotlivých aktiv se však liší v jednotlivých zemích v závislosti na finanční sofistikaci a liberalizaci kapitálového

⁷ Předpokládejme, že reprezentativní agent řeší optimalizační problém, kdy je jeho funkce nákladů likvidity definována nejenom pro držbu reálných peněžních zůstatků a spotřební toky, ale také pro podíl domácí a zahraniční měny v celkové peněžní zásobě dané ekonomiky. Čím větší bude podíl domácí měny, tím pravděpodobněji spotřebitel najde protistranu ochotnou akceptovat tuto měnu jako platbu za zboží a služby. Tak bude křížová parciální derivace funkce likvidity vzhledem k domácím peněžním zůstatkům a podílu domácích peněžních zůstatků v celkovém agregátu negativní. Jinými slovy, náklady užívání jedné či druhé měny jsou klesající funkcí podílů těchto měn v soukromých portfoliích.

trhu. Koncept uchovatele hodnoty se pak úzce váže, jak již bylo zmíněno, ke konceptu mezinárodní kapitálové mobility.

2.2.2 Měnová substitute (Currency Substitution)

Diskuse teoretických podkladů měnové substitute je právě diskusí teorie poptávky po penězích v multiměnové ekonomice, což je země, kde jsou v oběhu různé měny, nebo více zemí, kde několik měn může obíhat současně v každé této zemi.

Modely pro analyzování aspektů měnové substitute lze rozdělit do tří hlavních kategorií: *cash-in-advance modely*, *modely transakčních nákladů* a *ad-hoc modely* (tzn. modely ve kterých je poptávka po zahraničních měnách a povaha možnosti substitute specifikována *a priori*). Diskuse těchto teoretických modelů pak vede k posouzení implikací měnové substitute. Měnová substitute ovlivňuje stabilitu peněžních agregátů, dynamiku devizových kurzů a státní příjmy z inflace. Každý z těchto efektů pak má návaznost na makroekonomickou politiku.

Ze závěrů základních verzí těchto modelů vyplývá, že jestliže lze zahraniční a domácí zboží nahrazovat ve stále větší míře, bude rovněž zahraniční a domácí měna navzájem substituovatelnější. Čím větší bude elasticita substitute zahraničního a domácího zboží, tím menší bude změna v jejich relativní ceně v reakci na zvýšení jejich nabídky. Jestliže pak tato elasticita bude větší než 1, bude převládat vliv peněžní poptávky na nominální devizový kurz⁸. Zvýšení domácího výstupu se pak odrazí v nominální apreciaci domácí měny.

Likvidita peněz je zvláště důležitá v zemích, kde nízká úroveň rozvinutosti finančních trhů nedovoluje jednotlivým subjektům snadný nákup a prodej finančních aktiv. S takto nelikvidními finančními aktivy roste význam likvidity peněz a z toto důvodu také poptávka po penězích jako uchovateli hodnoty. Jestliže má domácí měna nízký očekávaný výnos (jako je tomu v případě zemí s vysokou inflací), je zahraniční měna pro domácí subjekty významnou likvidní investicí.

⁸ Růst domácího výstupu zvýší poptávku po penězích, což se odrazí v tlaku na pokles kurzu (DOM/ZAH). V tom samém čase se relativní cena domácího zboží snižuje tempem $1/(\text{elasticita substitute zboží})$. Podrobnější diskusí lze nalézt v Boyer a Kingston (1987) a Giovanni and Turtelboom (1992).

2.3 Měnová substituce v tranzitivních ekonomikách

V rozvíjejících se ekonomikách jsou implikace měnové substituce pro makroekonomickou politiku poněkud odlišné od vyspělých zemí, a to zejména ve dvou ohledech. Prvním je vliv měnové substituce na efektivnost stabilizačních programů a druhým je vliv měnové substituce na příjmy státu z inflace.

Jedním z problémů, kterým čelí země při stabilizaci své ekonomiky, je kredibilita zavedených stabilizačních politik. Otázkou je, zda dolarizace⁹ napomáhá stabilizačním snahám zvyšováním kredibility těchto politik. V zásadě může být kredibilita posílena v případě, že oběh zahraniční měny v ekonomice eliminuje podněty vlády manipulovat s národní měnou. Mnoho stabilizačních balíčků bylo charakteristických fixováním nominálního devizového kurzu či zavedením posuvného fixování (crawling peg), které zajistilo progresivní apreciaci reálného kurzu. Další otázka týkající se vlivu měnové substituce na realizaci stabilizačních plánů se zabývá volbou fixního versus plovoucího kurzového režimu. Závěry modelů měnové substituce a různých empirických pozorování spíše poukazují na to, že při přítomnosti měnové substituce vykazuje devizový kurz větší volatilitu s potenciálním distribučním efektem v ekonomice. Tato zjištění vedou k obhajování fixního devizového kurzu ve stabilizačním období v případě, kdy měnová substituce hraje významnou roli.

Další otázka se zabývá účinkem měnové substituce na inflační financování vládního deficitu. Intuitivně, čím větší je substituovatelnost domácí a zahraniční měny, tím obtížněji vláda financuje svůj deficit tisknutím peněz. Na jedné straně držba zahraničních peněžních zůstatků umožňuje pobírat ražebné, na druhé straně bude pravděpodobně poptávka po domácí měně více citlivá na inflační daň. Pro

⁹ S ohledem na určitou hysterzi, jež může doprovázet měnovou substituci, je odlišována měnová substituce a dolarizace. Měnová substituce je definována jako proces substituce v dané ekonomice, jenž je symetrický a reverzibilní (příčiny substitučního procesu mohou ve stejném rozsahu vyvolat zvýšení či snížení používání zahraniční měny). Na druhé straně dolarizace je proces, kdy je pozorována určitá asymetrická reakce v důsledku měnících se determinantů procesu substituce při užívání zahraniční měny. To má za následek, že v dolarizované ekonomice například při depreciaci domácí měny, poptávka po zahraniční měně stoupá, ale při následné ekvivalentní apreciaci klesá v menším rozsahu.

každou úroveň inflační daně pak bude příjem z této inflační daně v přítomnosti měnové substituce nižší¹⁰.

Měnová substituce rovněž implikuje doporučení pro optimální míru inflace. Transakční modely měnové substituce implikují, že mezní míra transformace (reprezentovaná relativní cenou (reálný devizový kurz)) mezi dvěma statky (domácí a zahraniční) se odlišuje od mezní míry substituce těchto dvou statků díky nákladům likvidity. Tyto náklady likvidity jsou pak ovlivněny mírami inflace v těchto dvou zemích. Tento model pak definuje optimální relativní míru inflace tak, aby se mezní míra transformace dvou různých statků rovnala jejich mezní míře substituce. Je-li dána zahraniční míra inflace, domácí inflace by měla být volena tak, aby minimalizovala zkreslení ve zmíněných relativních cenách.

2.4 Poptávka po penězích v otevřené ekonomice

Nyní rozšíříme specifikaci poptávky pro uzavřenou ekonomiku o determinanty ovlivňující poptávku po penězích při zohlednění otevřenosti ekonomiky, respektive vlivu některých vnějších (exogenních) veličin. V literatuře je měnová substituce definována jako míra, s kterou rezidenti nahrazují domácí peníze ve svých portfoliích zahraničními penězi v reakci na změnu v jejich relativním výnosu. Rozšířená specifikace poptávky po penězích pro otevřenou ekonomiku je popsána rovnicí (2):

$$m^d = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 p + \alpha_3 R^{own} + \alpha_4 R^{out} + \alpha_5 \pi + \alpha_6 rx^* + \alpha_7 e, \quad (2)$$

kde rx^* je výnosnost úročených zahraničních aktiv a e je nominální devizový kurz, respektive výnosnost zahraniční měny vyjádřena v domácí měně. Odhad rovnice (2) obsahující rx^* a e , pak vzhledem k předchozí diskusi umožňuje v jistém smyslu rozlišit kapitálovou mobilitu a měnovou substituci.

¹⁰ Bližší diskusi ohledně ražebného a inflační daně bez zohlednění vnějších vlivů aplikované na období transformace ČR lze nalézt v Hanousek, Kubín a Tůma (1995). Analýzu vlivu měnové substituce na příjmy z ražebného v ekonomikách východní Evropy (včetně ČR) provedli Aarle a Budina (1995).

3 Odhad poptávky po penězích v otevřené ekonomice

Tato část je věnována odhadu kointegračního vztahu mezi peněžní zásobou M2, agregátními výdaji, cenovou hladinou, výnosností peněz zahrnutých v uvažovaném agregátu a mimo něj, inflací, nominálním devizovým kurzem a výnosností aktiv denominovaných v zahraniční měně. Tak jako v jiné literatuře zabývající se poptávkou po penězích, jsme zjistili, že data jsou charakterizována jednotkovým kořenem. Výjimku tvoří časové řada CPI, která může být integrována až stupněm I(2)¹¹. Všechny regrese dávají silně pozitivní výsledek jak v Johansenově (1992) kointegračním testu¹², tak v testu založeném na reziduích. Kointegrace časových řad byla rovněž podpořena procedurou ARDL navrženou Pesaranem, Shinem a Smithem (1996).

Pro odhad kointegračního vztahu byla vyvinuta řada způsobů. Tato práce vychází při implementaci jednotlivých kointegračních technik z komparativního hodnocení uvedeného v práci Stock a Watson (1993). Je vhodné z hlediska robustnosti odhadovaného kointegračního vztahu a některých dalších důvodů provést daný odhad několika způsoby. Z Monte Carlo testu provedeného Stockem a Watsonem vyplývá, že všechny způsoby odhadu mají své stinné stránky, a to podstatné zkreslení a nižší efektivnost v závislosti na odhadovaném vztahu. Z osmi

¹¹ Výsledky testů stupně integrace použitých časových řad jsou uvedeny v příloze práce v tabulce P1.

¹² Výsledky Johansenova kointegračního testu jsou uvedeny v příloze práce v tabulce P3.

způsobů či specifikací zohledněných ve výše uvedené práci budou dále aplikovány pouze DOLS (dynamic ordinary least squares), což je jedna z metod (DGLS (dynamic generalized least squares) je druhou), jež Stock a Watson doporučují jako nejefektivnější jednorovnicové metody pro odhad kointegračního vztahu. Je relativně málo zkreslená vzhledem k ostatní procedurám, kromě Johansenovy metody (JOH), která je nezkreslená, ale zase vykazuje větší disperzi. Druhá zde použitá metoda je pak právě Johansenova metoda.

3.1 Použitá data

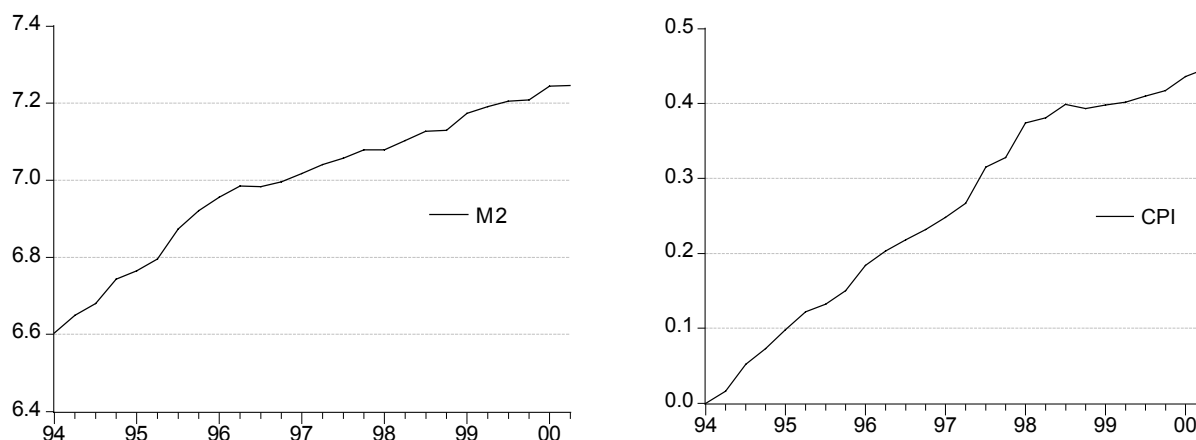
V této práci používáme u stavových veličin „end-of-period“ data a sezonně očišťována je pouze toková veličina domácí absorpce. Řady jsou implementovány v logaritmické podobě tak, aby jejich koeficienty bylo možno interpretovat ve smyslu elasticit. Logaritmované nejsou pouze řady, které jsou původně v procentech, což je běžný způsob používaný ve světové literatuře, a jejich koeficienty jsou pak interpretovány ve smyslu semi-elasticit. Délka časových řad zahrnuje období od prvního čtvrtletí roku 1994 do druhého čtvrtletí roku 2000, z čehož vyplývá kvartální frekvence dat.

Peněžní zásoba

Tato práce se zaměřuje na peněžní agregát M2 jako na široké peníze, a to z důvodu krátké časové řady pro peněžní agregát L¹³. Širší peníze by rovněž měly vykazovat větší a jednoznačnější elasticitu vzhledem k vnějším veličinám aproximujícím alternativní náklady držby peněz (zde nominální devizový kurz a výnosnost úročených zahraničních aktiv). Údaje o vývoji peněžního agregátu jsou získány z měnového přehledu ČNB.

¹³ Nicméně dá se předpokládat, že vlastnosti časové řady peněžního agregátu L budou, v kontextu poptávky po širokých penězích, v zásadě shodné s těmi, kterými se vykazuje peněžní agregát M2. Tato domněnka poukazuje na nízkou váhu těchto aktiv v poměru k agregátu M2 a jejich poměrně velkou exkluzivitu, jak již bylo řečeno.

Vývoj časové řady peněžního agregátu M2 a CPI v logaritmech



Cenová hladina

Jako veličina měřící úroveň cenové hladiny zde vystupuje index spotřebitelských cen CPI tak, jak je publikován ČSÚ. Jedním z důvodů preference CPI před deflátorem HDP je fakt, že tento index zachycuje cenový vývoj stálých položek (pokud se nemění spotřební koš), a tak lépe zachycuje cenový vývoj¹⁴. Avšak při desagregaci na domácnosti a firmy bude CPI spíše vhodný pro domácnosti a deflátor či PPI pro firemní sektor. Dalším důvodem použití CPI je koncentrace měnové autority na tento index, resp. zatím na jeho očištěnou podobu. Při analýze vlivu modelovaného systému poptávky po penězích je možné za předpokladu endogenity CPI využít jeho error-correction rovnici jako potenciační inflační indikátor a komparovat tento s ostatními inflačními indikátory.

Škálová proměnná

Jako škálová proměnná vystupuje v této práci reálná domácí absorpce včetně importu (AE), což doporučuje Sommer(1997)¹⁵. Domácí absorpce je vypočtena jako

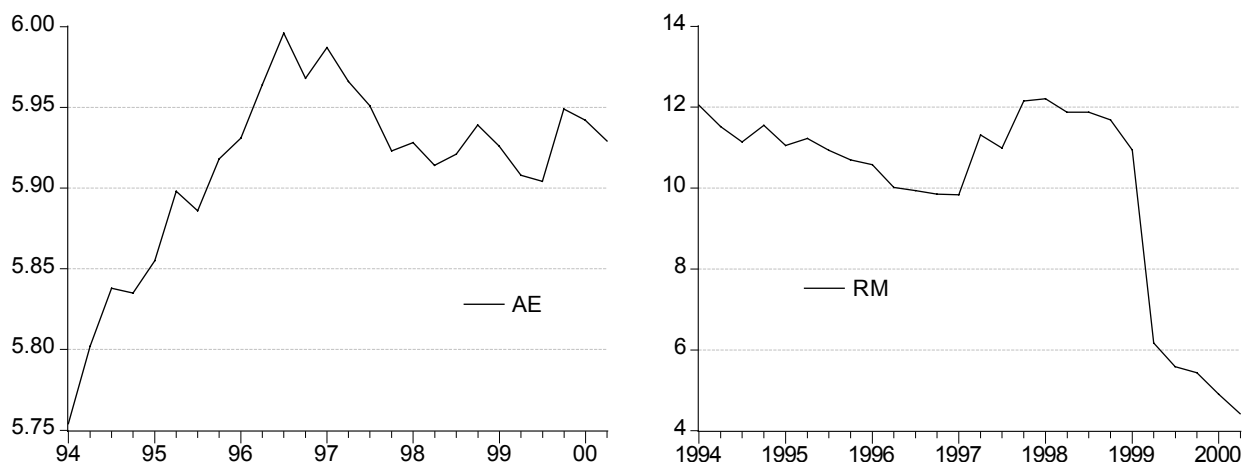
¹⁴ V podobných odhadech v případě rozvinutých ekonomik se často používá také deflátoru GDP, jelikož v případě těchto ekonomik je jejich produkční struktura již poměrně ustálená. Naproti tomu u tranzitivních ekonomik se struktura produkce často dramaticky mění, a to obzvláště v případě malých otevřených ekonomik, což může vyústit ve skrytou inflaci v případě deflátoru GDP a zkreslenou interpretaci cenového vývoje.

¹⁵ Uvádí, že pro případ otevřené ekonomiky je nutno upravit domácí GDP o obchodní bilanci. Tento přístup Sommer aplikoval na kvantitativní teorii peněz. Po takovéto úpravě jsou pak

součet reálného GDP (publikovaného ČSÚ) a reálného importu. Od tohoto součtu je pak odečten reálný export (jak import, tak export jsou součástí výkazu při publikaci vývoje GDP). Alternativně je možno použít index průmyslové výroby (Melecký (2001a), Tůma a Hanousek (1995)) nebo spotřebu aproximující permanentní důchod (Klacek a Šmídková (1995)) či maloobchodní tržby (Kozel (2000)), což je však škálová proměnná relevantní spíše pro velmi úzké transakční peníze. Problém je, že v tranzitivních ekonomikách, což je případ i ČR, často dohází ke změnám struktury, resp. ke štěpení řetězce vedoucímu k finální produkci, a tudíž ke zvyšování požadavků na množství peněz k profinancování obchodů na jednotlivých stupních. Tento vývoj však jednotlivé veličiny, aproximující počet transakcí v ekonomice, nezachycují. Ekonomické subjekty rovněž pod vlivem změny ekonomického prostředí upravují během transformačního procesu rozložení svého bohatství v jednotlivých složkách svého portfolia, což se může projevit v některých anomáliích směru a výše koeficientů poptávkové funkce (nevýznamnost škálových proměnných či porušení lineární homogenity poptávkové funkce vzhledem k cenové hladině).

Graf 2

Vývoj časové řady AE (po logaritmické transformaci) a R



Vlastní výnosnost peněz zahrnutých v analyzovaném peněžním agregátu

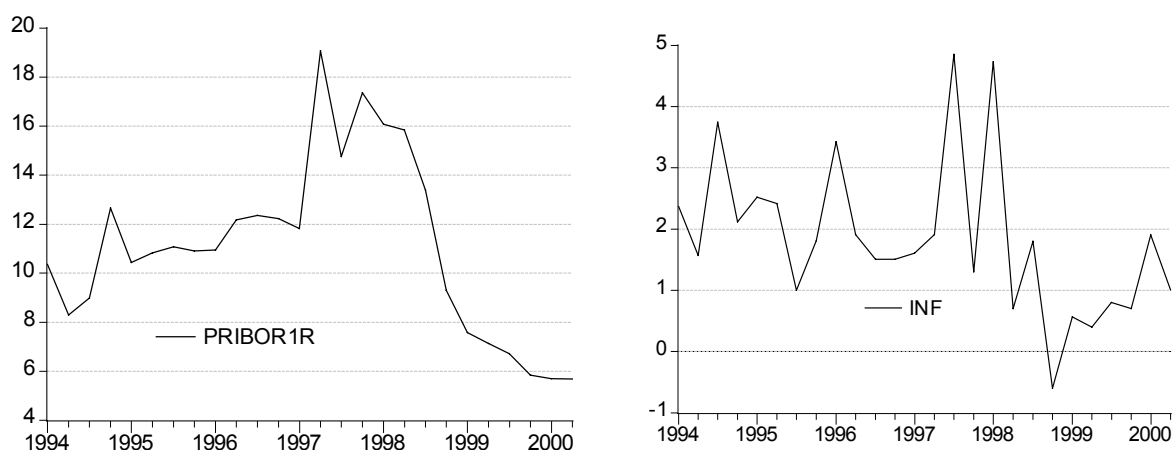
Při aproximaci této veličiny jsou zohledněny dvě možnosti. První bere jako míru výnosnosti vážený průměr výnosnosti jednotlivých složek agregátu M2 dle jejich

peníze svázané s vývojem agregátní nabídky a ne výstupu, poněvadž peníze mohou být, obzvláště v otevřené ekonomice typu ČR, použity na zboží a služby z dovozu, přičemž export netvoří součást domácí agregátní nabídky.

likvidity a následně dle časového rozložení. Druhý pak předpokládá, že daný agregát bude vykazovat největší elasticitu vzhledem k úrokové sazbě na nejdelší peníze. Při porovnávání těchto dvou přístupů byly použity údaje o vývoji úrokových sazeb z netermínovaných, resp. termínovaných vkladů, které pro potřeby této práce považujeme za bližší ekonomické realitě než např. sazby PRIBOR. Dané srovnání vyznělo lépe pro druhý přístup využívající úrokovou sazbu ze střednědobých termínovaných vkladů (RM) publikovanou ČNB. Důvodem je poměrně necitlivý vývoj dlouhodobých sazeb z termínovaných vkladů, což poukazuje na poměrně mrtvý trh v tomto časovém spektru, resp. na riziko spojené s nižší likviditou.

Graf 3

Vývoj sazby PRIBOR a INFLACE



Alternativní náklady držby peněz

Jako první se budu věnovat veličině aproximující alternativní náklady držby peněz vzhledem k jiným aktivům denominovaným v CZK. Ve světové literatuře se k tomuto účelu používají buď sazby peněžního trhu, zejména sazby z Commercial Papers, nebo výnosnost vládních obligací. Jelikož není v ČR i přes existenci otevřených fondů peněžního trhu tento sektor dosti reprezentativní a není nám známo, zda existuje příslušná časová řada výnosnosti takovýchto aktiv, byli jsme nuceni od této možnosti ustoupit. Rovněž trh státních obligací je poměrně exkluzivní záležitostí a většina menších subjektů nemá na tento trh ani zprostředkovaně přístup nebo je tento přístup velmi komplikovaný. Problém s daty se zde vyskytuje ovšem také, neboť neexistuje dosti dlouhá oficiální časová řada. Z těchto důvodů jsme arbitrárně zvolili jako aproximaci alternativních nákladů držby peněz zahrnutých

v agregátu M2 vzhledem k aktivům denominovaným v CZK sazbu PRIBOR 1R. I když tato sazba nevykazuje signifikantnost na běžných hladinách významnosti, má některé žádoucí charakteristiky¹⁶.

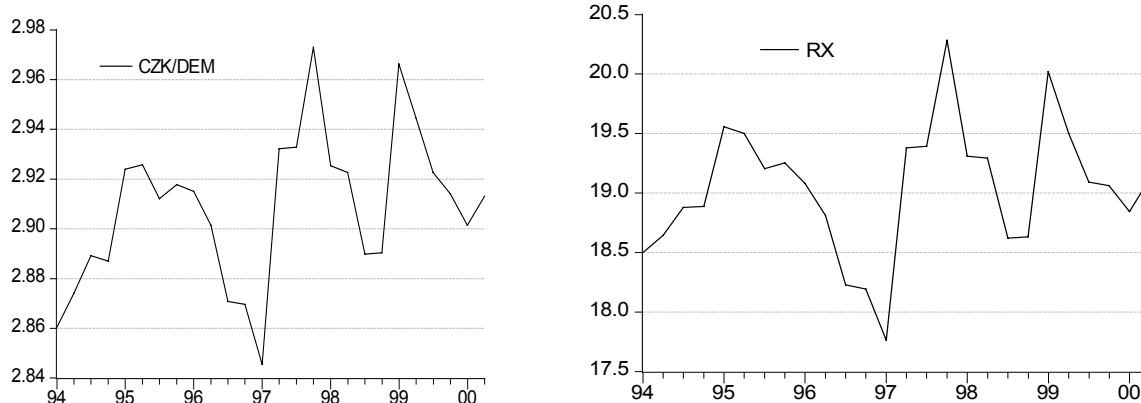
Jako další proměnná aproximující alternativní náklady držby peněz je standardně zaváděna INFLACE, resp. očekávaná inflace jako výnos držby statků dlouhodobé spotřeby. V této práci používáme k tomuto účelu CPI inflaci vypočtenou jako procentní změny mezikvartálního indexu CPI. Tato veličina pak aproximuje očekávanou inflaci z hlediska tvorby inflačních očekávání adaptivním způsobem. Tento způsob lze označit za zvláštní případ tvorby adaptivních očekávání, viz Kozel (2000).

První z vnějších veličin zahrnutých do vztahu formujícího poptávku po penězích v ČR dle teorie měnové substituce (viz výše) je nominální devizový kurz. V této práci bude primárně zohledňován devizový kurz (E) jako CZK/DEM z důvodu větší stability této časové řady, což by mělo vyústit ve vyšší koeficient elasticity poptávky po penězích vzhledem k této veličině. Jako alternativu budu komentovat výsledky dosažené při zahrnutí kurzu CZK/USD. Je zřejmé, že pro jednoznačnější výsledky, co se týče intenzity působení těchto dvou veličin, je třeba přistoupit k dezagregaci M2 a zkoumat vliv obou kurzů na složku denominovanou v příslušné zahraniční měně. Použití nominálního efektivního kurzu se ukázalo jako nevýznamné, a to zejména z důvodu protisměrného pohybu časových řad CZK/DEM a CZK/USD. Vážení těchto kurzů by pak mělo podobný efekt a mohlo by být sledováno arbitrárním¹⁷. Časové řady obou nominálních devizových kurzů byly získány ze statistik ČNB.

¹⁶ Jako alternativní řešení se může nabízet zařazení indexu akciového trhu, je však nutno podotknout, že tento index může představovat pro sektor domácností a firem determinantu odlišného významu (alternativní náklad versus bohatství).

¹⁷ Navíc použití nominálního efektivního kurzu, který v převážné většině představuje podíl marky a dolaru v zahraničním obchodě ČR obsahuje i zanedbatelné podíly měn dalších partnerů v zahraničním obchodě, což metodologicky implikuje, že by se daný subjekt zajišťoval v tomto případě vůči celému koši měn. Tento pohled není z pozice reálných předpokladů chování ekonomických subjektů zcela správný, neboť nelze předpokládat, že by reprezentativní agent zahraničního obchodu pro ČR měl tak široce diverzifikovaná exportní odbytiště. V konečném důsledku, lze pak očekávat, že portfolio alokace prováděna takovými ekonomickými subjekty v reakci na různé volatility, nebude odpovídat právě struktuře zahraničního obchodu, kterou odráží nominální efektivní kurz.

Vývoj nominálního kurzu CZK/DEM (v logaritmech) a výnosnosti zahraničních aktiv RX



Druhou veličinou zahrnutou dle teorie měnové substituce je výnosnost zahraničních aktiv související zejména s funkcí peněz jako uchovatele hodnoty a v jistém smyslu popisuje vliv kapitálové mobility na poptávku po penězích. Ta je uváděna jako logaritmus korunového výnosu investované jednotky zahraniční měny do úročeného aktiva (RX^*)¹⁸. Zde budeme opět primárně zohledňovat aktiva denominovaná v DEM a sazbou aproximující výnosnost takovýchto aktiv bude tříměsíční LIBOR na eurodepozita. Opět budeme uvádět komentáře ohledně výsledků s analogickým použitím USD, kde bude výnosnost zahraničních aktiv aproximovat sazba na tříměsíční Treasury bills.

3.2 Výsledky odhadů

Jak již bylo řečeno, pro posouzení robustnosti odhadu specifikované funkce poptávky po penězích pro ČR, jako malé otevřené ekonomiky, budou použity

¹⁸ Výnosnost byla spočtena dle vzorce: $rx^* = e \cdot (1+i)$, kde e je nominální kurz a i sazba na příslušné tříměsíční zahraniční aktivum. Tento způsob výpočtu volíme ve snaze odlišit měnovou substituci, která pravděpodobně probíhá do M2 agregátu, který zahrnuje nekorunové vklady, a kapitálovou mobilitu do zahraničí.

kointegrační metody JOH(1)¹⁹, JOH(2)²⁰, DOLS²¹. Výsledky odhadu pro uvedené metody jsou uvedeny v tabulce 1.

Tabulka 1

| | AE | CPI | RM | PRIBOR | Inflace | E | RX* | Konstanta |
|---------------|----------|-----------|----------|----------|----------|---------|----------|-----------|
| JOH(1) | 0.625 | 1.013 | 0.036 | -0.032 | -2.016 | 3.122 | -0.174 | 2.699 |
| JOH(2) | 0.352 | 0.977 | -0.013 | -0.002 | 0.353 | 6.546 | -0.331 | -7.966 |
| DOLS | 0.747 | 0.933 | -0.007 | -0.002 | -0.012 | 1.016 | -0.026 | *** |
| | (-2.957) | (-12.756) | (-1.189) | (-0.509) | (-1.293) | (1.168) | (-0.463) | *** |

Johansenova metoda byla provedena s restrikcí konstanty a bez trendu v kointegračním vektoru. E a RX* byly v tomto odhadu považovány za exogenní veličiny. Kritéria pro výběr délky zpoždění endogenních proměnných indikovala převážně (SBC a LR adj.) použití jednoho zpoždění (AIC indikovalo dvě)²². U metody DOLS jsou v závorkách uvedeny t-statistiky příslušných koeficientů. Výsledky odhadů pomocí Johansenovy metody jsou zde uvedeny bez zohlednění aspektu slabé exogenity.

Pokud považujeme čtvrtletí za dostatečnou dobu pro to, aby ekonomické subjekty realizovaly své motivy pro úpravu transakční poptávky, můžeme pozorovat poměrně úzký interval pro transakční proměnné AE a CPI, přičemž se obě veličiny jeví velmi signifikantní. Co se týká portfolio motivu, zde se pro determinaci rozložení bohatství do jednotlivých aktiv, mezi něž patří rovněž peníze, jeví jako relativně nejvýznamnější dle odhadů JOH(1)²³ a DOLS inflace, vlastní výnosová míra RM

¹⁹ Čísla v závorkách označují použitou délku zpoždění endogenních hodnot ve výchozím modelu VAR.

²⁰ Tento postup doporučují rovněž Stock a Watson (1993) pro zohlednění případné disperze při zahrnutí delších zpoždění. V tomto ohledu je lépe používat měsíční data, poněvadž zahrnutí dodatečného zpoždění nemá potenciálně tak velký vliv na odhadované koeficienty (viz Melecký (2001a)), ovšem data agregovaná za delší časové období jsou preferována pro menší diskrepance v reziduiích.

²¹ Metodu DOLS lze specifikovat dle následující rovnice:

$$m_t^d = \beta x_t + \sum_{i=-k}^k \alpha \Delta x_{t-i} + \varepsilon \quad (3)$$

kde x je vektor vysvětlujících proměnných (AE, CPI, RM, PRIBOR, INFLACE, E, RX*). Mnou navržený tvar poptávky po penězích však dovoluje odhad touto metodou pouze pro $k=0$, tzn. nezahrnutí žádné předbíhající „lead“ nebo zpožděné „lag“ diference, i když první diference implicitně zohledňuje jedno zpožděné období.

²² Výsledky těchto testů jsou uvedeny v příloze práce v tabulce P2.

²³ Dle indikací testů na zahrnutí počtu zpoždění endogenních proměnných zohledňujeme v další analýze JOH(1). Dílčí disperze při odhadu koeficientů veličin RM a INFLACE může být způsobena zejména dramatickým snížením stupně volnosti při aplikaci JOH(2), popř. nízkou ekonomickou či statistickou významností v případě proměnné RM.

(pouze dle JOH(1)) a nominální devizový kurz. Nízká významnost sazby PRIBOR potvrzuje očekávání vznesená při formulaci modelu. Nízká statistická významnost zahraničních výnosů úročených aktiv může být způsobena různými překážkami pro pohyb kapitálu zvláště pro domácí subjekty, ať už zpočátku regulačního rázu či posléze jen kontrolního rázu ze strany ČNB. Navíc změna kurzového režimu mohla způsobit dramatickou změnu v rizikovosti zahraničních aktiv pro domácí subjekty a analogicky vyšší rizikovost domácích portfolio aktiv z pohledu zahraničních investorů. Druhé možné vysvětlení spočívá v použití „end-of-period“ údajů v časových řadách, které neposkytují dostatečný čas na zohlednění úpravy portfolio a jsou významné až se zpožděním jednoho období (toto tvrzení potvrdily koeficienty ve VARu). Dané vysvětlení je rovněž relevantní pro ostatní portfolio veličiny, kdy můžeme pozorovat při zohlednění jednoho zpoždění u JOH(1) nárůst koeficientů semi-elasticity, které ještě více narůstá při dvou zpožděních u vnějších proměnných.

Tyto závěry jsou shodné s odhadem při použití kurzu USD/CZK a výnosu amerických Treasury Bills s tím, že v tomto případě byly odhadnuty nepatrně nižší elasticity pro veličiny domácí absorpce a nominální kurz (což bylo zmíněno již při zohlednění této alternativy v rámci formulace modelu). Avšak koeficient zahraničního výnosu je několikanásobně vyšší.

3.3. Slabá exogenita (Weak Exogeneity)

V této části práce se budeme zabývat tím, zda všechny endogenní proměnné formulované poptávkové funkce eliminují nerovnováhu na trhu peněz, kterou představuje rozdíl mezi faktickou držbou peněz (agregát M2) a žádoucí držbou peněz (odhadnutý tvar dlouhodobé poptávkové funkce). Pokud některé veličiny svou dynamikou nepřispívají k eliminaci této nerovnováhy, lze je označit za tzv. slabě exogenní a tento fakt je pak nutné zohlednit při odhadu a zabránit tak úniku této relevantní informace. Testování²⁴ poukazuje na slabou exogenitu proměnné AE (LR-

²⁴ Toto testování je částí kointegrační procedury u Johansenovy metody a provádí se pomocí standardní LR statistiky, kdy zamítnutí nulové hypotézy znamená, že slabá exogenita nebyla prokázána, a že dynamika dané veličiny statisticky významně reaguje na výše popsanou diskrepanci.

test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 1.02 [0.3125]^{25}$), proměnné RM (LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 0.032366 [0.8572]$) a proměnné PRIBOR (LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 0.29167 [0.5892]$). Jako signifikantní se ukázala rovněž společná restrikce na všechny tři proměnné (LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(3) = 1.9372 [0.5855]$). Naopak proměnné M2, CPI se ukázaly jako endogenní (LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 17.659 [0.0000]$ **, resp. LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 16.747 [0.0000]$ **), i když je třeba poznamenat, že ekonomická významnost koeficientů eliminace nerovnováhy ("loadings") je mizivá. Naproti tomu se inflace ukazuje býti endogenní proměnnou (LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(1) = 4.5725 [0.0325]^*$), která i ekonomicky významně eliminuje svou dynamikou případnou nerovnováhu systému. Zohledněním těchto informací v Johansenově metodě dostáváme odhad poptávkové funkce uvedený v tabulce 2.

Tabulka 2

| AE | CPI | RM | PRIBOR | Inflace | E | RX[*] | Konstanta |
|-----------|------------|-----------|---------------|----------------|----------|-----------------------|------------------|
| 0.927 | 1.052 | 0.034 | -0.031 | -1.804 | 2.162 | -0.116 | -2.813 |
| (0.307) | (0.109) | (0.007) | (0.004) | (0.009) | (2.822) | (0.149) | (4.342) |

| loadings | M2 | CPI | Inflace |
|-----------------|-----------|------------|----------------|
| | 0.005 | 0.004 | -0.184 |
| | (0.001) | (0.0008) | (0.077) |

Standardní chyby jsou uvedeny v závorkách.

Tabulka 3

| AE | CPI | RM | PRIBOR | Inflace | E(CZK/USD) | RX[*] | Konstanta |
|-----------|------------|-----------|---------------|----------------|-------------------|-----------------------|------------------|
| 0.901 | 1.163 | 0.022 | -0.026 | -1.596 | 0.648 | -0.754 | -1.935 |
| (0.204) | (0.140) | (0.007) | (0.004) | (0.007) | (0.658) | (0.611) | (1.392) |

| loadings | M2 | AE | CPI | Inflace |
|-----------------|-----------|-----------|------------|----------------|
| | 0.006 | 0.002 | 0.004 | -0.188 |
| | (0.0013) | (0.0014) | (0.0009) | (0.0904) |

Standardní chyby jsou uvedeny v závorkách.

²⁵ Kde *,** by indikovaly zamítnutí nulové hypotézy slabé exogenity na 1% resp. 5% hladině významnosti.

Tabulka 3 pak uvádí stejnou analýzu za použití nominálního devizového kurzu USD/CZK a korunového výnosu Treasury Bills. Výsledky jsou velmi podobné až na nepatrně nižší koeficienty elasticity resp. semi-elasticity u většiny proměnných. Navíc v druhém případě se k endogenním proměnným přidává také AE, ale opět ekonomicky významnou eliminaci nerovnováhy lze nalézt pouze u inflace.

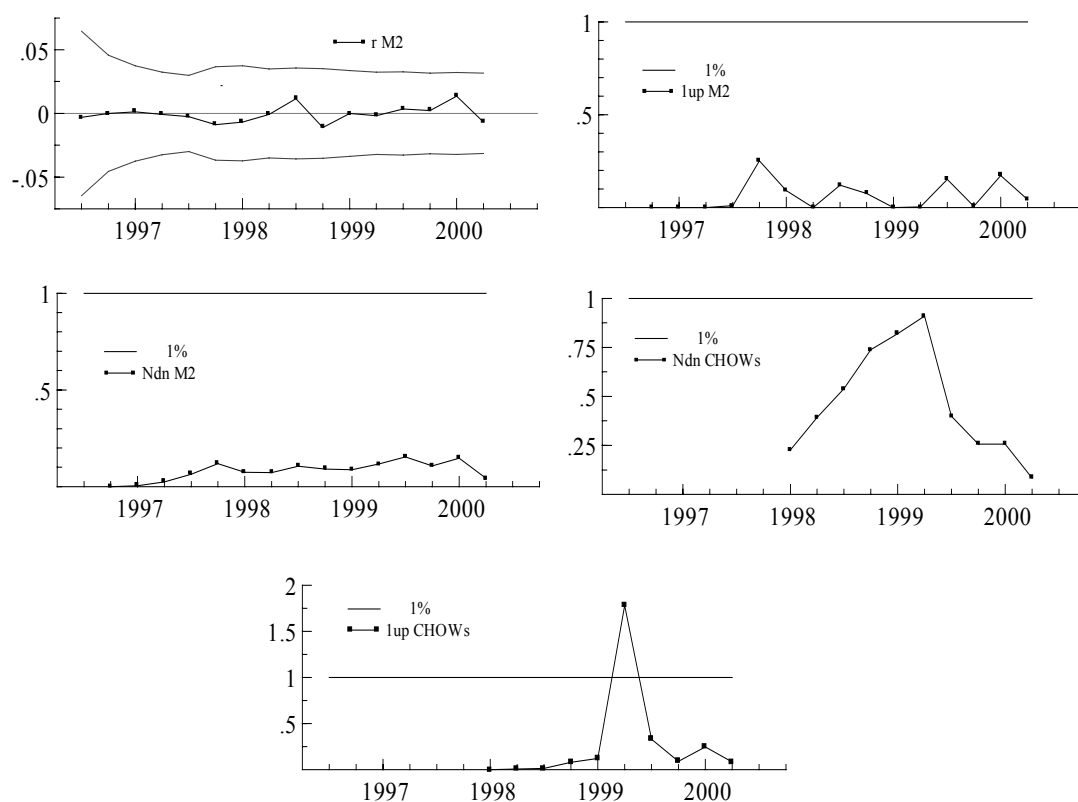
Diskutabilní by se mohla jevit dle některých ekonomů sama existence krátkodobé nerovnováhy na trhu peněz, kdy příznivci nové klasické ekonomie předpokládají pružné ceny a příznivci nové keynesiánské ekonomie zase úrokové sazby. Obě tyto veličiny by měly zajistit, že při šoku na peněžním trhu dojde k jeho eliminaci v jakémsi meziobdobí a tento trh se tedy bude nacházet v permanentní rovnováze. Určité vysvětlení dle našeho názoru poskytuje „buffer-stock“ přístup k analýze poptávky po penězích, který tyto dílčí diskrepance vysvětluje (viz např. Laidler (1990), Goodhart (1989), Hendry S. (1995) nebo Melecký (2001b)).

4 Stabilita dlouhodobé poptávky

V dalším kroku vyšetříme stabilitu odhadnutých poptávkových funkcí, kdy budeme testovat odhady aplikovaných technik JOH(1) jak pro CZK/DEM, tak pro CZK/USD a jako alternativu DOLS odhad pro obě varianty²⁶. Graf 1 a Graf 2 zobrazují testy stability pro odhady poptávkové funkce pomocí JOH(1), respektive DOLS.

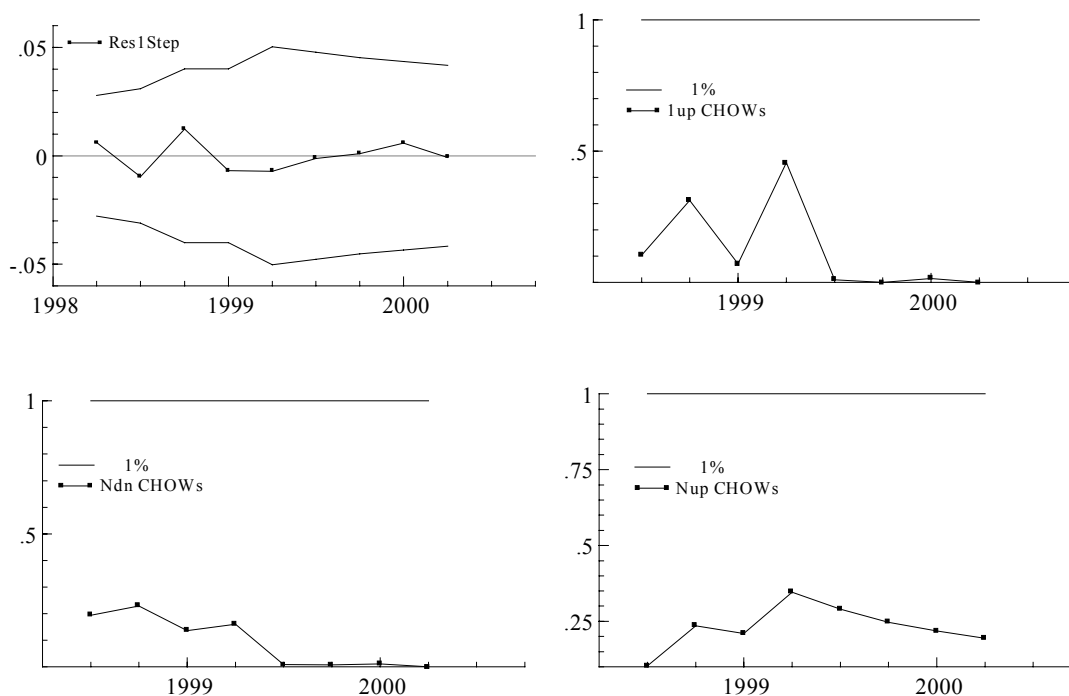
Graf 5

Testy stability odhadu poptávky po M2 peněžích pomocí JOH(1)



²⁶ Opět se zde snažíme dodržet zásadu, že by se charakteristiky odhadnutého vztahu (v našem případě poptávkové funkce) neměly výrazně lišit v závislosti na použité technice, tzn. jednorovnicové nebo víceroovnicové metodě.

Test stability odhadu poptávky po M2 peněžích pomocí DOLS



V grafu 1 jsou uvedeny grafické podoby, shora zleva, testu one-step forecast a Chowových testů stability (one-step, break-point) jak pro rovnici vektoru poptávky ($rM2$), tak pro systém jako celek. I když Chowovy testy aplikované na celý systém poukazují na nestabilitu gradující v prvním čtvrtletí roku 1999, všechny testy stability vektoru odhadnuté poptávky po peněžích vykazují nenarušení stability odhadnuté funkce v celém zkoumaném vzorku.

Graf 2 znázorňuje aplikaci stejných testů (doplňných o Chowův forecast test) na odhadnutý tvar rovnice poptávky po peněžích metodou DOLS. Rovněž zde neindikuje ani jeden z testů případy nestability v analyzovaném období.

Grafický popis výsledků testů stability analogicky aplikovaných na systém proměnných formujících poptávku po peněžích a na vektor $rM2$ (rovnici poptávky po peněžích) získaný odhadem pomocí JOH(1) a DOLS (jen pro rovnici poptávky) pro případ použití nominálního devizového kurzu CZK/USD a korunového výnosu Treasury Bills je uveden v grafu 1 v příloze této práce.

5 Závěr

Cílem této práce bylo formulovat tvar poptávkové funkce rozšířený o vliv vnějších proměnných. Zvolenými proměnnými dle implikací teorie měnové substituce byl nominální devizový kurz CZK/DEM (alternativně byl rovněž použit CZK/USD) aproximující vliv měnové substituce ve smyslu funkce peněz jako prostředku směny, respektive uchovatele hodnoty a korunový výnos z eurodepozit v DEM jako aproximace kapitálové mobility, respektive měnové substituce funkce peněz jako uchovatele hodnoty. A priori nebyla přijata žádná zjednodušení či restrikce zvolených proměnných formujících odhadovanou poptávku po penězích.

Pro odhad byly použity kointegrační metody JOH(1), JOH(2) a DOLS pro posouzení robustnosti získaných odhadů a zohlednění případné signifikantní disperze při použití různých zpoždění u Johansenovy metody. Změna odhadnutých koeficientů při použití alternativních délek zpoždění u Johansenovy metody nepřinesla významnější změny v odhadu parametrů jednotlivých veličin s výjimkou inflace a vlastní výnosnosti M2 peněz.

Při testování slabé exogenity jednotlivých endogenních proměnných formujících poptávku po penězích se ukázalo, že za endogenní veličiny ve smyslu kointegrace lze považovat, dle aplikovaného testu v rámci Johansenovy metody, peněžní zásobu M2 a CPI, jejichž vliv na eliminaci nesouladu mezi aktuální a žádoucí držbou peněžních zůstatků je však ekonomicky nevýznamný. Jak statisticky, tak ekonomicky významný se jeví vliv dynamiky inflace na vzniklou

diskrepanci, čehož by se dalo využít pro sestrojení inflačního indikátoru. Dosažené výsledky jsou shodné rovněž při použití alternativy CZK/USD a korunového výnosu Treasury Bills s tou výjimkou, že zde vystupuje, dle testu slabé exogenity, jako endogenní proměnná rovněž reálná domácí absorpce AE, nicméně její vliv je ekonomicky nevýznamný.

Testování stability odhadnutých tvarů poptávkových funkcí pomocí JOH(1) a DOLS neindikují strukturální zlomy ani zvýšenou nestabilitu po celou testovanou část vzorku. Strukturální zlomy byly nalezeny jen při zohlednění celého systému proměnných formujících poptávku po penězích. Dosažené výsledky jsou opět shodné při použití alternativy s CZK/USD a výnosu z Treasury Bills, kdy systém s těmito exogenními veličinami vykazuje nepatrně vyšší stabilitu.

Elasticita transakčních veličin (AE a CPI) je blízká jedné, což se blíží pojetí poptávky po penězích v duchu kvantitativní teorie. Dle odhadů JOH(1) a DOLS byl prokázán poměrně významný vliv inflace na poptávku po penězích a vlastní výnosnosti agregátu M2 aproximované RM, což podporuje Friedmanovo pojetí, resp. portfolio pojetí poptávky po penězích. Nižší významnost domácí alternativní výnosové sazby PRIBOR byla očekávána již při formulaci modelu, nicméně nebyla nalezena lepší aproximace, která by byla realizovatelná. U proměnné PRIBOR, která měla představovat alternativní náklad držby peněz vůči ostatním finančním aktivům, může její nevýznamnost poukazovat na nerozvinutost finančních trhů na delším konci časové struktury či obtížný přístup některých subjektů k takovým aktivům, zejména ze strany domácností.

Nižší statistická významnost vnějších veličin může být způsobena buď asynchronní měnovou substitucí (tzv. dolarizací ekonomiky), nebo rozdílnou elasticitou, resp. vlivem měnové substituce na proměnlivost elasticity vnějších proměnných ve zkoumaném časovém období. Analýza těchto aspektů by mohla napomoci zvýšit významnost vnějších proměnných a přilnavost odhadu poptávkové funkce. Ze strany determinant měnové substituce se jedná zejména o přechod od fixingu k řízenému floatingu, kdy dané období není v tomto smyslu dostatečně ošetřeno. Následný přechod na řízený floating a větší fluktuace kurzu, která představuje zvýšenou významnost těchto alternativních nákladů držby peněz, dává prostor pro existenci nejen intenzivní části elasticity této proměnné, ale také

extenzivní části elasticity (viz Mulligan a Sala-i-Martin (1996))²⁷. Jako problémové se v tomto ohledu jeví také zařazení nekorunových vkladů do agregátu M2, jelikož zejména sektor firem může držet tyto zůstatky v zahraničí (substituovat směrem ven z agregátu M2). Obdobně je na tom rovněž pohyb kapitálu, který v počátečním období podléhal kontrole, která byla fázově odstraňována, přičemž část tohoto období se prolínala s obdobím přechodu na řízený floating a vyšší fluktuace kurzu, tzn. obdobím se zvýšenou rizikovostí zahraničních investic.

Vzhledem ke krátkosti časových řad jejich nízké konzistenci a nízké kvalitě a dále pak omezeným množstvím aplikovaných kointegračních metod nelze vyslovit rozsáhlejší striktní závěry o tvaru poptávkové funkce, zejména pak o významné přítomnosti měnové substituce. V dalším výzkumu této problematiky na delších časových řadách by tedy měly být zohledněny indikované problémy vyplývající z analýzy a přístupu použitých v této práci.

²⁷ Zde by bylo možné dekomponovat tuto elasticitu podle Mulligan a Sala-i-Martin (1996) na intenzivní a extenzivní část. Tento přístup předpokládá, že při vyšších alternativních nákladech držby peněz se nejenom zintenzivní cash management (intenzivní část elasticity), ale rovněž se pod tlakem narůstající ztráty rozhodne více subjektů adoptovat technologii portfolio managementu, což se odrazí ve vyšší elasticitě alternativních nákladů držby peněz při každé úrovni držby peněžních zůstatků (extenzivní část elasticity).

Literatura

1. AARLE, VAN B. - BUDINA, N. (1995). Currency Substitution in Eastern Europe. *Tilburg University, Center for Economic Research, Discussion Paper Series no. 2*
2. AIZENMAN, J. (1997). International Portfolio Diversification with Generalized Expected Utility Preferences. *NBER Working Papers 5965*.
3. ARLT, J. - GUBA, M. - RADKOVSKÝ, Š. - SOJKA, M. - STILLER, V. (2001). Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1994-2000. ČNB, VP č. 34.
4. ARMOUR, J. - ATTA-MENSAH, J. - ENGERT, W. - HENDRY, S. (1996). Distant-Early-Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibria. *Bank of Canada Working Paper 96-5*
5. ATTA-MENSAH, J. (1996). A Modified P* - Model of Inflation Based on M1. *Bank of Canada Working Paper 96-15*.
6. BALL, L. (1998). Another Look at Long-Run Money Demand. *NBER Working Papers 6597*
7. BOYER, R. S. - KINGSTON, G. H. (1987). Currency Substitution under Finance Constrains. *Journal of International Money and Finance 6(3), pp. 234-250*.

8. BROUWER, G. NG I. - SUBBARAMAN, R. (1993). The Demand for Money in Australia: New Tests on Old Topic. *Reserve Bank of Australia, Research Discussion Papers 9314*
9. COENEN, G. - VEGA, J. L. (1999). The Demand for M3 in Euro area. *ECB Working Paper no. 6.*
10. DOORNIK, J. A. - HENDRY, D. F. (2000). Modelling Dynamic Systems using PcGive volume II. *Timberlake Consultants Ltd.*
11. DOYLE, B. M. (2000). „Here, Dollars, Dollars...” – Estimating Currency Demand and Worldwide Currency Substitution. *International Finance Discussion Papers no.657, Board of Governors of the Federal Reserve System.*
12. ENDERS, W. (1995). Applied Econometric Time Series. *John Willey & Sons, Inc.*
13. ENGLE, R. F. - GRANGER, C. W. J. (1991). Long-Run Economic Relationships. *Oxford University Press, New York.*
14. ERICSSON, N. R. (1998). Empirical Modeling of Money Demand. *Empirical Economics 23, pp. 295-315.*
15. FRAIT, J. - KOMÁREK, L. - KULHÁNEK L. (1998). Analýza dynamiky inflace pomocí P* modelu. *Finance a úvěr 11/98.*
16. FRAIT, J. - KULHÁNEK L. - MELECKÝ M. (2000). Modelování české inflace pomocí P* modelu. *Acta Academica Karviniensis 1/2000.*
17. GIOVANNINI, A. - TURTELBOOM, B. (1992). Currency Substitution. *NBER Working Paper 4232.*
18. GONZALO, J. - PITARAKIS J. Y. (1994). Cointegration Analysis in Large Systems. *Boston University, mimeo*
19. GOODHART C. A. E., (1989). Money, Information and Uncertainty. *Second edition. Cambridge MIT Press*
20. HANOUSEK, J. - KUBÍN, J. - TŮMA, Z. (1995). Poptávka po penězích a ražebné v období transformace. *Finance a úvěr 7/1995.*
21. HANOUSEK, J.-TŮMA, Z. (1995). Poptávka po penězích v české ekonomice. *Finance a úvěr 5/1995.*
22. HARRIS, R. (1995). Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. *Prentice Hall.*
23. HAYO, B. (1999). The Demand for Money in Austria. *Economic Working Paper Archive at WUSTL, Macroeconomics wuwpma 9902.*

24. HENDRY, D. F. - ERICSSON, N. R. (1991). Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review* 35, 833-81
25. HENDRY D. F. - ERICSSON, N. R. - PRESTWICH, K. M. (1997). The Demand for Broad Money in the United Kingdom, 1878-1993. *Board of Governors of the Federal Reserve System, Discussion Papers* 596
26. HENDRY, S. (1995). Long-Run Demand for M1. *Bank of Canada Working Paper* 95-11.
27. HOFFMAN, D. L. - RASCHE, R. H. (1996). Aggregate Money Demand Functions: Empirical Applications in Cointegrated Systems. *Kluwer Academic Publishers Group*
28. JOHANSEN, S. (1992). Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 54, 383-97
29. JOHANSEN, S.-JUSELIUS, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52(2), pp 169-210
30. KLACEK, J. - ŠMÍDKOVÁ, K. (1995). The Demand-for-Money Function: the Case of the Czech Economy. *ČNB VP č. 41 Praha*.
31. KOZEL, D. (2000). Poptávka po oběživu. *Finance a úvěr* 12/2000.
32. LAIDLER D, E. (1990). Taking Money Seriously. *Cambridge MIT Press*
33. LAIDLER, D. E. (1993). The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems. Fourth Edition. *New York: Harper Collins College Publisher*
34. MARASHDEH, O. (1997). The Demand for Money in an Open Economy: the Case of Malaysia. *The Southern Finance Association Annual Meeting, November 1997*
35. MELECKÝ, M. (2001a). Buffer-stock přístup k poptávce po penězích. *Acta Academica Karviniensis* 1/2001.
36. MELECKÝ, M. (2001b). Poptávka po penězích (M1) v ČR. *Finance a úvěr* 9/2001.
37. MULLIGAN, C. B. - SALA-I-MA, X. X. (1996). Adoption of Financial Technologies: Implications for Money Demand and Monetary Policy. *NBER Working Paper Series no. 5504*

38. MUSCATELLI, V. A. - SPINELLI, F. (2000). *The Long-Run Stability of the Demand for Money: Italy 1861-1996*. *Journal of Monetary Economics* 45, pp. 717-739.
39. PESARAN, M. H. - SHIN, Y. - SMITH, R. J. (1996). Testing for the Existence of a Long-Run Relationship. *DAE Working Paper no. 9622, University of Cambridge*.
40. PEYTRIGNET, M. - STAHEL, CH. (1998). *Stability of Money Demand in Switzerland: A Comparison of the M2 and M3 Cases*. *Empirical Economics* 23, pp. 437-454.
41. RIPATTI, A. (1998). *Stability of the Demand for M1 and Harmonized M3 in Finland*. *Empirical Economics* 23, pp. 317-337.
42. ROUBINI, N. - GRILLI, V. (1995). *Liquidity Models in Open Economies: Theory and Empirical Evidence*. NBER Working Paper Series no. 5313.
43. SOMMER, M. (1997). Vazba mezi peněžní zásobou, agregátní nabídkou a nominálním domácím produktem ČR v letech 1992-1996. *Bankovníctví* 16/97.
44. STOCK, J. H. - WATSON, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* 61, pp. 1035-1056.
45. VEGA, J. L. (1998). Money Demand Stability: Evidence from Spain. *Empirical Economics* 23, pp.387-400.

Příloha

Tabulka P1

Test stacionarity použitých časových řad

| Proměnná | ADF-test | PP-test | Indikace |
|-------------|-------------------|-----------------|------------------------|
| m2 | -2,54 (c, t, 2) | -3,75*** (c) ! | spíše I(1) |
| p | -1,65 (c, 4) | -2,13 (c) ! | spíše I(2) viz inflace |
| ae_sa | -2,75* (c, 1) | -3,63** (c) | spíše I(0) |
| rm | -4,37** (c, t, 5) | -1,02 (c, t) ! | I(0) nebo I(1) |
| pribor | -2,01 (c, 5) | -1,33 (c, t) ! | I(1) |
| inflace | -2,76 (c, t, 3) | -5,30*** (c, t) | spíše I(1) |
| e (czk/dem) | -3,59* (c, t, 3) | -3,18** (c) | spíše I(0) |
| rx* | -3,66** (c, 2) | -3,20** (c) | I(0) |

*, **, *** - označuje zamítnutí nulové hypotézy nestacionarity dané časové řady na 10%, 5% a 1% hladině významnosti. Údaje v závorce označují postupně zařazení konstanty, trendu a počet zpožděných diferencí v daném testu jednotkového kořene.

! - označuje pravděpodobnou autokorelaci reziduí dle indikací DW-statistiky, která snižuje vypovídací schopnost testu. V případě, že je příslušná indikace u dané veličiny nejednoznačná, což plyne zejména z neefektivnosti obou testů, kdy ADF-test se vyznačuje nedostatkem síly (power) a PP-test nedostatkem rozměru (size) doporučuje se aplikovat ještě jeden další test s opačnou nulovou hypotézou jako je např. KPSS-test (tento není standardně přítomen v ekonometrických softwarech, je ho možné najít např. v aplikaci EASYREG). Z aplikovaných testů tedy nelze vyslovit zcela jasné závěry, zejména kvůli zmíněné neefektivnosti, která je podpořena krátkostí časových řad.

Tabulka P2

Testování optimální délky zpoždění endogenních proměnných ve VARu

| Počet zpoždění | AIC | SBC | LR-test upravený |
|----------------|--------|--------|------------------|
| 2 | 166,48 | 113,47 | ----- |
| 1 | 155,68 | 132,87 | 35,10 (0,511) |
| 0 | -2,66 | -12,27 | 180,86 (0,00)*** |

AIC- Akaike Information Criterion, SBC- Schwarz Bayesian Criterion, LR-test upravený – Upravený LR-test pro malé výběry. Endogenní proměnné jsou M2, AE, CPI, RM, PRIBOR a inflace. AIC a SBC testují zahrnutí delšího zpoždění vzhledem ke kratšímu, kdežto LR-test testuje zahrnutí daného zpoždění vzhledem k maximálnímu (hladina významnosti v závorce). Test AIC indikuje zahrnutí 2 zpoždění, kdežto test SBC a LR-test upravený zahrnutí jednoho zpoždění, což může být v tomto případě bráno za indikativní souhrnný výsledek těchto testů.

Tabulka P3

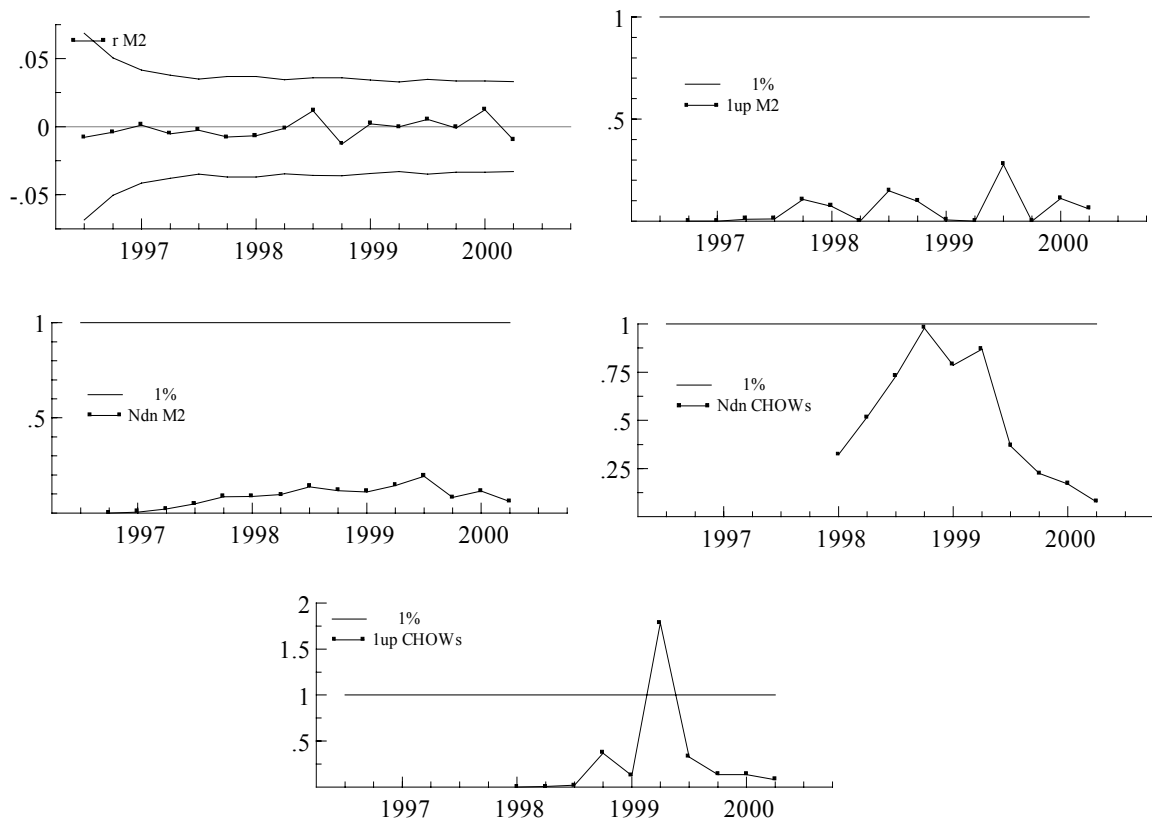
Test počtu kointegračních vektorů spojujících systém endogenních proměnných,
1 zpoždění ve VARu, časové rozmezí 1994(3) až 2000(2), e a rx zahrnutý jako exogenní proměnné.

| | Maximum eigenvalue statistika | | Trace statistika | | |
|-----------|-------------------------------|---------|------------------|---------|------------|
| | -Tlog(1-\mu) | T-nm | -T\Sum log(.) | T-nm | eigenvalue |
| $r=0$ | 200,9** | 165.6** | 353** | 264.8** | 0.999 |
| $r\leq 1$ | 51.84** | 38.88* | 132.2** | 99.13** | 0.884 |
| $r\leq 2$ | 38.53** | 28.9* | 80.33** | 60.25** | 0.799 |
| $r\leq 3$ | 23.84* | 17.88 | 41.8** | 31.35 | 0.629 |
| $r\leq 4$ | 11.86 | 8.899 | 17.95 | 13.47 | 0.390 |
| $r\leq 5$ | 6.08 | 4.567 | 6.089 | 4.567 | 0.224 |

*,** - označují zamítnutí hypotézy daného počtu vektorů ve prospěch vyššího na 5% a 1% hladině významnosti. Souhrnný výsledek aplikovaných testů indikuje existenci 3 kointegračních vektorů, nicméně krátkost vzorku a možná stacionarita některých proměnných může snižovat výmluvnost tohoto testu ve smyslu indikace počtu kointegračních vektorů směrem dolů.

Graf P1

Test stability odhadnuté poptávkové funkce JOH(1) (USD)



Graf P2

Test stability poptávkové funkce DOLS (USD)

