

Vydává Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR prostřednictvím A.L.L. production, s.r.o., Praha

© UK Praha, Fakulta sociálních věd

Published by Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences, in cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR, through the A.L.L. production, Ltd., Prague

© Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences

Časopis je dokumentován v Social Science Citation Index (<http://www.isinet.com/>) a v elektronické verzi indexu EconLit (<http://www.econlit.org/>).

The journal is monitored by the Social Science Citation Index (<http://www.isinet.com/>) and the electronic EconLit index (<http://www.econlit.org/>).

OBSAH

- Martin ČIHÁK – Tomáš HOLUB: Indexy měnových podmínek 654
Daniel KOZEL: Poptávka po oběživu . 673
Miloš FILIP: Dividendy českých firem a optimální investiční strategie 685

Semináře ČSE

- Viktor KOTLÁN: Mladí ekonomové roku 1999 o metodologii ekonomické vědy 699

Recenze

- Milan ŽÁK: Pozoruhodná kniha o hospodářské politice Slovenska (ed.: A. Marcinčín – M. Beblavý). 703

Daňové judikáty

- Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 14–19/2000 708

Uprostřed čísla:

Celoroční rejstřík časopisu za rok 2000

CONTENTS

- Martin ČIHÁK – Tomáš HOLUB: Monetary Conditions Indicators 654
Daniel KOZEL: The Money in Circulation Demand 673
Miloš FILIP: Dividends in the Czech Capital Market and an Optimal Investment Strategy 685

CEA Seminars

- Viktor KOTLÁN: Young Economists on the Methodology of Economics 699

Book-Review

- Milan ŽÁK: Economic Policy of the Slovak Republic in the Years 1990–99 (Eds: A. Marcinčín – M. Beblavý) 703

Tax Judicial Decisions

- Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No. 14–19/2000 708

In the middle of this issue:

Journal Year Index 2000

Toto číslo předáno do sazby: 30. 10. 2000

Souhlas k tisku: 6. 12. 2000

*Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. 35 / 1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití částí nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je **zakázáno**.*

Redakce prosí autory, aby při předávání příspěvků uváděli celé své jméno, adresu domů i na pracoviště, telefonní, faxové a e-mailové spojení. K příspěvku je nezbytné přiložit anglické a české resumé (o rozsahu maximálně 150 slov). Příspěvek by neměl přesáhnout 25 normovaných rukopisných stran, a to včetně grafů a tabulek. Pro elektronickou podobu prosíme požívejte program Word (až do verze 97).

*Redakce předpokládá, že příspěvek nabízený k publikaci v tomto časopise je **originální**, tedy že dosud nebyl nabídnut a bez souhlasu redakce ani nebude nabídnut k publikaci jiné redakci nebo jinému vydavateli. Pokud tomu tak není, prosíme o písemné sdělení této skutečnosti.*

Poptávka po oběživu

Daniel KOZEL*

1. Úvod

Účelem následující analýzy je *identifikovat nejdůležitější faktory* vysvětlující vývoj množství hotovostního oběživa a dále se pomocí jednoduchého ekonometrického aparátu pokusit *kvantifikovat délku zpoždění a velikost vlivu jednotlivých faktorů* na jeho vývoj. Užívaná poptávková funkce je odvozená z ekonomických teorií, které definují jako hlavní faktory držby peněz motiv transakční a portfoliový. Historicky nejstarší transakční motiv se objevuje již v pracích „klasiků“. Přestože stěžejní roli hotovostního oběživa je fungovat jako prostředek směny, není to jeho úloha jediná. Proto tato analýza užívá při zvažování motivů, jež leží v pozadí držby hotovostního oběživa, širší než pouze transakční přístup. Využity jsou portfoliové přístupy, které předpokládají, že spotřebitel maximalizuje očekávaný výnos ze svého portfolia aktiv, jehož součástí jsou i peněžní zůstatky. Poptávka po hotovostním oběživu je odhadována v reálném vyjádření, kdy k deflování je použit standardní CPI. V modelu je tak zabudován předpoklad, že vzestup v cenové hladině se projeví v proporcionálním vzestupu poptávky po nominálním hotovostním oběživu, tak aby reálné zůstatky zůstaly nezměněny. Podobný přístup volí např. Janssen (1998) či Breedon a Fisher (1996).

2. Faktory poptávky po hotových penězích

a) Existuje více důvodů, proč ekonomické subjekty poptávají peníze. Mezi nejvýznamnější z nich patří *transakční motiv* držby peněz. Ekonomické subjekty používají peníze k transakcím (tj. koupím a prodejm), při kterých získávají zboží a služby. Ekonomická teorie předpokládá, že za jinak stejných okolností je množství poptávaných peněz pozitivně závislé na množství zamýšlených transakcí. V realitě však nelze množství zamýšlených transakcí pozorovat; je proto třeba zvolit veličinu, která zamýšlené transakce bude co nejlépe aproximovat. V našem případě analýzy oběživa je pravděpodobně nejvhodnější aproximací množství zamýšlených transakcí vývoj maloobchodních tržeb ve stálých cenách (MOT). Jde nutně o zjednodušení, neboť ne všechny transakce v maloobchodě jsou prováděny pomocí oběživa. Zvláště v posledním období, kdy dochází k rychlému rozšiřování sítě hypermarketů, lze předpokládat, že roste po-

* Daniel Kozel – Komerční banka, a. s., Praha

Prezentovaná stanoviska vyjadřují pouze názory autora a nemusejí se shodovat se stanovisky Komerční banky, a. s. Článek byl koncipován koncem roku 1999; autorská korektura provedena v květnu 2000.

díl transakcí zprostředkovných různými druhy platebních karet. Časovou řadu MOT by proto bylo žádoucí o tyto vlivy očistit; to však bohužel není možné. Současně platí, že ani hotovostní oběživo není používáno pouze pro transakce realizované v maloobchodě, ale má svou roli i při platbách mezi podniky (zvláště v recesi) či v šedé ekonomice. Motivy držby hotovostního oběživa budou pravděpodobně daleko více než změnami předpokládaného objemu transakcí či úrokové sazby stimulované změnami důvěry vůči platební schopnosti (ochotě) obchodních partnerů, odvislé zejména od fáze ekonomického cyklu. Maloobchodní prodeje užívá také např. Jassen (1998).

- b) Na hotovostní oběživo nelze pohlížet jen jako na čistě transakční prostředek, ale také jako na specifické aktivum. Jedná se o aktivum s nulovým výnosem, jehož užitečnost spočívá v jeho „absolutní“ likviditě. Poptávka po oběživu se proto formuje i na základě „nákladů příležitosti“ držení tohoto aktiva, kdy s poklesem alternativních nákladů stoupá držení oběživa a vice versa. Mezi alternativní aktiva patří kromě různých výnos přinášejících finančních produktů i držba zboží. Ani náklady příležitosti nelze přímo pozorovat a je nutné zvolit nejvhodnější zástupnou proměnou. Nejblížeš substitutem hotových peněz jsou bezesporu vklady u komerčních bank. Alternativní náklady u oběživa jsou tak nejlépe aproximovatelné vyšší úrokové míry. V tomto příspěvku je vybrána průměrná úroková míra z termínovaných vkladů.¹

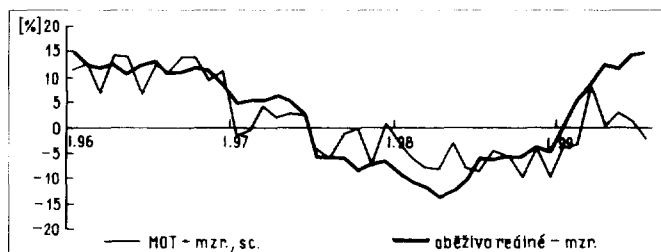
Ekonomicky správnější by bylo zvolit úrokovou míru z vkladů na viděnou, které jsou oběživu substitutem bližším. Proti této volbě však mluvila skutečnost, že u běžných vkladů není velikost jejich úrokové míry vhodným měřítkem výnosu tohoto aktiva (tedy alternativním nákladem držby oběživa). Od úroku z běžných vkladů by bylo navíc nutné odečíst náklady na založení a vedení účtu, které jsou v čase proměnlivé. Získání takovéto časové řady je tedy buď velmi obtížné, nebo dokonce nemožné.

- c) Dalším činitelem, který ovlivňuje poptávku po (hotových) penězích, je očekávaná míra inflace. Růst očekávané inflace je činitelem, který držbu peněz znevýhodňuje. Proto v případě růstu očekávané inflace ekonomické subjekty přesunují své bohatství do reálných aktiv a variabilně úročených vkladů, které se zhodnocují v souladu s inflací. Růst očekávané inflace tak snižuje poptávku po oběživu. U očekávané inflace je uvažován zvláštní případ adaptivního formování očekávání, kdy se očekávaná inflace rovná inflaci minulé.²
- d) Kromě těchto tří faktorů, které ekonomická teorie při výčtu determinant poptávky po penězích uvádí standardně, se v české ekonomice setkáváme s určitými specifiky, totiž faktory, které zejména v nedávné době na růst poptávky po oběživu významně působily: Především šlo o vliv problémů Moravia banky a družstevních záložen, které se spolu s opakovanými zprávami, jež se týkaly špatného hospodaření některých velkých bank,

¹ konkrétně vážený průměr termínovaných vkladů se splatností až do 5 let – viz (Bankovní a měnová statistika, 1999)

² Adaptivní formování očekávané inflace můžeme popsat rovnicí $INF_t^e = j \cdot INF_t^{skutečná} + (1-j) \cdot INF_{t-1}^e$. V regresní rovnici je uvažován speciální případ adaptivního formování inflace, kdy očekávaná inflace v čase t je rovna skutečné inflaci v čase $t-1$, jinými slovy j je rovno jedné.

GRAF 1 Maloobchodní tržby a oběživo – reálně



poznámka: deflováno indexem CPI

mohly projevit v poklesu důvěry ekonomických subjektů v bankovní sektor, a tedy v rostoucím sklonu k teauraci peněz. Dalším faktorem, který pravděpodobně zvyšoval výběry vkladů z bank, byly obavy z kolapsu bankovního systému v souvislosti s rokem 2000 (problém Y2K). Tyto nestandardní (ale pravděpodobně podstatné) faktory do ekonometrické analýzy zahrnout vhodným způsobem nelze.

3. Vývoj v ČR

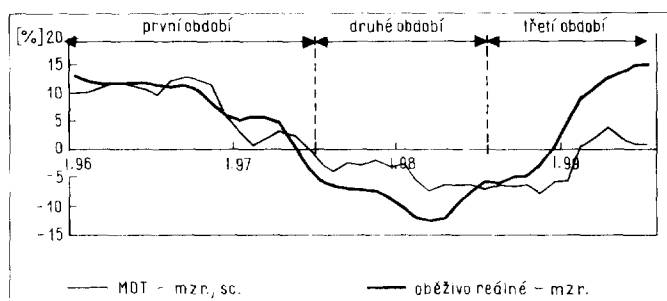
Vývoj oběživa a maloobchodních tržeb v ČR byl v období 1996:01 až 1999:08 (graf 1) velmi podobný. Souběžný vývoj meziročních temp růstu obou veličin ukazuje na důležitost funkce oběživa jako prostředku směny. Grafická analýza naznačuje, že transakční motiv držby oběživa je dominantní a vliv ostatních determinant je důležitý jen málo. Z údajů v grafu 1 dále plyne, že buď k časovému předstihu změn tempa růstu oběživa před změnami MOT nedochází, anebo dochází pouze ke krátkému časovému předstihu, který v grafu není postřehnutelný.³

Vypovídající schopnost údajů zachycených v grafu 1 je poněkud snížena značnou volatilitou jednotlivých měsíčních hodnot. Pro větší názornost jsou proto v grafu 2 časové řady „vyrovnané“ pomocí 3členného klouzavého průměru.

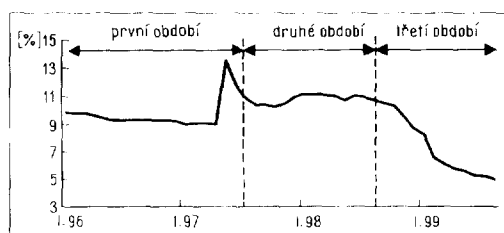
Klouzavým průměrem vyrovnané časové řady oběživa a MOT již naznačují volnější vztah vývoje obou veličin. Vývoj oběživa a MOT v období 1996:01 až 1999:8 můžeme rozdělit do tří období. V *prvním období*, od ledna 1996 do června 1997, se obě časové řady vyvíjejí poměrně shodně. V *druhém období*, od poloviny roku 1997 do července 1998, dochází k rychlejšímu poklesu oběživa než MOT. A naopak ve *třetím období*, začínajícím přibližně

³ Jelikož množství zamýšlených transakcí v čase t je aproximováno realizovanými MOT v čase t , $t+1$, ..., $t+a$, je ekonomicky racionální očekávat v grafu 1 souběžný vývoj obou řad nebo *předstih* změn oběživa před změnami MOT, nikoli však naopak. Ekonomickou teorií opodstatněná kauzální a časová následnost vedoucí od změny množství zamýšlených transakcí ke změně množství poptávaného oběživa tím není porušena. Poněkud problematickým předpokladem je fakt, že domácnosti dovedou v průměru správně předvídat velikost své budoucí spotřeby na straně jedné a pouze z minulé inflace předvídat inflaci budoucí na straně druhé. V pozadí takového specifikace modelu není rozdílný mechanismus tvorby očekávání, ale pouze předpoklad, že ekonomické subjekty v průměru realizují výši nákupů, k jaké se v minulých dvou měsících rozhodly (tedy že se očekávání v průměru skutečně vyplňují).

GRAF 2 Maloobchodní tržby a oběživo – meziročně, reálné
3členný klouzavý průměr



GRAF 3 Úrokové sazby z vkladů – nominální

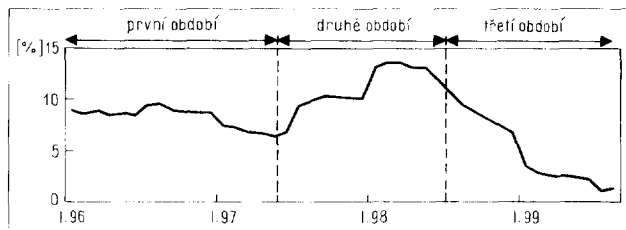


ve 3. čtvrtletí roku 1998 a trvajícím do konce roku 1999, nastává proces opačný, kdy tempo růstu oběživa předbíhá MOT. Volnější vztah obou časových řad ošetřených klouzavým průměrem v druhém a třetím období je částečně vysvětlitelný vývojem dvou faktorů: úrokových sazeb a očekávané inflace, které se nabízejí jako další důležité determinanty množství poptávaného oběživa.

Tuto hypotézu podporuje vývoj úrokové sazby z termínovaných vkladů (graf 3). V *prvním období* byly úrokové sazby stabilní na úrovni kolem 9–10 %. Poměrně stabilní inflace v tomto období (graf 4) naznačuje, že pravděpodobně nedocházelo k výrazným změnám inflačních očekávání. Ekonomické subjekty tedy neměly žádný výrazný stimul k tomu, aby měnily podíl oběživa ve svém portfoliu, a poptávka po oběživu tak byla determinována především transakčně, což se odráželo v souběžném vývoji MOT a oběživa.

Během *druhého období* měly úrokové sazby mírně rostoucí trend, což koresponduje s předstihem vývoje MOT před oběživem. Ekonomické subjekty reagují na rostoucí náklady držby oběživa snižováním jeho podílu ve svém portfoliu. Z grafu 3 je zřejmé, že k růstu úrokových sazeb dochází již před začátkem druhého období; to naznačuje, že se růst úrokových sazeb odráží v poklesu poptávky po oběživu s určitým zpožděním. Samotný vývoj úrokových sazeb v tomto období se však pro vysvětlení výrazně vyššího poklesu tempa růstu oběživa než MOT nejeví jako dostačující, a to zejména ze dvou důvodů: Za prvé, pomineme-li dočasný nárůst sazeb před počátkem druhého období (měnové turbulence), vzrůst úrokových sazeb z vkladů je během druhého období jen velmi mírný (cca 2 p.b.). A za druhé, na samém po-

GRAF 4 Inlace – meziročně



čátku druhého období (přibližně během 3. čtvrtletí roku 1997) došlo k období dočasného snižování („přistávání“) úrokových sazeb, které nebylo doprovázeno dočasným předstihem tempa růstu oběživa před tempem růstu tržeb. Oba problémy mohou být vysvětleny vývojem očekávané inflace.

Přechod k volnému floatingu a depreciace kurzu, ke které došlo po krizi měnového kurzu, bezpochyby vedly k podstatnému růstu inflačních očekací, který působil na pokles poptávky po oběživu v druhém období. Růst inflačních očekací pravděpodobně působil nejen bezprostředně po depreciaci, ale i během první poloviny roku 1998. Tempo růstu cen měrené mírou inflace dosahovalo během první poloviny roku 1998 nejvyšších hodnot. Jestliže se inflační očekávání formují adaptivně, pak i v první polovině roku 1998 očekávaná inflace negativně ovlivňovala poptávku domácností po oběživu.

Třetí období – ve kterém pozorujeme opačný vývoj, při němž tempo růstu oběživa podstatně převyšuje MOT – začíná v 3. čtvrtletí roku 1998 a trvá do konce roku 1999. Tento vývoj je v souladu s razantním a trvalým snižováním úrokových sazeb z vkladů, které je doprovázeno i snižováním inflačních očekávání. Na základě tohoto vývoje není velikost předstihu tempa růstu oběživa před MOT nijak překvapivá. Navíc vliv poklesu úrokových sazeb je zesilován jejich nízkou úrovní, neboť lze předpokládat, že snížení úrokových sazeb o 1 p.b. má tím vyšší dopad na poptávku po oběživu, čím menší je základ, ze kterého jsou tyto sazby snižovány. (Snížení sazeb z 10 % na 9 % má jistě nižší dopad než snížení např. z 5 % na 4 %.) Úrokové sazby se možná v roce 1999 dostaly na úroveň, kdy i jejich malé snížení vyvolá velké zvýšení poptávky po oběživu.

Zejména ve třetím období výrazně působí na poptávku po oběživu další faktory: zmiňované problémy bank, kampeliček a problém Y2K, které působily ve stejném směru jako pokles úrokových sazeb a očekávané inflace, tedy podporovaly růst poptávky po oběživu. Na druhé straně rozšiřování platebních karet a nákupů na úvěr působily na pokles poptávky po hotových penězích. Oba tyto vlivy se tudíž do určité míry navzájem kompenzovaly.⁴

⁴ Tuto domněnku podporují výsledky testů stability rovnice v čase. V případě, že by v třetím období převažoval vliv problémů úvěrových institucí a problém Y2K (růst poptávky po oběživu) nad vlivem růstu užívání „plastických peněz“ (pokles poptávky po oběživu), docházelo by v tomto období k růstu koeficientů u úrokové sazby a očekávané inflace (jelikož v rovnici chybí proměnné pro problémy bank, Y2K i platební karty etc.). Při provedené rekurzivní regresi k signifikantnímu růstu ani poklesu koeficientů nedocházelo, což podporuje vyslovenou hypotézu, že specifické vlivy se do určité míry vykompenzovaly (rekurzivní testy jsou k dispozici u autora).

4. Ekonometrická analýza

4.1. Definice problému

Hlavním úkolem následující jednoduché ekonometrické analýzy je pokusit se:

- a) kvantifikovat vztah mezi vývojem oběživa a vývojem MOT. Nalezne-li pevný vztah mezi vývojem oběživa a MOT,⁵ lze usuzovat na značný význam transakční funkce hotových peněz. Jestliže existuje silná závislost vývoje oběživa na množství zamýšlených transakcí, lze vývoj hotovosti používat jako spolehlivý indikátor vývoje poptávky;
- b) kvantifikovat, jak je vztah mezi oběživem a MOT ovlivňován změnami úrokové sazby a očekávané inflace. V případě záporných a statisticky signifikantních koeficientů je rozdílná dynamika oběživa a MOT v druhém a třetím období (do určité míry) vysvětlitelná změnami úrokové sazby a očekávané inflace;
- c) zjistit, zda odhadnutý vztah je v čase stabilní a zda můžeme na jeho základě srovnávat jednotlivá období, příp. usuzovat do budoucna.

Velikost koeficientů získaných v regresi nám umožní lépe posoudit vývoj, ke kterému v současnosti v ČR dochází, tedy výrazný předstih tempa růstu oběživa před MOT. Vyplyne-li z analýzy, že snižující se výnosy z vkladů a klesající očekávaná inflace významně motivují ekonomické subjekty k teauraci hotovosti, pak v příštích několika měsících očekávat dramatický růst poptávky (z titulu růstu oběživa!) nezbytně nemusíme. Naopak v případě, že úroková sazba a očekávaná inflace pro vývoj oběživa významná není a i v krátkém období pozorujeme pevný vztah mezi vývojem oběživa a MOT, lze současný vývoj chápat jako kumulaci kupní síly či výsledek specifických faktorů (bod 2d), jež v české ekonomice množství oběživa spoluurčuje.

4.2. Odhad modelu

Pro kvantifikaci vztahu oběživa, tržeb, úrokových sazeb a očekávané inflace byla použita lineární regrese. Regresní rovnice byla odhadována pro období leden 1996 až červenec 1999 s užitím měsíčních dat. Vysvětlovanou proměnou je meziroční tempo růstu reálného oběživa. Vysvětlujícími proměnnými jsou nominální úroková míra z termínovaných vkladů, meziroční tempo růstu MOT ve stálých cenách a očekávaná inflace. U očekávané inflace je uvažován zvláštní případ adaptivního formování očekávání, kdy očekávaná inflace se rovná minulé inflaci. Užívány jsou následující zkratky:

OBE – meziroční tempo růstu reálného oběživa

MOT – meziroční tempo růstu MOT ve s.c.

I – nominální úroková míra z termínovaných vkladů (vážený průměr)

I_{OBE} – úroková míra z oběživa (= nula)

INF^v – očekávaná inflace

⁵ Čím pevnější je vztah mezi oběma veličinami, tím více se bude suma koeficientů blížit 1.

Vztah mezi veličinami lze obecně zapsat:

$$OBE = f(\text{objem transakcí, rozdíl mezi výnosem alternativních aktiv a oběživa, očekávaná inflace})$$

Pro odhad jednotlivých koeficientů je však nutné definovat konkrétní funkční formu regresní rovnice. Zvolena byla regresní rovnice následující:

$$\Delta OBE_T = a_0 + a_1 \Delta MOT_{T+} + a_2 \Delta (1/I_T) + a_3 \Delta INF_T'' + a_4 \Delta OBE_{T-1} \quad (1)$$

Očekávané znaménko je u vektoru a_1 kladné a u vektoru a_3 záporné. Koeficient a_2 je předpokládán kladný, neboť nepřímý vztah mezi vývojem úrokové sazby a oběživa je vyjádřen reciprokou specifikací vysvětlující proměnné $(1/I_T)$. Lineární specifikace (I_{T-}) , při které bychom očekávali záporný koeficient, je nevhodná.⁶ Zpožděná vysvětlovaná proměnná naznačuje, že byla zvolena autoregresivní specifikace modelu (konkrétně model částečného přizpůsobení), která umožňuje odhadnout rovnici pro krátké i dlouhé období. Z logiky modelu částečného přizpůsobení vyplývá, že koeficient a_4 se musí pohybovat v intervalu $(0,1)$.⁷

Jelikož jsou použita měsíční data, lze předpokládat zpoždění mezi změnou úrokové sazby a množstvím oběživa. Naopak zvýšení oběživa by mělo předstihovat růst MOT, jelikož vysvětlující proměnná MOT_{T+1} (tržby v čase $t+1$) je aproximací velikosti zamýšlených transakcí v čase t pro období $t+1$ (tedy za měsíc). Předpokládaná časová zpoždění jsou v rovnici naznačena indexy T , $T+$, $T-$, $T-1$.

Při odhadování modelu bylo třeba se vypořádat s problémem nestacionarity časových řad (měřeno rozšířeným Dickyho-Fullerovým testem); byla proto použita první diference časových řad, což je v rovnici označeno Δ .

V modelu je použita nominální, nikoli reálná úroková míra, a to ze dvou důvodů: Za prvé, poptávka po penězích (zde oběživo) se modeluje jako závislá na rozdílu výnosu alternativního aktiva a výnosu peněz. V našem případě byl jako alternativní aktivum zvolen termínovaný vklad. Použit v rovnici nominální sazby bylo možné zejména proto, že rozdíl $I - I_{OBE}$ je stejný pro nominální i reálné sazby. A za druhé, některé ekonomické subjekty se nechovají striktně racionálně a rozhodují se na základě nominálních, a nikoli reálných výnosů z aktiv.

⁶ Za lineární specifikací se skrývá předpoklad konstantního dopadu změny úrokové sazby na poptávku po oběživu pro jakoukoli úroveň úrokové sazby. Viz bod 3 – diskuze o dopadu snížení sazby z 10 na 9 % nebo 5 na 4 %.

⁷ Model částečného přizpůsobení předpokládá, že vysvětlovaná proměnná je představována optimální hodnotou OBE^* (equilibrium value), která není v realitě pozorovatelná. Předpokládá se, že aktuální hodnota (OBE) vysvětlované proměnné se přibližuje „přizpůsobuje“ optimální hodnotě v průběhu několika period $OBE_T - OBE_{T-1} = \lambda (OBE^* - OBE_{T-1})$. Koeficient přizpůsobení λ označuje míru, v jaké dojde k přizpůsobení během 1 periody. Koeficient přizpůsobení získáme z regresní rovnice řešením pro $a_4 = 1 - \lambda$. Koeficienty jednotlivých vysvětlujících proměnných pro dlouhé období získáme řešením odhadnuté rovnice pro podmínku $OBE_T = OBE_{T-1}$. Koeficienty pro krátké období jsou odhadnuty v rovnici (1). Podrobnější diskuze modelu částečného přizpůsobení viz (Lordaro, 1993, s. 569).

Výsledky regrese jsou poměrně uspokojivé.

$$\Delta OBE_T = -0,34 + 0,13 \Delta MOT_{T+1} + 0,11 \Delta MOT_{T+2} - 170,5 \Delta(1/I_{T-1}) - \\ t\text{-stat.} \quad (-1,33) \quad (2,44) \quad (2,22) \quad (5,46) \\ - 0,94 \Delta INF_T^c - 0,071 \Delta OBE_{T-1} \quad (-3,09) \quad (-0,58) \quad (2)$$

závislá proměnná: <i>OBE</i> použitá metoda: metoda nejmenších čtverců výběrový soubor (upravený): 1996:01 1999:06 zahrnuto pozorování: 42 (po upravení o koncové hodnoty)				
proměnná	koeficient	stand. chyba	t-statistika	pravděpodobnost
<i>C</i>	-0,342356	0,256819	-1,333060	0,1909
<i>MOT</i> (1)	0,132191	0,054159	2,440795	0,0197
<i>MOT</i> (2)	0,119702	0,053822	2,224032	0,0325
1//(-1)	170,5306	31,22399	5,461525	0,0000
<i>INFLACE</i>	-0,942353	0,304529	-3,094459	0,0038
<i>OBE</i> (-1)	-0,071931	0,123408	-0,582870	0,5636
index determinace	0,660179	<i>F</i> -statistika		13,98764
upravený index determinace	0,612982	pravděpodobnost (<i>F</i> -statistika)		0,000000
S.E. regrese	1,549511	Durbin-Watson		1,978019
suma čtverců reziduálů	86,43542			

Provedené *Q*-testy nenaznačují problémy s autokorelací reziduů. Všechny koeficienty mají správná znaménka. Výjimku tvoří konstanta a koeficient autoregresivního členu ΔOBE_{T-1} , které nejsou statisticky významné; nelze tudíž odmítnut hypotézu, že koeficienty a_0 a a_4 jsou rovny nule. Regresní rovnice byla proto odhadnuta znovu po vyřazení členů s koeficienty a_0 a a_4 .

$$\Delta OBE_T = +0,14 \Delta MOT_{T+1} + 0,14 \Delta MOT_{T+2} - 156,3 \Delta(1/I_{T-1}) - 0,79 \Delta INF_T^c \\ t\text{-stat.} \quad (2,73) \quad (2,66) \quad (5,34) \quad (-3,16) \quad (3)$$

závislá proměnná: <i>OBE</i> použitá metoda: metoda nejmenších čtverců výběrový soubor (upravený): 1996:01 1999:06 zahrnuto pozorování: 42 (po upravení o koncové hodnoty)				
proměnná	koeficient	stand. chyba	t-statistika	pravděpodobnost
<i>MOT</i> (1)	0,142998	0,052513	2,723110	0,0097
<i>MOT</i> (2)	0,138339	0,051950	2,662906	0,0113
1//(-1)	156,2848	29,23926	5,345032	0,0000
<i>INFLACE</i>	-0,796937	0,251691	-3,166333	0,0030
index determinace	0,641872	suma čtverců reziduálů		91,09200
upravený index determinace	0,613599	Durbin-Watson		2,000021
S.E. regrese	1,548276			

Interpretace koeficientů regresní rovnice:

a_0 – konstanta: neodmítnutí hypotézy $a_0 = 0$ nemá žádnou zásadní ekonomickou interpretaci; v konstantě se kumulují náhodné šумы dat užitých v regresi, stejně jako vliv málo podstatných vysvětlujících proměnných, které nebyly do regrese zahrnuty;

- a_4 – koeficient autoregresivního členu: koeficient a_4 (neodmítnutím hypotézy $a_4 = 0$) spadá do intervalu $(0,1)$, kde nabývá ekonomicky interpretovatelné hodnoty. Na základě hodnoty koeficientu a_4 odmítáme hypotézu, že poptávka po oběživu se formuje na základě modelu částečného přizpůsobení, neboť ke 100% přizpůsobení dochází již v daném období. Koeficient přizpůsobení λ je roven 1 ($1 = 1 - a_4$). Zároveň z tohoto důvodu není možné separátně odhadnout rovnici pro krátké a dlouhé období;
- a_1 – koeficienty zamýšleného množství transakcí (aproximované MOT_{T+}): ukazují, že zvýšení tempa růstu zamýšlených transakcí o 1 p.b. vede ke zvýšení držby oběživa o 0,14 p.b. následující měsíc a 0,28 p.b. (0,1429 + 0,1383) za dva měsíce. Překvapivě nízké koeficienty naznačují nízkou elasticitu poptávky po oběživu na změnu objemu zamýšlených transakcí.⁸ Model není specifikován tak, aby bylo možné odvodit údaj, který by kvantifikoval reakci MOT na jednotkové zvýšení držby oběživa;
- a_2 – koeficient úrokové sazby: odhad koeficientu potvrzuje negativní závislost poptávky po oběživu na změně úrokové sazby z vkladů. Ekonomické subjekty reagují na změnu úrokové sazby pružně, zpoždění činí jeden měsíc. Vliv úrokové sazby je velmi významný – vysoká hodnota koeficientu a_3 (156,3) potvrzuje hypotézu výrazně vyššího dopadu snížení sazby při její nižší úrovni. Snížení úrokové sazby o 1 p.b. zvýší držbu oběživa o 1,56 p.b. při úrovni sazeb 10 %, naproti tomu např. snížení úrokové sazby o 1 p.b. při úrovni sazeb 5 % zvýší držbu oběživa následující měsíc o 6,24 p.b.⁹ Citlivost tempa růstu oběživa na změnu úrokové sazby, jež byla v této studii potvrzena, neznamená, že měnová politika má nad hotovými penězi kontrolu. Spíše říká, že určováním úrokové sazby může měnová politika dočasně ovlivňovat rozdíl mezi oběživem a MOT.
- a_3 – koeficient očekávané inflace: odhad koeficientu očekávané inflace má správné znaménko a je statisticky významný (na 1% hladině významnosti) při vysvětlování množství poptávaného oběživa. Výsledky regrese ukazují, že zvýšení inflačních expektací o 1 p.b. vede k snížení poptávaného množství oběživa o 0,8 p.b. Na tomto místě je třeba znovu připomenout, že byla v úvahu brána adaptivní formování očekávané inflace (a navíc jejich speciální případ, kdy očekávaná inflace se rovná skutečné inflaci v minulém období).

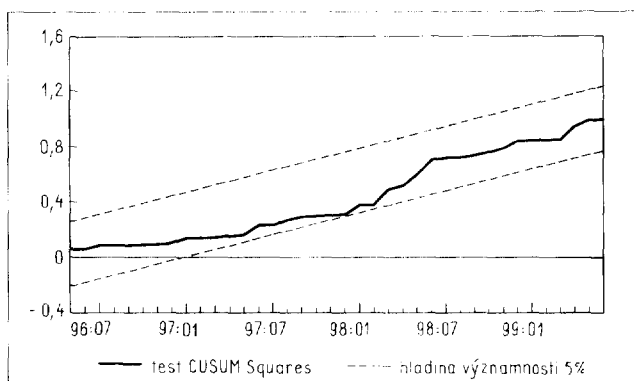
4.3. Stabilita modelu v čase

Při modelování ekonomických časových řad dochází nezdědka k vzniku strukturálních zlomů ve vztazích dvou či více proměnných. K testování toho, zda k strukturálnímu zlomu nedošlo ve vztazích odhadnutých regresní rovnicí (3), byly použity testy CUSUM Square Test a Chow's Breakpoint Test.

⁸ Jelikož rovnice nemohla být odhadnuta v log-lineárním tvaru, nelze vypočíst jednu hodnotu elasticity. Při specifikaci modelu, která byla zvolena, se pro každé dvě hodnoty MOT a OBE citlivost liší.

⁹ K uvedeným výsledkům dojdeme výpočtem derivace rovnice podle úrokové sazby $-?OBE/?I = a_3 \cdot (-1/I^2)$. Odtud tedy $-1,56 = -156/10^2$ a $-6,24 = -156/5^2$.

GRAF 5



CUSUM-test vnáší do grafu 4 křivku, která charakterizuje vývoj kumulativního součtu chyb modelu v čase. Zároveň jsou v grafu vyneseny dvě přímky znázorňující 5% kritické hodnoty. Parametry modelu jsou považovány za nestabilní, pokud křivka kumulovaných hodnot protne jednu z těchto přímek. Z grafu 5 je zřejmé, že výsledek CUSUM-testu stabilitu modelu nezamítá (i když pouze těsně).

Při výpočtu Chowova testu je nutné arbitrárně zvolit body zlomu, na jejichž základě je tato statistika vypočtena. Vybrány byly časové okamžiky, které ohraničují tři období (viz graf 2,3,4), v nichž se vývoj oběživa a MOT vyvíjí odlišně (1997:06 a 1998:07). Ani výsledky Chowova testu (F -statistika: 1,033918) hypotézu neexistence strukturálního zlomu nezamítají.

5. Závěr

Provedená analýza naznačuje, že mezi důležité faktory, jež determinují velikost poptávky po oběživu, patří množství zamýšlených transakcí (aproximované MOT), výše alternativních nákladů (zastoupená úrokovou sazbou) a míra očekávané inflace. V souladu s ekonomickou teorií analýza potvrdila, že držba hotovosti ekonomickými subjekty se s růstem zamýšlených transakcí zvyšuje a se zvyšováním alternativních nákladů a očekávané inflace naopak klesá.

Mezi další faktory, které v ČR ovlivňovaly držbu hotových peněz, řadíme rozvoj bezhotovostních platebních instrumentů, jež našly uplatnění zejména po vybudování obchodních řetězců v průběhu posledních dvou let. Rozšíření těchto nehotovostních platebních instrumentů vedlo k snižování poptávky po hotovosti. V roce 1999 přibývaly další determinanty poptávky po oběživu – vliv problémů Moravia banky, družstevních záložen a počítačového problému roku 2000 –, jež vedly k růstu sklonu k tezauraci peněz ekonomickými subjekty. Tyto dvě skupiny faktorů působily v roce 1999 proti sobě a navzájem se tudíž do určité míry kompenzovaly.

Pomocí jednoduchého ekonometrického aparátu byl kvantifikován vliv množství zamýšlených transakcí, alternativních nákladů a očekávané inflace na vývoj oběživa. Z odhadů koeficientů regresní rovnice vyplývá, že význam transakčního motivu pro formování poptávky po oběživu je velmi

malý – α_1 (koeficient proměnné aproximující množství zamýšlených transakcí: +0,28). Výše odhadu tak ukazuje na nízkou citlivost poptávky po oběživu v reakci na změnu množství zamýšlených transakcí. Takto nízký odhad koeficientů je ekonomicky obtížně interpretovatelný v dlouhém období, kdy by se suma koeficientů měla blížit 1. Důvodem může být nevhodnost užití MOT jako veličiny aproximující množství zamýšlených transakcí.

Dalšími důležitými determinantami množství poptávaného oběživa jsou změny míry očekávané inflace a výše alternativních nákladů (dané úrokovou sazbou). Z tohoto důvodu lze v obdobích změn úrokových sazeb a inflačních expektací očekávat odlišná tempa růstu MOT a oběživa. Vliv změny úrokové sazby se projevuje v tempu růstu oběživa s velmi krátkým zpožděním jednoho měsíce, změny očekávané inflace se projevují okamžitě. Výsledky regrese potvrdily hypotézu, že změna úrokové sazby má při nízké úrovni této sazby na poptávku po hotových penězích dopad podstatně vyšší.

Ve světle výsledků odhadu není vývoj v analyzovaném třetím období, kdy docházelo k podstatnému předstihu růstu oběživa, nijak překvapivý. Jelikož je do budoucna očekávána stabilizace úrokových sazeb a jen mírný nárůst inflačních expektací, mělo by postupně docházet k určité konvergenci ve vývoji obou veličin. Předpokládaná stabilita úrokových sazeb a inflačních expektací tak sice poněkud zlepší vypovídací schopnost vývoje oběživa jako indikátoru poptávkových tlaků, nicméně jeho přesnost nelze v žádném případě přeceňovat. Důvodem je z výsledků regrese vyplývající velmi malý význam transakčního motivu pro formování poptávky po oběživu. Zároveň může být vývoj oběživa opět narušen výkyvy důvěry k úvěrovým institucím nebo dalším posunem k bezhotovostnímu platebnímu styku.

LITERATURA

Bankovní a měnová statistika. Praha, ČNB, 1999.

BREEDON, F. J. – FISHER, P. G. (1996): M0: Causes and Consequences. *The Manchester School*, Vol. XIV, 1996.

GUJARATI, D. (1992): *Basic Econometrics*. McGraw-Hill, New York, 1992.

Inflační zprávy ČNB – Praha, ČNB, 1998, 1999.

JANSSEN, N. (1998): *The Demand for M0 in the UK*. London, Bank of England, 1998.

LARDARO, L. (1993): *Applied Econometrics*. HarperCollins Publishers, New York, 1993.

REVENDA, Z. et al. (1996): *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. Praha, Management Press, 1996.

SUMMARY

JEL Classification: C22, E41

Keywords: money in circulation – money demand – intended transactions – partial adjustment model

The Money in Circulation Demand

Daniel KOZEL – Komerční banka, a. s., Prague

The paper discusses the main determinants of money-in-circulation demand in the Czech economy from 1996 to 1999. The volume of intended transactions (approximated by retail revenue from sales), the opportunity cost of holding cash (approximated by interest rate) and the expected rate of inflation are identified as the factors that most importantly account for the development of cash demand. A simple regression model was estimated in order to quantify the relationships among the aforementioned variables. Further, the author attempted to estimate the time lags between the explanatory variables' developments and the development of money in circulation. The paper concludes that money in circulation is not a very precise leading indicator of demand.