



národní
úložiště
šedé
literatury

Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1994 - 2000

Arlt, Josef; Guba, Milan; Radkovský, Štěpán; Sojka, Milan; Stiller, Vladimír
2001

Dostupný z <http://www.nusl.cz/ntk/nusl-123906>

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

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

Datum stažení: 27.06.2019

Další dokumenty můžete najít prostřednictvím vyhledávacího rozhraní nusl.cz .

**J. Arlt, M. Guba, Š. Radkovský,
M. Sojka, V. Stiller**

**VLIV VYBRANÝCH FAKTORŮ
NA VÝVOJ POPTÁVKY
PO PENĚZÍCH
V LETECH 1994 - 2000**

**VP č. 30
Praha 2001**

Autoři: doc. Ing. Josef Arlt, CSc. - VŠE
Ing. Milan Guba, CSc. - ČNB
Ing. Štěpán Radkovský - ČNB
prof. Ing. Milan Sojka, CSc. - FSV UK
Mgr. Vladimír Stiller - ČNB

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

Obsah

Úvod	7
1 Úloha poptávky po penězích v transmisním mechanismu měnové politiky a teoretické přístupy k jejímu zkoumání.....	9
1.1 Úloha poptávky po penězích v transmisním mechanismu měnové politiky.....	9
1.2 Základní teoretické přístupy ke zkoumání poptávky po penězích	10
1.2.1 Keynesovská interpretace poptávky po penězích.....	10
1.2.2 Neokeynesovská interpretace poptávky po penězích	12
1.2.3 Postkeynesovská interpretace poptávky po penězích.....	14
1.2.4 Monetaristický přístup k poptávce po penězích	16
2 Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky v letech 1994 - 2000.....	19
2.1 Použité ekonometrické modely	19
2.1.1 Kointegrace ve víceroznicových a v jednoroznicových modelech..	20
2.1.2 Testování kointegrace ve víceroznicových a v jednoroznicových modelech	23
2.2 Data a jejich základní charakteristika	25
2.3 Konstrukce modelů a testování hypotéz	28
2.3.1 Vztah časových řad $m2r$, $hdpr$ a $s1rp$	29
2.3.2 Vztah časových řad $m1r$, $hdpr$ a $s1rp$	33
2.3.3 Vztah dalších faktorů k poptávce po penězích.....	35

3 Zhodnocení výsledků ekonometrické analýzy a vývoj důchodové rychlosti obrátky peněz	37
3.1 Zhodnocení výsledků ekonometrické analýzy	37
3.1.1 Poptávka po penězích v širším pojetí	37
3.1.2 Poptávka po penězích v užším pojetí	39
3.2 Vztah vývoje poptávky po penězích a vývoje důchodové rychlosti obratu peněz	40
Závěr.....	43
Literatura.....	45
Přílohy.....	49

Úvod

Poptávka po penězích je jednou z nejdůležitějších složek transmisního mechanismu mezi peněžními a reálnými procesy v tržní ekonomice. Vývoj poptávky po penězích a faktorů, které na ni působí, je úzce spjat s celkovým hospodářským vývojem. Její analýza je důležitá pro rozhodování centrálních bank o měnové politice, včetně Evropské centrální banky, která se analýze poptávky po penězích intenzivně věnuje. Vzhledem ke značné míře nejednotnosti ekonomické teorie při výkladu poptávky po penězích a faktorů, které ji ovlivňují, existuje řada možných přístupů, jež lze analyticky využít. Situace je také komplikována vývojem nových finančních produktů, změnami ve vývoji platebního styku, rostoucím vlivem nebankovních finančních institucí, opakujícími se globálními či lokálními měnovými krizemi a dalšími faktory.

Vyčerpávající odpověď na otázky spojené s vývojem poptávky po penězích nepodává ani předkládaná analýza. Jejím cílem není rozvíjet teoretické diskuse o úloze peněz ani vyhodnotit kvalitu jednotlivých teorií, ale snaží se pouze ukázat vývoj poptávky po penězích v ČR v letech 1994 - 2000¹ a poukázat na vliv některých

¹ Rok 1993 není v této studii analyzován především vzhledem k atypickému měnovému a ekonomickému vývoji v souvislosti s rozdělením Československa, které v tomto roce proběhlo. Začlenění roku 1993 do analýzy není vhodné ani ze statistického hlediska, neboť pro tento rok neexistují čtvrtletní údaje o vývoji HDP, které by byly metodicky srovnatelné s údaji v letech 1994 - 2000.

faktorů, které na její vývoj působily. Tematicky navazuje tato analýza na dříve publikované práce Poptávka po penězích v české ekonomice (Hanousek, Tůma, 1995), The Demand-for-Money Function: the Case of the Czech Economy (Klacek, Šmídková, 1995) a další. Časový odstup od těchto prací, umožňující využití delších časových řad, umožnil aplikaci nového teoretického a ekonometrického přístupu, přinesl některé nové poznatky, současně však potvrdil význam tradičně analyzovaných veličin i pro dlouhodobý vývoj poptávky po penězích v české ekonomice.

Analýza je rozdělena do tří částí. V její první části jsou stručně nastíněny některé teoretické přístupy ke zkoumání poptávky po penězích. Druhá část obsahuje datové a metodologické vymezení analýzy a ekonometrickou analýzu problému. Metodologickým základem zkoumání je využití víceroznicových a jednoroznicových modelů. Z hlediska ekonomické teorie se vychází z upravené verze Arestisova modelu (Arestis 1988) založeného na tradičních keynesovských faktorech růstu. Arestisův model byl upřednostněn především proto, že umožňuje vzít v úvahu i vliv vnějších vztahů a není příliš složitý. Vzhledem ke krátkosti časových řad nelze využívat modely s mnoha proměnnými a i výsledky dosažené na základě jednodušších modelů mají pouze orientační charakter podmíněný specifičností transformačního procesu a poměrně proměnlivým ekonomickým prostředím v ČR, které zatím neprošlo uzavřeným ekonomickým cyklem. Třetí část práce obsahuje ekonomické vyhodnocení předchozí ekonometrické analýzy a stručné shrnutí celkových výsledků.

1 Úloha poptávky po penězích v transmisním mechanismu měnové politiky a teoretické přístupy k jejímu zkoumání

1.1 Úloha poptávky po penězích v transmisním mechanismu měnové politiky

Poptávka po penězích odráží zájem podniků, domácností i jednotlivců a dalších ekonomických subjektů o držbu peněz. Ve svém nominálním vyjádření představuje zájem o určité množství peněz, v reálném vyjádření zájem o držbu peněz danou počtem jednotek statků a služeb, které lze za tyto peníze získat. Úloha poptávky po penězích je předmětem téměř všech úvah o měnovém transmisním mechanismu, přičemž problematice poptávky po penězích je většinou přikládán zásadní význam² (a to i v teoriích upřednostňujících význam vlivu peněžní nabídky před poptávkou na ekonomiku).

² Z četných schémat měnového transmisního mechanismu patří k nejznámějším a poměrně široce akceptovaným transmisní schéma G. J. Bondta z práce *Credit and asymmetric effects of monetary policy in six EU countries: an overview*, De Nederlandsche Bank NV, 1998. G. J. Bondt rozlišuje 5 základních kanálů měnové transmise: přímá měnová transmise, úrokový kanál, kanál cen aktiv, úvěrový kanál a kanál očekávání a nejistot. Problematika poptávky po penězích je zahrnuta hned do prvního kanálu měnové transmise. Z dřívějších prací vzniklých v ČNB se problematikou měnové transmise zabývá podrobněji např. práce *Definice měnového transmisního mechanismu v ČR a analýza základních vazeb* - autoři Arlt, Guba, Matalík, Stiller, Syrovátka (1998).

Nejsou-li v obecné rovině zásadní pochybnosti o nutnosti zabývat se poptávkou po penězích, názory na její konkrétní působení na ekonomiku se liší v závislosti na teoretických východiscích, která různí autoři berou v úvahu. V poměrně pestrém spektru názorů na tuto oblast se dlouhodobě prosazují především různé modifikace dvou základních přístupů, a to keynesovského, který upřednostňuje význam poptávky po penězích v ekonomice a klade důraz především na motivaci držby reálných peněžních zůstatků, a monetaristického, zdůrazňujícího pro vývoj poptávky po penězích především oblast směny, představovanou vývojem nominálního hrubého domácího produktu, přičemž prioritní pro hospodářský vývoj je podle monetaristů především vývoj peněžní nabídky. Oba přístupy se během vývoje vzájemně ovlivňovaly a vzájemně na sebe reagovaly. V současnosti však představují alternativní teoretické koncepce založené na odlišných metodologických východiscích.

1.2 Základní teoretické přístupy ke zkoumání poptávky po penězích

1.2.1 Keynesovská interpretace poptávky po penězích

Nejdůležitějším vztahem keynesovské ekonomie je vztah mezi ekonomickým růstem (vývojem HDP) a investicemi (jako nejvolatilnější složkou agregátní poptávky). Vývoj tohoto vztahu se promítá do poptávky po penězích a jejím prostřednictvím do měnové oblasti, kde poptávka po penězích vyvolává peněžní nabídku. Dlouhodobě jsou nabídka a poptávka po penězích v rovnováze³. Ve srovnání s monetárním přístupem je v keynesovských teoriích měnové oblasti připisována menší účinnost při ovlivňování vývoje ekonomiky.

Východiskem keynesovské teoretické analýzy vývoje poptávky po penězích je *teorie preference likvidity* J. M. Keynesa. Ta odpovídá na otázku, proč ekonomické subjekty (firmy, domácnosti aj.) poptávají a drží peníze, které nepřinášejí úrok, a proč raději nepoptávají cenné papíry nebo jiná aktiva. Odpověď na tuto otázku je úzce spjata s rozsahem transakcí, které mají peníze obsloužit, a s nejistotou, která je

³ Výklad obecných principů keynesovských, nekeynesovských a postkeynesovských teorií se vymyká zaměření této práce. Podrobněji jsou tyto principy rozebrány např. v knize John Maynard Keynes a současná ekonomie (Sojka 1999).

spojena s budoucími výsledky spojena s budoucími výsledky hospodářských aktivit na straně firem i domácností a z této nejistoty vyplývající potřebou ekonomických subjektů udržet si likvidní pozici, vyhnout se platební neschopnosti či případnému bankrotu. Poptávka po penězích, tj. poptávka po likviditě, vyplývá z nemožnosti dostatečně přesně předvídat budoucí události v podmínkách tržní ekonomiky.

V návaznosti na *Obecnou teorii zaměstnanosti, úroku a peněz* J. M. Keynesa rozlišuje keynesovská ekonomická teorie tři motivy preference likvidity, a to *transakční, opatrnostní a spekulativní* motiv⁴.

Zatímco transakční motiv převzal Keynes z monetaristického přístupu cambridgeské školy (A. Marshall, A. Pigou, aj.) a v souladu s nimi bral v úvahu, že část poptávky po penězích souvisí s transakcemi v souvislosti s vývojem důchodu (nominálního hrubého domácího produktu) a opatrnostní motiv je v pracích této školy rovněž zmiňován, spekulativní motiv držby peněz je jeho vlastní invencí. Schematicky lze Keynesův přístup vyjádřit následujícím způsobem:

$$M = L_1(Y) + L_2(i), \quad (1)$$

kde L_1 je funkcí likvidity vyjadřující transakční a opatrnostní motiv a L_2 funkcí likvidity vyjadřující spekulativní motiv preference likvidity, Y je nominální hrubý národní důchod (dále nominální HDP) a i je úroková míra (J. M. Keynes, 1963). Ve skutečnosti však existuje jednotná poptávka po penězích, protože tyto motivy působí současně a nejsou na sobě nezávislé. Oddělujeme je pouze pro potřeby výkladu a analýzy. Zatímco Keynes ve své teorii poptávky po penězích uvažuje pouze nominální veličiny, v úvahách jeho následovníků vystupuje do popředí otázka poptávky po reálných peněžních zůstatcích, neboť jednotlivci i instituce drží peníze hlavně proto,

⁴ „Tři motivy dávání přednosti likviditě, které jsme výše rozlišili, můžeme formulovat takto:
- motiv oběhu, tj. potřeba hotových peněz pro běžné transakce povahy osobní a podnikatelské;
- motiv opatrnosti, tj. přání zajistit pevnou příští peněžní hodnotu určité části celkových zdrojů a
- motiv spekulace, tj. přání dosáhnout zisku proto, že známe budoucí perspektivy převládající na burze lépe než trh.“ (Keynes (1963), str. 178)
„Za normálních okolností je množství peněz nutné k uspokojení motivu oběhu a motivu opatrnosti hlavně výslednicí všeobecné úrovně hospodářské aktivity a hladiny peněžního důchodu. Poptávka po penězích k uspokojení dříve uvedených motivů nereaguje vcelku na jiný vliv než na skutečnou změnu všeobecné hospodářské aktivity a hladiny důchodu.“

že za ně lze koupit statky a služby, neboli jak říkají Dornbusch, Fischer (1994), "lidé drží peníze kvůli jejich kupní síle, tj. množství statků a služeb, které za ně mohou koupit".

1.2.2 Neokeynesovská interpretace poptávky po penězích

Z Keynesových zásad vychází neokeynesovská interpretace poptávky po penězích. Transakční motiv a opatrnostní motiv jsou vyjadřovány jako přímo úměrné HDP a jsou souhrnně označovány jako poptávka po aktivních zůstatcích („demand for active balances“). Spekulativní motiv vytváří závislost poptávky po penězích na úrokové míře. Formálně lze tyto závislosti vyjádřit následujícím vztahem

$$M_{da} = kY \quad \text{a} \quad M_{ds} = \alpha - \beta i, \quad (2)$$

kde M_{da} je poptávka po aktivních zůstatcích, k je podíl aktivních zůstatků na HDP, Y je nominální HDP, M_{ds} je spekulativní poptávka po penězích, a a b jsou parametry a i je úroková míra.

Tato interpretace je zjednodušená, protože přímou úměrnost lze bezpochyby spojovat s působením transakčního motivu preference likvidity, avšak u opatrnostního motivu je poněkud problematická. V případě opatrnostního motivu jde o reakci na nejistotu spojenou s budoucím vývojem a o snahu zajišťovat se před případnými nepříznivými důsledky budoucího vývoje příjmů. Proto bychom měli spíše vztah mezi HDP a opatrnostní poptávkou po penězích formulovat jako proticyklický než procyklický jako v případě transakčního motivu. Tomu by zřejmě odpovídal i vývoj úspor v ČR v průběhu recese roku 1998. Pro ekonometrické modelování vytváří navíc vážný problém pravděpodobná nelineárnost opatrnostní poptávky po penězích. Tyto komplikace vedou k tomu, že se při praktických pokusech o modelování vývoje poptávky po penězích od opatrnostního motivu abstrahuje.

Spekulativní motiv preference likvidity souvisí s otázkou, jakou míru nejistoty a výnosu při vytváření úspor jsou ekonomické subjekty ochotny nést. S tím souvisí

Zkušenost současně ukazuje, že celková poptávka po penězích k uspokojení motivu spekulace je trvale citlivá na postupné změny úrokové míry....“ (Keynes (1963), str. 200).

volba mezi penězi a různými typy dlouhodobých vkladů, obligací a jiných typů cenných papírů nesoucích úrok.

Poptávku po penězích lze vyjádřit jako:

$$M_d = L(Y, i), \quad (3)$$

kde M_d je poptávka po penězích, L je „funkce preference likvidity“ a Y je nominální HDP a i je úroková míra.

Tento přístup byl rozpracován Baumolem (1952) a Tobinem (1956) do podoby přístupu založeného na držbě peněz jako zásoby, v němž je zdůrazněn zejména *transakční* motiv preference likvidity. Výsledkem těchto úvah je známý vzorec:

$$M_d / P = \sqrt{cY_r / 2i}, \quad (4)$$

kde M_d je poptávka po reálných zůstatcích, c jsou transakční náklady, Y_r reálný HDP a i je úroková míra. Nevýhodou Baumol-Tobinova modelu je jeho zúžené zaměření na transakční poptávku a předpoklad stability nákladů na provedení transakce (parametru c), který není dlouhodoběji reálný.

V tomto pojetí je „optimální“ poptávka po reálných peněžních zůstatcích přímo úměrná transakčním nákladům a reálnému důchodu a nepřímo úměrná úrokové míře.

Jiná používaná interpretace vychází z přístupu založeného na opatrnosti poptávce po penězích (Whalen (1966)). V tomto přístupu jednotlivci pečlivě zvažují možné zúročení „investovaných“ peněz v porovnání s výhodou nedostat se do „platební neschopnosti“. Nevýhodou tohoto přístupu však je příliš silný předpoklad, že známe rozložení pravděpodobností příjmů a výdajů.

Další interpretace vychází z pojetí peněz jako aktiva a je spojena s teorií volby portfolia, kterou v neokeynesovské interpretaci zformuloval James Tobin (1958). V tomto pojetí se pracuje s vlastní úrokovou mírou peněz (většinou se předpokládá, že se rovná nule (Laidler (1993)), v případě vysoké míry inflace by mohla být záporná) a mírou výnosu spojenou s alternativními aktivy.

1.2.3 Postkeynesovská interpretace poptávky po penězích

Postkeynesovská ekonomie zdůrazňuje úlohu nejistoty spojenou s vývojem ekonomik v historickém čase a v této souvislosti zasazuje koncept poptávky po penězích do širšího rámce, který se vyznačuje důrazem na úlohu peněz jako uchovatele hodnoty a endogenní povahu nabídky peněz, která se odvíjí od úvěrové krece peněz na úrovni komerčních bank v reakci na poptávku po úvěrech. Vývoj peněžní nabídky je ovlivňován politikou centrální banky, která však není schopna přímo determinovat peněžní nabídku, svou politikou je schopna ovlivnit vývoj úrokových měr, které působí na poptávku ekonomických subjektů po úvěru. Množství peněz v ekonomice je pak výsledkem interakce poptávkových a nabídkových procesů. Centrální banka je svými nástroji schopna ovlivnit podmínky poskytování úvěrů díky vlivu těchto nástrojů na vývoj úrokových sazeb. Chování bankovního sektoru vůči ekonomickým subjektům poptávajícím úvěr je rovněž významně ovlivňováno institucionálními charakteristikami bankovního sektoru. Zde hrají významnou roli bankovní regulace a bankovní dohled (blíže Dow, Rodríguez-Fuentes in Arestis, Sawyer (1998)).

Při vlastní formulaci poptávky po penězích se postkeynesovská ekonomie od neokeynesovské liší zejména zahrnutím finančního motivu (Keynes (1937))⁵ do poptávky po penězích. Finanční motiv odráží skutečnost, že podnikatelé musí držet určité peněžní zůstatky v čase tak, aby byli, když vstupují do budoucích smluv spojených s nákupem vstupů sloužících k výrobě kapitálových statků, schopni těmto závazkům dostát. Pokud se plánované investice nemění, tyto peněžní zůstatky zůstávají stálé, pokud se zvyšují, vzniká dodatečná finanční poptávka po penězích. Zahrnutí finančního motivu a zohlednění vládní poptávky po penězích vede k tomu, že poptávka po aktivních zůstatcích nabude formy:

$$M_{df} = \gamma C + \delta I + \omega G \quad (5)$$

⁵ Článek J. M. Keynes *Ex-Ante Theory of the Rate of Interest*, v časopise *Economic Journal*, London, 1937.

Pokud vyjádříme $C = A + cY$ (kde C je spotřeba, A je konstanta vyjadřující autonomní spotřebu a c je mezní sklon ke spotřebě), $I = a - bi$, G jsou vládní výdaje, γ , δ a ω jsou konstanty, jejichž výše závisí primárně na frekvenci plateb a na překrývání plateb v ekonomice.

Dosadíme-li do původní rovnice za C , I a G , obdržíme vztah

$$M_{df} = \gamma(A + cY) + \delta(a - bi) + \omega G \quad (6)$$

Pokud do tohoto vztahu doplníme spekulativní poptávku po penězích, získáme celkovou poptávku po penězích jako:

$$M_d = M_{df} + (\alpha - \beta i) \quad (7)$$

Spekulativní poptávku by bylo v dalším kroku možno rozvinout do podoby portfolio analýzy, v níž by se zohlednily investice do různých typů aktiv a s nimi spojených úrokových sazeb.

V tomto přístupu se obvykle poptávka po penězích vyjadřuje nominálně. Pro převedení do podoby reálné poptávky po penězích je následně třeba vzít ohled na vývoj inflace.

Tento čtvrtý motiv bývá většinou ekonomů ignorován.

K významným postkeynesovským představitelům, zabývajícím se poptávkou po penězích, patří např. Philip Arestis. Ve svém článku (Arestis 1988) se na rozdíl např. od Keynesa a jiných autorů zabývá poptávkou po penězích v malé otevřené ekonomice. Jeho přístup k poptávce po penězích lze vyjádřit následující rovnicí:

$$M_d/P = K(Y_r)^a (P^e)^{-b} (CR)^{-c} (ER^e)^{-d} u, \quad (8)$$

kde M_d/P jsou reálné peněžní zůstatky, K je cambridgeský koeficient, který je funkcí růstu HDP, cen a množství peněz v oběhu a je vyjadřován převrácenou hodnotou rychlosti peněz (rychlost obratu peněžní jednotky je chápána jako funkce růstu důchodu, cen a peněžní zásoby), Y_r je reálný HDP, P^e je očekávaná míra inflace, CR je odhadnutá proměnná pro úvěrová omezení, ER^e je očekávaná míra apreciacie nebo depreciace měny, u je nesystematická složka a a , b , c , d jsou elasticity.

Arestisův model v tomto vyjádření neodpovídá dokonale podmínkám ČR. V české ekonomice dnes neexistují kvantifikovatelná⁶ úvěrová omezení a dlouhodobá analýza poptávky po penězích na základě měnového kurzu naráží na *dlouhodobě uplatňovaný* režim fixního kurzu.⁷ Vztah k zahraničí je možno dlouhodobě lépe vyjádřit úrokovým diferenciálem, přičemž očekávaný diferenciál je možno nahradit stávajícím, stejně tak jako očekávanou inflaci je možno nahradit inflací aktuální. Upravený vzorec má potom následující tvar:

$$M_d/P = K(Y_r)^a (P^e)^{-b} (IRD)^{-c} u, \quad (9)$$

kde M_d/P jsou reálné peněžní zůstatky, K je cambridgeský koeficient, Y_r je reálný HDP, P^e je očekávaná míra inflace, IRD je úrokový diferenciál, u je nesystematická složka, a, b, c jsou elasticity.

1.2.4 Monetaristický přístup k poptávce po penězích

Základem monetaristického přístupu k analýze ekonomických problémů je předpokládaná existence těsné závislosti mezi vývojem množství peněz v ekonomice a nominálních důchodů, většinou vyjadřovaných nominálním hrubým domácím produktem. V monetaristických úvahách o vývoji ekonomiky hrají peníze primární úlohu, přičemž rozhodující je peněžní nabídka. Právě ta, podle monetaristů, ovlivňuje zásadním způsobem vývoj jednotlivých ekonomických veličin, který se odráží do poptávky po penězích. Poptávka po penězích se v krátko- a střednědobém časovém horizontu může lišit od peněžní nabídky, dlouhodobě se však u obou veličin předpokládá rovnováha. Heyne (1991) k principům monetarismu výstižně říká: "Stručně řečeno, teze monetaristů je taková, že jsou-li tu těžkosti, není chyba v těch co peníze poptávají, ale v těch, co je nabízejí" (šířeji Sojka (1996)).

⁶ K nejrozšířenějším kvantifikovatelným omezením úvěrové emise patří především limitování objemu úvěrů poskytovaných obchodními bankami, administrativní omezování vývoje úrokových sazeb na poskytované úvěry a jiné. Arestis ve své původní verzi modelu považuje za regulační faktor pro poskytování úvěrů diskontní úrokovou sazbu, což v zemích, kde má tato úroková sazba bezprostřední vztah k úvěrování, skutečně výrazným regulačním faktorem může být. V českém bankovním systému hraje však diskontní úroková sazba odlišnou úlohu (slouží k úročení overnightových vkladů obchodních bank u ČNB).

⁷ Po částečném uvolnění devizového kurzu Kč rozšířením flukтуаčního pásma z $\pm 0,75\%$ na $\pm 7,5$ k 29. 2. 1996 došlo ke zrušení fixního kurzu Kč 27. 5. 1997.

Tradiční monetaristický přístup k poptávce po penězích zdůrazňoval především úlohu peněz jako prostředku směny. Poptávka po penězích byla v pojetí I. Fishera a dalších zastánců kvantitativní teorie peněz funkcí nominálního důchodu, který by měl svým objemem odpovídat množství peněz nezbytnému k uspokojování transakčních potřeb.

Moderní monetaristé ustoupili od představy výlučné vazby poptávky po penězích na vývoj nominálních důchodů, ale připouštějí jak vliv úrokových sazeb, tak i vliv výnosů dalších fyzických a finančních aktiv (obligace, akcie, investice do zboží). Postoj soudobých monetaristů k problematice poptávky po penězích je názorně vidět z přístupu Milтона Friedmana. Friedman oživil tradiční kvantitativní teorii peněz v cambridžské verzi, avšak současně přihlédl i ke Keynesově teorii preference likvidity. Podle Friedmana závisí vývoj poptávky po penězích na celkovém bohatství společnosti, které má rozličné formy (peníze, obligace, akcie, fyzický a lidský kapitál) a na vkusu a preferencích držitelů tohoto bohatství. Důležitým předpokladem, ze kterého Friedman a další monetaristé v rozvíjení svých teorií vycházejí, je stabilita vývoje poptávky po penězích.

Formálně lze poptávku po penězích ve Friedmanově pojetí vyjádřit následujícím způsobem:

$$\frac{M_d}{P} = f\left(y, w, r_m, r_e - r_m, r_b - r_m, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; e\right), \quad (10)$$

kde M_d/P je poptávka po reálných peněžních zůstatcích, y je celkové bohatství, w je podíl naakumulovaného lidského kapitálu na celkovém bohatství, r_m je očekávaný výnos peněz, r_b je očekávaný výnos obligací, r_e je očekávaný výnos cenných papírů (akcií), $\frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$ je očekávaná změna cen komodit a e je vliv ostatních faktorů.

Z rovnice je na jedné straně zřejmý široký rozsah Friedmanova pohledu na problematiku poptávky po penězích, na druhé straně pro praktické analýzy je tento přístup v celém svém rozsahu obtížně uchopitelný v tranzitivních i netranzitivních ekonomikách. To se ostatně týká i využívání jiných teoretických přístupů. Zkušenosti s jejich aplikací při analytické činnosti postupně vedly k závěru, že tzv. čisté teoretické koncepce interpretují vývoj poptávky po penězích neuspokojivě, protože mají tendenci vycházet z příliš zjednodušených modelových interpretací, které jsou

jako základ dostatečně realistické analýzy vývoje poptávky po penězích příliš hrubým nástrojem. Tento závěr je dobře dokumentován skutečností, že v zahraničí prováděné analýzy poptávky po penězích postupně opouštějí tradičnější teoretické přístupy vycházející z keynesovských či monetaristických pozic a postupně upřednostňují kombinaci teoretického přístupu, jehož úlohou je determinovat dlouhodobou rovnováhu s krátkodobou dynamikou vycházející z analýzy statistických údajů. Tento přístup je reprezentován „modely korekce chyb“ („Error Correction Models“) (viz Sriram (1999)). V tomto přístupu je analýza statistických údajů „zarámována“ do základního teoretického rámce, který však není považován za vyčerpávající vysvětlení chování poptávky po penězích.

2 Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky v letech 1994 – 2000

2.1 Použité ekonometrické modely

Pro zjednodušení ekonometrické analýzy se v modelu poptávky po penězích používají sezonně očištěné časové řady. Tyto časové řady jsou zpravidla nestacionární, převážně typu $I(1)$. Je tedy smysluplné tuto skutečnost při konstrukci ekonometrických modelů poptávky po penězích akceptovat. Kointegrační analýza časových řad vede ke konstrukci modelů korekce chyb, které umožňují charakterizovat zvláště krátkodobé vztahy, tj. vztahy mezi stacionarizovanými časovými řadami, a dlouhodobé vztahy, tj. vztahy mezi nestacionarizovanými časovými řadami.

V této části popíšeme některé základní aspekty kointegrační analýzy ve víceroznicových a jednoroznicových modelech. Pro zjednodušení se soustředíme pouze na zvláštní typy modelů ($VAR(2)$, $ADL(1,1;1)$), závěry odvozené z těchto modelů však platí obecně pro modely VAR a ADL jakéhokoliv řádu.

2.1.1 Kointegrace ve víceroznicových a v jednoroznicových modelech

Modely VAR

Předpokládejme l -rozměrný model VAR(2)

$$X_t = c + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + a_t, \quad (11)$$

kde X_t je l -rozměrný vektor časových řad, c je l -rozměrný vektor konstant, ϕ_1 a ϕ_2 jsou $l \times l$ rozměrné matice parametrů, $\{a_t\}$ je l -rozměrný gaussovský proces bílého šumu s kovarianční maticí Σ_a . Model VAR lze vyjádřit ve tvaru

$$\Delta X_t = c + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Pi X_{t-2} + a_t, \quad (12)$$

kde

$$\Gamma_1 = -(I_l - \phi_1), \quad \Pi = -(I_l - \phi_1 - \phi_2). \quad (13)$$

Tento model se označuje jako *vektorový model korekce chyby* (VEC - „Vector Error Correction“). Jeho obsahem jsou na jedné straně tzv. krátkodobé vztahy mezi procesy, tj. vztahy mezi diferencovanými (stacionarizovanými) procesy. Na druhé straně obsahuje tzv. vztahy dlouhodobé, tj. vztahy mezi nediferencovanými procesy. Informace o těchto vztazích obsahuje parametrická matice Π . Model VEC umožňuje samostatné zkoumání těchto vztahů. V modelu VEC mohou nastat tři situace.

1. $h(\Pi) = l$, tj. matice Π má plnou hodnotu, což znamená, že l -rozměrná časová řada je generována stacionárním vektorovým procesem $\{X_t\}$. Je-li vícerozměrná časová řada stacionární, jsou stacionární také jednotlivé časové řady a není třeba k jejich stacionarizaci diferencí, pokud se tak přesto učiní, v modelu diferencí vytvořeném na základě modelu VAR zůstává nediferencovaný člen, v modelu (12) je to člen X_{t-2} .
2. $h(\Pi) = 0$, tzn. že matice Π je nulová a model (12) neobsahuje nediferencovaný člen, l -rozměrná časová řada je generována nestacionárním vektorovým procesem $\{X_t\}$ (předpokládáme, že jednotlivé procesy jsou typu $I(1)$) a její stacionarizaci lze provést individuálním diferencováním jednotlivých časových řad. Diferencování nevede ke ztrátě informace o dlouhodobém vztahu mezi časovými řadami, neboť žádný neexistuje.
3. $0 < h(\Pi) = r < l$, v tomto případě nezmizí nediferencovaný člen modelu (12) a současně proces $\{X_t\}$ není stacionární (jednotlivé procesy jsou typu $I(1)$).

Vzhledem k tomu, že Π je nenulová matice, mezi časovými řadami existuje dlouhodobý vztah a stacionarizace individuálním diferencováním jednotlivých časových řad vede ke ztrátě informace.

První dvě situace jsou zřejmé a jejich vysvětlení je logické, třetí situaci lze těžko vysvětlit intuitivní úvahou. Detailně se jí zabývá *Grangerova věta* [Engle, Granger (1987), Johansen (1991), Banerjee a kol. (1993), Arlt (1995), (1999)].

Jednorovnicové modely typu ADL

Uvažujme nyní jednorovnicový model tvaru

$$Y_t = c + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta_0 Z_t + \beta_1 Z_{t-1} + a_t, \quad (14)$$

kde $\{a_t\}$ je gaussovský proces bílého šumu s rozptylem σ_a^2 a proces $\{Z_t\}$ je vzhledem k parametrům β_0 , α_1 a β_1 slabě exogenní. Tento model se označuje jako ADL(1,1;1) ("Autoregressive Distributed Lag"). Obdobně jako model VAR jej lze vyjádřit také ve formě EC ("Error Correction")

$$\Delta Y_t = c + \beta_0 \Delta Z_t + (\alpha_1 - 1) \left[Y_{t-1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} Z_{t-1} \right] + a_t. \quad (15)$$

Parametr $\alpha^* = (\alpha_1 - 1)$ vyjadřující sílu, s jakou se prosazuje dlouhodobý vztah uvažovaných procesů, se označuje jako *zatížení* ("loading") a parametr $\beta^* = (\beta_0 + \beta_1) / (1 - \alpha_1)$, charakterizující vlastní dlouhodobý vztah, se označuje jako *dlouhodobý multiplikátor*.

Předpokládejme, že procesy $\{Y_t\}$ a $\{Z_t\}$ jsou typu I(1) a uvažujme tři situace ve statické regresi

$$Y_t = c + \beta_0 Z_t + u_t; \quad (16)$$

- a) proces $\{u_t\}$ má charakter bílého šumu, tj. je typu I(0),
- b) proces $\{u_t\}$ je stacionární a autokorelovaný a je rovněž typu I(0),
- c) proces $\{u_t\}$ je typu I(1).

V prvním případě v modelu (15) platí $u_t = a_t$, $\alpha_1 = 0$ a $\beta_1 = 0$. Modely (14) a (15) se transformují do tvaru statické regrese a $\beta^* = \beta_0$, takže dlouhodobým multiplikátorem je regresní parametr β_0 . Dlouhodobý vztah mezi procesy $\{Y_t\}$ a $\{Z_t\}$ tedy charakterizuje regrese (16).

Uvažujme nyní situaci ad b) a ad c), tj. $u_t = \rho u_{t-1} + a_t$, kde $\{a_t\}$ je proces gaussovského bílého šumu. V této situaci je možné vyjádřit model (16) ve tvaru

$$Y_t = c + \rho Y_{t-1} + \beta_0 Z_t - \rho \beta_0 Z_{t-1} + a_t, \quad (17)$$

to je ve formě ADL(1,1;1). Vzhledem k modelu (14) platí, že $\alpha_1 = \rho$ a $\beta_1 = -\rho\beta_0$.

Podívejme se nejprve na situaci ad c). Je-li proces $\{u_t\}$ z modelu (16) typu I(1), potom $\rho = 1$. V tomto případě zahrnutí vysvětlujícího procesu typu I(1) do modelu nesnižuje integrační řád vysvětlovaného procesu. Dále platí, že $\alpha^* = (\alpha_1 - 1) = 0$ a model EC (15) má formu

$$\Delta Y_t = c + \beta_0 \Delta Z_t + a_t. \quad (18)$$

Časové řady nejsou kointegrované a neexistuje tedy žádný rovnovážný stav, takže tento model nezahrnuje dlouhodobý multiplikátor. Nejedná se již o model EC. Je zřejmé, že dvojrozměrný proces, kdy jednotlivé procesy nejsou kointegrované, lze stacionarizovat diferencováním každého procesu zvlášť. Je užitečné připomenout, že použije-li se pro analýzu vztahu takto generovaných časových řad statická regrese, tj. model (16), jedná se o zdánlivou regresi.

V případě ad b) jsou procesy obsažené v modelu kointegrované. Protože $|\rho| < 1$, platí relace $-2 < \alpha^* < 0$, takže model (15) obsahuje část EC. Intuitivně je možné tento případ vysvětlit tak, že zařazení procesu typu I(1) kointegrovaného s vysvětlovaným procesem do modelu snižuje integrační řád vysvětlovaného procesu a $\alpha^* \neq 0$. Dlouhodobý multiplikátor má v tomto případě formu

$$\beta^* = \beta_0 \frac{\rho + 1}{1 - \rho}. \quad (19)$$

Jeho hodnota tedy závisí na hodnotě parametru β_0 a na síle autokorelace, tj. na hodnotě parametru ρ . Je rovněž patrné, že dvojrozměrný proces obsahující kointegrované procesy není možné stacionarizovat jejich individuálním diferencováním.

Obsahuje-li model ADL k vysvětlujících procesů, může existovat maximálně $r = k$ tzv. základních kointegračních vztahů, kromě nich však existují ještě další kointegrační vztahy, které vzniknou jejich lineární kombinací.

2.1.2 Testování kointegrace ve víceroznicových a v jednoroznicových modelech

Modely VAR

Testování řádu kointegrace znamená testování hodnoty matice Π v modelu (12). Testování řádu kointegrace současně znamená určování počtu tzv. kointegračních vektorů, tj. počtu kointegračních vztahů. Hypotéza H_1 znamená, že hodnota matice Π je plná, tj. $r = l$. V tomto případě jsou všechny časové řady systému typu $I(0)$. Hypotéza $H_2(r)$ znamená, že hodnota matice Π je $r < l$, takže l -rozměrná časová řada je nestacionární typu $I(1)$ a není možné ji stacionarizovat diferencováním jednotlivých časových řad, protože některé jejich lineární kombinace již stacionární jsou. Pro zjištění počtu kointegračních vektorů se pomocí testu věrohodnostním poměrem testuje hypotéza $H_2(r)$ v rámci hypotézy H_1 . Testové kritérium vznikne podílem věrohodnostních funkcí

$$Q(H_2(r)|H_1) = \frac{L_{\max}^{-2/T}(H_2(r))}{L_{\max}^{-2/T}(H_1)} = \frac{|\mathbf{S}_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i)}{|\mathbf{S}_{00}| \prod_{i=1}^l (1 - \hat{\lambda}_i)} = \frac{1}{\prod_{i=r+1}^l (1 - \hat{\lambda}_i)}, \quad (20)$$

takže po logaritmování

$$\eta_r = -2 \ln [Q(H_2(r)|H_1)] = -T \sum_{i=r+1}^l \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (21)$$

Podobně testové kritérium pro testování hypotézy $H_2(r)$ v rámci $H_2(r+1)$ má tvar

$$\xi_r = -2 \ln [Q(H_2(r)|H_2(r+1))] = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (22)$$

Uvedený test se označuje podle autora jako Johansenův kointegrační test. Jeho detailní vysvětlení je uvedeno např. v pracích Johansen (1991), (1995), Johansen, Juselius (1990), Arit (1999). Tyto práce obsahují rovněž vysvětlení dalších testů týkajících se kointegračních parametrů δ a zatížení γ .

Jednorovnicové modely typu ADL

Při testování kointegrace v jednorovnicových modelech je možné vycházet z posouzení, zda nesystematická složka statického modelu ve formě

$$\beta' X_t = u_t, \quad (23)$$

kde β je l -rozměrný vektor parametrů a X_t je l -rozměrný vektor časových řad, má charakter $I(1)$ nebo $I(0)$. V prvním případě by řady nebyly kointegrované, ve druhém případě by kointegrované byly.

K získání reziduí \hat{u}_t , které by bylo možné při testování využít, je třeba odhadnout kointegrační vektor. Předpokládá se, že všechny časové řady vektoru X_t jsou typu $I(1)$ a existuje pouze jeden kointegrační vztah, tj. pouze jeden kointegrační vektor β . Lze jej odhadnout metodou nejmenších čtverců, vychází se přitom ze vztahu (23), ve kterém se jedna časová řada bere jako vysvětlovaná proměnná a ostatní jako proměnné vysvětlující. Tato regrese se označuje jako *kointegrační*. Odhad kointegračního vektoru je dobrou aproximací kointegračního vektoru, neboť Stock (1987) dokázal, že je konzistentní a navíc konverguje ke kointegračnímu vektoru velice rychle.

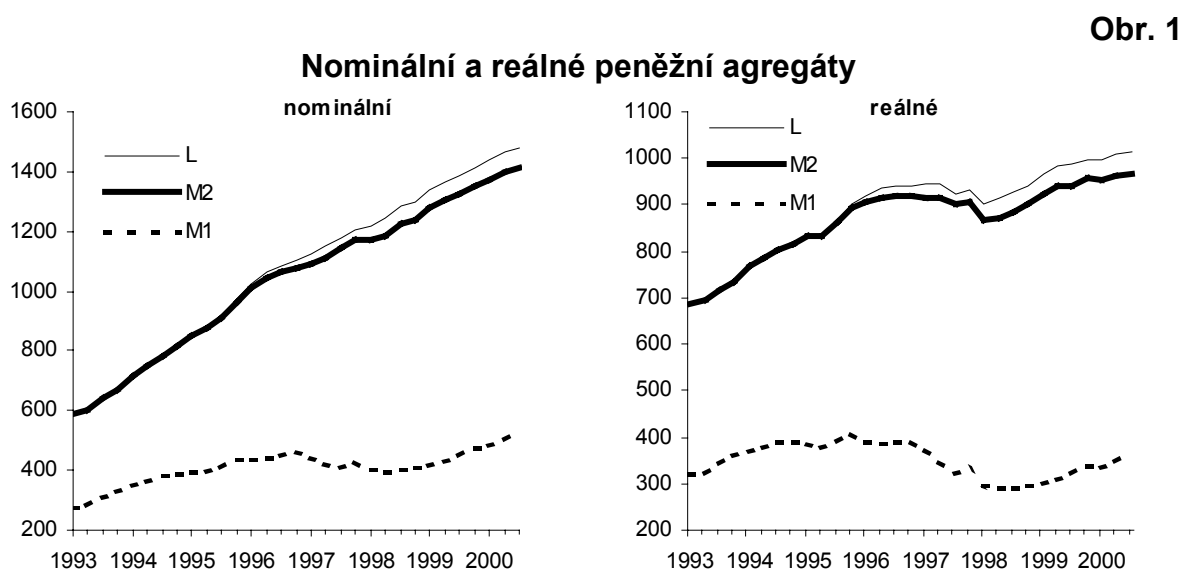
Při testování se vychází z reziduí kointegrační regrese a testuje se hypotéza, že řady nejsou kointegrované, tzn. že nesystematická složka je typu $I(1)$. Používají se přitom např. Durbinův-Watsonův test, Dickeyův-Fullerův test, rozšířený Dickeyův-Fullerův test, Phillipsův-Perronův test [detailní popis viz Arlt (1999)].

Kointegraci v jednorovnicovém modelu lze testovat také na základě modelu EC typu (15). Testuje se, zda parametr zatížení $\alpha^* = (\alpha_1 - 1)$ je nulový nebo různý od nuly. Je-li tento parametr roven nule, mezi uvažovanými procesy není kointegrační vztah. Tento test je problematický v tom, že dosud nebylo odvozeno pravděpodobnostní rozdělení jeho testového kritéria. Výši hodnoty parametru α^* lze však přibližně odvodit z odhadu parametru α_1 . Je-li tento odhad blízký jedné, lze předpokládat, že mezi analyzovanými procesy není kointegrační vztah.

2.2 Data a jejich základní charakteristika

Při vytváření modelů jsme vycházeli z interní práce "Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1993 - 1996" (1997). Modely byly rozšířeny, revidovány a přepočteny na základě doplněných časových řad (včetně oprav u HDP) od prvního čtvrtletí roku 1994 do třetího čtvrtletí roku 2000.

Poptávka po penězích je v analýze reprezentována třemi peněžními agregáty: M1, M2 a peněžním agregátem L, který je rozšířením peněžního agregátu M2 o krátkodobé cenné papíry v držbě domácích nebankovních subjektů. Vývoj těchto agregátů je znázorněn na obrázku 1. Vzhledem k malému rozdílu ve vývoji agregátů L a M2 je dále uvažován jen agregát M2.



Pramen: ČNB.

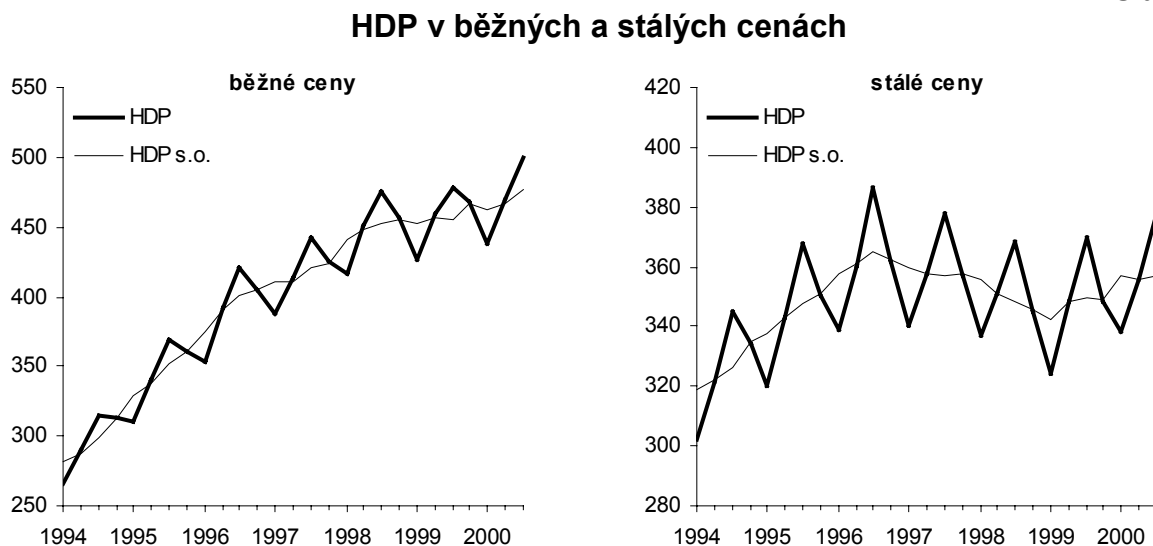
V analýze byly použity čtvrtletní údaje. Peněžní agregáty (M1, M2 a L) byly převedeny na čtvrtletní časové řady pomocí chronologického průměru z koncových stavů měsíců. Reálné hodnoty peněžních agregátů byly spočteny pomocí indexu spotřebitelských cen.

Jedním ze základních faktorů ovlivňujících poptávku po penězích je škálová proměnná, kterou v modelech představuje HDP⁸. Vývoj nominálního a reálného HDP

⁸ Jako alternativu HDP lze u škálové proměnné použít např. domácí poptávku. Vzhledem k dlouhodobě obdobnému vývoji obou časových řad byl v souladu s původní Arestisovou koncepcí použit HDP.

v sezonně očištěné i neočištěné formě od roku 1994 do 3. čtvrtletí roku 2000 je uveden na obrázku 2.

Obr. 2



Pramen: ČNB.

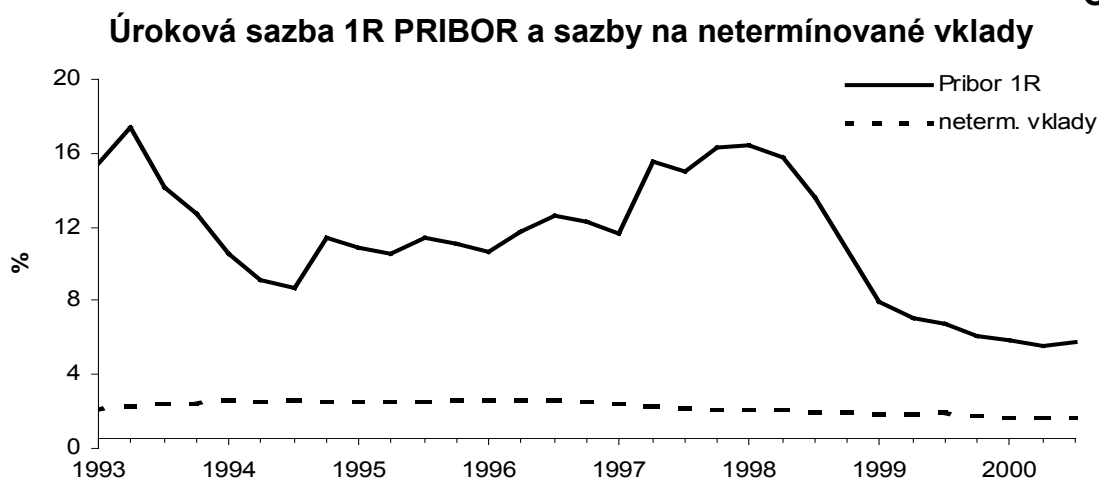
Dalšími faktory určujícími poptávku po penězích mohou být 1R PRIBOR⁹ a úroková sazba na netermínovaná depozita (stále nebylo možné použít teoreticky doporučený výnos z obligací¹⁰ vzhledem k nedostatku potřebných dat). Čtvrtletní data sazby 1R PRIBOR jsme získali jako průměr denních údajů za dané čtvrtletí, u sazeb na netermínovaná depozita jsme použili koncové stavy pro dané čtvrtletí. Vývoj sazeb je zachycen na obrázku 3. Vzhledem k tomu, že "není vhodné kombinovat krátkodobé úrokové sazby zároveň se širší definicí peněz" (Hanousek, Tůma, 1995) a že ve srovnání s 1R PRIBOR má úroková sazba na netermínovaná

⁹ Pojetí analýzy by lépe odpovídalo využití průměrných úrokových sazeb na termínovaná depozita. Dostupné měsíční průměrné údaje za depozitní úrokové sazby však v současném statistickém pojetí neodrážejí bezprostředně ani vývoj na mezibankovním trhu ani u klientských vkladů, neboť zahrnují depozita se splatností od 1 týdne do 10 let i více, s různým způsobem úročení. Proto byla jako ohodnocení alternativních aktiv zvolena statisticky bezproblémová úroková sazba 1R PRIBOR, která má blízko jak k nově vyhlášeným klientským úrokovým sazbám na nově vkládaná depozita, tak i na nově poskytované úvěry.

¹⁰ Množství státních obligací, ale ani pokladničních poukázek, jako alternativních aktiv k penězům v držení nebankovních subjektů, není v ČR zatím vysoké. K 31. 12. 2000 činil poměr objemu státních obligací v držení nebankovních klientů k objemu peněz zahrnovaných do peněžního agregátu M2 2,4 % a státních pokladničních poukázek 3,5 %. Při vývoji objemu státních obligací nehrály úlohu pouze úrokové sazby (jak uvažoval Keynes), ale i jiné faktory, jako např. restrukturalizace portfolií investičních fondů z období před jejich otevřením aj.

depozita nízkou úroveň a téměř konstantní vývoj, nebudeme ji pro naše výpočty uvažovat.

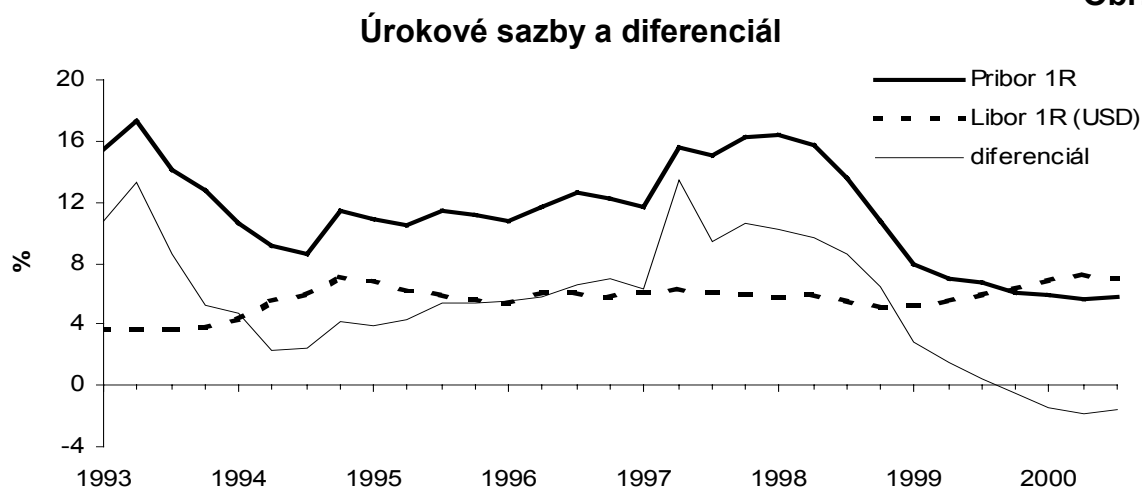
Obr. 3



Pramen: ČNB.

K výpočtu úrokového diferenciálu se často používá úroková sazba 1R LIBOR (USD).

Obr. 4



Pramen: ČNB.

Dalším zkoumaným faktorem byl devizový kurz. K analýze jsme použili index nominálního efektivního kurzu koruny (bez Ruska). Jeho vývoj je zachycen na obrázku 5.

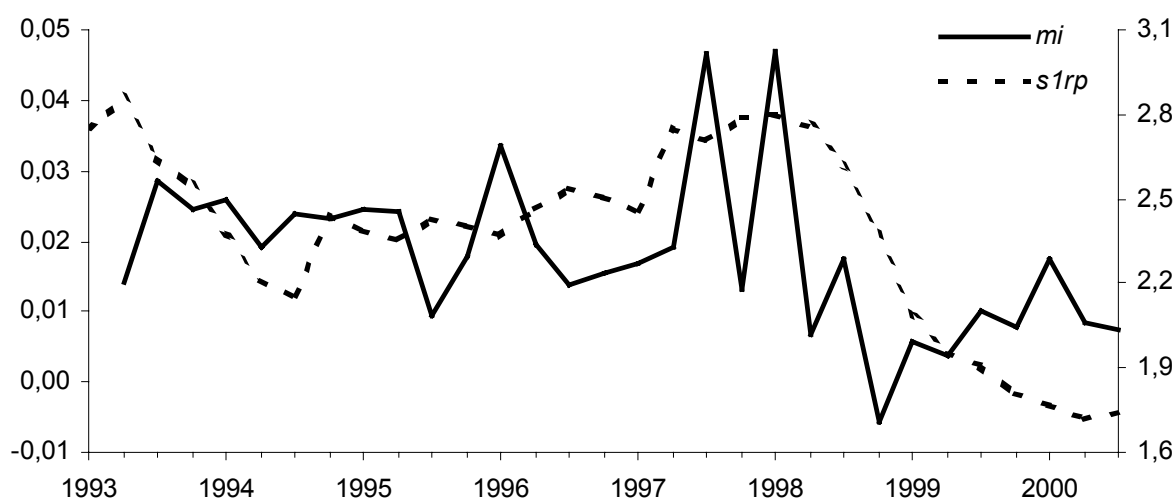


Kromě působení HDP a úrokových sazeb byl rovněž analyzován vliv inflace (viz dále část 2.3).

2.3 Konstrukce modelů a testování hypotéz

Cílem této části analýzy není získat koeficienty a elasticity použitelné pro predikování budoucího vývoje. Jejím smyslem je ověřit faktory a směr jejich působení na poptávku. Při posuzování jednotlivých rovnic je proto třeba spíše přihlížet k tomu, jaké mají jednotlivé odhady parametrů znaménka, než jakou mají hodnotu.

Při ekonometrickém modelování poptávky po penězích vycházíme z postkeynesovské interpretace, konkrétně z Arestisova modelu (9), ve kterém jsou provedeny určité úpravy dané především charakterem časových řad, které jsou k dispozici. Pracujeme se sezonně očištěnými časovými řadami. Do modelu zařazujeme reálné M1 a M2, reálné HDP, dále uvažujeme do modelu zařadit koeficient růstu indexu spotřebitelských cen, který lze chápat jako míru inflace, a úrokovou sazbu 1R PRIBOR. Vzhledem k exponenciálnímu tvaru modelu (9) všechny časové řady vkládáme do modelu v logaritmické transformaci (jsou značeny malými písmeny: *hdpr* - reálné logaritmované HDP; *m1r*, *m2r* - reálné logaritmované M1, M2; *s1rp* - logaritmovaná sazba 1R PRIBOR; *mi* - logaritmovaná míra inflace). V takto navrženém modelu je konstanta chápána jako logaritmus cambridgeského koeficientu.

Časové řady mi a $s1rp$ 

Obr. 6 zachycuje průběh časových řad mi a $s1rp$. Je patrné, že úroňové chování obou časových řad je podobné (korelační koeficient je 0,75). Do modelu bylo tedy možno zařadit pouze jednu z nich. Pro volbu $s1rp$ existuje ekonometrické i ekonomické vysvětlení. Při empirických výpočtech se míra inflace odráží v dynamice reálného M1, M2 a reálného HDP, což se musí projevit v základních charakteristikách konstruovaného modelu a je pravděpodobné, že při zařazení míry inflace do modelu by řada reálného HDP byla "uměle" endogenního charakteru. Nominální úroková sazba je dána součtem reálné sazby a očekávané inflace. Jsou-li inflační očekávání spíše adaptivní a reálná sazba přibližně konstantní, chovají se nominální úrokové sazby podobně jako současná inflace.

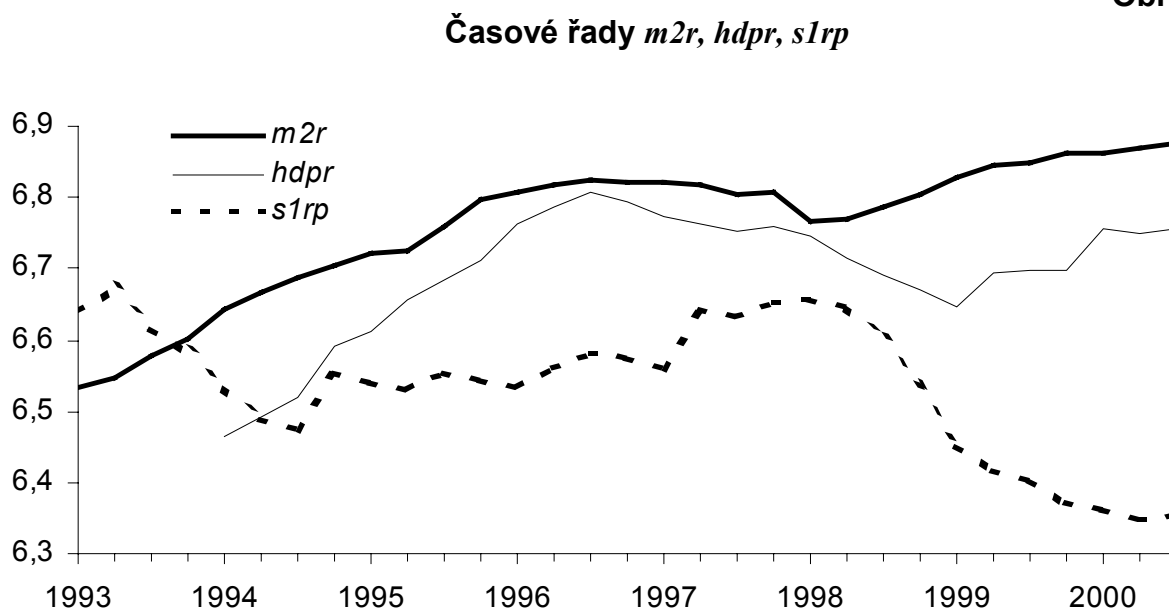
2.3.1 Vztah časových řad $m2r$, $hdpr$ a $s1rp$

Model VAR

Ekonometrická analýza je založena na víceroznicových modelech a výsledky získané na jejich základě budou porovnávány s výsledky jednoroznicových modelů. Nejprve budeme analyzovat vztah časových řad $m2r$, $hdpr$ a $s1rp$. Tyto časové řady jsou zachycené na obrázku 7.

Testy jednotkových kořenů (Dickeyův-Fullerův, Phillipsův-Perronův) a další identifikační prostředky indikují, že tyto časové řady jsou typu I(1). Standardní diagnostické testy obsažené v PcFiml ukazují, že jejich vztah je možné zachytit modelem VAR(1) (podrobné výsledky viz příloha). Vzhledem ke krátkosti analyzovaných časových řad je logické použít zpoždění řádu jedna, vyšší zpoždění výrazně nezvyšují kvalitu modelu, naopak je zde riziko další ztráty informace.

Obr. 7



Pomocí Johansenova testu (21) a (22) otestujeme hodnotu matice $\hat{\Pi} = \hat{\gamma}\hat{\delta}'$, a tím posoudíme, zda jsou analyzované časové řady kointegrované. Výsledky testu obsahuje tabulka 1.

Tab. 1

Johansenův kointegrační test

Ho: hodnost = r	η_r	95% kvantil	ξ_r	95% kvantil
$r = 0$	23,74**	17,9	29,89**	24,3
$r \leq 1$	4,882	11,4	6,155	12,5
$r \leq 2$	1,272	3,8	1,272	3,8

Vzhledem k tomu, že u obou kritérií je první hodnota vyšší než kritická hodnota a druhá a třetí jsou nižší, byla prokázána hypotéza, že systém obsahuje jeden kointegrační vektor a dva společné trendy (viz Arlt (1999)).

Odhad kointegračního vektoru $\hat{\delta}$ a jemu odpovídající odhad vektoru zatížení ("loading") $\hat{\gamma}$ mají po normování obsah (pořadí časových řad v modelu: $m2r$, $hdpr$ a $s1rp$)

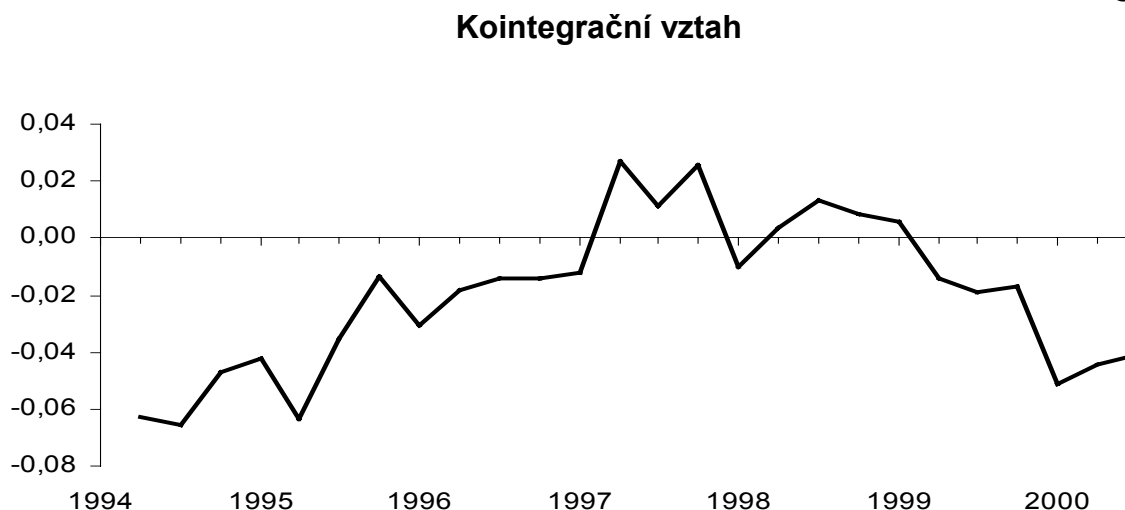
$$\hat{\delta}' = [1,000 \quad -1,214 \quad 0,128], \quad \hat{\gamma}' = [-0,347 \quad -0,208 \quad -0,487]. \quad (24)$$

Z kointegračního vektoru je zřejmé, že časová řada $m2r$ se dlouhodobě vyvíjí přímo úměrně s časovou řadou $hdpr$ a nepřímo úměrně s časovou řadou $s1rp$. Na obrázku 8 je zachycen kointegrační vztah

$$C_t = m2r_t - 1,214hdpr_t + 0,128s1rp_t. \quad (25)$$

Z obrázku 8 je patrné, že základním problémem kointegrační analýzy je krátkost analyzovaných časových řad. Řada C (25) charakterizující kointegrační vztah by měla být stacionární, což z obrázku 8 nevyplývá. Tento dojem může být zavádějící. Obrázek 8 charakterizuje pouze určitý epizodní časový úsek, z vývoje této časové řady je však dlouhodobá stacionarita značně pravděpodobná. Nicméně v dané situaci by měly být výsledky testů interpretovány se zvýšenou opatrností.

Obr. 8



V systému lze testovat rovněž slabou exogenitu časových řad vzhledem k parametrům podmíněného modelu. Časová řada je v systému slabě exogenní, je-li příslušný parametr vektoru zatížení γ nulový (viz Arlt (1999)). Test věrohodnostním poměrem indikuje slabou exogenitu pouze časové řady $s1rp$, zbylé řady za slabě exogenní nelze pokládat. Redukovaný model by podle výsledku tohoto testu měl mít

dvojrovniciovou formu. Za předpokladu slabé exogenity $sIrp$ odhad kointegračního vektoru a jemu odpovídající odhad vektoru zatížení ("loading") mají po normování obsah (pořadí časových řad v modelu: $m2r$, $hdpr$ a $sIrp$)

$$\hat{\delta}' = [1,000 \quad -1,216 \quad 0,130], \quad \hat{\gamma}' = [-0,356 \quad -0,194 \quad 0,000]. \quad (26)$$

Z výše uvedeného vyplývá, že také výsledky testů slabé exogenity nemusí věrohodně odrážet skutečnou situaci. Detailní výsledky kointegrační analýzy na základě modelu VAR(1) jsou uvedeny v příloze.

Model ADL

Nyní budeme konstruovat jednorovnicový model poptávky po M2 a výsledky, které získáme, porovnáme s výše uvedenými výsledky založenými na vícerovniciovém modelu VAR.

Diagnostické prostředky PcGive indikují, že vhodným jednorovnicovým modelem poptávky po M2 je model ADL(1,0;2), který má formu

$$m2r_t = \alpha_1 m2r_{t-1} + \beta_{01} hdpr_t + \beta_{02} sIrp_t + a_t. \quad (27)$$

Na základě tohoto modelu je možné konstruovat model korekce chyby ve tvaru

$$\Delta m2r_t = \beta_{01} \Delta hdpr_t + \beta_{02} \Delta sIrp_t + (\alpha_1 - 1) \left[m2r_{t-1} - \frac{\beta_{01}}{1 - \alpha_1} hdpr_{t-1} - \frac{\beta_{02}}{1 - \alpha_1} sIrp_{t-1} \right] + a_t. \quad (28)$$

Metodou nejmenších čtverců jsme získali odhady parametrů modelu (27): $\hat{\alpha}_1 = 0,680$, $\hat{\beta}_{01} = 0,387$, $\hat{\beta}_{02} = -0,037$ (detailní výsledky jsou uvedeny v příloze). Z těchto odhadů vyplývá, že odhad zatížení modelu (28) $(\hat{\alpha}_1 - 1) = 0,32$, což je relativně vysoké číslo, ze kterého bychom mohli usuzovat, že zatížení je různé od nuly a časové řady jsou kointegrované. Tento závěr je v souladu se závěrem vícerovniciové analýzy založené na modelu VAR(1). Odhady dlouhodobých multiplikátorů nabývají hodnoty: $\hat{\beta}_1^* = 1,209$ a $\hat{\beta}_2^* = -0,114$. Tyto hodnoty odpovídají hodnotám kointegračního vektoru

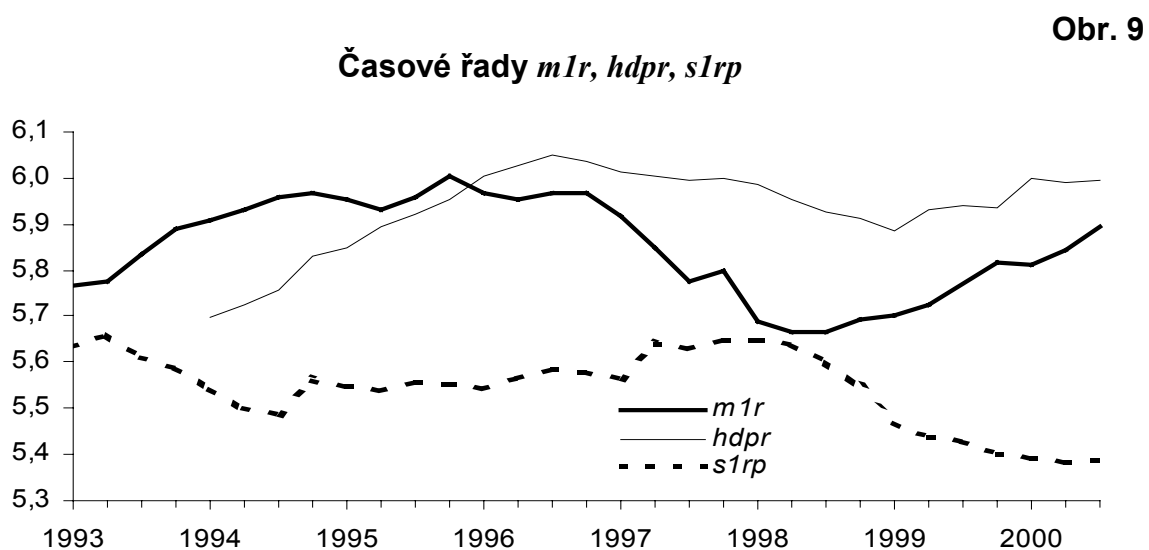
(24, resp. 26). Rozdíly jsou malé, mohou být způsobeny částečně metodou odhadu a částečně rozdílností předpokladů o exogenitě *hdpr*. Nicméně i z jednorovnicové analýzy vyplývá, že časová řada *m2r* se dlouhodobě vyvíjí přímo úměrně s časovou řadou *hdpr* a nepřímo úměrně s časovou řadou *s1rp*. Vzhledem k tomu, že v modelu není konstantní člen, cambridgeský koeficient je roven jedné.

2.3.2 Vztah časových řad *m1r*, *hdpr* a *s1rp*

Model VAR

Časové řady *m1r*, *hdpr* a *s1rp* jsou zachycené na obrázku 8.

Testy jednotkových kořenů (Dickeyův-Fullerův, Phillipsův-Perronův) a další identifikační prostředky indikují, že také časová řada *m1r* je typu I(1). Standardní diagnostické testy obsažené v PcFiml ukazují, že rovněž vztah těchto časových řad lze vyjádřit modelem VAR(1) (podrobné výsledky viz příloha).



Pomocí Johansenova testu otestujeme hodnotu matice $\hat{\Pi} = \hat{\gamma}\hat{\delta}'$, a tím posoudíme, zda jsou analyzované časové řady kointegrované. Výsledky testu jsou uvedeny v tabulce 2.

Johansenův kointegrační test

Ho: hodnost = r	η_r	95% kvantil	ξ_r	95% kvantil
$r = 0$	22,36*	17,9	36,37**	24,3
$r \leq 1$	9,137	11,4	14,02*	12,5
$r \leq 2$	4,879*	3,8	4,879*	3,8

Tabulka 2 obsahuje informaci, podle které by měl systém obsahovat tři kointegrační vektory a žádný společný trend. Tento výsledek je velmi nevěrohodný, neboť jsou-li časové řady typu $I(1)$, musí obsahovat alespoň jeden společný trend, mají-li být kointegrované. Nejsou-li kointegrované, musí obsahovat tři společné trendy. Situace, kdy neobsahují žádný společný trend, by znamenala, že časové řady jsou typu $I(0)$, což není s vysokou pravděpodobností pravda. Podíváme-li se na matici $\hat{\gamma}$ obsahující zatížení ("loading"), vidíme, že její hodnoty jsou velmi malé (ve srovnání s maticí $\hat{\gamma}$ předchozího modelu pro M2 - viz příloha). Z této skutečnosti by bylo možné usuzovat, že mezi časovými řadami není žádný kointegrační vztah, neboť konstruovaný systém neobsahuje dlouhodobé vztahy, nebo že se dlouhodobé vztahy prosazují extrémně slabě.

$$\hat{\gamma} = \begin{bmatrix} 0.05731 & 0.11102 & -0.00010 \\ 0.05073 & -0.00555 & -0.00005 \\ 0.18880 & -0.10491 & 0.00339 \end{bmatrix} \quad (29)$$

Model ADL

Diagnostické prostředky PcGive ukazují, že vhodným jednorovnicovým modelem poptávky po $M1$ je model ADL(1,0;1), který má formu

$$m1r_t = \alpha_1 m1r_{t-1} + \beta_{02} s1rp_t + a_t. \quad (30)$$

Při konstrukci modelu se ukázalo, že parametr časové řady $hdpr$ je nulový. Na základě tohoto modelu je možné konstruovat model korekce chyby

$$\Delta m1r_t = \beta_{02} \Delta s1rp_t + (\alpha_1 - 1) [m1r_{t-1} - \frac{\beta_{02}}{1 - \alpha_1} s1rp_{t-1}] + a_t. \quad (31)$$

Metodou nejmenších čtverců byly získány tyto odhady parametrů modelu (30): $\hat{\alpha}_1 = 1,029$, $\hat{\beta}_{02} = -0,074$ (detailní výsledky jsou uvedeny v příloze). Z těchto odhadů vyplývá, že odhad zatížení modelu (31) ($\hat{\alpha}_1 - 1$) je číslo velmi blízké nule, což znamená, že zatížení je s vysokou pravděpodobností nulové, takže časové řady nejsou kointegrované. Mezi časovými řadami tedy není dlouhodobý vztah a krátkodobý vztah je pouze mezi řadami *m1r* a *s1rp*. Tento závěr odpovídá skutečnosti, že ve vícerovnicovém modelu korekce chyby odhad matice zatížení $\hat{\gamma}$ obsahuje hodnoty blízké nule.

2.3.3 Vztah dalších faktorů k poptávce po penězích

V další analýze jsme se pokusili zahrnout vliv dalších ekonomických veličin na poptávku po penězích v ČR. Nejprve jsme místo úrokové sazby *1R PRIBOR* použili úrokový diferenciál. Vzhledem k nižší volatilitě zahraniční úrokové sazby byl v minulosti vývoj úrokového diferenciálu shodný s vývojem sazby PRIBOR. Nyní, v souvislosti se srovnáním úrokových hladin, již tomu tak není, přesto se výsledky neliší od modelů se sazbou *1R PRIBOR*.

Dalším krokem bylo posouzení vlivu nominálního efektivního kurzu. Zařazení další proměnné do předchozích VAR modelů není již z hlediska jejich kvality (vzhledem ke krátkým řadám) příliš vhodné. Zaměřili jsme se proto pouze na jednorovnicový model ADL. Nejprve jsme do modelu zařadili všechny proměnné s jedním zpožděním. Postupným vyřazováním veličin se statisticky nevýznamnými parametry jsme dostali následující model ADL.

$$m2r_t = \alpha_1 m2r_{t-1} + \beta_{01} hdpr_t + \beta_{02} s1rp_t + \beta_{13} ek_{t-1} + a_t. \quad (32)$$

Metodou nejmenších čtverců jsme získali odhady parametrů modelu (32): $\hat{\alpha}_1 = 0,70$, $\hat{\beta}_{01} = 0,36$, $\hat{\beta}_{02} = -0,035$, $\hat{\beta}_{13} = 0,103$, *t*-test ukazuje statistickou nevýznamnost parametru β_{13} (viz příloha). Není proto překvapující, že ostatní odhady parametrů tohoto modelu se prakticky neliší od odhadů parametrů modelu (27). Vyřazením efektivního kurzu se tak dostáváme zpět k původně testovaným vztahům mezi peněžní zásobou, produktem a sazbou. Podobný výsledek získáme pro peněžní

agregát M1. Také v tomto případě můžeme z rovnice odstranit statisticky nevýznamný efektivní kurz.

$$m1r_t = \alpha_1 m1r_{t-1} + \beta_{01} s1rp_t + \beta_{12} ek_{t-1} + a_t. \quad (33)$$

Metodou nejmenších čtverců jsme získali odhady parametrů modelu (33): $\hat{\alpha}_1 = 1,03$, $\hat{\beta}_{01} = -0,075$, $\hat{\beta}_{12} = -0,14$ (viz příloha).

Při modelování jsme také realizovali variantu se všemi proměnnými v nominálním vyjádření, jak uvažoval např. J. M. Keynes a řada jiných teoretiků. Po vyřazení statisticky nevýznamných proměnných jsme dostali následující modely, které se od modelů (27) a (30) liší pouze statisticky významným parametrem konstanty.

Analýza byla doplněna nejprve o nominální poptávku po M2. Jednorovnicový model ADL(1,0;2) má formu

$$m2_t = c + \alpha_1 m2_{t-1} + \beta_{01} hdp_t + \beta_{02} s1rp_t + a_t, \quad (34)$$

kde $m2$ je logaritmus nominálního M2, hdp je logaritmus nominálního sezonně očištěného HDP. Metodou nejmenších čtverců jsme získali odhady parametrů modelu: $\hat{c} = 0,35$, $\hat{\alpha}_1 = 0,75$, $\hat{\beta}_{01} = 0,25$, $\hat{\beta}_{02} = -0,024$ (viz příloha).

V případě nominální poptávky po M1 má model formu ADL(1,0;1)

$$m1_t = c + \alpha_1 m1_{t-1} + \beta_{01} s1rp_t + a_t, \quad (35)$$

kde $m1$ je logaritmus nominálního M1. Metodou nejmenších čtverců jsme získali odhady parametrů modelu (33): $\hat{c} = 1,01$, $\hat{\alpha}_1 = 0,86$, $\hat{\beta}_{01} = -0,071$ (výsledky viz přílohu).

3 Zhodnocení výsledků ekonometrické analýzy a vývoj důchodové rychlosti obrátky peněz

3.1 Zhodnocení výsledků ekonometrické analýzy

3.1.1 Poptávka po penězích v širším pojetí

Výsledky ekonometrické analýzy v oblasti poptávky po penězích v širším pojetí (s využitím peněžního agregátu M2) podporují v teorii i v praxi rozšířený neokeynesovský názor, že poptávka po reálných peněžních zůstatcích je přímo úměrná reálnému důchodu a nepřímo úměrná úrokové míře, souvisí tedy s transakčním a spekulativním motivem. Zatímco vztah mezi vývojem poptávky po penězích a transakčními penězi vyjádřenými HDP je logický, při posuzování vztahu mezi poptávkou po penězích a vývojem úrokových sazeb je nutno mít na zřeteli, že značná část produktů, jejichž úrokové sazby souvisejí s vývojem úrokové sazby IR PRIBOR, je zahrnuta do analyzovaného širšího pojetí poptávky po penězích a má tedy ve vztahu k modelu "endogenní charakter". V tomto případě se prostřednictvím úrokové sazby promítá do poptávky po penězích spekulativní motiv, a to ve dvou rovinách:

- Ve změně struktury poptávky po penězích, kdy (při relativní stabilitě a celkově malém alokačním významu úrokových sazeb na netermínované vklady) dochází se změnami úrokových sazeb ke změnám struktury širšího peněžního agregátu a dále ke změnám důchodové rychlosti obratu peněz a tedy ke snižování či zvyšování poptávky po penězích.
- V působení na přesuny peněžních aktiv do alternativních aktiv, ať již finančních nebo nefinančních.

Významným faktorem, který se promítá do vztahu poptávky po penězích a úrokových sazeb, je patrně i proticyklický charakter opatrnostního motivu, který v letech 1998 - 1999 vedl k poměrně vysoké míře úspor i při poměrně rychle klesajících úrokových sazbách.

Při analýze na základě Arestisova modelu, ať s využitím nominálního efektivního kurzu, či v upravené podobě s využitím úrokového diferenciálu, se neprokázal vliv zahraničí. V podmínkách poměrně dlouhodobě fixního kurzu koruny, který se v r. 1996 jen pomalu uvolňoval, není nepříznivý výsledek v případě využití nominálního efektivního kurzu překvapující, stejně tak jako v případě úrokového diferenciálu, jehož vývoj je, vzhledem k dlouhodobé relativní stabilitě úrokových sazeb v zahraničí, v podstatně shodný s vývojem PRIBORu. Spekulativní motiv spojený se zahraničím je za těchto okolností zahrnut již do vývoje PRIBORu, stejně tak jako transakční motiv s vývojem HDP, jehož vývoj odráží rovněž vliv zahraničí.

Analýza byla provedena na základě víceroznicových i jednoroznicových modelů s obdobnými výsledky. V případě jednoroznicových modelů byla kromě analýzy reálných peněžních zůstatků provedena i analýza vlivu transakčního a spekulativního motivu na vývoj nominálních peněžních zůstatků, přičemž vliv obou těchto faktorů se opět potvrdil.

Výsledky provedených analýz mají ovšem velmi podmíněný charakter, a to především vzhledem ke krátkosti časových řad, ale i možné revizi časových řad vývoje HDP v r. 2001.

3.1.2 Poptávka po penězích v užším pojetí

Na rozdíl od analýzy poptávky po penězích v širším pojetí nebyl při analýze poptávky v užším pojetí (s využitím peněžního agregátu M1) nalezen žádný dlouhodobý vztah. Tento výsledek je logický, vezmeme-li v úvahu větší variabilitu M1, do níž se promítají často nahodile různé mimoekonomické vlivy (restrukturalizace bankovního sektoru, aj.). S využitím modelu ADL však byl prokázán krátkodobý vztah mezi reálnými peněžními zůstatky v užším pojetí a vývojem úrokových sazeb (v nepřímé závislosti) na straně druhé. Vliv reálného HDP na vývoj poptávky po penězích v užším pojetí nebyl při analýze prokázán. Posoudíme-li výsledky analýzy poptávky po penězích v užším pojetí z hlediska teorie preference likvidity, vidíme, že pro vývoj této poptávky má význam spíše spekulativní motiv. Zdánlivý paradox, že zde nemá význam vývoj HDP, s nímž bývá pohyb transakčních peněz především spojován, je dán úzkým pojetím peněžního agregátu M1, při kterém část transakčních peněz obsluhujících HDP (korunové a vklady v cizích měnách s velmi krátkou výpovědní lhůtou, netermínované vklady v cizích měnách), jejichž objem byl v některých obdobích podstatný, je zahrnována do quasi-peněz, které jsou součástí širšího pojetí poptávky po penězích¹¹. Naopak velmi úzké pojetí peněžního agregátu M1, které zahrnuje vysoce likvidní peníze (oběživo a prakticky neúročené netermínované vklady), podporuje působení spekulativního motivu. Ekonometrický rozbor poptávky po penězích v užším pojetí v nominálním vyjádření analyzovaných veličin, tedy v pojetí blízkému J. M. Keynesovi, přinesl obdobné výsledky.

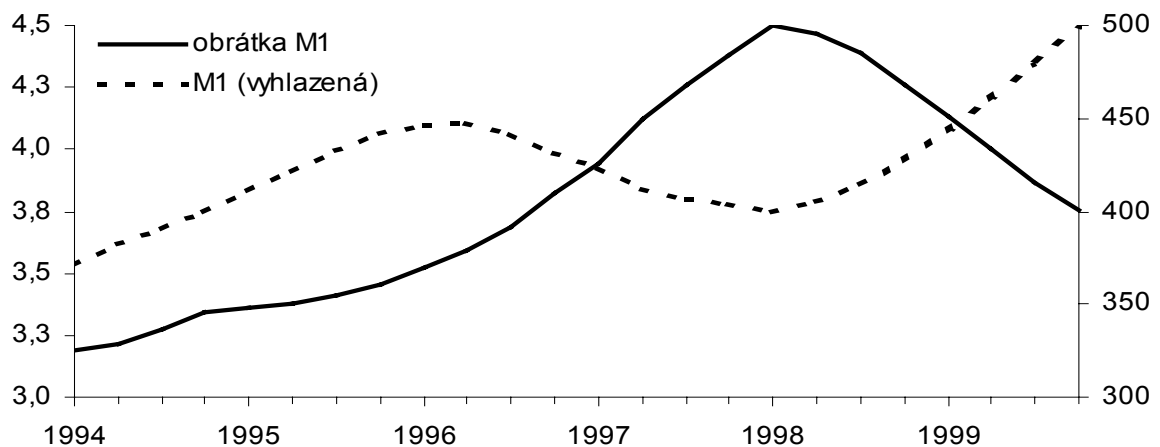
¹¹ V této souvislosti je nutno připomenout změnu definice peněz v západoevropských zemích, kde se vznikem EU došlo pod vlivem Evropské centrální banky k zúžení definice peněz, a to především z hlediska zkrácení výpovědní lhůty vkladů nebankovních klientů a snížení splatnosti cenných papírů vydávaných nebankovními subjekty zahrnovaných do nejširšího peněžního agregátu Evropské centrální banky M3 na 2 roky. Tímto zúžením byl v nové definici peněz zdůrazněn jejich transakční charakter, zatímco některá pasiva bankovního sektoru (např. vklady nebankovních klientů u bank s výpovědní lhůtou nad 2 roky), u nichž převládá spekulativní motiv a která byla dříve do širšího pojetí peněz zahrnována, zůstávají podle nové definice vně kategorie peněz.

3.2 Vztah vývoje poptávky po penězích a vývoje důchodové rychlosti obrátu peněz

Za "velmi vhodnou pomůcku při rozboru poptávky po penězích" označují R. Dornbusch a S. Fischer vývoj důchodové rychlosti obrátu peněz. Oba autoři odvozují mezi oběma veličinami nepřímo úměrný vztah (Dornbusch, Fischer 1994). V podmínkách ČR je tento vztah patrný především v případě užšího pojetí poptávky po penězích (V1), Obr.9.

Obr. 10

Vývoj důchodové obrátky peněz v užším pojetí (V1)

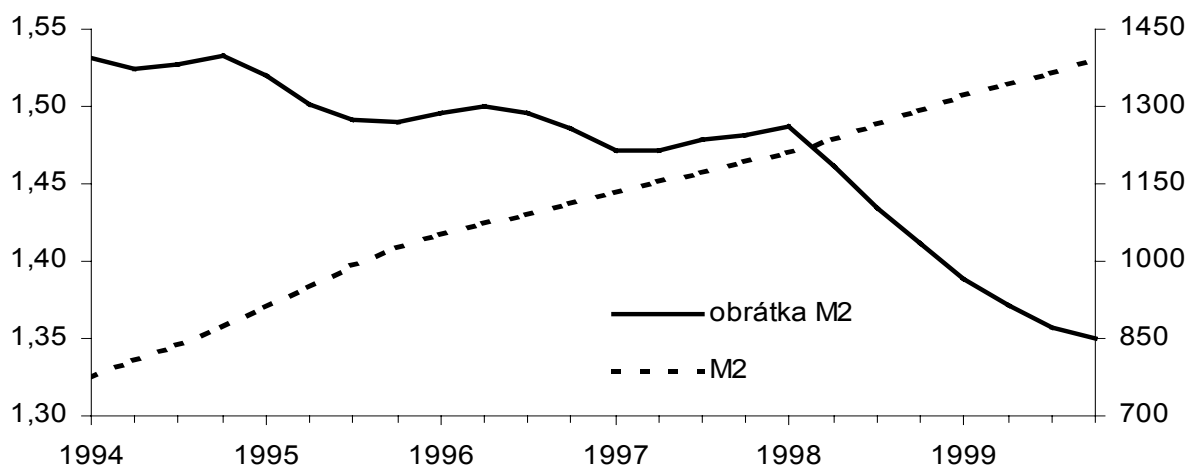


Pramen: ČNB.

Z obrázku obsahujícího vyhlazené údaje je zřejmé až do r. 1998 rostoucí rychlost V1, s poměrně ostrým zlomem koncem r. 1998 a následným rychlým poklesem. Tento vývoj odráží vzestup a pokles úrokových sazeb na termínované vklady v letech 1998 - 2000, což je i v souladu s výsledky ekonometrické analýzy. Vývoj V1 tedy vyhovuje tezi o nepřímo úměrném vztahu mezi poptávkou po penězích a vývojem důchodové obrátky peněz, nespĺňuje však představy tradičních monetaristů o jejím stabilním vývoji.

Poněkud jinak se jeví situace v případě důchodové rychlosti obrátky širších peněz (V2), obrázek 11.

Vývoj důchodové obrátky peněz v širším pojetí (V2)



Pramen: ČNB.

Na rozdíl od vývoje V1 není vývoj V2 tak těsně v nepřímém vztahu k poptávce po penězích, i když z dlouhodobého hlediska je nepřímá závislost i zde zřejmá. Ve vývoji V2 je na rozdíl od V1 patrný monotónní trend. Za faktory narušující vztah mezi vývojem důchodové rychlosti obrátu peněz a poptávkou po penězích bývají nejčastěji považovány peněžní transakce spojené činnostmi nesouvisejícími s vývojem HDP, tj. zavádění nových finančních instrumentů, výkyvy v inflačních očekáváním s následky pro vývoj úrokových sazeb, zavádění nových forem platebního styku, vývoj mezipodnikového zadlužení, pohyb peněz spojený s majetkovými převody, ale například i s vývojem šedé a černé ekonomiky, aj. V podmínkách ekonomiky ČR se do r. 1998 do výkyvů ve vztahu V2 a poptávky po penězích promítaly především transakce nesouvisející bezprostředně s vývojem HDP, jako zavádění nových produktů, nových forem platebního styku a vývoj mezipodnikového zadlužení, aj. Je ovšem nutno zdůraznit, že se tyto faktory promítaly do výkyvů v nepřímém vztahu mezi vývojem V2 a poptávkou po penězích, přičemž celková klesající tendence byla dána především standardními faktory určujícími vývoj poptávky po penězích. K dočasnému přerušení tendence k poklesu došlo pod vlivem institucionálních faktorů pouze v r. 1998, od r. 1999 se pokles V2 zrychlil, a to s menšími výkyvy, neboť vliv některých faktorů způsobujících tyto výkyvy se snížil. Ani vývoj V2 neodpovídá zcela tradičním monetaristickým představám, kterým je vlastní názor o stabilitě vývoje důchodové rychlosti obrátu po penězích a tedy i o stabilitě vývoje

poptávky po penězích, je však relativně v souladu s dlouhodobým vývojem v zemích EMU,¹² kde trend k poklesu důchodové rychlosti peněz trvá, byť s výkyvy, již 20 let. Názory na jeho příčiny a trvání do budoucnosti nejsou jednoznačné. Jako pravděpodobný se jeví názor o vzrůstající náročnosti přírůstku reálného HDP na množství peněz a o rostoucím významu nových finančních produktů (které nejsou bezprostředně spjaty s vývojem HDP) v peněžních tocích.

¹² Srovnání má ovšem pouze orientační charakter vzhledem k metodickým odlišnostem propočtu důchodové rychlosti peněz v ČR a v EMU. Na druhé straně však poměrně dlouhodobá podobnost trendů ve vývoji důchodové rychlosti obrátky peněz v ČR a v EMU, přes metodické odlišnosti propočtu, ukazuje, že dlouhodobý trend ve vývoji důchodové rychlosti obrátky peněz v ČR není, navzdory transformaci ekonomiky, zcela atypický.

Závěr

Z výsledků předkládané analýzy je zřejmé, že reálná poptávka po penězích v širším pojetí se v ČR v období let 1994 - 2000 vyvíjela především pod vlivem tradičních faktorů, tj. pod vlivem vývoje reálného HDP a nominálních úrokových sazeb. Zatímco vliv reálného HDP je významný pouze u poptávky po penězích v širším pojetí, spekulativní motiv se projevuje v širším i v užším pojetí poptávky po penězích, i když ve druhém případě pouze krátkodobě. Vliv vnějšího ekonomického prostředí na vývoj poptávky po penězích se nepodařilo zatím ekonometricky potvrdit. Analýza rovněž naznačuje, že závěry pro reálné peněžní zůstatky platí i pro peněžní zůstatky nominální. Je ovšem třeba mít na zřeteli, že výsledky předkládané analýzy mají pouze orientační charakter. Jsou podmíněny krátkým časovým úsekem, kterého se analýza týká.

K dalšímu zkvalitnění datové základny pro výzkum v oblasti poptávky po penězích přispěje postupná harmonizace definice peněz v ČNB s definicí ECB, která z pojetí peněz odstraní některé položky spíše kapitálového charakteru spojené s působením spekulativního motivu a umožní rovněž lepší srovnatelnost výsledků měnových analýz ČNB se zahraničím.

Literatura

1. Arestis Ph.: *The Demand for Money in Small Developing Economies: An Application of the Error Correction Mechanism*. In: Ph. Arestis (ed.): *Contemporary Issues in Money and Banking*. Cheltenham, Edward Elgar 1988
2. Arestis Ph., Sawyer M. C.: *The Political Economy of Central Banking*. Cheltenham, Edward Elgar 1998
3. Arlt J.: *The Problem of Cointegration*. Bulletin České ekonometrické společnosti, 2, 1995
4. Arlt J.: *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Grada 1999
5. Arlt J., Guba M., Matalík, I., Stiller V., Syrovátka J.: *Definice měnového transmisního mechanismu a analýza vybraných základních vazeb*. Interní materiál ČNB 1998
6. Banerjee A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., Hendry D. F.: *Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford University Press, London, 1993
7. Baumol W. J.: *The Transaction Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 66., No. 4 November 1952
8. Bondt G. J.: *Credit and asymmetric effects of monetary policy in six EU countries: an overview*. De Nederlandsche Bank NV, 1998

9. Davidson P.: *Post-Keynesian Macroeconomic Theory*. Cheltenham, Edward Elgar 1994
10. Doornik J. A., Hendry D.: *Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows*. International Thomson Business Press, London 1997
11. Dornbusch R., Fischer S.: *Makroekonomie*. Praha, SPN a Nadace Economics 1994
12. Engle R. F., Granger C. W. J.: *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. *Econometrica*, 55, 1987
13. Hanousek J., Tůma Z.: *Poptávka po penězích v české ekonomice*. *Finance a úvěr*, čís. 5, 1995
14. Heyne P.: *Ekonomický styl myšlení*. VŠE, Praha 1991
15. Johansen S.: *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. *Econometrica*, 59, 1991
16. Johansen S.: *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press 1995
17. Johansen S., Juselius K.: *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration*. *Journal of Econometrics*, 69, 1990
18. Keynes J. M.: *Obecná teorie zaměstnanosti, úroku a peněz*. Praha, NČSAV 1963
19. Keynes J. M.: *The General Theory of Employment*. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 51, 1937
20. Keynes J. M.: *The Ex-Ante Theory of the Rate of Interest*. *The Economic Journal*, Vol. 47, June 1937
21. Klacek J., Šmídková K.: *The Demand-for-Money Function the Case of the Czech Economy*. VP EI ČNB, 1995
22. Laidler D. E. W.: *Some Evidence on Demand for Money*. *Journal of Political Economy*, Vol. 74, No. 1, February 1966
23. Laidler D. E. W.: *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*. 4th ed. New York, Harper Collins College Publishers 1993
24. Lavoie M.: *Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis*. Cheltenham, Edward Elgar 1992

25. Moore B. J.: *Money and Interest Rates in a Monetary Theory of Production*. In: Rotheim R. J.: *New Keynesian Economics/ Post-Keynesian Alternatives*. London and New York, Routledge 1998
26. Rose P. S.: *Peněžní a kapitálové trhy*. Victoria Publishing, Praha 1992.
27. Sojka M.: *Dějiny ekonomických teorií*. VŠE, Praha 2000
28. Sojka M.: *John Maynard Keynes a současná ekonomie*. Grada, Praha 1999.
29. Sojka M.: *Milton Friedman*. Epoque, Praha 1996.
30. Sriram S. S.: *Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models*. IMF May 1999
31. Stock J. H.: *Asymptotic Properties of Least-Square Estimators of Cointegrating Vectors*. *Econometrica*, 55, 1987
32. Tobin J.: *The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash*. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 38, No. 3, August 1956
33. Tobin J.: *Liquidity Preference as Behavior Towards Risk*. *The Review of Economic Studies*, Vol. 25, No. 67, February 1958

Přílohy

Vztah časových řad *m2r*, *hdpr* a *slrp*

Model VAR

Cointegration analysis 1994 (2) to 2000 (3)

eigenvalue	loglik for rank	
	279.502	0
0.598666	291.371	1
0.171203	293.812	2
0.0477586	294.448	3

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	95%	-T\Sum log(.)	95%
p == 0	23.74**	17.9	29.89**	24.3
p <= 1	4.882	11.4	6.155	12.5
p <= 2	1.272	3.8	1.272	3.8

standardized \delta' eigenvectors

<i>m2r</i>	<i>hdpr</i>	<i>slrp</i>
1.0000	-1.2143	0.12789
-0.85152	1.0000	-0.038779
0.076439	-0.45711	1.0000

standardized \gamma coefficients

<i>m2r</i>	-0.34744	-0.038646	0.0054063
<i>hdpr</i>	-0.20832	-0.047036	-0.0039917
<i>slrp</i>	-0.48700	1.4650	-0.045244

long-run matrix $Po = \gamma * \delta'$, rank 3

	<i>m2r</i>	<i>hdpr</i>	<i>slrp</i>
<i>m2r</i>	-0.31411	0.38079	-0.037530
<i>hdpr</i>	-0.16858	0.20776	-0.028811
<i>slrp</i>	-1.7379	2.0771	-0.16434

Number of lags used in the analysis: 1

Restricted Cointegration analysis 1994 (2) to 2000 (3) (weak exogeneity tests)

m2r: standardized Δ eigenvectors
 m2r hdpr slrp
 1.0000 -1.2131 0.12869
 LR-test, rank=1: $\chi^2(1) = 13.914$ [0.0002] **

slrp: standardized Δ eigenvectors
 m2r hdpr slrp
 1.0000 -1.2155 0.13001
 LR-test, rank=1: $\chi^2(1) = 0.39383$ [0.5303]

hdpr: standardized Δ eigenvectors
 m2r hdpr slrp
 1.0000 -1.2046 0.10550
 LR-test, rank=1: $\chi^2(1) = 10.844$ [0.0010] **

Model ADL

Modelling m2r by OLS

The present sample is: 1994 (2) to 2000 (3)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
m2r_1	0.68002	0.087773	7.747	0.0000	0.7230
hdpr	0.38677	0.10431	3.708	0.0012	0.3741
slrp	-0.036551	0.0099118	-3.688	0.0012	0.3716

R² = 0.999997 σ = 0.0126733 DW = 1.91

* R² does NOT allow for the mean *

RSS = 0.003694068022 for 3 variables and 26 observations

Solved Static Long Run equation

m2r = 1.209 hdpr -0.1142 slrp
 (SE) (0.011) (0.02598)

Vztah časových řad *m1r*, *hdpr* a *slrp*

Model VAR

Cointegration analysis 1994 (2) to 2000 (3)

eigenvalue	loglik for rank	
	255.091	0
0.576779	266.269	1
0.296317	270.837	2
0.171083	273.277	3

Ho:rank=p	-Tlog(1-\mu)	95%	-T\Sum log(.)	95%
p == 0	22.36*	17.9	36.37**	24.3
p <= 1	9.137	11.4	14.02*	12.5
p <= 2	4.879*	3.8	4.879*	3.8

standardized \delta' eigenvectors

<i>m1r</i>	<i>hdpr</i>	<i>slrp</i>
1.0000	-0.86428	-0.30902
-0.80946	1.0000	-0.49703
56.307	-58.801	1.0000

standardized \gamma coefficients

<i>m1r</i>	0.057306	0.11102	-0.00010311
<i>hdpr</i>	0.050726	-0.0055527	-0.00004906
<i>slrp</i>	0.18880	-0.10491	0.0033897

long-run matrix $Po = \gamma * \delta'$, rank 3

	<i>m1</i>	<i>hdpr</i>	<i>slrp</i>
<i>m1r</i>	-0.038364	0.067552	-0.072991
<i>hdpr</i>	0.052458	-0.046509	-0.012965
<i>slrp</i>	0.46458	-0.46740	-0.0028114

Number of lags used in the analysis: 1

Restricted Cointegration analysis 1994 (2) to 2000 (3) (weak exogeneity tests)

slrp: standardized \delta' eigenvectors
 mlr hdpr slrp
 1.0000 -0.83400 -0.37574
 LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 1.435 [0.2310]

mlr: standardized \delta' eigenvectors
 mlr hdpr slrp
 1.0000 -0.90214 -0.21538
 LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 1.1196 [0.2900]

hdpr: standardized \delta' eigenvectors
 mlr hdpr slrp
 1.0000 -1.7760 1.9763
 LR-test, rank=1: Chi^2(1) = 12.736 [0.0004] **

hdpr, slrp: standardized \delta' eigenvectors
 mlr hdpr slrp
 1.0000 -0.89353 -0.22520
 LR-test, rank=1: Chi^2(2) = 3.5813 [0.1669]

Model ADL

Modelling mlr by OLS

The present sample is: 1994 (2) to 2000 (3)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR^2
mlr_1	1.0292	0.007938	129.654	0.0000	0.9986
slrp	-0.07385	0.019771	-3.735	0.0010	0.3676

R^2 = 0.999971 \sigma = 0.0330549 DW = 2.28
 * R^2 does NOT allow for the mean *
 RSS = 0.02622303332 for 2 variables and 26 observations

Vztah dalších faktorů k poptávce po penězích

Modelling $m2r$ by OLS

The present sample is: 1994 (2) to 2000 (3)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
$m2r_1$	0.69976	0.089045	7.858	0.0000	0.7373
$slrp$	-0.034742	0.0099880	-3.478	0.0021	0.3548
$hdpr$	0.36324	0.10583	3.432	0.0024	0.3487
ek_1	0.10311	0.091961	1.121	0.2743	0.0541

R² = 0.999997 \sigma = 0.012603 DW = 1.93

* R² does NOT allow for the mean *

RSS = 0.003494390075 for 4 variables and 26 observations

Solved Static Long Run equation

$m2r = -0.1157 slrp + 1.21 hdpr + 0.3434 ek$
(SE) (0.0278) (0.012) (0.3414)

Modelling $m1r$ by OLS

The present sample is: 1994 (2) to 2000 (3)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
$m1r_1$	1.0296	0.0080848	127.355	0.0000	0.9986
$slrp$	-0.075091	0.020174	-3.722	0.0011	0.3759
ek_1	-0.13693	0.24074	-0.569	0.5750	0.0139

R² = 0.999971 \sigma = 0.0335308 DW = 2.30

* R² does NOT allow for the mean *

RSS = 0.02585926926 for 3 variables and 26 observations

Modelling $m2$ by OLS

The present sample is: 1994 (2) to 2000 (3)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	0.35490	0.089402	3.970	0.0006	0.4174
$m2_1$	0.74559	0.11486	6.491	0.0000	0.6570
$hdpr$	0.25040	0.14492	1.728	0.0980	0.1195
$slrp$	-0.024149	0.010270	-2.351	0.0281	0.2009

R² = 0.997951 F(3,22) = 3572.5 [0.0000] \sigma = 0.00901399

DW = 1.68 RSS = 0.0017875 for 4 variables and 26 observations

Solved Static Long Run equation

$m2 = 1.395 + 0.9843 hdpr - 0.09492 slrp$
(SE) (0.861) (0.1323) (0.02306)

Modelling *m1* by OLS

The present sample is: 1994 (2) to 2000 (3)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	PartR ²
Constant	1.0148	0.37901	2.678	0.0134	0.2376
<i>m1_1</i>	0.86206	0.060512	14.246	0.0000	0.8982
<i>slrp</i>	-0.071012	0.015488	-4.585	0.0001	0.4775

R² = 0.929095 F(2,23) = 150.69 [0.0000] \sigma = 0.02477
DW = 2.08 RSS = 0.0141118 for 3 variables and 26 observations

Solved Static Long Run equation

m1 = 7.357 -0.5148 *slrp*
(SE) (0.5503) (0.216)