

DT: 336.741.237.1; 519.866

klíčová slova: poptávka po penězích – domácnosti – kointegrace – mikroekonomické teorie poptávky po penězích

# Analýza diskrepancí v poptávce po penězích domácností a firem v ČR 1994–2000 – část I: domácnosti

Martin MELECKÝ\*

## 1. Úvod

Poptávka je důležitou složkou transmise měnové politiky při působení na vytyčené cíle. V České republice se v tomto smyslu jedná především, nikoli však výlučně, o stabilní cenový vývoj. Modelování a odhad agregátní poptávkové funkce je pak jedním z ústředních témat výzkumů ČNB. Nicméně tento přístup může opomíjet zohlednění různých „vzorů chování“ v sektorech domácností a firem. Výzkum poptávky po penězích na agregátní úrovni pak může být zkomplikován diskrepancemi v agregovaných poptávkových funkcích hlavních sektorů ekonomiky, tzn. především domácností a firem. Tento aspekt nebyl dosud v české odborné literatuře příliš zohledňován (explicitně); předkládaná práce se pokouší tento nedostatek napravit. Vzhledem k rozsáhlosti daného výzkumu je práce rozdělena do dvou částí: první se věnuje sektoru domácností a druhá sektoru firem.

Cílem první části této práce je tedy zaměřit se na jeden z uvedených sektorů, a sice na domácnosti, a provést podrobnější analýzu determinant poptávky po úzkých (*narrow money*, M1) a širokých (*broad money*, M2) penězích z pozice domácností, poukázat na převládající charakteristiky a tendence v tomto sektoru a nastítnit trendy vývoje týkající se poptávky po penězích domácností. Nedílnou součástí práce bude také zohlednění případných problémů, které by mohly minulý vývoj a nadcházející trendy v tomto sektoru způsobit při výzkumu agregátní poptávky po penězích.

## 2. Teorie poptávky po penězích domácností

Na úrovni domácností bude nejprve prezentována teoretická báze analýzy poptávky po penězích, která je tvořena dvěma mikroekonomickými koncepty. Na ně navazuje empirická analýza a odhad poptávkové funkce specifikované podle logiky těchto konceptů. Tvar odhadované poptávkové funkce, resp. funkcí, bude rovněž formulován s ohledem na specifické podmínky české ekonomiky, tzn. na proces transformace a velký stupeň otevřenosti české ekonomiky.

---

\* katedra ekonomie, Ekonomická fakulta VŠB-TU Ostrava ([martin.melecky@vsb.cz](mailto:martin.melecky@vsb.cz))

Jako teoretické koncepty zde byly zvoleny *buffer-stock* model poptávky po penězích (model pojistné zásoby) a Sprenkleův-Millerův (1980) model opatrnostní poptávky po penězích. Tyto modely byly vybrány zejména z důvodu reálnosti předpokladů a relativního souladu s metodou použitou při empirickém odhadu.<sup>1</sup>

## 2.1 *Buffer-stock* model

*Buffer-stock* přístup předpokládá existenci systému peněžní směny. Takovýto systém chápaný jako společenská instituce je pak jakousi substitucí za druh walrassovského trhu, jenž – častěji implicitně než explicitně – poskytuje základnu pro mnoho makroekonomických teorií. I když příležitostně probíhají barterové transakce či clearing obchodních závazků a pohledávek, typický kupující – ať už je to firma poptávající práci, nebo domácnost poptávající spotřební statky – musí k tomu, aby byl schopen vstupovat do žádoucích transakcí, jako podstatu společenské konvence nabídnout v záměnu peníze nebo kredibilní závazek doručení těchto peněz v blízké době. Navíc předpokládáme-li, že existují náklady nalezení kupce aktiv vyžadující dodatečné peníze, lze usuzovat, že ekonomický subjekt bude držet část svého bohatství ve formě peněz jako „přechodný přebytek kupní síly“, i když ten mu bude poskytovat nižší *explicitní* výnos než jiné formy aktiv.

Teorie zabývající se poptávkou po penězích bere tyto argumenty jako dané a odpovídá na otázku, co determinuje množství peněz, které ekonomický subjekt drží, a jak se toto množství mění vzhledem k změnám těchto determinantů. Toto relevantní „poptávané množství peněz“ není zcela jednoduchou záležitostí. Výše uvedený výraz neodpovídá množství peněz, které daný subjekt zamýšlí držet v každém okamžiku; spíše je to průměrné množství peněz, které chce držet za určitý časový interval. Výraz „poptávané množství peněz“ odpovídá tomu, čemu se říká průměrná neboli cílová či zamýšlená výše pojistné zásoby hotovostních zůstatků.

Držba pojistné zásoby obecně akceptovatelné výše kupní síly zabraňuje – přinejmenším z části – tomu, aby na trzích, kde je subjekt prodejcem, působily na jeho nákupní aktivity neočekávané události a naopak. Ovšem úvaha jde hlouběji: pravděpodobnost, že subjekt bude čelit nepředvídatelné události, není nezávislá na čase a úsilí, které subjekt vkládá do vyhledávání a zpracovávání informací relevantních pro své aktivity. Jestliže mu držba peněz umožní snášet následky neočekávaných událostí při nižších nákladech, než by tomu bylo jinak, pak peníze vystupují jako substitut informací. Taktó sama existence peněžního systému, která umožňuje danému subjektu určitou ochranu, působí ve smyslu větší náchylnosti subjektu k neočekávaným událostem. Z tohoto důvodu fluktuace držených zůstatků peněz nad cílovou hodnotou je samotnou podstatou směru ekonomické aktivity koordinované peněžní směnou.

Předpokládá se, že sama cílová hodnota individuální poptávky po penězích daného subjektu je předmětem změn, k nimž po určitém období do-

---

<sup>1</sup> Oba prezentované modely připouštějí možnost držby peněžních zůstatků ve výši, která nemusí nutně odpovídat plánované či optimální držbě; to je metodologicky v souladu s použitou ekonometrickou technikou modelu korekce chyb (*error-correction model*).

chází. Tuto změnu mohou způsobit at už dočasné, nebo permanentní změny v jednotlivých argumentech poptávkové funkce. Termín zamýšlená poptávka po penězích odpovídá v tomto smyslu dlouhodobé poptávce a proces přizpůsobení s příslušnými náklady na úpravu k takto specifikované úrovni je pak modelován pomocí variantních krátkodobých funkcí poptávky po penězích. Diskrepance mezi aktuální a dlouhodobou cílovou držbou peněz může vzniknout v důsledku různých exogenních šoků, stejně tak jako v důsledku změn v argumentech poptávkové funkce (implikujících změny v elasticitách, popř. semielasticitách) dlouhodobé poptávky po penězích. Neexistuje tedy důvod k závěru, že reakce na takovou diskrepanci závisí jakkoli na příčině jejího vzniku.

Pokud tato diskrepance existuje, individuální subjekt se bude snažit pohybovat se ve směru odstranění této nerovnováhy změnou úrovně současných výdajů na zboží, služby a akumulaci aktiv. To znamená, že subjekt, který se ocitne v takovéto nerovnováze mezi aktuální a zamýšlenou držbou peněz, podlehne efektu reálných zůstatků.

O finančních inovacích se často říká, že jejich produkty přidělují penězům menší úrokovou elasticitu v poptávce po penězích, což má za následek výkyvy v rychlosti oběhu standardně definovaných peněz. Ty se tak rovněž stávají pro měnové autority méně kontrolovatelnými. V případě limitované, nulové úrokové elasticity nemohou měnové autority měnit množství peněz v oběhu (zejména širších peněžních agregátů) operacemi na volném trhu. Jestliže změny v cenách obligací nemají žádný efekt na poptávku po penězích, jak tedy mohou tyto změny vyvolat fluktuaci kvantity peněz v oběhu? *Buffer-stock* koncept toto vysvětluje pomocí tzv. Brunnerovy a Meltzerovy (1976) dynamické analýzy procesu nabídky peněz.

Jestliže měnová autorita zvýší cenu, kterou nabízí za obligace, veřejnost je neprodá proto, že chce držet více peněz, ale spíše proto, že chce substitovat obligace aktivy s vyššími výnosy, jako je fyzický kapitál, ve svém portfoliu. Množství peněz v oběhu se tak nezvyšuje v důsledku zvýšené poptávky po držbě peněz, ale proto, že jejich získání je nutný mezikrok pro nákup kapitálových aktiv. Jestliže takto jednájí všechny subjekty v ekonomice, je jedinou možností získání aktiv s vyšší výnosností prodej dluhopisů měnové autoritě. Přesto však jsou peníze, jež nikdo nezamýšlí držet, vytvářeny operacemi na volném trhu. Pokud existuje nenulová poptávka po hotovostních zůstatcích, mohou operace na volném trhu vést ke změně množství peněz v oběhu, dokonce i tehdy, když je poptávka po penězích zcela úrokově neelastická. Jenom zamýšlená substituce kapitálových aktiv za obligace v portfoliu přiměje jednotlivé subjekty k tomu, aby držely větší množství peněz – akceptované od měnových autorit jako určitý mezikrok –, než by odpovídalo jejich dlouhodobé (cílové) poptávce po tomto aktivu. To se může dít – jak již bylo řečeno – za předpokladu použití peněz jako pojistné zásoby.

## 2.2 Sprenkleův-Millerův model opatrnostní poptávky po penězích

Budeme-li uvažovat opatrnostní poptávku po penězích domácností,<sup>2</sup> budeme uvažovat případ, kdy nebudou povoleny dlužní zůstatky na účtu.<sup>3</sup> Je

ovšem zřejmé, že dlužní zůstatky nejsou z tohoto sektoru vyloučeny.<sup>4</sup> Dá se však říci, že jelikož je debetní financování relativně neobvyklé a nežádoucí, neexistují obecně fixní úrokové sazby na toto úvěrování, ale místo toho relativně vysoké fixní náklady v případě debetního zůstatku. Za tyto fixní náklady mohou být z části považovány jisté explicitní náklady, významně zde však může vystupovat i – možná dosti významný – faktor neochoty bank.

Nechť  $v$  jsou fixní náklady v peněžních jednotkách při přečerpání hotovostních zůstatků a  $i$  je tržní úroková sazba po relevantní periodu; např. jestliže domácnostem jsou mzdy vypláceny měsíčně a nejistota ohledně příjmů a plateb vyvstává na konci měsíce, pak je  $i$  měsíční úroková sazba. Pak celkové náklady držby nadbytečných peněžních zůstatků jsou dány rovnicí (1):

$$TC = i \int_0^A (A - x) f(x) dx + v \int_A^\infty f(x) dx \quad (1)$$

kde  $A$  je skutečná velikost peněžních zůstatků,  $x$  jejich optimální výše. Druhý integrál představuje pravděpodobnost nutnosti využití dluhového financování. Pro optimum bude platit, že:

$$\frac{F(A^*)}{f(A^*)} = \frac{v}{i} \quad (2)$$

Sprenkle a Miller předpokládají, že  $v$  je nastaveno dostatečně vysoko tak, že  $A^*$  bude podstatně vyšší než nula a případy dluhového financování budou nastávat jen výjimečně, resp. nepravidelně. V tomto případě růst  $v$  snižuje úrokovou elasticitu M1, avšak zvyšuje úroveň M1 (držbu hotovosti). Sprenkle a Miller (1980, s. 417, tabulka 5) na příkladu dokazují, že opatrnostní poptávka po úzkých peněžích bude v tomto případě tvořit mnohem větší část celkové poptávky po penězích M1, než by se *ceteris paribus* očekávalo.

Sprenkle a Miller argumentují, že rozšířená modifikace tohoto modelu se dá v zásadě použít pro analýzu jakéhokoli typu systému úvěrování. Pro plně automatický systém bez omezení výpůjčky využívaný bankami bude  $v$  velmi malé, ne-li nula. Pro systém, ve kterém budou banky přehlížet využívání debetní strany účtu, bude  $v$  pravděpodobně na nějaké střední hodnotě. A v systému bez možnosti úvěrování nebo v systému, ve kterém jsou explicitní a implicitní náklady přečerpaných fondů velmi vysoké, může být  $v$  tak vysoké, že se  $F(A^*)$  bude blížit jedné.

<sup>2</sup> Stejným způsobem se však dá uvažovat o malých firmách, které mají podobné finanční možnosti a z tohoto vyplývající vzorce chování.

<sup>3</sup> Sprenkle – Miller, 1980 – Model III: Bez možnosti úvěrování (*The Non-Overdraft Case*)

<sup>4</sup> V dnešní době jsou do jisté míry tyto dlužní zůstatky dovoleny na debetních či revolvingových účtech, nicméně je otázkou, do jaké míry této techniky malé firmy a domácnosti v ČR využívají. S jejím využíváním jsou spojeny relativně vysoké fixní náklady, poměrně vysoké úrokové sazby z debetního zůstatku a limitovaná výpůjčka, která nemusí být často dostačující. Není tedy pravděpodobné, že by tyto produkty byly používány jako součást běžných obchodních operací.

Závěrem Sprenkle a Miller konstatují, že jejich model je evidentně klíčově závislý na velikosti předpokládané nejistoty týkající se peněžních příjmů a plateb, a připouštějí omezenou informovanost ohledně determinant tohoto rizika. I když by tato nejistota měla být pozitivně korelována s důchodem, přesná funkční forma známa není. Sprenkle a Miller dodávají, že nejistota se může vyvíjet rozdílně v návaznosti na důchod spíše působením inflace než působením reálných faktorů, přinejmenším kvůli změnám v očekávání způsobeným inflačním procesem.

### 3. Empirická analýza poptávky po penězích domácností v ČR

Jak již bylo řečeno, empirická analýza poptávky po penězích domácností v české ekonomice by měla směřovat k nalezení takové specifikace poptávkové funkce po penězích domácností, která zahrnuje jednak co nejširší okruh významných determinant, jednak vhodné specifikace dané poptávkové funkce s ohledem na postup směrem k agregátní úrovni. Sledování prvního atributu poptávkové funkce vyžaduje dosazení takových specifických determinant poptávky po penězích domácností, které ekonomická teorie shledává vzhledem k agregátní poptávce důležitými. Respektování druhého atributu s sebou nese určité periferní respektování potenciálních determinant poptávky po penězích firem vzhledem k agregaci poptávky po penězích domácností s tímto sektorem.

#### 3.1 Metodologie analýzy

Jako problematické se může v případě poptávky po penězích jevit společné analyzování stavových a tokových veličin. Některé výzkumy používají v případě stavových veličin průměrné hodnoty, jiné koncové hodnoty dané periody, tzv. *end-of-period data* (veličiny). V některých výzkumech se sezonně očišťují všechna data, která vykazují sezonnost, v jiných se očišťují pouze stavové veličiny. Třetí skupinu tvoří výzkumy, které sezonně neočišťují žádnou veličinu a zařazují do odhadované rovnice sezonní dummy proměnné. Z hlediska zmíněné benevolence v přístupech empirické analýzy k této problematice lze tedy vygenerovat při stejné specifikaci modelu a stejných metodách odhadu několik různých výsledných tvarů poptávkové funkce. Proto se zdá být vhodné nejprve specifikovat zvolený přístup, a zejména prezentovat důvody, které vedou k takové volbě.

V této práci budou sezonně očišťovány pouze časové řady tokových veličin, tzn. škálových proměnných. Podle názoru autora časové řady stavových veličin v podstatě nemají důvod podstatné sezonní výkyvy vykazovat, neboť nepodléhají časovému zkreslení. Přitom sezonní vlivy ať už klimatické, či jiné považujeme za fundamentální, a proto není důvod je z vývoje časové řady eliminovat. Co se týče uchopení problému společného odhadu tokových a stavových veličin, resp. „spojitých“ a „diskrétních“ veličin, zastává zde autor názor, že by proměnné měly mít v tomto smyslu stejný charakter.<sup>5</sup> Z tohoto důvodu jsou stavové veličiny prezentovány ve formě průměru za danou periodu (zde kvartál). Otázkou je, zda je žádoucí tento průměr upravovat ve smyslu stanovení vah různým subobdobím (zde měsíc) s ohledem na jejich aktuálnost (např. exponenciál-

ním průměrem), či s ohledem na vývoj jiné veličiny.<sup>6</sup> V této práci je respektován požadavek průhlednosti a zachování jednotného metodologického přístupu zejména při přechodu od užšího agregátu k agregátu širšímu. Otázkou však zůstává, jak tento aritmetický průměr počítat. Mnohdy se v obdobných pracích v tomto smyslu počítá průměr za kvartál jako průměr hodnot *end-of-period* ze tří měsíců v tomto kvartálu. Je zřejmé, že pokud se snažíme o jakousi transformaci diskrétní (stavové) veličiny na spojitou (tokovou), musí tato spojitá veličina spojitě (souvisle) pokrývat celé dané období, tzn. kvartál, resp. délku časové řady. V tomto smyslu je tedy žádoucí počítat tento průměr ze čtyř hodnot, a to z koncových hodnot daných tří měsíců společně s koncovou hodnotou posledního měsíce v předchozím čtvrtletí.<sup>7</sup>

Výsledek analýzy může být do jisté míry ovlivněn i použitým modelovým přístupem, tzn. buď od specifického k obecnému, nebo od obecného ke specifickému. Výběr vhodných determinant pro ten či onen účel je opět problematickou záležitostí. Je zřejmé, že se chování každé proměnné v poptávkové funkci relativně změní při přidání další vysvětlující proměnné. Tento fakt hovoří proti použití metodologického postupu od specifického k obecnému, i když je možné vyjít u užších agregátů ze základních determinant, jimiž jsou v tomto případě škálová veličina a cenová hladina. Na druhé straně postup od obecného ke specifickému nabízí velké množství kombinací a vymezení významnosti jednotlivých determinant pak může ztrácet svou průhlednost. Proto je v této práci zvolen kompromis. Budeme vycházet z užší specifikace hlavních determinant poptávky po penězích domácností především s ohledem na počet variant jejich měření a poté přidávat proměnné potenciálně významné, avšak méně tradiční.

Další poznámka se týká alternativních tvarů odhadované poptávkové funkce. V této práci půjde o odhad nominálního tvaru poptávky po penězích, neboť je zřejmé, že a priori přijetí restriktce či předpokladu, že se daná veličina měřící cenovou hladinu bude vyvíjet v lineárně homogenním vztahu ke zkoumanému peněžnímu agregátu, je zejména v tranzitivních ekonomikách velmi odvážné. Přijetí takového předpokladu a priori pak vede k jakémusi znásilnění vývoje těchto časových řad. Odhad nominální

---

<sup>5</sup> Pro ilustraci lze uvést příklad, kdy pro roční, kvartální či měsíční frekvenci dat lze při současném použití stavových (diskrétních) a tokových (spojitých) veličin zahrnout do odhadované funkce stejné stavové veličiny pro roční frekvenci, koncové kvartály a poslední měsíce roku, přičemž použijeme jiné tokové veličiny. V případě dostatečně dlouhých časových řad poskytuje tento přístup jistou benevolenci, která může snižovat průhlednost volby daného přístupu či poskytovat prostor pro *data mining*.

<sup>6</sup> Zde se např. nabízí zvolení vah při výpočtu kvartálního průměru peněžní zásoby s ohledem na vývoj např. určité transakční proměnné, která je publikována s vyšší než kvartální frekvencí. Tento přístup se může jevit jako vhodný v případě úzkých peněžních agregátů, kde převládá transakční motiv držby těchto peněz, např. s ohledem na vývoj průmyslové produkce. U širších agregátů je však tento způsob spíše arbitrární, protože není řečeno, že zde tento motiv převládá, a výběr pro optimalizaci daného průměru vlastního výnosu daných aktiv či alternativních nákladů držby peněz může být poměrně komplikovaný.

<sup>7</sup> Pokud předpokládáme, že daná statistika opravdu publikuje (počítá) koncové stavy k poslednímu pracovnímu dni daného měsíce, je tento stav rovněž počáteční hodnotou následujícího měsíce, resp. čtvrtletí.

poptávky po penězích je rovněž prosazován v převážné většině zahraniční literatury (Brand – Cassola, 2000), (Hendry, 1995), (Hoffman – Rasche, 1996), (Peytrignet – Stahel, 1998), (Muscatelli – Spinelli, 2000), (Vega, 1998).

Tato práce rovněž respektuje požadavek robustnosti výsledných odhadů poptávkových funkcí, resp. možnost zobecnění odhadu funkce poptávky po penězích v rámci použitelných relativně efektivních technik odhadu. V tomto smyslu daná práce selektivně využívá jednorovnicovou kointegrační techniku DOLS<sup>8</sup> a víceroovnicovou Johansenovu techniku<sup>9</sup> v závislosti na relevantním zařazování zpožděných hodnot do poptávky po penězích vymezené příslušným peněžním agregátem.

### 3.2 Model poptávky po penězích M1 v ČR

Jak již bylo řečeno v části zabývající se metodologickým přístupem k odhadu poptávky po penězích, vycházíme z odhadu nominálního tvaru poptávkové funkce, a tudíž nepřijímáme a priori předpoklad lineárně homogenního vztahu veličiny měřící cenovou hladinu, resp. vývoj cen v sektoru domácností ve vztahu ke zkoumanému peněžnímu agregátu. Specifikace poptávkové funkce po penězích vymezených agregátem M1 bude odrážet klíčový význam transakční poptávky po penězích. Tento atribut bude v poptávkové funkci představovat několik veličin (jejich časové řady) aproximujících škálovou veličinu, tzn. vývoj rozsahu či množství transakcí v dané ekonomice v čase. Další veličinou vystupující v tomto vztahu bude vlastní výnosnost peněz M1, jež je poměrně striktně vymezena pomocí úrokové míry z netermínovaných vkladů pro rezidenty. V neposlední řadě budou v základní specifikaci poptávky po penězích vystupovat alternativní náklady držby těchto peněz v podobě úrokové míry z krátkodobých termínovaných vkladů. Logaritmický tvar odhadované poptávkové funkce po penězích M1 zachycuje rovnice (3):

$$m_1 = \beta_1 p + \beta_2 s + \beta_3 i_n + \beta_4 i_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

kde  $m_1$  je časová řada logaritmu peněžní zásoby M1,  $p$  je logaritmus veličiny měřící vývoj cen v sektoru domácností CPI,  $s$  je logaritmický tvar vybraných škálových veličin,  $i_n$  jsou vlastní výnosnost peněz M1 a  $i_t$  alternativní náklady držby peněz M1.

V dalším kroku rozšiřujeme specifikaci rovnice (3) přístupem od specifického k obecnému. Dodatečně tedy zařazujeme do rovnice (3) reálný efektivní kurz  $re$ , který bude odrážet potřebu profinancování importní poptávky, a tak modelovat významný aspekt malé otevřené ekonomiky.<sup>10</sup> Dále pak zařadíme do vztahu poptávky po úzkých penězích podle implikací

<sup>8</sup> Dynamická OLS-metoda je v současnosti jednou z nejpoužívanějších jednorovnicových kointegračních technik. Její hrubý popis bude uveden v práci dále. Detailnější popis lze nalézt např. v (Stock – Watson, 1993).

<sup>9</sup> Johansenova metoda je nejsofistikovanějším a nejefektivnějším přístupem kointegrační analýzy časových řad, resp. systému složeného jak z endogenních, tak exogenních veličin. Její podrobný popis může čtenář najít např. v (Johansen, 1990) a (Johansen – Juselius, 1992).

Sprengleova-Millerova modelu dynamiku cen charakteristických pro sektor domácností, tzn. inflaci podle CPI,  $\pi$ , jež by měla odrážet nejistotu ohledně požadované držby peněžních zůstatků M1, a tak zvyšovat opatrnostní poptávku po penězích. Je však možné, že tato proměnná bude působit ve smyslu očekávané inflace podle implikací portfoliového přístupu a mohla by snižovat poptávku po penězích v důsledku zvyšujících se alternativních nákladů držby úzkých peněz ve vztahu k reálným statkům.<sup>11</sup> Tvar rovnice (3) se pak rozšíří na tvar rovnice (4):

$$m_1 = \beta_p p + \beta_s s + \beta_{i_n} i_n + \beta_{i_t} i_t + \beta_\pi \pi + \beta_{re} re + \varepsilon_t \quad (4)$$

Podle výsledků (indikací) odhadů této poptávkové funkce bude vybrána nejvýznamnější škálová proměnná pro sektor domácností a dále pak proměnná či proměnné, jež se budou jevit jako potenciálně významné na agregátní úrovni – tedy budou rovněž určitým způsobem aplikovatelné při odhadu poptávkové funkce v sektoru firem.

### 3.2.1 Popis použitých časových řad

Jednotlivé časové řady budou pokrývat časové období od 1. čtvrtletí 1994 do 4. čtvrtletí 2000.

#### *Modelovaný agregát M1*

*M1 (domácnosti) (vysvětlovaná proměnná)* – Časová řada peněžního agregátu M1 pro sektor domácností bude aproximována součtem časových řad oběživa a netermínovaných vkladů v sektoru domácností tak, jak je poskytuje ČNB ve svých měnových přehledech. I když zde zohledňujeme celkové oběživo, pak protože jeho sektorové členění není běžně k dispozici, podíl vkladů domácností v tomto sektorovém agregátu převládá, takže jsou respektovány principy agregace a vzniklý sektorový agregát by měl náležitě odrážet potenciální specifika sektoru domácností. (*zdroj: databáze ČNB*)

#### *Cenová hladina*

*CPI* – Jako jediná veličina měřící cenou hladinu bude v této práci použita časová řada *CPI* (indexu spotřebitelských cen, řetězový index kumulativně), neboť je koncipována tak, aby odrážela právě cenový vývoj kom-

<sup>10</sup> Vývoj reálného kurzu není standardně zahrnován do poptávkové funkce po úzkých penězích, nicméně vzhledem k velké otevřenosti české ekonomiky se autor domnívá, že vývoj relativní cenové hladiny vzhledem k zahraničí (zde měřen pomocí *REER*) může poskytovat důležitou doplňkovou informaci o vývoji (změně) počtu transakcí v české ekonomice. Tato domněnka vychází z faktu, že s měněním se *REER* se mění poměr exportu a importu české ekonomiky a dále také její externí výkonnost. Pokud připustíme, že import vyžaduje rozdílnou náročnost na profinancování než export, pak změny importu a exportu implikují změnu poptávky po penězích. Nicméně relativní peněžní náročnost agregátního exportu a importu by vyžadovala jak podrobnější diskuzi, tak relevantní empirickou analýzu.

<sup>11</sup> Ty mohou představovat jak nemovitosti, tak jiný kapitál obdobného charakteru, jako např. zboží dlouhodobé spotřeby.



ponentů koše, jenž odpovídá spotřebitelským preferencím. Jiná alternativa nebude zohledněna, jelikož pro sektor domácností neexistuje z ekonomického hlediska žádná další běžně statisticky vykazovaná veličina, jejíž zahrnutí do poptávky po penězích domácností by mělo obdobné opodstatnění. (zdroj: Český statistický úřad)

### *Škálové proměnné*

*C* – Jako jedna z možných škálových proměnných bude použita časová řada soukromé spotřeby. I když se zdá vzhledem k ostatním možným veličinám superiorní, je třeba podotknout, že se tato veličina váže pouze k výdajům na konečnou spotřebu, resp. konečné statky a služby vyprodukované v daném roce na území daného státu. Nezahrnuje tedy spotřebu statků z druhé ruky, nájemné, koupí nemovitostí. Z tohoto důvodu je třeba upozornit na fakt, že tato veličina není v souladu s veličinou CPI – což se může negativně odrazit v ekonometrickém odhadu elasticity této proměnné. Zmiňované nedostatky jsou však aplikovatelné na všechny použité škálové proměnné a soukromou spotřebu tudíž v daném ohledu nějak nevalují. (zdroj: Český statistický úřad)

*AE* – Aproximace škálové proměnné pomocí domácí absorpce je řešena z důvodu relevantnosti aplikace této veličiny na agregátní úrovni. Důvodem pro její zařazení je rovněž její předchozí úspěšné uplatnění při výzkumu agregátní poptávky po penězích (Melecký, 2002, 2001b). Zohledněna bude rovněž možnost zařazení hrubého domácího produktu, avšak dosažené výsledky budou jen komentovány bez explicitní prezentace. (zdroj: Český statistický úřad)

*IPP* – Index průmyslové produkce je začleněn opět zejména kvůli agregaci poptávky po penězích sektoru domácností a firem, jakož i z důvodu rychlejší publikace a vyšší frekvence vykazování statistik této veličiny (bazický index, součet za čtvrtletí). Další pohnutkou je rovněž fakt, že tato veličina je tradičně používána jako alternativní škálová proměnná v domácí i zahraniční literatuře (Hanousek – Tůma, 1995), (Marashdeh, 1998). (zdroj: databáze ČNB)

*Úroková sazba z netermínovaných vkladů (obyvatelstvo (rezidenti))* – Tato sazba bude relativně přesně reprezentovat vlastní výnosnost úzkých peněz, resp. peněžního agregátu M1. Žádná další alternativa nebude analyzována. (zdroj: databáze ČNB)

*Úroková sazba z termínovaných krátkodobých vkladů (obyvatelstvo (rezidenti))* – Tato sazba bude aproximovat alternativní náklady držby peněz – ve smyslu agregátu M1 – vzhledem k nejbližšímu substitutu. Některé práce alterují tuto proměnnou jinými dlouhodobými sazbami, což má za následek relativně vyšší semielasticitu této proměnné ve vztahu ke krátkodobějším sazbám. Nicméně vzhledem k historickému vývoji v ČR, zejména časovým úsekům se zvýšenou nejistotou, se nelze domnívat, že by tyto sazby dostatečně odrážely chování subjektů v sektoru domácností. (zdroj: databáze ČNB)

*Reálný měnový kurz (podle CPI)* – Tato veličina bude doplněna do funkce poptávky po penězích jako proměnná charakterizující transakční poptávku po penězích indukovanou vývojem importu a exportu, tzn. nutností profinancovat dodatečné transakce spojené s přírůstkem importu do ČR a naopak úbytek poptávky po penězích v důsledku poklesu transakcí při relativním snížení importu.<sup>12</sup> Jelikož bereme v úvahu celkový import ze zemí všech obchodních partnerů,<sup>13</sup> bude v tomto případě příhodnější zařadit reálný efektivní kurz. (*zdroj*: databáze ČNB)

*Inflace CPI* – Při analýze poptávky po úzkých penězích bude tato veličina představovat nejistotu spojenou s opatrnostním motivem poptávky po penězích; měla by tedy působit přímo úměrně ve smyslu zvyšování držby úzkých peněz. V dalším kroku při odhadu poptávky po širokých penězích však bude tato veličina představovat alternativní náklad držby takových peněz ve vztahu k reálným aktivům. Tato veličina bude měřena jako procentní změna indexu CPI. (*zdroj*: Český statistický úřad)

### 3.2.2 Odhad poptávky po penězích M1

Pro odhad modelu poptávky po M1 v ČR (viz rovnice (4)) budeme v této části z důvodu žádoucí robustnosti používat dvě kointegrační techniky, a sice jednorovnicovou a vícerovnicovou. Vzhledem k již klasickému článku Stocka a Watsona (1993) a v souladu s trendy v současné zahraniční literatuře (viz seznam literatury) budeme aplikovat jako jednorovnicovou kointegrační techniku DOLS<sup>14</sup> a jako vícerovnicovou techniku Johansenovu kointegrační proceduru<sup>15</sup>. Vzhledem k tomu, že u agregátu M1 je tradičně dominující transakční motiv držby takových zůstatků, jež souvisí zejména s profinancováním transakcí v běžném období, budeme v tomto smyslu přisuzovat větší váhu odhadu provedeném pomocí jednorovnicové DOLS-techniky<sup>16</sup>. V Johansenově proceduře bude rovněž zohledněna problematika endogenity, resp. exogenity a slabé exogenity, neboť tyto atributy jednotlivých

<sup>12</sup> V analýze malé otevřené ekonomiky již tradičně vystupuje reálný kurz jako jedna z veličin determinujících poptávku v takové ekonomice (druhou je samozřejmě reálná úroková míra). Jeden z neznámějších teoretických konceptů zahrnující poptávkovou funkci tohoto typu je Rogoffův-Obsfeldův model.

<sup>13</sup> Jiný případ nastane v případě vyšších agregátů, kdy by použití nominálního efektivního kurzu v případě portfoliové poptávky po zahraničních aktivech bylo nemístné, protože nelze předpokládat, že by se reprezentativní subjekt (což platí rovněž pro agregátní úroveň) zajišťoval proti fluktuaci zahraničních výnosů pomocí portfolia, které by svým složením odpovídalo nominálnímu efektivnímu kurzu. Toto zajišťování se zpravidla odehrává v jedné zvolené měně; tím se jeví jako nejpříhodnější použití právě nejvýznamnějšího bilaterálního nominálního měnového kurzu. Tento přístup samozřejmě vyžaduje příslušnou dílčí analýzu.

<sup>14</sup> Co se týká implikací zmíněného článku pro tyto dvě metody, Stock a Watson (1993) označili DOLS za jednu z neefektivnějších jednorovnicových technik (tou druhou byla DGLS) a u Johansenovy procedury podpořili převažující názor o relativně maximální efektivnosti vzhledem k ostatním ať už jednorovnicovým, či vícerovnicovým technikám.

<sup>15</sup> Je však nutné podotknout, že u Johansenovy procedury Stock a Watson rovněž poukázali na nevýhodu větší disperze ve smyslu zařazení alternativních délek zpoždění u endogenních proměnných. Tento fakt budeme zohledňovat zejména u peněžního agregátu M2, kde budeme větší váhu přisuzovat odhadu Johansenovou technikou (viz dále).

proměnných hrají v tomto případě podstatnou roli při odhadu dané specifikace poptávkové funkce.

Obecně pak odhady poptávky po M1 penězích<sup>17</sup> indikují významnost proměnné  $cpi$ ,  $i_t$ ,  $re$ . Proměnná  $i_t$  vykazuje správný směr působení, nicméně se ukazuje být většinou nevýznamná; obdobný závěr lze konstatovat pro inflaci, která až na jeden odhad vykazuje správný směr působení ve smyslu opatrnostní poptávky, nicméně je obecně nedostatečně významná.

Co se týče výběru škálových proměnných a větší váhy DOLS-odhadů (argumentace viz výše), lze s opatrností vyslovit závěr, že soukromá spotřeba – ač podle teorie nejlepší aproximace škálové proměnné pro sektor domácností – se ukazuje jako nevhodná ve smyslu záporného korelačního koeficientu. Tento fakt může být způsoben nedostatečnou kompatibilitou se spotřebními zvyklostmi, resp. spotřebním košem; zejména se může jednat např. o nájemné, importované zboží či zboží z druhé ruky. Tento poznatek však vyžaduje další ekonometrickou analýzu, konkrétně odhady pomocí více jednorovnicových technik, popř. technik víceroznicových.<sup>18</sup> Z ostatních variant se pak jevila jako příhodná pro aproximaci škálové veličiny zejména domácí absorpce, a to v obou odhadech jak pomocí JOH, tak DOLS a také  $ipp$ , avšak jen v případě odhadu pomocí DOLS.

Finální pohled na významnost jednotlivých determinantů a velikost jejich elasticit, popř. semielasticit nám poskytnou šetrné (*parsimonious*) tvary zmíněných rovnic v *tabulkách 1 a 2*.

Ve všech prezentovaných šetrných tvarech odhadů rovnice (4) se jeví aproximace cen pomocí CPI pro domácnosti jako velmi významná, nicméně potvrzuje vyslovený, resp. a priori nepřijatý předpoklad (viz výše) týkající se lineární homogenity peněz vzhledem k dané proměnné aproximující vývoj cen pro sektor domácností. Nutnost nejprve modelovat poptávku po penězích v nominálním tvaru se tedy potvrdila. Dlouhodobý koeficient se u CPI pohybuje v rozmezí 0,66 až 1,9, což v tomto případě jasně hovoří pro odhad nominální poptávky po penězích.

<sup>16</sup> Metodu DOLS lze specifikovat podle následující rovnice:

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

kde  $x$  je vektor vysvětlujících proměnných,  $\beta$  je matice dlouhodobých koeficientů vektoru  $x$ ,  $\alpha$  je matice koeficientů vektoru  $x$  v diferencích,  $\varepsilon$  je reziduální složka a  $k$  je počet vedení (*leads*) a zpoždění (*lags*).

<sup>17</sup> Odhady obecného tvaru rovnice (4) pomocí zmíněných technik variantně pro vybrané škálové proměnné jsou uvedeny v rozšířené verzi práce, kterou autor rád na požádání zašle.

<sup>18</sup> Tento návrh je však předmětem pro výzkum daleko rozsáhlejší a časově náročnější. Indikativně by se mohlo jednat o zařazení procedur DGLS (Stock, J. H. – Watson, M. W. (1993): A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61, pp. 1035–1056.), PHFM (*Phillips-Hansen fully modified estimator*) (Phillips, P. C. B. – Hansen, B. E. (1990): Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99–125) či ADL (např. Arlt, J. (1999): Moderní metody modelování ekonomických časových řad. Praha, Grada, 1999) z pozice jednorovnicových procedur. Ze strany víceroznicových by se mohlo jednat snad jen o proceduru ARDL (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).

TABULKA 1 Odhad rovnice (4) (kde  $s = ae$ ) pomocí JOH(1), šetrný tvar

koeficient	$m_1$	$cpi$	$ae$	$i_n$	$i_t(-1)$	$\pi(-1)$	$re(-4)$
$\beta$	1	-0,844	-1,9	0	0,016	0	0
S. E.	0	0,067***	0,16***	–	0,003***	–	–
$\alpha$	0,175	0,08	0,27	–	0	–	–
S. E.	0,08**	0,03***	0,052***	–	–	–	–

poznámky: Vektorový formát (všechny proměnné jsou převedeny na levou stranu rovnice).

Neomezená konstanta (*unrestricted constant*).

Po přijetí restrikce na koeficient zatížení (*loadings*)  $\alpha = 0$  je daná proměnná považována za slabě exogenní.

TABULKA 2 Odhad rovnice (4) (kde  $s = ae$ ) pomocí DOLS, šetrný tvar

koeficient	$m_1$	$cpi$	$ae$	$i_n$	$i_t(-1)$	$\pi(-1)$	$re(-4)$	konst.
$\beta$	1	-0,67	-1,35	0	0,03	0	0	5,48
t-statistika	0	15,48***	11,99***	–	-10,3***	–	–	-8,7***

poznámka: Vektorový formát (všechny proměnné jsou převedeny na levou stranu rovnice).

\*,\*\*,\*\*\* – indikují signifikantnost na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Z vybraných škálových proměnných se jako statisticky nejvýznamnější jeví domácí absorpce  $AE$ , a to při odhadu jak pomocí JOH, tak DOLS. Soukromá spotřeba se v obou odhadech ukázala jako škálová proměnná nevhodná.<sup>19</sup> IPP se zdá být v šetrném tvaru odhadu pomocí DOLS spíše nevýznamná. Jak již bylo řečeno, inflace – coby determinanta opatrnostní motivu – a úroková míra na netermínované vklady – jako vlastní míra výnosnosti peněz M1 – se ukázaly být povětšinou nevýznamné. U inflace je tento stav pravděpodobně způsoben její relativně nízkou hodnotou v posledních letech a u úrokové sazby z netermínovaných vkladů zejména její nízkou fluktuací.

Reálný efektivní kurz se jevil v případě prezentovaných šetrných verzí odhadů jako většinou méně významný; to může být způsobeno implicitním zahrnutím vportu v domácí absorpci. Zmíněný odhad může rovněž indikovat vyšší důchodovou elasticitu importu vzhledem k cenové elasticitě. Při zkrácení zkoumaného období ve směru současnosti se však tato proměnná jeví jako významná.

### 3.2.3 Test stability

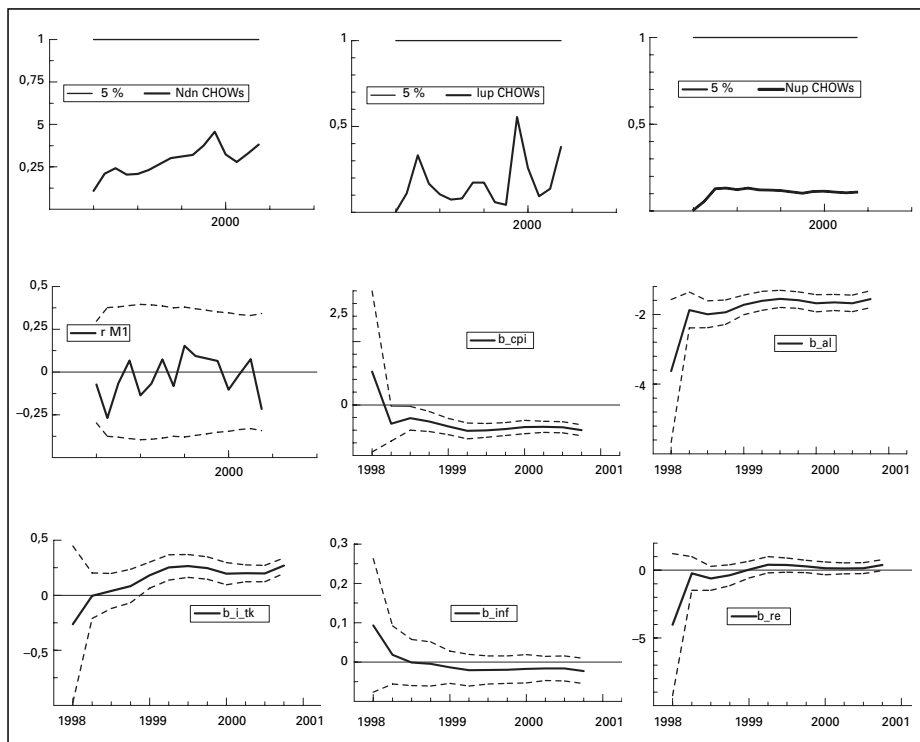
Testování stability odhadnutých poptávkových funkcí bylo provedeno pro šetrné tvary odhadů pomocí JOH a DOLS pro variantu s domácí absorpcí  $AE$ . Výsledky těchto testů pro případ šetrné verze odhadu rovnice (4) pomocí Johansenovy metody jsou uvedeny v grafu 1.

Testy stability – jmenovitě test *one-step forecast*, Chowovy testy stability a testy stability jednotlivých koeficientů rovnice<sup>20</sup> – nevykazují existenci ta-

<sup>19</sup> Šetrný tvar odhadu pomocí JOH zde není z důvodu úspory místa prezentován, nicméně spotřeba se – po odstranění inflace jako nejméně významné determinanty – ukázala jako druhá nejméně významná determinanta ve zkoumaném vztahu.

<sup>20</sup> Podrobný popis metodiky těchto testů může čtenář najít např. v (Doornik – Hendry, 2000).

GRAF 1 Škálová proměnná  $AE$ , odhad Johansenovou technickou, šetrný tvar



kových strukturálních zlomů, které by zasáhly analyzovaný vektor ve zohledněném období na 5% hladině významnosti. Lze tedy v rámci těchto testů konstatovat splnění požadavku stability specifikace poptávkové funkce po penězích při odhadu Johansenovou metodou pro variantu s  $AE$  jako škálovou proměnnou.

Soubor testů stability<sup>21</sup> pro případ šetrného tvaru odhadu rovnice (4) pomocí metody DOLS indikuje stabilitu koeficientů jednotlivých determinant a v rámci testu *one-step forecast* neporušenou stabilitu odhadnutého vztahu po celé zkoumané období. Chowův test *one-step (lup)* a *break-point (Ndn)* indikují určitou nestabilitu odhadované funkce, nicméně tato nestabilita není významná na běžné hladině významnosti 5%. Chowův test *forecast* (také *F-test forecast*) (*Nup*) indikuje naproti tomu velmi silnou strukturální stabilitu. Opět tedy lze s určitou mírou pravděpodobnosti podpořit hypotézu stability DOLS-odhadu poptávkové funkce po penězích M1.

### 3.3 Model poptávky po penězích vymezených agregátem M2

Tento model již bude zachycovat poptávku po širokých penězích M2. V tomto případě bude převažovat podle principů agregace ať už spekulac-

tivní motiv podle keynesiánského pojetí, nebo portfoliový motiv podle Friedmanova pojetí, či portfoliového přístupu k poptávce po penězích. V této práci se budeme snažit následovat doporučení Friedmanova modelu poptávky po penězích, který poukazuje na důležitost specifických podmínek dané ekonomiky, a tudíž také rozdílnost významů té které proměnné aproximující alternativní náklady držby peněz v poptávkové funkci po penězích v jednotlivých ekonomikách. Celkové bohatství daného ekonomického subjektu se v ekonomice obecně skládá z celé škály možných aktiv, včetně peněžních zůstatků. Charakter a množství těchto aktiv závisí na rozvinutosti sekundárních trhů těchto aktiv. Některá finanční aktiva pak mnohdy působí nejen jako alternativa vzhledem k monetárním aktivům (penězům) s nižší likviditou (a tudíž s vyšším výnosem), ale také jako alternativní aktivum s poměrně shodnými atributy s penězi zvolené šířky (jde o tzv. *near-money*). Zejména tyto *near-money* působily problémy v odhadech poptávky po penězích a donutily tvůrce měnových politik tento aspekt buď implicitně monitorovat, či dokonce explicitně zachycovat.

V podmínkách české ekonomiky je „soubor alternativních aktiv“ vůči penězům v porovnání s rozvinutými ekonomikami užší. Je pravděpodobné, že v důsledku agregace peněz do širšího agregátu poklesne významnost transakčního motivu vyjádřeného pomocí reálného efektivního kurzu, jenž je charakteristický pro malou otevřenou ekonomiku.<sup>22</sup>

Opět vycházíme z odhadu nominálního tvaru poptávky po penězích (viz obdoba rovnice (3) výše) a přebíráme transakční část poptávky aproximovanou vybranými škálovými proměnnými podle jejich významnosti. Vlastní výnosnost držby peněz M2 je aproximována úrokovou sazbou z krátkodobých (střednědobých) termínovaných vkladů pro rezidenty. Ve škále možných alternativních aktiv budou zohledněna ta, která nejvíce odpovídají specifikům české ekonomiky. Bude zde tedy zahrnuta průměrná kvartální inflace CPI coby alternativní náklad držby peněz vzhledem k reálným aktivům, vývoj burzovního indexu PX-50 jako alternativní investiční aktivum, průměrná úroková sazba z úvěrů ( $l^*$ ) představující alternativu splácení úvěru, nominální bilaterální<sup>23</sup> měnový kurz CZK/USD<sup>24</sup> jako alternativní zahraniční měna (prostředek směny či uchovatel hodnoty) a úroková sazba z *3M-Treasury Bills* aproximující výnos zahraničních aktiv podle indikací teorie měnové substituce, resp. nepřímé měnové substituce či kapitálové mobility.<sup>25</sup> Souhrnný výchozí tvar poptávkové funkce zachycuje rovnice (5):

<sup>21</sup> Testy stability pro odhad pomocí DOLS jsou prezentovány opět v rozšířené verzi této práce.

<sup>22</sup> Reálný kurz zahrnujeme jen implicitně a výsledky zde budou zmíněny jen poznámkou, neboť se dá předpokládat, že tato determinanta bude inferiorní v porovnání s inflací a nominálním měnovým kurzem, i když ten bude bilaterální. Jelikož inflace bude převažující determinantou vývoje reálného kurzu v období jeho fixování a nominální měnový kurz bude převážně predeterminovat fluktuaci reálného kurzu, předpokládáme-li, že inflace již byla v následném období řízeného floatingu mírná.

<sup>23</sup> Je vysoce pravděpodobné, že se reprezentativní subjekt bude zajišťovat vždy ve měně, u které očekává vyšší výnos nebo jejíž fluktuace pro něj představuje relativně větší riziko. Použití nominálního efektivního kurzu by zejména v případě domácností představovalo poměrně nereálný předpoklad.

<sup>24</sup> Dílčí analýza týkající se výběru příslušného bilaterálního kurzu mezi CZK/DEM a CZK/USD je uvedena v dodatku rozšířené verze této práce.

$$m_2 = \beta_1 p + \beta_2 s + \beta_3 i_t + \beta_4 \pi + \beta_5 lr + \beta_6 px + \beta_7 e + \beta_8 tb + \varepsilon \quad (5)$$

přičemž předpokládaný směr působení těchto determinant na vývoj peněžní zásoby M2 lze vyjádřit pro  $p = 1$ ,  $s$ ,  $i_t$ ,  $e > 0$  a  $\pi$ ,  $lr$ ,  $px$ ,  $tb < 0$ .

### 3.3.1 Popis dodatečných proměnných

#### *Modelovaný agregát M2*

*M2 (domácnosti) (vysvětlovaná proměnná)* – Modelovaný peněžní agregát M2 pro sektor domácností bude v této práci představovat součet agregátu M1 pro sektor domácností (viz výše), termínovaných vkladů a nekonrunových vkladů domácností, jak jsou vykazovány v měnových přehledech ČNB. (*zdroj*: databáze ČNB)

*Průměrná sazba z úvěrů (lr)* – Tato veličina by měla představovat investiční alternativu, kdy peníze nejsou drženy jako aktivum v rámci agregátu M2, ale jsou použity na splácení úvěru. Jinými slovy: ekonomický subjekt může dodatečný přírůstek bohatství kumulovat ve formě peněžních zůstatků, finančních aktiv, reálných aktiv nebo jej použít pro splácení úvěru. Posledně zmíněnou možnost alokace přírůstku bohatství pak představuje právě průměrná sazba z úvěrů. (*zdroj*: IFS CD-ROM, databáze MMF)

*PX-50* – Akciový index bude sloužit jako další možnost alokace přírůstků bohatství čili forma, ve které mohou domácnosti držet své bohatství. (*zdroj*: databáze ČNB)

*Nominální měnový kurz* – Podle indikací teorie měnové substituce je tato veličina zařazena jako aproximace nákladů domácností vzhledem k alternativě využívání zahraniční měny jako prostředku směny (přímá substituce) či uchovatele hodnoty (nepřímá substituce). Podle aplikované dílčí analýzy v dodatku práce je k tomuto účelu zařazen kurz CZK/USD.

*Sazba 3M Treasury Bills (tb)* – Tato sazba aproximuje podle závěrů teorie nepřímé měnové substituce, resp. kapitálové mobility výnos ze zahraničních aktiv (samozřejmě v interakci s měnovým kurzem). (*zdroj*: databáze ČNB)

### 3.3.2 Odhad poptávky po penězích vymezených agregátem M2

Odhad poptávky po širokých penězích vymezených agregátem M2 byl opět proveden pomocí kointegračních technik DOLS a JOH, přičemž výsledkům odhadu pomocí obou technik bude přikládána stejná váha. V prvním kroku byl rovněž analyzován výskyt možné disperze odhadu, která se objevuje u Johansenovy techniky.

<sup>25</sup> Oba koncepty měnové substituce a jejich vliv na poptávku po penězích jsou blíže diskutovány např. v (Govannini – Turtlebomm, 1992) nebo (Melecký, 2001a).

TABULKA 3 Odhad rovnice (5) (kde  $s = ae$ ) pomocí DOLS, šetrný tvar

	$m2$	$cpi$	$ae$	$i_t$	$inf$	$lr$	$px-50$	$e$	$tb$	konst.
$\beta$	1	-1,7	-0,43	0	-0,09	0,02	0,11	0	0,06	3,40
S. E.	–	0,06***	0,13***	–	0,03***	0,007**	0,04**	–	0,02***	0,54***

poznámky: Vektorový formát (všechny proměnné jsou převedeny na levou stranu rovnice).

\*,\*\*,\*\*\* - indikují signifikantnost na 10%, 5% a 1% hladině významnosti.

Odhady obecného tvaru<sup>26</sup> navrhnuté specifikace pomocí dvou zmíněných technik vykazují působení jednotlivých determinantů v souladu s předpoklady modelu a jsou v případě DOLS a JOH(1) poměrně konzistentní. Použití alternativní délky zpoždění v případě Johansenovy techniky JOH(2) přitom nepoukazuje na podstatnou disperzi ve výsledcích odhadů. Vyjma delších zpoždění u Johansenovy techniky se odhady koeficientu elasticity pro CPI pohybují přibližně v souladu s teorií, nicméně obecně nelze potvrdit lineární homogenitu ve vztahu k agregátu M2.

Jako relativně nejvýznamnější škálová proměnná se podle uvedených statistik opět jeví domácí absorpce *AE*. Významná se ukazuje být také soukromá spotřeba *C* v souladu s teorií, vyjma odhadu DOLS. Významnost aproximace vlastního výnosu peněz M2 pomocí sazby z krátkodobých termínovaných vkladů se na základě výsledků odhadu pomocí DOLS neukázala být obecně významná. Všechny aproximace alternativních nákladů držby peněz zahrnutých do modelu se jeví jako potenciálně významné, přičemž jako relativně nejméně významná se obecně ukazuje být průměrná sazba z úvěrů. Tato nevýznamnost může být způsobena nedokonalou specifikací (aproximací této sazby) s ohledem na sektor domácností.<sup>27</sup> Jako méně významný se rovněž jeví podle odhadů měnový kurz CZK/USD. Lze však předpokládat, že nástup režimu řízeného floatingu, který vyvolal určitou internacionalizaci portfolií domácností, a zejména zvyšující se ochotu osvojit si technologie měnové substituce z hlediska domácností, dává této determinantě předpoklad pro narůstající význam v současnosti a v blízké budoucnosti. Ostatní determinanty se ukazují být významné v obou odhadech DOLS i JOH(1). A i když sazba z úvěrů se podle *t*-statistiky v odhadu pomocí DOLS nejeví jako významná, její eliminace byla LR-testem zamítnuta.<sup>28</sup>

V důsledku zmíněných nevýznamností některých koeficientů nejprve přikročíme k postupnému odstranění těchto proměnných z poptávkové funkce, abychom získali šetrné tvary těchto odhadů. Výsledky této procedury jsou prezentovány v *tabulce 3 a 4*.

Všechny zachované proměnné se jeví jako významné determinanty poptávky po penězích M2 a působí na vývoj agregátu M2 v souladu s teo-

<sup>26</sup> Odhady rovnice (5), resp. její obecné tvary, jsou opět dostupné v rozšířené verzi této práce.

<sup>27</sup> Jedná se o celkovou průměrnou sazbu z úvěrů, nicméně časové řady pro sektor domácností nejsou běžně publikovány či dostupné na webových stránkách ČNB.

<sup>28</sup> I když jsou výše uvedené komentáře týkající se významnosti jednotlivých veličin v jednotlivých variantách a odhadech pouze slovní, jsou podloženy náležitou analýzou a testováním, které však zde není z důvodu úspory místa prezentováno.



TABULKA 4 Odhad rovnice (5) (kde  $s = ae$ ) pomocí JOH(1), šetrný tvar

	$m2$	$cpi$	$ae$	$i_t$	$inf$	$lr(-1)$	$px-50$	$e$	$tb$
$\beta$	1	-0,89	-0,60	-0,07	0,74	0,17	0,34	0	0,22
S. E.	0	0,30***	0,38*	0,04*	0,05***	0,06***	0,115**	–	0,05***
$\alpha$	0,04	0,06	0,01						
S. E.	0,02**	0,003***	0,01						

*poznámky:* Vektorový formát (všechny proměnné jsou převedeny na levou stranu rovnice).

Neomezená konstanta (*unrestricted constant*).

Po přijetí restrikce na koeficient zatížení (*loadings*)  $\alpha = 0$  je daná proměnná považována za slabě exogenní.

Přijaté restrikce  $\alpha (ae) = 0$ : LR-test, rank = 1:  $\chi^2(1) = 0,24977$  [0,6172],  $\beta$  (czk/usd) = 0: LR-test, rank = 1:  $\chi^2(1) = 1,4647$  [0,2262].

Nepřijaté restrikce  $\beta (ae) = 0$ : LR-test, rank = 1:  $\chi^2(1) = 2,893$  [0,0890]\* a  $\beta (i_t) = 0$ : LR-test, rank = 1:  $\chi^2(1) = 3,122$  [0,0772].

rií. Výjimkou je pouze inflace u odhadu DOLS, která působí v opačném směru, než jsme očekávali. Nicméně tento fakt není zcela v rozporu s teorií, pokud uvážíme, že se jedná o průměrnou inflaci v daném období (průměrná meziměsíční inflace v daném kvartálu), a tím může být interpretována analogicky jako zvyšování cenové hladiny. Tento fakt podporuje domněnku použití mezikvartální inflace, která by měla působit v očekávaném směru. Tento aspekt by měl být předmětem dalšího výzkumu.

### 3.3.3 Test stability šetrných verzí vybraných variant odhadnutých poptávkových funkcí

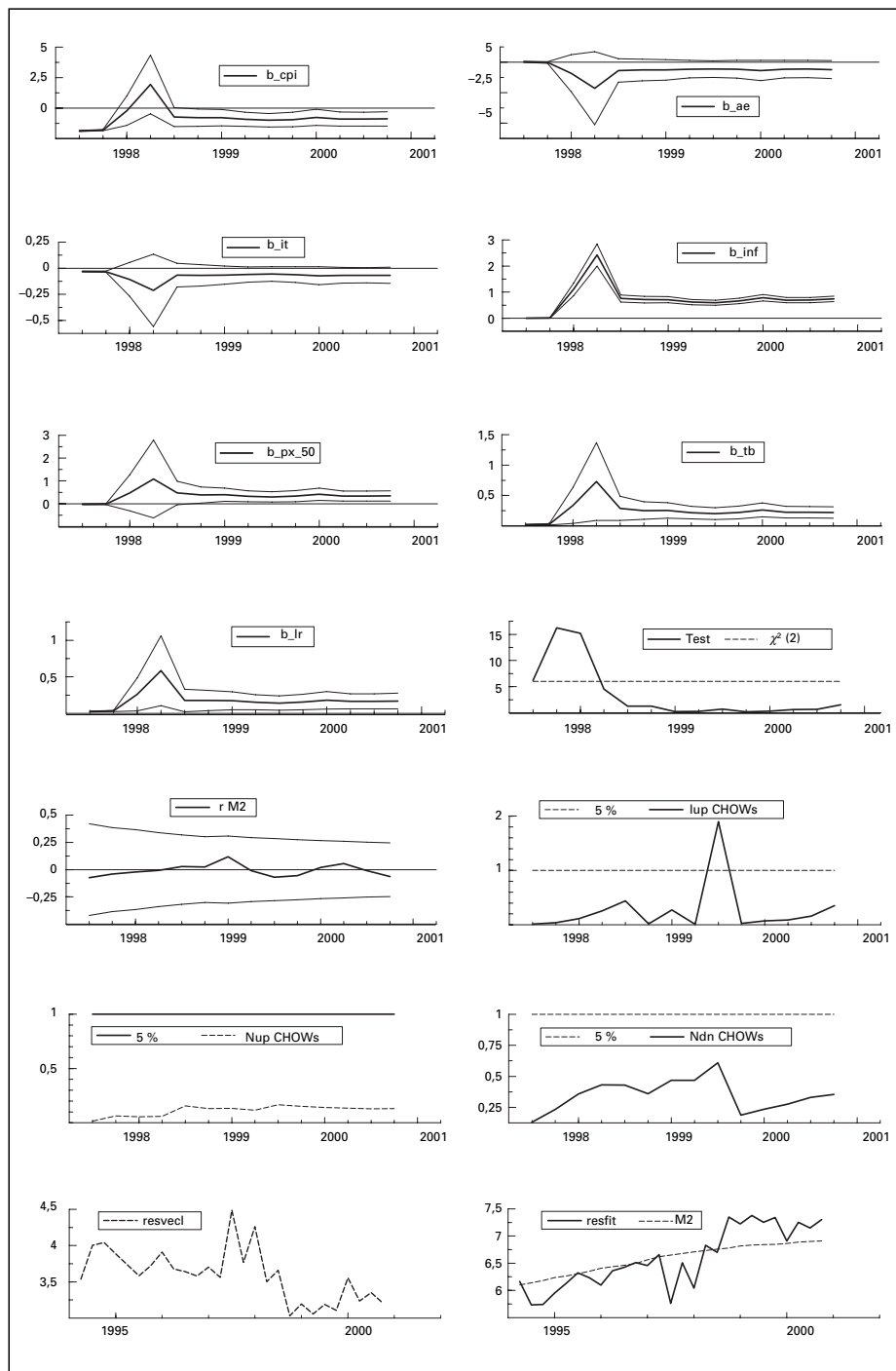
Stejně jako v případě agregátu M1 budeme analyzovat stabilitu vybraných odhadů, které se ukazují být významné a zároveň podporují požadavek robustnosti. V tomto smyslu se tedy jedná zejména o testování stability odhadnutých koeficientů poptávkové funkce a potenciálních strukturálních zlomů v odhadnuté funkci.

Výsledky testů stability pro případ šetrné verze odhadu rovnice (5) pomocí Johansenovy techniky s jedním zpožděním endogenních proměnných v modelu VAR jsou uvedeny v *grafu 2*.

U šetrné verze odhadu JOH(1) vykazují testy stability koeficientů určité narušení tohoto předpokladu, které mohlo být způsobeno vyloučením proměnné CZK/USD. Tuto domněnku podporuje test signifikantnosti vyloučení proměnné CZK/USD v tomto období. Testy stability odhadnutého vektoru jsou uspokojivé a sám vektor se jeví jako stacionární v celém zkoumaném období. Jedinou výjimkou je Chowův *one-step test*, který indikuje narušení předpokladu stability na počátku roku 1998; zde opět mohl být tento fakt způsoben vyřazením proměnné CZK/USD ze zkoumaného vztahu. Ošetření nevýznamnosti této proměnné by mohlo být odstraněno zavedením impulzní dummy proměnné pro období fixního kurzu a její aktivací v případě přechodu na řízený floating.

Testy stability v případě šetrné verze odhadu pomocí DOLS vykazují uspokojivou stabilitu jak v případě stability koeficientů, tak v případě celé poptávkové funkce po celé zkoumané období.

GRAF 2 Testy stability, JOH(1) (ae jako škálová proměnná), šetrná verze



#### 4. Závěr

Cílem této práce bylo definovat funkci poptávky po penězích pro sektor domácností a provést empirickou analýzu s aplikací na českou ekonomiku v letech 1994–2000. Dále, zaměřit se na její možná specifika a analyzovat charakteristiky této poptávkové funkce včetně trendů dalšího vývoje vzhledem k potenciálním problémům při výzkumu poptávky po penězích na agregátní úrovni. Konkrétně se daný výzkum soustředil na peněžní agregáty M1 a M2 jako reprezentanty úzkých a širokých peněz v české ekonomice. Samotné empirické analýze však předcházela prezentace teoretických konceptů spojených s výzkumem poptávky po penězích v sektoru domácností.

Teoretická část se soustředila nejprve na popis *buffer-stock* modelu (modelu pojistné zásoby peněz), který byl vybrán pro svou relativní jednoduchost a reálnost předpokladů; zde se jedná zejména o nedokonalou informovanost subjektů a diskrétní úpravy portfolia včetně jeho monitorování a vyhodnocování současné pozice. *Buffer-stock* model rovněž připouští existenci určité dílčí nerovnováhy, což je metodologicky v souladu s kointegračními technikami používanými při výzkumu časových řad. Dalším prezentovaným modelem byl Sprenkleův-Millerův model opatrnostní poptávky po penězích, a to zejména vzhledem k explicitnímu teoretickému podchycení opatrnostní poptávky odrážející nejistotu, resp. rozhodování domácností za nejistoty, a její úlohu v rámci rostoucího počtu alternativních aktiv s poměrně vysokou likviditou.

Empirická analýza postupovala od analýzy nominální poptávky po úzkých penězích M1. Mezi determinanty poptávky po penězích byly zvoleny proměnné cenová hladina (CPI), škálové proměnné (soukromá spotřeba, domácí absorpce a index průmyslové výroby), vlastní náklady držby peněz (úroková sazba z netermínovaných vkladů obyvatelstva), alternativní výnos držby peněz (úroková sazba na krátkodobá termínová depozita jako nejbližší substitut hotovostních peněz), inflace CPI podle indikace Sprenkleova-Millerova modelu jako proměnná aproximující nejistotu a reálný efektivní měnový kurz jako determinanta indukovaných transakcí charakterická pro otevřenou ekonomiku. Nevýznamné se ukázaly být pouze proměnné aproximující vlastní výnosy, nejistotu a otevřenost ekonomiky. Odhad pomocí Johansenovy metody indikoval potenciální či narůstající významnost proměnných „inflace“ a „reálný efektivní měnový kurz“ při determinaci poptávky po úzkých penězích. Jako relativně nejvhodnější se ukázala být (podle použitých metod odhadu) aproximace škálové proměnné domácí absorpcí. Šetrné verze vybraných odhadů pak vykazovaly podle všech aplikovaných testů stabilitu jak odhadnutých koeficientů, tak celé poptávkové funkce.

Při odhadu nominální poptávky po penězích vymezených agregátem M2 byly do zkoumaného vztahu zahrnuty jako determinanty cenová hladina (CPI), škálové proměnné ( $C$ ,  $AE$ ), vlastní náklady aproximované úrokovou sazbou z krátkodobých termínovaných vkladů a škála alternativních nákladů. V této škále byly zohledněny proměnné: inflace jako alternativní výnos reálných statků, PX-50 aproximující výnos akciového trhu, průměrná úroková sazba z úvěrů představující alternativu splácení úvěru místo jiné alokace bohatství, nominální měnový kurz CZK/DEM approxi-

mující substituci domácí měny měnou zahraniční ve funkci prostředku směny a uchovatele hodnoty a úroková sazba na *3M Treasury Bills* aproximující vliv nepřímé měnové substituce, resp. kapitálové mobility. Jako nevýznamné se jeví být podle odhadů DOLS a JOH pouze proměnné aproximující vlastní výnosnost peněz (tento fakt by mohl být eventuálně vylepšen váženým průměrem krátkodobé a střednědobé sazby) a přímou měnovou substitucí. Vliv nominálního kurzu, v tomto případě CZK/USD, podle přiložené dílčí analýzy by mohl být lépe vyšetřen pomocí implementace impulzní dummy, která by byla aktivována při přechodu na řízený floating. Testy stability byly poměrně příznivé až na období, kdy s velkou pravděpodobností docházelo k měnové substituci, a to z titulu vyloučení proměnné CZK/USD.

## LITERATURA

- BALL, L. (1998): Another Look at Long-Run Money Demand. *NBER Working Papers*, 1998, no. 6597.
- BRAND, C. – CASSOLA, N. (2000): A Money Demand System for Euro Area M3. *European Central Bank, Working Paper*, 2000, Series No. 39.
- 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.
- CLAUSEN, V. (1998). Money Demand and Monetary Policy in Europe. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1998, vol. 134 (4).
- COENEN, G. – VEGA, J.-L. (1999): The Demand for M3 in Euro area. *ECB Working Paper*, 1999, no. 6.
- DOORNIK, J. A. – HENDRY, D. F. (2000): *Modelling Dynamic Systems using PcGive*. Volume II. Timerlake Consultants Ltd., 2000.
- ERICSSON, N. R. (1998): Empirical Modeling of Money Demand. *Empirical Economics*, vol. 23, 1998, pp. 295–315.
- GIOVANNINI, A. – TURTELBOOM, B. (1992): Currency Substitution. *NBER Working Paper Serie*, 1992, no. 4232.
- GOODHART, C. A. E. (1989): *Money, Information and Uncertainty*. Second edition. Cambridge MIT Press, 1989.
- HANOUSEK, J. – KUBÍN, J. – TŮMA, Z. (1995): Poptávka po penězích a ražebné v období transformace. *Finance a úvěr*, 1995, č. 7.
- HANOUSEK, J. – TŮMA, Z. (1995): Poptávka po penězích v české ekonomice. *Finance a úvěr*, 1995, č. 5.
- HANSEN, B. E. (1992): Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, July 1992, no. 3.
- HAYO, B. (1999): The Demand for Money in Austria. *Economic Working Paper Archive at WUSTL*, Macroeconomics wuwpma 9902.
- HENDRY, D. F. – ERICSSON, N. R. (1991): Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review*, vol. 35, 1991, pp. 833–81.
- 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.
- HENDRY, S. (1995): Long-Run Demand for M1. *Bank of Canada Working Paper*, 95–11.
- HOFFMAN, D. L. – RASCHE, R. H. (1996): *Aggregate Money Demand Functions: Empirical Applications in Cointegrated Systems*. Kluwer Academic Publishers Group, 1996.
- JOHANSEN, S. (1992): Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, vol. 54, 1992, pp. 383–97.

- JOHANSEN, S. – JUSELIOUS, K. (1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52(2), 1990, pp 169–210.
- KLACEK, J. – ŠMÍDKOVÁ, K. (1995): The Demand-for-Money Function: the Case of the Czech Economy. Praha, ČNB WP, 1995, č. 41.
- KOZEL, D. (2000): Poptávka po oběživu. *Finance a úvěr*, 2000, č. 12.
- LAIDLER, D. E. (1990): *Taking Money Seriously*. Cambridge MIT Press, 1990.
- LAIDLER, D. E. (1993): *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problem*. Fourth Edition. New York, Harper Collins College Publisher, 1993.
- MARASHDEH, O. (1997): The Demand for Money in an Open Economy: the Case of Malaysia. *The Southern Finance Association Annual Meeting*, November 1997.
- MELECKÝ, M. (2001a): Buffer-stock model jako alternativní přístup k poptávce po penězích. *Acta academica karviniensis*, 2001, č. 1.
- MELECKÝ, M. (2001b): Stabilita dlouhodobé poptávky po širokých penězích v otevřené ekonomice: případ ČR. (Praha) *VP ČNB*, 2001, č. 38.
- MELECKÝ, M. (2002): Poptávka po penězích v ČR. *Finance a úvěr*, 52, 2002, č. 2, ss. 76–89.
- MUSCATELLI, V. A. – SPINELLI, F. (2000): The Long-Run Stability of the Demand for Money: Italy 1861–1996. *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, pp. 717–739.
- 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.
- PEYTRIGNET, M. – STAHEL, CH. (1998): Stability of Money Demand in Switzerland: A Comparison of the M2 and M3 Cases. *Empirical Economics*, vol. 23, 1998, pp. 437–454.
- QUICK, P. D. – PAULUS, J. (1979): Financial Innovations and the Transaction Demand for Money. *Board of Governors of the Federal Reserve System, Division of Research and Statistics, Banking Section*.
- RIPATTI, A. (1998): Stability of the Demand for M1 and Harmonized M3 in Finland. *Empirical Economics*, vol. 23, 1998, pp. 317–337.
- SPREngle, C. M. – MILLER, M. H. (1980): The Precautionary Demand for Narrow and Broad Money. *Economica*, vol. 47, November 1980, pp. 407–421.
- STOCK, J. H. – WATSON, M. W. (1993): A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, vol. 61, 1993, pp. 1035–1056.
- VEGA, J. L. (1998): Money Demand Stability: Evidence from Spain. *Empirical Economics*, vol. 23, 1998, pp. 387–400.

## SUMMARY

JEL Classification: C22, C32, E41, F36

Keywords: money demand – households – cointegration – microeconomic theory of money demand

### **Analysis of Discrepancies in the Money Demand of Households and of Firms in the Czech Republic 1994–2000: Part I. Households**

Martin MELECKÝ – Faculty of Economics, VŠB-Technical University Ostrava  
(martin.melecky@vsb.cz)

This paper addresses specifics of the money demand function of households in the Czech Republic, especially in relation to the money demand of firms, and raises a potential problem that may arise from the subsequent aggregation of the money demand of households and firms. Specifically, the analysis considers M1 and M2 monetary aggregates as representatives of narrow and broad money in the Czech Republic. However, before offering empirical analysis, two theoretical approaches to the money demand of households are summarized: Namely, the buffer-stock model of money demand and the Sprekle-Miller model of the precautionary money demand of small economic units. In a time-series analysis in the empirical section of the article, the author makes use of the Johansen technique and DOLS to estimate models of money demand by households in the Czech Republic. Ultimately, a standard set of stability tests is applied to parsimonious versions of the estimates to gauge potential structural break.