

Vydává Ministerstvo financí České republiky ve spolupráci s Českou národní bankou ve vydavatelství **Economia, a. s., Praha**

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49
120 74 Praha 2

Tel.: (02) 253 018 nebo: (02) 24 21 00 25, t. 6141

Fax: (02) 253 728

Šéfredaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

Publishers: Ministry of Finance of the Czech Republic in Cooperation with Czech National Bank in Publishing House **Economia, Prague**

© Ministry of Finance of the Czech Republic

Editor's Office: Vinohradská 49
120 74 Prague 2
Czech Republic

Editor in Chief: Ivan Kočárník

OBSAH

Postup ke směnitelnosti české koruny . . . 221

Václav NEŠVERA: Dilema úrokové politiky . 231

Jan HANOUSEK—Zdeněk TŮMA: Poptávka po penězích v české ekonomice 249

Marián SÁSIK: Kapitálový trh SR so zreteľom na poslanie a činnosť BCP v Bratislave 269

Jaroslav JÍLEK: Kroky ke kvalitním výsledkům české státní statistické služby (2. část) . . . 275

Uprostřed čísla:

Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the CR, No 2

CONTENTS

Towards the Convertibility of the Czech Crown 221

Václav NEŠVERA: The Dilemma of the Interest Rate Policy 231

Jan HANOUSEK—Zdeněk TŮMA: Demand for Money in the Czech Economy 249

Marián SÁSIK: The Capital Market in the Slovak Republic: The Objective and Activities of the Bratislava Stock Exchange 269

Jaroslav JÍLEK: Steps to Good Results of the Czech Statistical Service (2nd Part) 275

In the middle of this issue

Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the CR, No 2

*Opakovaně upozorňuje všechny naše čtenáře na změnu v distribuci našeho časopisu: od 1. 1. 1995 převzala distribuci časopisu a. s. **Economia**. Prosíme Vás proto, abyste se se svými požadavky týkajícími se odběru časopisu obraceli buď na obchodní úsek a. s. **Economia** (tel. 02/282 22 23), nebo úsek předplatného (tel. 02/282 37 54, 282 22 16, 282 23 16; fax pro oba úseky: 02/24 21 49 27). Na Slovensku zajišťuje distribuci a. s. **Ecopress, Pribinova 25, 810 11 Bratislava, tel.: 07/321 688, fax: 07/210 36 08.***

Redakce

Redakční rada: Dr. Ivan Angelis, CSc., Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Doc. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Miroslav Kerouš, Ing. Ivan Kočárník, CSc., Ing. Václav Kupka, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, CSc., Vladimír Rudlovčák, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Ph.D. Jan Švejnar, Doc. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

Poptávka po penězích v české ekonomice*

Jan HANOUSEK—Zdeněk TŮMA**

1. Úvod

Poptávka po penězích patří k jednomu z nejdiskutovanějších a nejkoumanějších témat v ekonomii, a to jak z hlediska teorie, tak z hlediska empirických výzkumů. Teoretikové po desetiletí či snad staletí usilují o odpověď na otázku, proč peníze vůbec existují a jakou hrají v ekonomice úlohu. Tato stať sice neaspiruje na řešení těchto teoretických problémů, nicméně vzhledem k absenci daného tématu v české odborné literatuře začíná krátkým přehledem teoretických koncepcí poptávky po penězích.

Studie se pak soustřeďuje na empirické otázky poptávky po penězích v české ekonomice. Tržní ekonomika zde má po dlouhém období centrálního plánování sice krátkou historii, ale přesto stojí za to pokusit se o první analytické krůčky prostřednictvím ekonomické analýzy. Není to přitom jen otázka základního výzkumu; výsledky mohou mít přímé a velmi významné implikace i pro koncipování fiskální a monetární politiky. Je dobře známou skutečností, že stabilita poptávkové funkce a hodnoty úrokové elasticity mají podstatný význam pro relativní efektivnost fiskální a monetární politiky.

Připomeňme si, že čím menší je úroková elasticita, tím větší je velikost multiplikátorů monetární politiky vzhledem k fiskálním multiplikátorům. Monetaristé také tvrdí, že monetární multiplikátory jsou mnohem stabilnější než fiskální. To znamená, že je mnohem jednodušší předpovídat efekt na celkový důchod při daném přírůstku peněžní nabídky než při určité změně výdajů vlády. Nutnou podmínkou pro stabilní peněžní multiplikátory je ovšem stabilní funkce poptávky po penězích. Jakékoli nestabilní chování (posuny nahoru či dolů) mohou naprosto znemožnit předpověď toho, jaký vliv bude mít určitá změna peněžní nabídky na úrokovou míru, a tím celkový důchod či výstup.

Ze zřejmých důvodů nelze navázat na předchozí empirické studie o poptávce po penězích v české ekonomice, neboť téměř žádné neexistují. Bude nicméně uveden stručný přehled odhadů poptávky po penězích v jiných ekonomikách.

* Východiskem pro tuto stať byly studie zpracované v polovině roku a koncem roku 1994 pro Českou národní banku. Za řadu cenných připomínek jsme zavázáni účastníkům diskuzí, které nad těmito studiiemi v ČNB proběhly. Za konečné znění a vyjádřená stanoviska však nesou odpovědnost pochopitelně autoři sami.

** RNDr. Jan Hanousek, CSc., CERGE a Univerzita Karlova, Praha
Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Patria Finance, a. s., Praha

Redakce příspěvek obdržela 13. 3. 1995.

Nakonec budou prezentovány odhady tří základních typů modelů pro českou ekonomiku. Jedná se o modely, které vycházejí z ekonomické teorie, jako je model rychlosti oběhu peněz a standardní funkce poptávky po penězích zahrnující škálovou proměnnou a veličinu pro náklad příležitosti, a modely založené na „technických“ vazbách, jako jsou autoregresní modely. Pro výsledky odhadů bude uvedena ekonomická interpretace, zejména v kontextu stability, úrokové elasticity a případných implikací pro monetární politiku.

V naznačeném duchu je tato stať také členěna. Po tomto úvodu v druhé části seznámíme čtenáře s teoretickým zázemím poptávky po penězích a objasníme principy transakční a spekulativní poptávky po penězích a následně jejich integraci. Další, třetí část je věnována přehledu empirických studií, které většinou odkazují na ekonomiku USA. Ve čtvrté části se dostáváme k jádru studie, čili k odhadům poptávky po penězích v české ekonomice a jejich diskuzi. V poslední části shrneme hlavní závěry, vyplývající zejména z empirického výzkumu prezentovaného ve čtvrté části.

2. Peníze a poptávka po penězích: teoretický přehled

2.1 Transakční úloha peněz

Funkce peněz v ekonomice není samozřejmou záležitostí, která by se dala přejít odkazem na porovnání ekonomiky s naturální směnou a ekonomiky s oběhem peněz. Obvykle se poukazuje na obtížnost sladění jednotlivých obchodů v naturální ekonomice a právě peníze umožňují oddělit akt koupě a prodeje v tom smyslu, že komodita nemusí být přímo vyměněna za jinou komoditu, ale že jako prostředník směny vystupují peníze. Z tohoto je odvozována základní funkce peněz, tzv. transakční motiv poptávky po penězích. Zabudování transakčního motivu do ekonomické teorie však není vůbec jednoduché. Hlavní proud ekonomické teorie vychází z teorie všeobecné rovnováhy a úloha peněz v tomto modelu je více než sporná.

Sám Walras peníze „zasadil“ do modelu tak, že předpokládal užitek peněz pro domácnosti a firmy a na základě toho uvažoval peníze jako součást užitkové a produkční funkce. V této tradici dále pokračovali zejména Hicks a Patinkin. Objevily se však argumenty (Hahn, Clower), že peněžní a nepeněžní komodity se musejí striktně rozlišovat a že zařadit jednoduše peníze do užitkové funkce nelze. Podle Clowera je směna vztah mezi komoditami a směna za účasti peněz je důkazem, že tento vztah není symetrický. Clower proto přichází s myšlenkou hotovostního omezení (cash-in-advance constraint), která staví na tom, že nákup musí být financován hotovostí, která je k dispozici, a nikoliv tržbami za prodej jiných komodit, jak se předpokládá u standardního rozpočtového omezení.

S rozvojem intertemporálních modelů se o penězích začalo uvažovat jako o prostředku, který snižuje transakční náklady při transakcích mezi generacemi, resp. tyto transakce umožňuje. V každém případě je zřejmé, že usazení transakčního motivu poptávky po penězích do obecné ekonomické teorie není triviální záležitostí. Užitečným přehledem alternativních přístupů k transakční úloze peněz jako součástí ekonomické teorie je [Ostroy-Starr 1990].

Modelově je transakční motiv nejčastěji popisován prostřednictvím teorie zásob [Baumol 1952], [Tobin 1956], kde se o držbě peněz uvažuje jako o zásobě, která umožňuje plynulou realizaci transakcí. Doplnění této zásoby (či její vyčerpání) je spojeno s určitým nákladem. Výsledkem je známý model vedoucí k důchodové elasticitě 0,5 a úrokové elasticitě poptávky po penězích $-0,5$.

Orr a Miller [1966] uvolnili předpoklad dokonalé předpovědi hotovostních toků a ukázali, že při nejistém rozložení příjmů a výdajů se budou měnit i elasticity

odvozené v Baumolově-Tobinově modelu. Jinak řečeno, transakční (a opatrnostní) poptávka po penězích nezávisí jen na výši transakcí, ale zejména na jejich variabilitě.

2.2 Spekulační motiv čili teorie portfolia

Druhý hlavní směr pohledu na držbu peněz, který staví na Keynesem zdůrazňovaném spekulačním motivu poptávky po penězích, souvisí s teorií portfolia. Investor se snaží stabilizovat výnosy ze svého portfolia neboli snaží se o snížení nejistoty spojené s pohybem cen aktiv. Toho může dosáhnout prostřednictvím rozložení rizika čili diverzifikací portfolia.

Markowitz [1952] ukázal, že investor může snížit variabilitu výnosů výběrem takových aktiv, jejichž ceny se nepohybují společně. V rámci takto vybraného „optimálního“ portfolia investor dále projevuje stupeň své averze k riziku a určuje, jak velký podíl portfolia bude investovat do rizikových aktiv.

Tuto volbu analyzoval ve svém známém článku Tobin [1958]. Závěrem této analýzy je, že spekulační poptávka po penězích je výslednicí averze jednotlivců k riziku a variability výnosu jednotlivých aktiv. Z tohoto pohledu bude investor, který je velmi averzní k riziku, investovat do bezpečných aktiv, která mají pochopitelně nižší průměrný výnos a jsou více likvidní. I když má hotovost nízkou (resp. nulovou) výnosovou míru, je pro investora přitažlivá, protože to je aktivum s nejnižší mírou rizika: jeho nominální hodnota je daná, a pokud není vysoká nebo nestabilní míra inflace, může jednotlivec s jistotou predikovat jeho budoucí hodnotu.

2.3 Skloubení transakčního a spekulačního motivu

Obvykle se zdůrazňuje, že transakční motiv je inherentní součástí kvantitativní teorie peněz, a spekulační motiv je pak připisován Keynesovi. Bylo by však zavádějící posuzovat moderní monetarismus na základě původní („naivní“) kvantitativní teorie. Friedman [1971] pečlivě rozlišuje krátké a dlouhé období a poukazuje na to, že Keynes ve skutečnosti předpokládal absolutní preferenci likvidity i v dlouhém období neboli *permanentní* nestabilitu rychlosti oběhu peněz.¹ Tím padá vztah mezi peněžní zásobou a nominálním důchodem postulovaným kvantitativní teorií, ačkoli kvantitativní teorie vůbec nevyklučuje, že v přechodném období (během přizpůsobení) může být ovlivněna nejen cenová hladina, ale i rychlost oběhu peněz a reálný důchod.

Pro Keynesovu analýzu je v tomto směru klíčové, že předpokládá rychlejší přizpůsobení objemu produkce než cen. Jak známo, o obhájení tohoto silného předpokladu bojují neokeynesiánci do dnešních dnů (se střídavými úspěchy). Keynes sám odůvodňoval pomalejší přizpůsobení mezd přes „mzdovou rigiditu, k níž dochází částečně v důsledku peněžní iluze a částečně v důsledku silných odborů“ [Friedman, 1971, s. 18].

Friedman zde sám staví na zdůrazňování úlohy bohatství, přičemž poptávka po penězích je ovlivněna řadou proměnných. Jedná se o *celkové bohatství*, které je analogií rozpočtového omezení z mikroekonomické teorie spotřebitele. Celko-

¹ Namísto klíčového vztahu, který vyplývá z kvantitativní teorie, Keynes přichází s „důchodovou identitou“ a vztah mezi nominálním důchodem a peněžní zásobou z kvantitativní teorie nahrazuje stabilním sklonem ke spotřebě.

vé bohatství musí být nějak rozloženo mezi různá aktiva (včetně reálných aktiv) a peníze jsou jedním z těchto aktiv. Dále rozlišuje dva typy bohatství: již naakumulované (nonhuman wealth) a potenciální (human wealth). *Lidské bohatství* (human wealth) tak může být další proměnnou ve funkci poptávky po penězích. Dále je rozhodnutí držitele bohatství/peněz ovlivněno *očekávanými výnosy z peněz a z alternativních aktiv*. Nominální výnos z ostatních aktiv lze rozdělit na dva druhy výnosů. Za prvé jakékoli aktivum přináší pravidelně nějaký výnos (úrok, dividendu), za druhé se mění ceny jednotlivých aktiv. Friedman tedy zapisuje funkci poptávky po penězích takto:

$$\frac{M}{P} = f(y, w; r_m, r_b, r_e, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}; u) \quad (1)$$

M/P jsou reálné peněžní zůstatky, y představuje celkové bohatství, w je podíl již naakumulovaného bohatství (nonhuman) na celkovém bohatství, r_m je očekávaný výnos z peněz, r_b očekávaný nominální výnos z cenných papírů (typu obligací) včetně jejich očekávaných cenových změn, r_e je pak očekávaný nominální výnos z akcií včetně jejich očekávaných cenových změn, $(1/P) (dP/dt)$ je očekávaná změna cen komodit čili očekávaný nominální výnos z reálných aktiv a u zachycuje vliv dalších případných faktorů.

Jak je patrné, Friedman svým důrazem na bohatství obchází úlohu peněz při uskutečňování transakcí a neuvažuje ani prvek nejistoty. V literatuře se pak setkáváme s řadou pokusů, jak explicitně skloubit transakční a spekulativní motiv včetně zabudování nejistoty do modelu.² Ať už je však konkrétní specifikace jakákoli, platí, že „v převážné většině empirické studie potvrzují tvrzení, že poptávka po penězích je trvale a negativně korelována s nákladem příležitosti spojeným s jejich držbou“ [Laidler 1985].

2.4 Volba proměnných

Peněžní agregáty. Problém definice peněz není nijak nová záležitost a zabývali se jím i autoři před A. Smithem (viz např. [Vickers 1968]). Z doby nejdávnější bychom měli zmínit práce Friedmana a Schwartzové [1963], [1970].

Původně byly peníze chápány zejména v kontextu transakčního motivu a zahrnovaly pouze oběživo. Explicitní zahrnutí depozit použil jako první na začátku 18. století John Law.³ Dnes se vklady považují za součást peněžní zásoby zcela samozřejmě s tím, že se dále rozlišují podle úzkého (narrow) a širokého (broad) pojetí.

Friedman a Schwartzová upozorňují na potřebu rozlišit držbu podle domácností a firem; u firem dominuje více transakční motiv, domácnosti používají peněz jako prostředku směny, ale i jako aktiva. To je celkem zřejmé při pohledu na peněžní zásobu (M_1 , M_2) ČR, kde u M_1 je velký podíl držby firem, kdežto u kvazipeněz dominuje držba domácností.

Druhé možné hledisko k pojetí peněz je založené spíše na jejich likviditě než na jejich „službě“ při transakcích. Ani definice „přes“ likviditu však není jedno-

² Viz zejména práce [Ando—Shell 1975] a [McCallum—Goodfriend 1987].

³ Na tuto skutečnost upozorňuje [Vickers 1968] a [Friedman—Schwartz 1970]. Osobnost J. Lawa byla zajímavá ve více směrech a historiky vždy přitahovala. Byl to známý hazardní hráč, prováděl „velmi nestandardní“ finanční spekulace, utekl z Anglie poté, co zabil soka v souboji, v roce 1720 byl ve Francii jmenován ministrem financí (Controller-General of Finances), napsal skvělé studie o bankovníctví a o penězích a nakonec zemřel v chudobě ve vyhnanství.

značná. Tím by do kategorie peněz spadala všechna likvidní aktiva včetně některých typů vládních obligací, nebo dokonce akcií — v závislosti na volbě kritéria likvidity.⁴

Diskuze kolem definice peněz propukly s novou silou v 70. letech v souvislosti s finanční deregulací a finančními inovacemi. Předmětem zájmu bylo vyjasnit, jak by aktiva měla být zařazena do jednotlivých kategorií a jaká kategorie by měla být použita pro odhad funkce poptávky po penězích. Jinak řečeno, hledal se takový peněžní agregát, který by se choval stabilně, tj. který by byl predikovatelný. V 80. letech se někteří autoři pokusili vytvořit fiktivní agregát, který by byl váženým průměrem všech agregátů, kde vahami je „míra peněžnosti“ (degree of „moneyness“).⁵ V současné době se (pro USA) počítá řada takových agregátů a Fed je měsíčně vykazuje.

Škálová proměnná. Volba škálové proměnné (scale variable) je odvozována od transakčního motivu. Při důrazu na transakce samotné bude výzkumník zřejmě hledat proxy proměnnou pro objem transakcí, většinou se však používá měřítko HNP nebo HDP. Při důrazu na bohatství a na moderní kvantitativní teorii (Friedman) bývá někdy zařazován permanentní důchod nebo nějaký odhad úrovně bohatství.

V této souvislosti je významný poznatek, že ne všechny složky HDP jsou stejně „náročné na peníze“. Dezagregace HDP a určení, kolik která položka vyžaduje peněz, jsou však empiricky obtížné proveditelné a nejsou proto běžné.

Náklad příležitosti. V případě držby peněz je dán dvěma veličinami: (1) vlastním výnosem peněz a (2) výnosem z alternativních aktiv (viz také výše Friedmanovu specifikaci). Potíž spočívá v tom, že je nejen obtížné určit vlastní výnos peněz,⁶ ale je i obtížné určit nějaký průměrný výnos z alternativních aktiv. Správně by se mělo jednat o vektor úrokových sazeb.

I zde se při vlastní volbě projevují teoretické preference analytiků. Ti, kteří se opírají více o transakční motiv, a tedy o úzké vymezení peněz, zařazují jako vysvětlující proměnnou některou z krátkodobých sazeb (z vládních cenných papírů, úrokovou sazbu na mezibankovním trhu či depozitní úrokovou sazbu). Ti, kteří vycházejí ze širšího konceptu peněz a teorie portfolia, volí vhodnou proxy pro výnosy z akcií a pro dlouhodobé úrokové sazby.

2.5 Problém identifikace

Ať pracujeme s jakoukoli komoditou, vždy se musíme ptát, jak zajistit, aby hodnoty, s kterými pracujeme, skutečně představovaly poptávku.⁷ Tento problém byl ještě výraznější v centrálně plánované ekonomice, kde za určující faktor byla obecně považována spíše nabídka.

O mnoho jednodušší není situace ani v transformující se ekonomice. Řada často protichůdných šoků notně komplikuje situaci, a to tím spíše, že jde o trh pe-

⁴ Friedman a Schwartzová [1970] uvádějí dvě nejčastější kritéria likvidity (s. 129): (1) možnost prodat aktivum na požádání za nominální částku určenou předem a (2) stupeň dokonalosti trhu daného aktiva, který může být posuzován podle rychlé prodejnosti aktiva za dobře definovatelnou tržní cenu.

⁵ Viz (Barnett 1980) a [Spindt 1985]. Oba autoři se liší podle volby vah. Barnett vychází z charakteristik aktiv v portfoliu, Spindt staví na charakteristikách aktiv jako prostředku směny.

⁶ Oběživo má nulový výnos, ale jiné složky M1 výnos vyplácejí.

⁷ Klasický odkaz na problém identifikace představuje stať E. Workinga [1927].

něž. Pokud bychom poptávku po penězích odvozovali např. z poptávky po úvěrech, pak bychom nutně museli dospět k závěru, že poptávka po penězích výrazně převyšovala nabídku, a že tudíž stěží můžeme pracovat s pozorovanými hodnotami peněžních agregátů jako s něčím, co odráží poptávku po penězích.

Pro trh peněz je nicméně určité přidělování (rationing) typické. Vysoké úrokové míry by sice na jedné straně měly vyčistit trh, na druhé straně by však vedly k tomu, že by efektivní poptávku po úvěrech měly jen rizikovější (a výnosnější) projekty. To by vedlo k tzv. nepříznivému výběru (adverse selection).⁸

Poptávka po penězích však přece jenom není poptávkou po úvěrech. Nemáme důvod se nedomnívat, že pozorované peněžní agregáty odrážejí rozhodování veřejnosti o tom, jak velkou držet peněžní zásobu a v jaké struktuře. Nemá smysl uvažovat o tom, kolik peněz by lidé rádi drželi, ale o tom, kolik mohou držet vzhledem k jejich rozpočtovým omezením; zajímá nás tedy veličina, kterou můžeme označit jako efektivní poptávka po penězích.

Feige [1967] navrhl řešení problémů „žádoucí versus skutečné peněžní zůstatky“ v modelu, kde jednotlivec minimalizuje náklady na přizpůsobení k rovnovážnému stavu a náklady způsobené případnou nerovnováhou. Náklady na přizpůsobení jsou přímo úměrné druhé mocnině změny reálných peněžních statků⁹ mezi dvěma obdobími, tj. $\bar{m}_t - \bar{m}_{t-1}$, zatímco náklady způsobené nerovnováhou jsou přímo úměrné druhé mocnině rozdílu mezi skutečnou hodnotou \bar{m}_t a hodnotou optimální \bar{m}_{Dt} .

Vyjádřeno rovnicí dostaneme:

$$\bar{m}_t - \bar{m}_{t-1} = \mu (\bar{m}_{Dt} - \bar{m}_{t-1}) \quad 0 < \mu < 1 \quad (2)$$

Předpokládejme, že žádoucí či plánované zůstatky jsou určeny poptávkovou rovnicí tvaru:

$$\bar{m}_{Dt} = \alpha + \beta r_t + \gamma \bar{y}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

kde α je konstanta, r označuje nominální úrokovou míru, \bar{y} je reálný důchod a ε symbolizuje náhodnou odchylku. Dosazením (2) do (3) získáme rovnici:

$$\bar{m}_t = \mu \alpha + \mu \beta r_t + \mu \gamma \bar{y}_t + (1 - \mu) \bar{m}_{t-1} + \mu \varepsilon_t \quad (4)$$

Pokud bychom modelovali poptávkovou funkci pro skutečné zůstatky \bar{m}_t a místo důchodu použili permanentní důchod \bar{y}^p , dostaneme rovnici:

$$\bar{m}_t = \alpha + \beta r_t + \gamma \bar{y}^p + \varepsilon_t \quad (5)$$

Logaritmická rovnice adaptivních očekávání pro permanentní důchod má tvar:

⁸ Kromě toho je třeba vzít v úvahu i omezení celočíselnosti a likvidity. Omezení celočíselnosti znamená, že poptávka po penězích není ve skutečnosti spojitá funkce, neboť je možné uskutečnit jen celočíselný počet transakcí/výběrů. Omezení likvidity je založené na skutečnosti, že část populace, která by „peníze poptávala“, je v daném okamžiku omezena nedostatečnou likviditou (např. studenti). Souvisejícím problémem v kontextu transformující se ekonomiky je diferenciací bankovní klientely, kterou se zabývá práce Bulíře [1994].

⁹ Přijímáme standardní značení, ve kterém malá písmena odpovídají logaritmům a proužek značí, že daná proměnná je brána ve stálých cenách.

$$\bar{y}_t^p = \lambda \bar{y}_t + (1 - \lambda) (\bar{y}_{t-1}^p) \quad (6)$$

Dosazením (5) do (6) a použitím Koyckovy transformace získáme rovnici¹⁰:

$$\bar{m}_t = \lambda \alpha + \beta r_t - (1 - \lambda) \beta r_{t-1} + \lambda \gamma \bar{y}_t + (1 - \lambda) \bar{m}_{t-1} + \varepsilon_t - (1 - \lambda) \varepsilon_{t-1} \quad (7)$$

Porovnáme-li rovnice (4) a (7), vidíme, že hlavní odlišnost spočívá v tom, že rovnice (7) obsahuje zpožděnou úrokovou míru. Protože proměnné r_t a r_{t-1} jsou obvykle vysoce korelované, je obtížné odlišit, zda-li nevýznamnost proměnné r_{t-1} v rovnici (7) je způsobena multikolinearitou, nebo tím, že vhodná specifikace je dána rovnicí (4). Jinak řečeno, z praktického hlediska je velmi obtížné odlišit permanentní důchod a žádoucí zůstatky.

Feige [1967] jako první sloučil oba pohledy, tj. zpoždění v rovnici a permanentní důchod. Zpoždění je modelováno podobně jako v (4) s tím rozdílem, že v tomto případě použijeme permanentní důchod. Dále se postupuje obdobně jako při odvození rovnice (7) a adaptivní očekávání tak umožňují modelovat permanentní důchod pomocí pozorovaného důchodu. Spojením zpoždění a permanentního důchodu tak po úpravách dostaneme rovnici:

$$\bar{m}_t = \mu \lambda \alpha + \mu \beta r_t - \mu (1 - \lambda) \beta r_{t-1} + \mu \lambda \gamma \bar{y}_t + (2 - \mu - \lambda) \bar{m}_{t-1} - (1 - \mu) (1 - \lambda) \bar{m}_{t-2} + \mu \varepsilon_t - \mu (1 - \lambda) \varepsilon_{t-1} \quad (8)$$

Poznamenejme, že tato rovnice se nemůže odhadovat pomocí metody nejmenších čtverců (OLS), a to jednak proto, že OLS dává díky autoregresní struktuře a zpožděné závisle proměnné nekonzistentní odhady, a jednak proto, že rovnice (8) umožňuje odhadovat minimálně 6 různých parametrů a obsahuje jich jen 5 („overidentification“). Je proto důležité používat modernější techniky odhadu, jako jsou maximálně věrohodné odhady (MLE) či zobecněná metoda momentů (GMM).

Problém dále spočívá v tom, že jako vysvětlující proměnné zařazujeme veličiny, které nejsou dány tak docela exogenně, jak se model „tváří“. Byly by spíše součástí vícerovnicového modelu, který by postihoval vzájemnou provázanost všech těchto veličin. Kdyby například došlo k šoku, byly by zasaženy všechny tyto proměnné stejně a nebylo by zcela zřejmé, či posuny vlastně pozorujeme. Ve skutečnosti jakákoli poptávka po penězích je součástí simultánních rovnic a vlastní techniky odhadu budou závislé na vlastnosti tohoto systému rovnic.

Zatím jsme studovali funkci poptávky po penězích jako naprosto izolovanou rovnici; nevěšali jsme si toho, které proměnné jsou exogenní a které mají endogenní charakter.¹¹ Ve skutečnosti jakákoli poptávka po penězích je součástí sy-

¹⁰ Potřebné mezikroky v úpravách rovnic jsou následující. Nejprve rovnici (5) vyjádříme v čase $t-1$ a vynásobíme $(1-\lambda)$. Tím získáme rovnici:

$$(1 - \lambda) \bar{m}_{t-1} = (1 - \lambda) \alpha + (1 - \lambda) \beta r_{t-1} + (1 - \lambda) \gamma \bar{y}_{t-1}^p + (1 - \lambda) \varepsilon_{t-1} \quad (5a)$$

Odečtením (5a) od (5) dostaneme rovnici:

$$\bar{m}_t - (1 - \lambda) \bar{m}_{t-1} = \lambda \alpha + \beta r_t - (1 - \lambda) \beta r_{t-1} + \gamma (\bar{y}_t^p - (1 - \lambda) \bar{y}_{t-1}^p) + \varepsilon_t - (1 - \lambda) \varepsilon_{t-1} \quad (5b)$$

Uvědomme si, že rovnice (6) je ekvivalentní:

$$\bar{y}_t^p - (1 - \lambda) (\bar{y}_{t-1}^p) = \lambda \bar{y}_t \quad (6a)$$

Dosazením (6a) do (5b) získáme rovnici (7).

stému rovnic a vlastní techniky odhadu budou závislé na vlastnostech tohoto simultánního systému. Obecně platí, že metoda nejmenších čtverců (OLS) je nevhodná pro odhad parametrů funkce poptávky po penězích i z právě zmíněného důvodu simultaninity. Ukážeme si to na jednoduchém příkladu.

Uvažujme jednu z nejjednodušších verzí simultánních rovnic:

$$\begin{aligned}\bar{m}_{Dt} &= \alpha + \beta r_t + \gamma \bar{y}_t + \varepsilon_t \\ \bar{m}_{St} &= \nu + \bar{h}_t \\ \bar{m}_{St} &= \bar{m}_{Dt}\end{aligned}\tag{9}$$

První rovnice je standardní funkce poptávky po penězích, druhá rovnice je velmi jednoduchá funkce nabídky peněz (opět v logaritmické podobě) a závěrečná rovnice určuje rovnovážnou podmínku. Pro úplnost dodejme, že $\nu = \log(\theta)$, kde θ je (konstantní) multiplikátor, a že \bar{h}_t označuje peněžní bázi („high power money“). Vzhledem k tomu, že škálová proměnná \bar{y}_t je uvažována jako exogenní, implicitním předpokladem je, že úroková míra reaguje okamžitě a nastaví rovnováhu na trhu peněz, tj. $\bar{m}_S = \bar{m}_D$. Předpokládáme, že endogenní proměnné jsou poptávka po penězích, nabídka peněz a úroková míra. Škálová proměnná a peněžní báze (kontrolovaná monetární politikou) jsou brány jako exogenní proměnné. Jednoduchým převodem získáme ze strukturního tvaru (9) tvar redukováný¹²:

$$\begin{aligned}\bar{m}_{Dt} &= \lambda + \bar{h}_t \\ \bar{m}_{St} &= \lambda + \bar{h}_t \\ r_t &= \frac{1}{\beta}(\lambda - \alpha) - \frac{\gamma}{\beta} \bar{y}_t + \frac{1}{\beta} \bar{h}_t - \frac{\varepsilon_t}{\beta}\end{aligned}\tag{10}$$

Z rovnice (10) vidíme, že úroková míra je pozitivně korelovaná s chybovým členem ε_t . Odtud vidíme, že samostatný odhad poptávky po penězích metodou nejmenších čtverců vede k vychýleným a nekonzistentním odhadům parametrů.

3. Peníze a poptávka po penězích: empirický přehled

3.1 Typ modelu

V empirických studiích o poptávce po penězích se nejčastěji používají tři základní typy modelů. Pro krátkodobé predikce jsou to autoregresní modely, které jsou založeny na „paměti“ modelu, tj. na minulých hodnotách vysvětlované proměnné. Další dva archetypy se opírají o ekonomickou teorii. Jedním typem takového modelu je poptávka po penězích vyjádřená jako funkce nějaké škálové proměnné (bohatství, důchod) a různých nákladů příležitosti (úrokové míry). Druhý typ modelu konstruovaný na základě ekonomické teorie, který si zaslouží

¹¹ Endogenní proměnné jsou proměnné určené v rámci daného systému vzájemných relací, zatímco exogenní proměnné jsou vzhledem k tomuto systému rovnic izolované (obecně jsou určeny jiným systémem).

¹² V redukováném tvaru jsou všechny endogenní proměnné převedeny na pravou stranu a separovány do jednotlivých rovnic.

samostatnou pozornost, je založen na předpokladu, že důchodová elasticita poptávky po penězích se rovná jedné. Funkce poptávky po penězích se pak redukuje na vztah vyjadřující rychlost oběhu peněz, kde jedinou vysvětlující proměnnou je úroková míra.

Autoregresní modely. Obecně lze autoregresní model poptávky po penězích zapsat takto:

$$m_t = \alpha_1 m_{t-1} + \alpha_2 m_{t-2} + \dots + \alpha_p m_{t-p} \quad (11)$$

Tyto modely jsou založeny na předešlém chování dané proměnné, využívají setrvačnosti v chování makroekonomických proměnných. Jejich výhodou je relativně dobrá predikční schopnost v krátkém časovém horizontu. Implicitním předpokladem ovšem je, že charakter skutečného vývoje se nemění čili že během období, pro které se provádí predikce, nedojde k žádným exogenním šokům. Zásadní nevýhodou autoregresních modelů je obtížná interpretovatelnost odhadnutých koeficientů, neboť model se nijak neváže na ekonomickou teorii, tedy chybí jakákoli vazba na jiné vysvětlující proměnné, jako jsou důchod a úroková míra.

Typickým jevem v autoregresních modelech jsou střídající se znaménka, která jsou analogií kvadratické, resp. kubické funkce a umožňují přizpůsobení predikovaných hodnot oběma směry. Pokud by všechna znaménka byla například kladná, znamenalo by to explozivní charakter predikované proměnné. To se pochopitelně dá očekávat, pokud chybí vazba na úrokovou míru; můžeme vyloučit vzestupné trendové tendence například tím, že budeme modelovat přírůstky \bar{m}_t :

$$\Delta \bar{m}_t = \alpha_1 \Delta \bar{m}_{t-1} + \alpha_2 \Delta \bar{m}_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta \bar{m}_{t-p} \quad (12)$$

Tento postup pochopitelně povede k nižšímu koeficientu determinace a poněkud se tak sníží přitažlivost tohoto typu modelů pro predikci.

„Úplný“ model poptávky po penězích. Používáme-li zde adjektiva „úplný“, máme tím na mysli, že se berou v úvahu obě základní vysvětlující proměnné uvažované ekonomickou teorií, škálová proměnná a náklad příležitosti.

Předpokládejme, že funkce poptávky po penězích je určena vztahem:

$$m_{D-p} = \alpha + \beta r + \gamma \bar{y} + \varepsilon \quad (13)$$

kde (m_{D-p}) je reálná poptávka po penězích.

V tomto duchu byla provedena celá řada analýz pro různé ekonomiky.¹³ Všechny tyto analýzy potvrzují významnost úrokové míry a nějaké „transakční proměnné“, nejčastěji se používá důchod (HDP). Na druhé straně se v 70. letech objevily značné problémy s odhadem funkce poptávky po penězích, což vedlo nejen ke zpochybnění odhadů samotných, ale i k novým úvahám o teoretické specifikaci. Ačkoli se nedosáhlo jednoznačného konsenzu, většinou se za příčinu „rozpadu“ standardní funkce poptávky po penězích považují finanční inovace a deregulace jako jedna z hlavních příčin nestability a obtížné predikovatelnosti této funkce.

Požadovaná stabilita funkce typu (13) zajišťuje, že při daných hodnotách úrokové míry a důchodu dostaneme hodnotu vždy velmi blízkou skutečné hodnotě

¹³ Přehled výsledků viz např. ve studiích [Judd—Scadding 1982] nebo [Goldfeld—Sichel 1990].

vysvětlované proměnné. K tomu je nutné splnění několika předpokladů. Za prvé parametry funkce poptávky, α , β a γ , musejí být konstantní v daném časovém období. Dále je potřebné, aby varianta chyb ε byla relativně malá¹⁴. Tato podmínka souvisí také s požadavkem, aby tato funkce obsahovala všechny relevantní proměnné mající vliv na poptávku po penězích. Nicméně, všechny empirické práce studující poptávku po penězích vyžadují stabilní vztah jen mezi poptávkou po penězích, nějakou škálovou proměnnou (bohatství, důchod) a nějakou vhodně zvolenou úrokovou mírou.

Pro empirické hodnocení stability funkce poptávky po penězích používáme několik měřítek. Neměnnost α , β a γ v čase znamená, že odhady poptávkové funkce spočítané v různých obdobích se nemohou podstatně (statisticky signifikantně) lišit. Malá variabilita ε se musí odrazit v malé variabilitě regresních reziduí a ve vysoké hodnotě koeficientu determinace. Je užitečné porovnat předpovědi založené na odhadnuté funkci se skutečnými hodnotami poptávky po penězích.

Model s jednotkovou důchodovou elasticitou. V literatuře se můžeme setkat s desítkami možných specifikací, přičemž o žádné z nich nemůžeme apriorně prohlásit, že některá je nejlepší. Zde uvažujeme velmi jednoduchý model, v němž se předpokládá jednotková důchodová elasticita.¹⁵ Tento předpoklad umožňuje převedení škálové proměnné na levou stranu rovnice, takže jedinou vysvětlující proměnnou zůstává nominální úroková míra:

$$\frac{M}{PY} = c \exp(-\eta i) \quad (14)$$

Model (14) je speciálním tvarem (13) pro $\gamma = 1$. Podobný model byl použit v klasické studii Cagana [1956] s tím rozdílem, že Cagan uvažoval v exponentu očekávanou inflaci, neboť zkoumal hyperinflační ekonomiky, kde je tato proměnná vhodnější než nominální úroková míra, která může za růstem cenové hladiny zůstat. O modelu (14) se dá také říci, že jde o model rychlosti oběhu peněz. Nebude-li rychlost oběhu peněz stabilní, model (14) nebude možné odhadnout se signifikantními výsledky.

3.2 Volba proměnných

Nejprve se podívejme na otázku, zda je vhodnější používat veličiny ve stálých, nebo běžných cenách a popřípadě s jakou cenovou hladinou bychom měli pracovat. Teorie předpokládá, že vhodná závisle proměnná je poptávka po penězích vyjádřená ve stálých cenách. Jinak řečeno, vyjádříme-li poptávku po penězích v běžných cenách, pak implicitně předpokládáme jednotkovou elasticitu vzhledem k cenové hladině.

Podívejme se blíže na problém konstrukce poptávkové funkce v běžných cenách a její vztah k předchozím formulacím odvozeným ze stálých cen. Abychom dostali podobné vyjádření poptávkové rovnice v běžných cenách, uvažujeme:

¹⁴ Tento požadavek není samoučelný; velké změny ε by jinak mohly vést k podstatným změnám v \bar{m}_D , i když by se \bar{y} a r vůbec nezměnily.

¹⁵ S tímto modelem jsme pracovali v práci [Budina—Hanousek—Tůma 1994], kde jsme kromě toho sledovali cíl získat odhad úrokové semielasticity poptávky po penězích. Hodnotu semielasticity jsme potřebovali pro určení „optimálního“ ražebného.

Aktualizovanou a upravenou verzi této studie připravujeme k publikaci v některém z nejbližších čísel časopisu FaÚ (pozn. red.).

$$m_{Dt} = \alpha + \beta r_t + \gamma y_t + \delta p_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

kde všechny proměnné jsou vyjádřeny v běžných cenách. Opět dosazením rovnice (2) do (15) vyloučíme neznámé m_{Dt} a získáme následný tvar poptávkové funkce:

$$m_t = \mu\alpha + \mu\beta r_t + \mu\gamma y_t + \mu\delta p_t + (1 - \mu) m_{t-1} + \mu\varepsilon_t \quad (16)$$

Všimněme si jedné zajímavé vlastnosti. Když položíme $\delta=1$, získáme rovnici:

$$m_t - p_t = \mu\alpha + \mu\beta r_t + \mu\gamma y_t + (1 - \mu) (m_{t-1} - p_t) + \mu\varepsilon_t \quad (17)$$

Všimněme si, že rovnice (17) a (4) nejsou stejné, protože při výpočtu \bar{m}_{t-1} v (4) je použit okamžitý cenový deflátor (tedy p_{t-1}), zatímco v (17) se používá p_t . Jinak řečeno, deflování zpožděné poptávky po penězích zpožděnou cenovou hladinou předpokládá okamžité přizpůsobení poptávky po penězích (v běžných cenách) změnám v cenové hladině; deflování současnou hladinou implikuje zpoždění v tomto přizpůsobení (tedy reakce na změny v cenové hladině jsou stejné jako pro y_t a r_t).

Podstatným problémem je, zda-li formulovat poptávkovou funkci v reálných, či nominálních veličinách. Jinak řečeno, ptáme se, zda platí hypotéza, že reálná poptávka po penězích je vzhledem k cenové hladině homogenní stupně nula. Tato otázka je důležitá zejména tehdy, pracujeme-li se čtvrtletními nebo měsíčními daty, neboť u kratších časových úseků není okamžité přizpůsobení cenové hladiny tak docela samozřejmé. Z praktického hlediska je mnohem vhodnější odhadovat poptávkové funkce typu:

$$m_{Dt} = \alpha + \beta r_t + \gamma y_t + \delta p_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

kde y je nominální důchod. Rovnici (18) lze použít pro testování, zda se dlouhodobá cenová elasticita skutečně podstatně liší od 1. Poznamenejme, že například ve funkci poptávky ve Velké Británii je δ významně odlišná od 1 (přibližně 0,7 pro M1).

Nyní se podíváme na možnosti volby jednotlivých proměnných.

Peněžní agregáty. Zatím nebyla plně prokázána výhodnost použití užší či širší definice peněz ve funkci poptávky po penězích. Většinou tyto funkce mají velmi podobné vlastnosti, bez ohledu na to, jaká definice peněz byla použita. Nicméně můžeme pozorovat nestabilitu těchto funkcí při použití M3 ve Velké Británii a při použití M1 v USA.

V jedné z nejznámějších studií Goldfeld [1973] odhadoval na čtvrtletních datech (USA) poptávku po penězích, přičemž použil jak M2, tak i jeho dvě složky M1 a termínované vklady. Jak bychom očekávali, úroková elasticita byla záporná při použití M1, ale kladná u termínovaných vkladů. Tato studie velmi hezky ukazuje efekt následné agregace těchto složek do M2; při použití M2 byla úroková elasticita nesignifikantní. Goldfeld (op. cit.) doporučuje dezagregovat širší peněžní agregáty, což nyní (vzhledem k nestabilitě M1 v USA) vyznívá poněkud podivně. Na druhé straně Laidler [1980] ukázal mnohem robustnější a stabilnější chování poptávkové funkce při použití M2. Tento výsledek může odrážet postupný přesun od M1 k termínovaným vkladům v USA, aniž by to znamenalo nižší poptávku po transakčních penězích, protože termínované vklady se staly více lik-

vidní, a tudíž dobře využitelné pro transakční účely. Agregace tedy může pomoci odstranit vliv přelévání mezi jednotlivými složkami M_2 , tj. mezi M_1 a termínovanými vklady.

Jaká tedy bude nejhodnější volba peněžního agregátu pro analýzu české ekonomiky? Na rozdíl od ekonomiky USA či Velké Británie česká ekonomika teprve stojí před finančními inovacemi a zdá se, že peněžní agregát M_1 dost dobře odráží držbu transakčních peněz, naproti tomu termínované vklady v M_2 příliš likvidní nejsou. Vycházíme proto z toho, že peněžní agregáty M_1 a M_2 , jak jsou sledovány ČNB, lze dobře použít pro naši analýzu.

Situace ale na druhé straně komplikuje délka časových řad. Pro analýzu transformačního období musíme použít čtvrtletní (popřípadě měsíční) data, protože z ročních bychom toho příliš nevyčetli. Časová řada čtvrtletních dat je však poměrně krátká, neboť tyto údaje jsou systematicky a konzistentně sledovány teprve od roku 1989, resp. 1990. Dále je nutné se nějak vypořádat s rozdělením Československa a protáhnout řady alespoň o 1–2 roky zpět; jinak bychom měli k dispozici údaje pouze za dva roky, 1993 a 1994. Naštěstí je k dispozici odhad ČNB za Českou republiku pro rok 1992. Protážení do roku 1991 je již poněkud arbitrární, přesto však přijatelné: pro přepočítání údajů za Československo za rok 1991 použijeme poměrů peněžní zásoby za ČR a ČSFR v jednotlivých měsících roku 1992. Vzhledem k tomu, že dynamika obou časových řad je v roce 1992 velmi podobná (vysoký korelační koeficient), dá se rozumně předpokládat, že podobný vývoj peněžní zásoby v ČR a ČSFR byl i v roce 1991. Na základě těchto propočtů získáváme řadu od března 1991 do října 1994.¹⁶

Škálková proměnná. Volba škálové proměnné je velmi podstatná pro stabilitu uvažované rovnice. Většinou se doporučuje proměnná reprezentující bohatství, které vykazuje větší stabilitu než různé důchodové proměnné. V nejnovějších studiích se často poukazuje na problém získání finančních informací o soukromém sektoru, což komplikuje vyčíslené bohatství. Z tohoto praktického důvodu většina autorů zůstává u důchodu či permanentního důchodu jako proxy proměnné.

Vzhledem ke skutečnosti, že v české ekonomice je kvantifikace bohatství ještě daleko obtížnější než ve vyspělých ekonomikách, budeme se muset spokojit s důchodem, a to buď hrubým domácím produktem, nebo (disponibilními) příjmy domácnosti. Ve studii [Klacek—Šmidková 1994] autoři experimentují s proměnnou počítanou jako součástí domácí poptávky a dovozů, která by měla vzhledem k velké otevřenosti české ekonomiky lépe odrážet „potřebu peněz“ než hrubý domácí produkt. Jejich výsledky naznačují, že touto cestou lze vylepšit vypovídací schopnost regrese.¹⁷

Úroková míra. Neokeynesiánci doporučují volbu krátkodobých úrokových měr, pokud je použit užší peněžní agregát (transakční motivy jsou dominantní), a navrhují použít dlouhodobé úrokové míry jen v souvislosti se širší definicí peněz.

¹⁶ Delšího protažení do minulosti jsme se neodvážili a pro konec roku 1994 byly v době, kdy jsme psali tuto stať, jen velmi předběžné odhady.

¹⁷ Některé odhady ve zmíněné studii jsou však zatíženy vysokou autokorelací, vysvětlující proměnné mají ne vždy uspokojivou vypovídací schopnost. Autoři nicméně dospívají k některým důležitým závěrům, jako je odmítnutí jednotkové důchodové elasticity či přijetí jednotkové cenové elasticity, a celkově „mapují terén“.

Na druhé straně monetaristé tvrdí, že výnosy všech úrokových měr jsou relevantní, a to i pro $M1$ (viz rovnici (1)). Empirické zjišťování, která z možných úrokových měr je nejvhodnější, je ztíženo faktem, že všechny úrokové míry jsou navzájem vysoce korelovány (problém multikolinearity).

V dřívějších studiích se upozorňuje na fakt, že nenulová úroková elasticita nezávisí na použité definici peněz, škálové proměnné či zvolené úrokové míře. Typickým příkladem je studie [Meltzer 1963], která využívá roční data USA a odhaduje poptávkové funkce s $M1$, $M2$ i $M3$. Ve všech případech je nalezena signifikantní (pochopitelně záporná) úroková elasticita vzhledem k dlouhodobé úrokové míře.

V dnešní době se ukazuje, že hodnota odhadnuté úrokové elasticity podstatně závisí na použité úrokové míře a použité definici peněz. Na základě výsledků odhadů pro USA (podobně pro ostatní země) zjišťujeme, že při $M1$ úroková elasticita vzhledem k dlouhodobé úrokové sazbě byla kolem $-0,7$, zatímco vzhledem ke krátkodobé úrokové sazbě byla jen $-0,2$.

Obecně se dá říci, že dlouhodobé úrokové sazby mají nižší variabilitu než krátkodobé, ačkoli jsou s nimi vysoce korelované. Pro určitou změnu v poptávce po penězích bude dlouhodobá úroková sazba pravděpodobně dávat vyšší úrokovou elasticitu. Dále, pokud použijeme širší definici peněz, je část vlivu na úrokovou sazbu skryta ve složkách tohoto peněžního agregátu. Na závěr dodejme, že není vhodné kombinovat krátkodobé (a vyhlazené) úrokové sazby zároveň se širší definicí peněz. Výsledkem by mohla být nesignifikantní úroková elasticita.

Pro českou ekonomiku máme k dispozici krátkodobé a dlouhodobé úrokové sazby pro vklady i pro úvěry. Pro $M1$ by bylo optimální použití krátkodobých úrokových sazeb, pro $M2$ použití sazby buď průměrné, nebo dlouhodobé. Na utvářejícím se českém peněžním trhu vycházíme z toho, že podstatné jsou mezibankovní sazby, případně sazby z úvěrů; depozitní sazby jsou v tomto smyslu odvozené a závisí na politice bankovního sektoru. Jinak řečeno, určitá zpoždění v přizpůsobení depozitních sazeb se odrážejí v rozdílu mezi sazbou z úvěrů a sazbou z vkladů. Na druhé straně je zřejmé, že obě sazby, z vkladů i z úvěrů, jsou úzce korelovány a při alternativním použití v odhadu docházíme ve většině případů k velmi podobným výsledkům, tj. téměř shodné citlivosti poptávky po penězích na obě tyto úrokové sazby.

Vzhledem k otevřenosti české ekonomiky stojí za zvážení použit rozdíl mezi domácí a zahraniční úrokovou sazbou.¹⁸ Časové řady PRIBOR jsou zatím příliš krátké pro ekonometrickou analýzu, ale za 1–2 roky bude možné zkoumat vliv rozdílu mezi PRIBOR a například LIBOR. Ve studii [Klavec—Šmídková 1994] se pracuje s úrokovým diferencialem, kdy tuzemská úroková sazba je reprezentována sazbou z krátkodobých termínovaných vkladů a zahraniční úroková sazba je zastoupena německou krátkodobou sazbou. Koeficienty mají v citované práci očekávaná znaménka, jejich signifikantnost však není uspokojivá.

3.3 Stabilita funkce poptávky po penězích

V 70. letech se začínají objevovat pochybnosti o celkové stabilitě funkce poptávky po penězích, a to jak v USA, tak i ve Velké Británii. Zpočátku se stabilita koeficientů nestudovala rigorózně (použití statistických testů je ojedinělé) a závěry byly získány na hrubém porovnání získaných odhadů v různých obdobích.

¹⁸ Důraz na tento aspekt poroste s uvolňováním pohybů na kapitálovém účtu.

Později Hacche [1974] při odhadech funkce poptávky po penězích ve Velké Británii poukázal na nestabilitu $M3$ (na čtvrtletních datech za období 1963–71 předpověď $M3$ pro roky 1972–1974; jeho předpovědi vývoj $M3$ značně podhodnotily). V literatuře najdeme velké množství prací kritizujících či podporujících podobná zjištění. Někteří autoři upozorňují na posuny v poptávce po penězích, jiní na změnu chování peněžních agregátů, silící vliv monetarizmu ve Velké Británii atd.

Nestabilita poptávky po penězích byla v USA prokázána na $M1$, speciálně na poptávkové funkci tvaru:

$$m_t - p_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 \bar{y}_t + \alpha_3 (m_{t-1} - p_t) + \varepsilon_t \quad (19)$$

kde $\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 < 0$, $\alpha_3 > 0$. Tato funkce byla součástí ekonometrického modelu MIT-Penn Social Science Research Council. Goldfeld [1976] upozornil na nestabilitu této funkce a Enzler, Johnson a Pavlus [1976] při odhadu a následné predikci získali až 10% nadhodnocení $M1$. Od této doby vznikla řada studií na toto téma. Jmenujme za všechny studii [Laidler 1980], kde je ukázáno relativně robustnější (a stabilnější) chování agregátu $M2$. Na tomto základě Laidler doporučoval $M2$ jako v USA nejvhodnější peněžní agregát pro tvorbu monetární politiky.

Pokud by použitý peněžní agregát nebyl stabilní, nelze podle něj řídit monetární politiku. Nalezení vhodného peněžního agregátu, který by se choval stabilně, je proto záležitostí klíčovou. Počínaje 70. lety právě tento problém patří k nejdiskutovanějším a nebyl dosud vyřešen natolik, aby se centrální banky mohly začít spoléhat na vztah mezi peněžní zásobou a nominálním výstupem jako dříve.

V poněkud jiném kontextu stojí před obdobným problémem ČNB, neboť není zcela zřejmé, zda peněžním agregátem odrážejícím transakce nejlépe je $M1$, nebo $M2$. ČNB se při koncipování monetární politiky řídí spíše podle $M2$, ale rychlost oběhu peněz se zatím jeví stabilnější u $M1$. Tato otázka je velmi aktuální zejména v souvislosti s diskuzí kolem důsledků přílivu zahraničního kapitálu, ale podrobnější rozbor tohoto tématu již přesahuje rámec této stati.

4. Funkce poptávky po penězích v české ekonomice

4.1. Očekávané problémy při vlastní analýze

Jako bychom nemuseli řešit problémů už tak dost, je v našem případě, tj. v případě České republiky, analýza ztížena malým počtem pozorování a šoky. Malý počet pozorování je tvrdý oříšek sám o sobě a navíc ztěžuje odstranění sezonnosti.

Jak bylo řečeno výše, máme k dispozici data za období 3/1991–10/1994. Pokud bychom pracovali se čtvrtletními daty, můžeme v daném okamžiku získat v nejlepším případě 14–16 pozorování. Pracujeme-li s měsíčními daty, je situace z hlediska počtu pozorování lepší, ale pořád se jedná o data za období čtyř *neklidných* let. Možnost vypořádat se s šoky či sezonností v pozorováních je v tomto případě omezena, neboť běžné metody, jako jsou klouzavé průměry, by mohly „vyhladit“ i podstatnou informaci, popřípadě ji přenést do jiného období. Jako nejmenší zlo jsme tedy pro zachycení šoků použili 0–1 proměnné čili dummy proměnné. Musíme však mít stále na paměti, že analýzu provádíme za předpokladu, že použitý model/funkce (viz dále k jeho specifikaci) konvergují k nějakým – zjednodušeně řečeno – „stabilním“ hodnotám. Jinak řečeno, předpokládáme, že chování ekonomických subjektů se již během tohoto období blíží chování v „dotransformované“ ekonomice.

Tento předpoklad považujeme za rozumný. Pokud bychom ho nepřijali, ocitli bychom se před dvěma velkými problémy.

Za prvé, museli bychom modelovat nerovnováhu a její vývoj. To je prakticky nemožné. Pro centrálně plánovanou ekonomiku se sice aplikovaly nerovnovážné modely, ale nerovnováhu lze zase modelovat jen za jistých předpokladů stability, resp. predikovatelnosti dalšího vývoje nerovnováhy. V případě transformující se ekonomiky (a zejména v případě ČR) je však existující nerovnováha výsledkem šoku a nemá — podle našeho názoru — nějaké systematické rysy.

Za druhé, mohli bychom se pokusit problém obejít přes speciální model pro transformaci. To by ovšem znamenalo hledat — z hlediska ekonomické teorie — nové proměnné a následně takový model testovat. Je ovšem nepravděpodobné, že by se teoretická fronta na nějakých nových proměnných pro transformaci alespoň částečně shodla, je ještě méně pravděpodobné, že by se tyto proměnné daly dobře kvantifikovat, a prakticky vyloučené, aby se takový model otestoval dříve, než bude transformace dávno za námi. Dále proto postupujeme podle dosavadní struktury článku, tedy nejprve odhadujeme autoregresní modely a posléze přistupujeme k výše diskutovaným modelům odvozeným z ekonomické teorie.

I. AUTOREGRESNÍ MODEL Y

Obecně lze použít některý z následujících autoregresních modelů:

$$M_t = \alpha_1 M_{t-1} + \dots + \alpha_r M_{t-r} \quad (20a)$$

$$m_t = \alpha_1 m_{t-1} + \dots + \alpha_r m_{t-r} \quad (20b)$$

$$\bar{M}_t = \alpha_1 \bar{M}_{t-1} + \dots + \alpha_r \bar{M}_{t-r} \quad (20c)$$

$$\bar{m}_t = \alpha_1 \bar{m}_{t-1} + \dots + \alpha_r \bar{m}_{t-r} \quad (20d)$$

Jak už jsme se zmínili, tento typ modelů může být vhodný pro krátkodobé predikce. Můžeme říci, že je postaven spíše na „technické“ než ekonomické analýze či — jinak řečeno — základem není ekonomická teorie, ale jisté charakteristiky časové řady.

Při použití těchto modelů jsme vycházeli z toho, že hodnoty peněžních agregátů nejsou sezonně vyhlazeny, navíc se v nich zákonitě musí projevit „očekávání“ a „nejistoty“ v období rozdělení československé měny. Proto jsme při naší analýze definovali následující dummy proměnné:

$$\mathbf{j}_{93} (=1 \text{ v lednu } 93), \mathbf{f}_{93} (=1 \text{ v únoru } 93), \mathbf{m}_{93} (=1 \text{ v březnu } 93), \\ \mathbf{D1} (=1 \text{ v lednu}), \quad \mathbf{D12} (=1 \text{ v prosinci})$$

Důvod pro zařazení dummy proměnných pro první tři měsíce roku 1993 je zřejmý — rozdělení měny. Dummy proměnné pro leden a prosinec mají zachytit sezonní výkyv na přelomu roku. Ačkoli používáme údaje, které jsou předem očištěné o jednorázové operace realizované v bankovním sektoru vždy na konci roku, přesto sezonní výkyv zůstává patrný a odhad by bez dummy proměnných v některých případech „ustřeloval“ (dummy proměnné pro přelom roku používáme v modelu II).

Při použití měsíčních dat (91:4, 94:10) jsme metodou nejmenších čtverců (OLS) získali následující výsledky:

a) autoregresní model pro M_1 (běžné ceny)

$$M_{1t} = 1,02 M_{1t-1} - 32,9j_{93} - 14,1f_{93} - 10,1m_{93} \quad (21a)$$

(0,004) (7,4) (7,4) (7,4)

$$R^2 = 0,982, \text{ Durbinovo } h = -0,12$$

b) autoregresní model pro M_2 (běžné ceny)

$$M_{2t} = 1,02 M_{2t-1} - 7,46j_{93} - 16,3f_{93} - 12,0m_{93} \quad (21b)$$

(0,002) (8,4) (8,4) (8,4)
 $R^2 = 0,996$, Durbinovo $h = -0,598$

c) autoregresní model pro M_1 (stálé ceny)

$$\bar{M}_{1t} = 1,02 \bar{M}_{1t-1} - 1,2j_{93} - 0,05f_{93} - 0,03m_{93} \quad (21c)$$

(0,032) (0,03) (0,03) (0,03)
 $R^2 = 0,865$, Durbinovo $h = 0,287$

d) autoregresní model pro M_2 (stálé ceny)

$$\bar{M}_{2t} = 1,01 \bar{M}_{2t-1} - 0,09j_{93} - 0,03f_{93} - 0,02m_{93} \quad (21d)$$

(0,003) (0,02) (0,02) (0,02)
 $R^2 = 0,953$, Durbinovo $h = 0,219$

Všimněme si, že všechny tyto modely mají viditelný společný rys — autokorelační koeficient vyšší než jedna (známka nestacionarity, rozpínavosti časové řady), který zde nezávisí na použitém peněžním agregátu ani na vyjádření ve stálých či běžných cenách. Zajímavé je rovněž porovnání koeficientů u dummy proměnných indikujících posuny v lednu, únoru a březnu 1993. Obecně se dá říci, že koeficienty (a jejich statistická významnost) mají sestupnou tendenci; přesněji řečeno: jedná se o posun daný očekávanými (leden), exogenním šokem (únor) a jeho odezníváním (březen). Poznamenejme, že posun v dubnu nebyl významný ani v jedné specifikaci. Podobné rovnice získáme také pro logaritmické vyjádření peněžních agregátů. Z úsporných důvodů je zde neuvádíme.

Výsledky naznačují, že autoregresní modely lze používat pro predikci peněžních agregátů. Je nutné ovšem vzít v úvahu standardní chybu odhadu a predikci upřesňovat na základě dalších informací (například odhady typu „Úplná funkce poptávky po penězích“ nebo expertní znalost vývoje ekonomiky).

II. MODEL S ÚROKOVOU SEMIELASTICITOU

Typ modelu vyjádřený rovnicí:

$$\Delta \ln(M/PY) = const + \eta \Delta r \quad (22)$$

testuje citlivost (relativní) poptávky po penězích na úrokovou míru. Přínos této specifikace spočívá v osamostatnění úrokové míry na pravé straně, což umožňuje sledovat čistě její ‚vypovídací sílu‘, resp.: modelujeme rychlost oběhu peněz.

Poznamenejme, že při odhadu se musejí používat instrumenty (model je uvažován jako strukturální a my odhadujeme jen jednu rovnici ze simultánního systému).¹⁹ Získali jsme následující odhady:

$$a) M = M_1, \quad R^2 = 0,796, \quad DW = 2,29$$

$$\Delta \ln(M_1/PY) = -0,03 - 0,20\Delta r + 0,47D1 - 0,39D12 \quad (23a)$$

(0,01) (0,06) (0,05) (0,05)

¹⁹ Použili jsme následující instrumentální proměnné: konstantu, zpožděný přírůstek úrokové sazby, přírůstek logaritmu disponibilního důchodu zpožděný o 1 a o 2 období, přírůstek logaritmu zpožděný o 2 období, zpožděný přírůstek logaritmu $M1$ a dále $D1$, $D12$.

$$b) M = M_2,$$

$$R^2 = 0,858, DW = 2,27$$

$$\Delta \ln(M_2/PY) = -0,03 - 0,14\Delta r + 0,52D1 - 0,38D12 \quad (23b)$$

(0,01)
(0,04)
(0,04)
(0,04)

Tento typ modelů musíme považovat za velmi specifický a i výsledky je nutné hodnotit velmi opatrně. K dobrým výsledkům a vysoké vypovídací schopnosti (koeficient determinace, R^2) u modelů typu I a III bezpochyby přispívá i časový trend, který je v tomto případě eliminován prvními diferencemi. Koeficient determinace proto v těchto případech bývá obvykle mnohem nižší. Ve výše uvedených odhadech se to však neprojevuje z toho důvodu, že dummy proměnné pro prosinec a leden přispívají k vysokému R^2 . Nesmíme proto tuto charakteristiku odhadu interpretovat tak, že přírůstky úrokové míry vysvětlují 80–90 procent změn vysvětlované proměnné; vliv úrokové míry je mnohem nižší.²⁰

Další specifickou záležitostí je mohutný sezonní výkyv na přelomu roku, který není způsoben ani tak samotnou peněžní zásobou, jako pohybem nominálního disponibilního důchodu. Vysoký nárůst disponibilního důchodu, a tedy pokles vysvětlované proměnné, je způsoben vysokou dynamikou příjmů na konci roku (výplatou odměn, podnikatelských odměn apod.). Tento sezonní výkyv je v regresi ošetřen dummy proměnnými pro prosinec a leden ($D12$, $D1$).

V regresi jsme použili průměrnou úrokovou sazbu z úvěrů. Lze diskutovat o tom, zda by nebylo na místě použít spíše depozitní úrokovou sazbu. U některých specifikací (zejména modely typu III) to není tolik podstatné, protože obě sazby jsou poměrně úzce korelovány. Při přechodu na difference bychom však měli být opatrnější. Jaké zvolit kritérium pro volbu úrokové sazby? Měla by být co nejbližší tržní úrokové sazbě. Na vznikajícím peněžním trhu, který je navíc silně regulován ze strany centrální banky, nemůžeme o tržní úrokové sazbě mluvit. Domníváme se však, že tomuto kritériu bude blíže úroková sazba z úvěrů; depozitní sazba je v tomto smyslu odvozená, neboť, za prvé, pouze následuje vývoj na mezibankovním trhu a za druhé, odráží se v ní politika komerčních bank (marže mezi výpůjční a zápůjční sazbou).

Nakonec bychom si měli ještě všimnout, že odhad může být vylepšen vypuštěním května 1991, neboť v tomto období ještě doznival prudký nárůst úrokových sazeb, který byl spojen se stabilizací po liberalizaci cen. Odhad za období červen 1991–říjen 1994 je tedy o něco lepší než ten, který je uveden výše.

Celkově lze říci, že odhad, zřejmě i díky dummy proměnným, se jeví jako velmi dobrý. Na druhé straně je pravděpodobné, že vývoj rychlosti oběhu peněz (neboť tato specifikace není nic jiného) není možné vysvětlovat pouze úrokovou mírou, ale že zde hrají roli i další faktory, včetně institucionálních (probíhající reforma bankovního sektoru, regulace ze strany centrální banky apod.).

III. „ÚPLNÁ“ FUNKCE POPTÁVKY PO PENĚŽÍCH

$$\frac{M}{P} = f\left(\frac{YD}{P}, r\right) \quad (24)$$

kde YD je disponibilní důchod.

Tento typ modelů by měl být vhodný pro střednědobé predikce (na 2–4 čtvrtletí). Měl by také poskytnout lepší obraz o chování uvažovaných proměnných

²⁰ Přesněji řečeno, pokud na pravé straně použijeme místo změny úrokové míry jen dummy proměnné pro jednotlivé měsíce $D1$ – $D12$, získáme velmi blízký R^2 .

a vazbách mezi nimi. Ze všech možných specifikací vybíráme následující dvě (odhadované při autoregresní $AR(1)$ specifikaci chyb):

a) $M = M_1$, stálé ceny $R^2 = 0,763$, $DW = 1,62$

$$\bar{M}_1 = 2,02 + 0,08Y\bar{D} - 0,04r_{-1} - 0,13j_{-93} - 0,14f_{-93} - 0,10m_{-93}$$

(0,23) (0,04) 0,02 (0,05) (0,05) (0,04)

(25a)

b) $M = M_2$, stálé ceny $R^2 = 0,863$, $DW = 1,52$

$$\bar{M}_2 = 3,39 + 0,10Y\bar{D} - 0,04r_{-1} - 0,10j_{-93} - 0,13f_{-93} - 0,10m_{-93}$$

(0,38) (0,05) 0,02 (0,06) (0,06) (0,06)

(25b)

Při odhadech logaritnických specifikací jsme se setkali s velmi vysokou multikolinearitou. Pro její odstranění jsme použili dodatečnou informaci, že úroková elasticita je záporná, a odhad spočítali metodou maximální věrohodnosti. V těchto modelech (bez použití dummy proměnných) jsme dostali úrokovou elasticitu rovnu 0,72 (při M_2) a 0,02 (při M_1). Zkoumané závislosti jsou díky exogenním šokům a multikolinearitě těžko postihnuteľné a projevují se v nestabilitě koeficientů (vzájemné „přetahování“). Podobné jevy pochopitelně pozorujeme i v modelech (25a) a (25b), i když v menší míře. K „usazení“ koeficientů potřebujeme většinou dodatečnou informaci nebo více pozorování. Dá se tedy očekávat, že postupem času budeme moci lépe posoudit, zda nízká úroková elasticita je pouze zdánlivá (odraz multikolinearity v modelu), nebo zda odpovídá realitě.

5. Závěrečné poznámky

V současné době, s pozorováním za tři až čtyři roky, by nebylo rozumné vyvozovat z odhadnutých modelů nějaké závěry o dlouhodobějším chování peněžní zásoby. Ekonometrické modelování je vždy pouze nástrojem a mělo by napomoci pochopení ekonomického vývoje a případně napovědět tvůrcům hospodářské politiky. Model sám o sobě však nemůže — z definice — anticipovat exogenní šoky. Tato výhrada je pochopitelně daleko důraznější v transformující se ekonomice než ve stabilní ekonomice.

Co tedy můžeme vyvodit z naší analýzy? Autoregresní modely jsou vhodné pro krátkodobé předpovědi. Nelze se na ně ovšem dívat čistě technicky, ale musíme brát v úvahu vývoj okolního prostředí. Pokud k nějakému šoku dojde, pak predikce musí být modifikována a zůstává opět na odhadu výzkumníka, jak daleko se predikce změní.

Pro analýzu dlouhého období jsou přitažlivější modely vycházející z ekonomické teorie. Zde je situace ještě obtížnější než u autoregresních modelů. Jsme sice toho názoru, že i v transformující se ekonomice jsou aplikovatelné modely pro stálý stav; implicitním předpokladem ovšem je, že ekonomika k takovému stálému stavu konverguje, tedy že je relativně stabilní (politicky i ekonomicky). Prezentované modely dávají statisticky rozumné odhady, ale hodnotu koeficientů bude třeba verifikovat na delších časových řadách (alespoň 4–5 let).

LITERATURA

ANDO, A.—SHELL, K.: Demand for Money in a General Portfolio Model. In: *The Brookings Model: Perspective and Recent Developments*. Amsterdam, North-Holland 1975.

- BARNETT, W.A.: Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory. *Journal of Econometrics*, 14, s. 11—48, 1980.
- BAUMOL, W.: The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. *Quarterly Journal of Economics*, November 1952.
- BUDINA, N.—HANOUSEK, J.—TŮMA, Z.: Money Demand and Seigniorage in Transition. In: Švejnar, J.: *The Czech Republic and Economic Transition in Eastern Europe*. Academic Press, Inc., USA, 1995.
- BULÍŘ, A.: Diferenciace bankovní klientely v podmínkách asymetrické informace [VP č. 31]. Institut ekonomie ČNB, prosinec 1994.
- ENZLER, J.—JOHNSON, L.—PAVLUS, J.: Some problems of money demand. *Brookings Papers on Economic Activity*, 6 (1976), 261—80.
- FEIGE, E.: Expectations and adjustment in the monetary sector. *American Economic Review*, 57, 1967, 462—73.
- FRIEDMAN, M.—SCHWARTZ, A.J.: *A Monetary History of the United States 1867—1960*. Princeton Univ. Press for NBER, 1963.
- FRIEDMAN, M.—SCHWARTZ, A.J.: *Monetary Statistics of the United States*. NBER, 1970.
- FRIEDMAN, M.: *A Theoretical Framework for Monetary Analysis*. NBER, 1971, New York.
- GOLDFELD, S.M.—SICHEL, D.E.: The Demand for Money. In: Friedman, B.M., Hahn, F.H.: *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, 1990.
- GOLDFELD, S.M.: The Demand for Money Revisited. *Brookings Papers on Econ. Activity*, 1973; č. 3, s. 577—638.
- GOLDFELD, S.M.: The case of the missing money. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, 6, 683—739.
- HACCHE, G.: The demand for money in the United Kingdom: experience since 1971. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 1974, 14, 284—305.
- JEVONS, W.S.: *Money and the Mechanism of Exchange*.
- JEVONS, W.S.: *Investigations in Currency and Finance*. Macmillan, London 1884.
- JUDD, J.P.—SCADDING, J.L.: The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature. *Journal of Economic Literature*, 20, pp. 993—1023, September 1982.
- KLACEK, J.—ŠMÍDKOVÁ, K.: Možnosti a meze odhadu parametrů funkce agregátní poptávky po penězích. ÚTIA ČAV (nepublikovaná studie) červenec 1994.
- LAIDLER, D.E.W.: *The Demand for Money: Theories, Evidence, and Problems*. 3rd ed., 1985.
- LAIDLER, D.: The demand for Money in the United States yet again. In: *On the State of Macroeconomics*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1980, 12, 219—71.
- MARKOWITZ, H.M.: Portfolio Selection. *Journal of Finance*, March 1952.
- McCALLUM, B.T.—GOODFRIEND, M.S.: Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money. *NBER Working Paper*, 2157, 1987.
- MELTZER, A.H.: The demand for money: the evidence from the time series. *Journal of Political Economy*, 71, 1963, 219—46.
- MILLER, M.H.—ORR, D.: A Model of the Demand for Money by Firms. *Quarterly Journal of Economics*, August 1966.
- OSTROY, J.M.—STARR, R.M.: The Transactions Role of Money. In: Friedman, B.M.—Hahn, F.H.: *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, 1990.
- PATINKIN, D.: *Money, Interest, and Prices*. Harper and Row, 1965.
- SPINDT, P.A.: Money Is What Money Does: Monetary Aggregation and the Equation of Exchange. *Journal of Political Economy*, 93, s. 175—204, 1985.
- TOBIN, J.: The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash. *Review of Economics and Statistics*, August 1956.
- TOBIN, J.: Liquidity Preference as Behavior Toward Risk. *Review of Economic Studies*, February 1958.
- VICKERS, D.: *Studies in the Theory of Money 1690—1776*. Augustus M. Kelley Publishers, New York 1968.
- WORKING, E.: What Do Statistical Demand Curve Show, reprinted In: Stigler, G.J. a K.E. Boulding (eds.): *Reading in Price Theory*. London, Allen and Unwin, 1953.

SUMMARY

Demand for Money in the Czech Economy

Jan HANOUSEK, CERGE, Charles University, Prague

Zdeněk TŮMA, PATRIA Finance, Prague

The study is focused on the demand for money in the Czech Republic. The article starts with a short overview of money demand theories pointing to various problems, such as the distinction between the transaction and speculative demand, the choice of variables, and the problem of identification. The remaining part of the study concentrates on the empirical analysis. Three types of models are used: autoregression models, models with the unitary income elasticity, and a typical money demand function with the income and interest rate as explanatory variables. A special attention is devoted to problems of estimation in the transition economy including the issue of the money demand function stability. The estimates are made on monthly data, and seasonality and exogenous shocks are smoothed by dummy variables. The autoregression model generates reasonable estimates and it is concluded that it can be used for short-term predictions. The estimate of the model with the assumed unitary income elasticity turns out to behave well but it is argued that this type of model has a limited explanatory power. The third type of model also provides significant estimates with sensible signs of coefficients although the interest rate sensitivity of the money demand seems to be relatively low. This fact can be explained by strong exogenous shocks such as the split of the currency and by multicollinearity.