

Analýza diskrepancí v poptávce po penězích domácností a firem v ČR 1994–2000 – část II: firmy

Martin MELECKÝ*

1. Úvod

Stabilní a predikovatelný vztah mezi peněžní zásobou a determinantami poptávky po penězích je shledáván jako nezbytný pro formulaci monetární politiky založené na cílování vybraného peněžního agregátu. I když Česká národní banka zvolila za svou monetární strategii přímo cílování inflace, je stabilní poptávka důležitým vztahem pro zmapování účinků operativních nástrojů monetární politiky. Jinými slovy, vztahy veličin formujících poptávku po penězích a jejich elasticity (semielasticity) pomáhají určit odpovídající rovnovážný růst peněžní zásoby.

Samotný výzkum agregátní poptávky po penězích je problematický, pokud se ukáže, že veličiny využitě pro specifikaci poptávky po penězích jsou z hlediska jednotlivých skupin ekonomických subjektů – kterými jsou v tomto smyslu především domácnosti a firmy – vnímány rozdílně. Obdobný případ může nastat, pokud implementované veličiny, které formují vektor poptávky po penězích, nejsou dostatečně vhodnou aproximací veličin „delegovaných“ ekonomickou teorií. Účelem této práce – včetně její části I (Melecký, 2001a) – je analyzovat právě hlavní diskrepance v poptávce po penězích těchto dvou zmiňovaných sektorů (domácností a firem), stabilitu vztahů v těchto dvou sektorech a nastínit potenciální trendy. Rovněž se budeme snažit poukázat na skutečnosti, které mohou v důsledku odhalených diskrepancí komplikovat výzkum poptávky po penězích na agregátní úrovni či narušovat stabilitu tohoto vztahu.

2. Teorie poptávky po penězích firem

Jako teoretická báze pro vlastní empirickou analýzu poptávky po penězích firem v ČR budou v této práci prezentovány dva modely mikroekonomického charakteru. Nejprve to bude Millerův-Orrův (1966) model poptávky po penězích firem a následně pak Sprenkleův-Millerův (1980)

* katedra ekonomie, Ekonomická fakulta VŠB-TU Ostrava (martin.melecky@vsb.cz)

Rozšířenou verzi této práce, která zahrnuje celou škálu alternativních odhadů a variantní testy stability, autor rád zašle zainteresovanému čtenáři na požádání.

model opatrnostní poptávky po penězích z pozice velkých firem. Oba modely budou orientovány spíše na analýzu chování velkých firem, i když vlastní výzkum bude zahrnovat celý sektor bez vlastního členění na podskupiny podle velikosti. Nicméně snahou bude odlišit chování reprezentativního vzorku firem od chování domácností – viz část I této práce (Melecký, 2001a) – ve smyslu odlišných možností alokace bohatství, aktivity z hlediska hotovostního managementu a monitorování jednotlivých komponent portfolia.

2.1 Millerův-Orrův model poptávky firem po penězích

Pro mnoho firem platí, že obecný vzor řízení hotovosti není tak jednoduchý, jak předpokládá model Baumolův (Baumol, 1952), nýbrž mnohem komplexnější, neboť peněžní zůstatky vykazují nepravidelnou a do jisté míry nepředvídatelnou fluktuaci v čase, a to v pozitivním i negativním směru – zůstatky se zvyšují, pokud operativní peněžní příjmy převažují nad výdaji, a snižují, pokud se jedná o případ opačný. Jestliže stav navyšování peněžních zůstatků trvá určitou dobu, může být dosaženo bodu, kdy finanční referent rozhodne, že daná držba hotovostních zůstatků je nadbytečná, a transferuje určité množství fondů buď pod kontrolu portfoliového managementu pro přechodné investování, nebo na splácení dluhů či úvěrů. V opačném případě, kdy dochází k opakovanému odčerpávání hotovosti, může být dosaženo úrovně, kdy budou portfolioví manažeři instruováni, aby likvidovali cenné papíry, nebo si firma bude vypůjčovat s cílem obnovit „odpovídající pracovní úroveň“ peněžních zůstatků.

V prezentovaném kontextu může být poptávka po penězích podle Millera a Orra (1966) identifikována s průměrnými hotovostními zůstatky při realizaci politiky kontrolních limitů (h , z), a tudíž bude určena vztahem $(h+z)/3$.¹ Po substituci optimálních hodnot h^* a z^* (Miller – Orr, 1966, s. 423) dostáváme vztah ve tvaru rovnice (1):

$$\bar{M}^* = \frac{4}{3} \left(\frac{3\gamma m^2 t}{4v} \right)^{1/3} \quad (1)$$

který je vyjádřením optimálních průměrných hotovostních zůstatků firmy pomocí nákladových parametrů γ a v . Pokud vyjádříme varianci (rozptyl) denních změn v hotovostních zůstatcích² jako $\sigma^2 = m^2 t$, dostáváme vztah pro optimální průměrné hotovostní zůstatky vyjádřený pomocí nákladových koeficientů a denní variance změn v hotovostních zůstatcích ve tvaru rovnice (2):

¹ Vzhledem k daným východiskům, podmínkám řešení modelu a charakteru rozdělení hotovostních zůstatků ve stálém stavu Miller a Orr (1966, s. 423) odvozuji vztah pro průměr, resp. střední hodnotu pro takové rozdělení ve tvaru $(h+z)/3$.

² Pro připomenutí: uvažujeme speciální případ, kdy $p = q$, kde je střední hodnota rozdělení změn v hotovostních zůstatcích nulová. Obecnější formulaci pro případ kdy $p \neq q$ lze nalézt v (Miller – Orr, 1966, s. 419).

$$\bar{M}^* = \frac{4}{3} \left(\frac{3\gamma}{4v} \sigma^2 \right)^{1/3} \quad (2)$$

Stejně jako v případě Baumolova modelu je poptávka po penězích rostoucí funkcí nákladů transferu fondů do a z výnosového portfolia a klesající funkcí úrokové sazby neboli alternativních nákladů držby fondů ve formě hotovosti. Novým aspektem v rovnici (6) poptávky po penězích je přítomnost proměnné σ^2 , která přímo reprezentuje variabilitu hotovostních zůstatků, resp. míru nesouladu mezi hotovostními příjmy a výdaji (platbami).

S faktem, že variance denních čistých toků slouží jako „transakční“ proměnná ve funkci poptávky po penězích, vyvstává otázka, v jakém je rovnice (6) vztahu k poptávkovým funkcím používaným v empirických studiích týkajících se poptávky po penězích firem. V těchto empirických výzkumech se měří množství transakcí pomocí celkových prodejů nebo nějakého podobného konceptu. Je zřejmé, že vztah mezi variancí změn v peněžních tocích a celkovými prodeji existuje, protože celkové prodeje aproximativně reprezentují pozitivní výkyvy v hotovostních zůstatcích za určitý časový interval. Nicméně pokud jde o empirickou verifikaci prezentovaného modelu, není tato proměnná zcela v souladu s daným konceptem a žádnou přesnější veličinu superiorní pro odhad elasticity ve srovnání s celkovými prodeji pro daný model zavést nelze.

Existence takovéto široké škály možných elasticit prodejů v prezentovaném (h, z) modelu je v ostrém kontrastu s predikcemi Baumolova modelu, v nichž je elasticita držby průměrných hotovostních zůstatků ve vztahu k prodejům (za předpokladu konstantních cen či homogeneity prvního stupně nominálních hotovostních zůstatků vzhledem k cenám) vždy a přesně 1/2. Tato uniformita predikce je jednou ze zřejmých slabín modelů Baumolova typu při aplikaci na firemní držbu hotovosti.

2.2 Sprenkleův-Millerův model opatrnostní poptávky po penězích

V případě výběru vhodného teoretického konceptu pro poptávku firem po penězích se soustředíme především na poptávku velkých ekonomických subjektů,³ které jsou reprezentovány zejména velkými firmami.⁴ Relevantní perioda nejistoty příjmů a výdajů⁵ ovlivňující poptávku po úzce definovaných penězích je perioda mezi plánovanými transakcemi na peněžním trhu. Tato perioda bude v případě velkých firem jeden den, protože plánované transakce na peněžním trhu se uskutečňují denně. Kon-

³ Sprenkle a Miller (1980) představují několik modelů opatrnostní poptávky po penězích, z nichž zde prezentovaný model je Model I: Za předpokladu možnosti úvěrování bez efektivního limitu (*The Overdraft Case*).

⁴ Nicméně je možné připustit, že existují rovněž pro tento model relevantní případy domácností; je však zřejmé, že tyto domácnosti nebudou většinovými reprezentanty, a to ani v podmínkách ČR.

⁵ Zde i dále v této části máme na mysli faktické peněžní příjmy a výdaje v bilanci hotovostních toků (*cash-flow*).

krétně se bude jednat spíše o zbytek daného dne do doby uzavření peněžního trhu. Jakákoliv nejistota ohledně zítřejších příjmů a plateb, stejně tak jako příjmů a výdajů v příštím týdnu se nebude odrážet v dnešní plánované držbě peněžních zůstatků, ale spíše v konkrétních typech a splatnostech krátkodobých aktiv, která chce daná firma držet. Většina opatrnostní poptávky je tedy poptávka po aktivech jiných, než jsou úzké peníze.

Je vhodné poznamenat, že tato transakční poptávka na konci dne nemá žádnou souvislost s jakýmkoli průměrnými peněžními zůstatky během dne. To, zda je daný zůstatek někdy během dne vysoce pozitivní, či negativní, nemá žádné důsledky pro danou banku či firmu. To zdůrazňuje fakt, že hotovost není zásoba v běžném smyslu, protože držba negativních zůstatků hotovosti nemá žádné jiné důsledky než ke konci dne. Z toho vyplývá, že transakční zůstatky nemohou být popisovány pomocí běžných teoretických modelů zásob.⁶

V reálném světě však bude existovat určitá zbytková nejistota týkající se chyby predikce příjmů a výdajů v daném dni, jež povede k opatrnostní poptávce po penězích na konci dne. Předpokládejme, že chyba predikce x je nezávislá náhodná proměnná s distribucí $f(x)$ (distribuční funkce) a nulovou střední hodnotou.⁷

Velká firma může nejistotu ze dne na den, resp. opatrnostní poptávku doplnit – je-li třeba – pomocí automatického úvěrování či revolvingu za úrokovou sazbu r , minimálně do výše limitu na svém úvěrovém účtu sjednaného s bankou. Jelikož je mezidenní nejistota ve srovnání s úvěrovým limitem pravděpodobně velmi malá, můžeme předpokládat, že tento limit nebude efektivní. Jestliže i je tržní úroková sazba na krátkodobá aktiva, pak náklady na jednu peněžní jednotku z úvěru jsou $r - i$, ne jenom r , jelikož bude investována na peněžním trhu. Jestliže je hotovostní zůstatek na konci dne pozitivní, je náklad na jednu peněžní jednotku $i -$ ušlý zisk. Nechť A je částka hotovosti, kterou firma plánuje držet a která bude optimalizována. Potom v rozmezí pro x od $-\infty$ až do A bude existovat přebytek hotovosti $A - x$ s náklady i na peněžní jednotku. V rozmezí pro x od A do ∞ bude firma čerpat úvěr ve výši $x - A$ peněžních jednotek při nákladech $r - i$ na peněžní jednotku. Celkové náklady pak bude možné popsat rovnicí (3):

$$TC = i \int_{-\infty}^A (A - x) f(x) dx + (r - i) \int_A^{\infty} (x - A) f(x) dx \quad (3)$$

Minimalizujeme-li tyto náklady vzhledem k A (Sprenkle – Miller, 1980, rovnice (2)) a použijeme-li kumulativní distribuční funkci $F(x^*)$, dostaneme rovnici (4):

$$F(A^*) = \frac{r - i}{r} \quad (4)$$

⁶ Jako příklad můžeme uvést Baumolův-Tobinův model poptávky po penězích.

⁷ Z evidence dat pro velké americké firmy vyvozují Sprenkle a Miller (1980) shrnutí, jímž lze pro tento model charakterizovat nejistotu: chyby předpovědi se zdají být nezkreslené, nekorelované s jakoukoli předchozí chybou a dosti pravděpodobně normálně rozdělené se standardní odchylkou obvykle podstatně pod průměrnými denními příjmy či výdaji.

kde $F(A^*)$ je kumulativní pravděpodobnost, že se potřebná hotovost bude rovnat optimální držbě hotovosti. Je třeba poznamenat, že $F(A^*)$ bude větší než jedna polovina, a tedy že a^* bude větší než nula, pouze pokud $r > 2i$. V reálném světě by r nemělo být podstatně větší než i , takže by $F(A^*)$ mělo být podstatně menší než jedna polovina a plánovaná držba hotovostních zůstatků by měla být záporná. Při extrému $r = i$, tzn. $F(A^*) = 0$, bude optimální plánovaná držba hotovosti $-\infty$ a optimální výpůjčka a investice bude $+\infty$. Tento extrémní výsledek je důsledkem předpokladu neexistence úvěrových limitů v tomto jednoduchém modelu. Typický důsledek negativní plánované držby peněz indikuje, že firmy by měly obvykle plánovat využití svých úvěrů.⁸ Je důležité podotknout, že když je hotovost nedostatková, budou využívány úvěry a pozorovaná držba hotovosti zřejmě nebude negativní, nýbrž nulová. Průměrná držba hotovosti pak bude determinována rovnicí (5):

$$M1 = i \int_{-\infty}^{A^*} (A^* - x) f(x) dx \quad (5)$$

Sprenkle a Miller (1980, s. 411, rovnice 8a až 8f a 9a až 9b) dokazují, že efekty změn úrokových sazeb jsou následující: krátkodobé investice a výpůjčky poklesnou a držba hotovosti vzroste, jestliže sazba z výpůjček vzroste nebo sazba na peněžním trhu poklesne. Dále držba úzkých peněz poklesne a výpůjčky vzrostou, jestliže obě úrokové sazby vzrostou o stejnou část. Z toho vyplývá, že když úrokové sazby vzrostou obecně, poptávka po úzkých penězích by měla poklesnout, zatímco jak výpůjčky, tak krátkodobé investice by měly vzrůst.

Závěrem Sprenkle a Miller konstatují, že jejich model je viditelně klíčově závislý na velikosti předpokládané nejistoty týkající se peněžních příjmů a plateb, a připouštějí omezenou informovanost ohledně determinant tohoto rizika. I když by tato nejistota měla být pozitivně korelována s důchodem, přesná funkční forma známa není. Dodávají, že nejistota se může vyvíjet rozdílně v návaznosti na důchod působením změn cen spíše než působením reálných faktorů, přinejmenším kvůli změnám v očekávání způsobených inflačním procesem. Tato nejistota v důsledku variability cen by se pak měla odrazit ve vyšší opatrnostní poptávce po penězích.

3. Empirická analýza poptávky firem v ČR po penězích

Empirická analýza poptávky firem v ČR po penězích bude opět sledovat logiku části věnované výzkumu poptávky domácností v ČR po penězích (Melecký, 2001a). Nejprve bude zopakován metodologický přístup,

⁸Obdobný mechanismus co do transakční poptávky po penězích, která je převažujícím motivem držby peněz v modelech *cash-in-advance* (CIA), lze sledovat rovněž v modelech reálného hospodářského cyklu (RBC), jež ve svých verzích rozšířených o vliv peněžního sektoru právě model CIA poptávky po penězích zahrnují. Firmy používají k financování výplat mezd úvěry od bank, kdy pak úroková sazba z tohoto úvěru determinuje mezní náklady práce. V reakci na peněžní šok se v důsledku převažujícího efektu likvidity nad efektem inflačních očekávání snižuje úroková sazba, a tím rovněž mezní náklady práce, což vyvolá zvýšení poptávky po práci ze strany firem, a tedy vyšší zaměstnanost.

v jehož rámci bude daná analýza provedena a jenž bude logicky opět shodný s výzkumem poptávky domácností po penězích, aby nám umožnil poukázat na hlavní odlišnosti v těchto dvou sektorech. Zejména se budeme snažit odhalit potenciální problémy, které mohou tyto diskrepance působit na agregátní úrovni, a nastínit směry jejich řešení či vhodného přístupu k těmto odlišnostem. Opět budeme postupovat od užšího agregátu M1 k širokým penězům reprezentovaným v této práci agregátem M2.

3.1 Shrnutí metodologického přístupu prezentované empirické analýzy

Jak již bylo argumentováno v části věnované výzkumu poptávky po penězích domácností (Melecký, 2001a), budeme transformovat diskrétní (stavové) proměnné na spojitě proměnné, abychom dosáhli určitého souladu charakteristik společně analyzovaných veličin ve vztahu poptávky po penězích, kde se objevují jak stavové (diskrétní), tak tokové (spojité) veličiny.⁹

Sezonnost časových řad bude zohledněna pouze u škálových veličin, protože tyto veličiny jsou k sezonním výkyvům relativně nejnáchylnější. Tento přístup použil např. Vega (1998), v zahraniční literatuře však není názor na přístup k tomuto problému zcela jednoznačný. Kromě prezentovaného přístupu někteří autoři rovněž implementují sezonní dummy proměnné do kointegračního vztahu a doporučují časové řady neочиšťovat (Hartus, 1995). Na druhé straně jiní autoři očisťují všechny veličiny, které sezonnost vykazují – např. variantně (Hendry, 1995). Je zřejmé, že implementace sezonních dummy proměnných činní daný odhad průhlednějším, nicméně je pravda, že zde narážíme na relativně nižší efektivnost aditivního očištění vzhledem k multiplikativnímu.

Ve snaze o co nejméně restriktivní tvar poptávkové funkce po penězích budeme provádět odhad nominální poptávky po penězích, neboť nelze předpokládat, že by zvolená veličina či alternativně veličiny zachycující cenový vývoj vykazovaly v tranzitivní ekonomice typu ČR vzhledem ke zkoumaným penězům agregátům homogenitu prvního stupně. Odbourání zmíněné apriorní restrikce je prosazováno ve většině sofistikovaných odhadů prezentovaných v zahraniční literatuře (Brand – Cassola, 2000), (Hendry,

⁹ Pokud jde o pojetí problému společného odhadu tokových a stavových veličin, resp. „spojitých“ a „diskrétních“ veličin, zastáváme zde názor, že by proměnné měly mít v tomto smyslu stejný charakter. Z tohoto důvodu jsou stavové veličiny prezentovány ve formě průměru za danou periodu (zde kvartál). Otázkou je, zda je žádoucí tento průměr upravit ve smyslu stanovení vah různým subobdobím (zde měsíc) podle jejich aktuálnosti (např. exponenciálním průměrem), či podle vývoje jiné veličiny. V této práci respektujeme požadavek průhlednosti a jednotného metodologického přístupu, což se týká zejména přechodu od užšího agregátu k širšímu. Otázkou však zůstává, jak tento aritmetický průměr počítat. Mnohdy se v obdobných pracích v tomto směru počítá průměr za kvartál jako průměr hodnot *end-of-period* ze tří měsíců v tomto kvartálu. Je zřejmé, že pokud se snažíme o transformaci diskrétní (stavové) veličiny na spojitou (tokovou), musí tato spojitá veličina spojitě (souvisle) pokrývat celé dané období, tzn. kvartál, resp. délku časové řady. V tomto smyslu je tedy žádoucí počítat tento průměr ze čtyř hodnot, a to z koncových hodnot daných tří měsíců společně s koncovou hodnotou posledního měsíce v předchozím čtvrtletí.

1995), (Hoffman – Rasche, 1996), (Peytrignet – Stahel, 1998), (Muscatelli – Spinelli, 2000), (Vega, 1998).

Tato práce rovněž respektuje požadavek robustnosti výsledných odhadů poptávkových funkcí, resp. jakousi možnost zobecnění odhadu funkce poptávky po penězích v rámci použitelných relativně efektivních technik odhadu. V tomto smyslu daná práce selektivně využívá jednorovnicové kointegrační techniky DOLS a víceroovnicové Johansenovy techniky (přístup VECM).

3.2 Model poptávky firem v ČR po penězích M1

Specifikace poptávky po penězích M1 ze strany firem opět – stejně, jako tomu bylo v případě domácností (Melecký, 2001a) – odráží zejména převažující transakční motiv držby těchto peněz. Jak již bylo řečeno, půjde o model nominální poptávky po penězích, protože nemůžeme a priori předpokládat, že vybraná veličina zachycující vývoj cenové hladiny bude v lineárně homogenním vztahu k peněžnímu agregátu M1. Tato hypotéza je dále podpořena probíhajícím tranzitivním procesem v české ekonomice. Odhadovaný model rovněž odráží snahu o zachycení dalšího významného aspektu české ekonomiky, kterým je relativně velká otevřenost při relativně vysoké mobilitě kapitálu. Základní tvar modelu poptávky firem v ČR po penězích M1 pak zahrnuje proměnnou zachycující cenový vývoj P , škálovou proměnnou aproximující transakční motiv S , vlastní míru výnosu aktiv zahrnutých v agregátu M1, I_n , a alternativní výnos držby peněz M1 aproximovaný výnosovou mírou z nejbližšího substitutu, kterým jsou v tomto případě krátkodobé termínované vklady firem I_t . Základní tvar modelu po logaritmické transformaci zachycuje rovnice (6):

$$m_1 = \beta_1 p + \beta_2 s + \beta_3 i_n + \beta_4 i_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Dále model rozšíříme o proměnnou aproximující opatrnostní motiv držby peněz podle indikací Sprenkleova-Millerova modelu poptávky po penězích; ten v tomto smyslu navrhuje aproximovat zmíněnou nejistotu firem dynamikou příslušného cenového vývoje v sektoru firem. Další zahrnutou proměnnou generující poptávku po penězích M1 – ať už podle transakčního motivu, či opatrnostního motivu – bude vzhledem k relativně velké otevřenosti české ekonomiky reálný efektivní kurz.¹⁰ Poslední veličinou, která bude implementována jako determinanta poptávky po úzkých penězích z hlediska firem, bude veličina, jež v případě domácností zohledněna nebyla, neboť je příznačná právě pro sektor firem. Touto veličinou jsou

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

přímé zahraniční investice do ČR; jejich zahrnutí respektuje velkou otevřenost české ekonomiky a současně relativně volný pohyb kapitálu. Model poptávky po penězích M1 rozšířený o veličiny aproximující nejistou v sektoru firem a poptávku po penězích M1 vyvolanou vývojem reálného efektivního kurzu a přílivem FDI do české ekonomiky zachycuje rovnice (7), opět v logaritmickém tvaru:

$$m_1 = \beta_1 p + \beta_2 s + \beta_3 i_n + \beta_4 i_t + \beta_5 \pi + \beta_6 re + \beta_7 fdi + \varepsilon_t \quad (7)$$

V prezentovaném modelu budou variantně použity aproximace proměnných zachycující vývoj cen a počet transakcí v české ekonomice. Alternativní varianty vzhledem ke specifickému modelu pro sektor firem budou opět zohledňovány zejména z důvodu postupu na agregátní úroveň a z důvodu sloučení dané specifikace s alternativou v sektoru domácností. Pro úsporu místa však budou odhady těchto různých alternativ komentovány pouze pomocí poznámkového aparátu.

3.3 Popis použitých časových řad

Zohledněné časové řady zachycují vývoj jednotlivých veličin za období od 1. čtvrtletí 1994 do 4. čtvrtletí 2000.

Modelovaný agregát M1

M1 (firmy) – Časová řada peněžního agregátu M1 pro sektor firem bude aproximována součtem časových řad oběživa a netermínovaných vkladů v podnikovém sektoru tak, jak je poskytuje ČNB ve svých měnových přehledech. (*zdroj*: databáze ČNB)

Cenová hladina

PPI – Časová řada PPI (řetězový index, kumulativně) bude v této práci použita jako proměnná aproximující cenový vývoj v sektoru firem v ČR, a to zejména z důvodu stálého koše. Vzhledem k agregaci se sektorem domácností bude alternativně zohledňováno zařazení indexu spotřebitelských cen CPI. Zahrnutí deflátoru HDP či deflátoru domácí absorpce nepovažujeme za vhodné, neboť zejména v tranzitivních ekonomikách dochází k neustálému vývoji, a tudíž změnám struktury produkce, což může mít za následek zkreslení z titulu skrytého cenového vývoje či změn. (*zdroj*: databáze ČSÚ)

Škálová proměnná

IPP – Vývoj indexu průmyslové výroby IPP (bazický index, součet za čtvrtletí) bude v této práci aproximovat vývoj počtu transakcí v sektoru firem neboli škálovou proměnnou. Čtvrtletní hodnota této veličiny byla vytvořena jako součet tří měsíčních bazických indexů průmyslové výroby v daném čtvrtletí. Alternativně bude rovněž zohledněno zařazení domácí absorpce jako škálové proměnné vzhledem k agregaci se sektorem domácností. (*zdroj*: databáze ČNB)

Vlastní výnosnost peněz M1

Úroková sazba z netermínovaných vkladů (soukromé vlastnictví – vč. družstevního) – Tato sazba bude reprezentovat vlastní výnosnost úzkých peněz, resp. peněžního agregátu M1. Žádná další alternativa nebude analyzována. Je rovněž možné zahrnout úrokovou sazbu z *overnight* vkladů, protože zvláště velké podniky využívají této možnosti a nedrží celou část úzkých peněz na účtech na viděnou. Je však nutné zvážit, jaký podíl mají v tomto ohledu ve zkoumaném agregátu velké firmy. (zdroj: databáze ČNB)

Alternativní náklady držby peněz M1

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

Volatilita cen v sektoru firem

Inflace PPI – Nejistota v sektoru firem generující opatrnostní poptávku po penězích bude v této práci aproximována inflací PPI, resp. průměrnými meziměsíčními procentními změnami v tomto indexu za dané čtvrtletí. Při zohledňování alternativy s cenovým vývojem aproximovaným pomocí CPI bude analogicky zařazena inflace CPI. (zdroj: databáze ČSÚ)

Reálný měnový kurz

Reálný efektivní kurz (podle PPI) – Tato veličina bude doplněna do funkce poptávky po penězích jako proměnná charakterizující transakční poptávku po penězích indukovanou vývojem importu, tzn. nutností profinancovat dodatečně transakce spojené s přírůstkem importu do ČR a naopak úbytek poptávky po penězích v důsledku poklesu transakcí při relativním snížení importu.¹¹ Je zřejmé, že v tomto případě bude příhodnější zařadit reálný efektivní kurz, protože bereme v úvahu celkový import ze zemí všech obchodních partnerů. (zdroj: databáze ČNB)

Přímé zahraniční investice

FDI (do ČR) – Časová řada přílivu zahraničních investic do ČR směřujících do základního jmění plus reinvestovaný zisk budou představovat další determinantu generující jak transakční, tak opatrnostní poptávku po

¹¹ V analýze malé otevřené ekonomiky již tradičně vystupuje reálný kurz jako jedna z veličin, které determinují poptávku v takové ekonomice (druhou je samozřejmě reálná úroková míra). Jeden z nejznámějších teoretických konceptů zahrnující poptávkovou funkci tohoto typu je Rogoffův-Obstfeldův model.

penězích v otevřené ekonomice typu ČR s relativně volným pohybem kapitálu, kdy příliv FDI aproximuje extenzi dosavadních či vznik nových ekonomických subjektů.

3.4 Odhad poptávky po penězích M1 pro sektor firem

Jak již bylo řečeno výše, při respektování požadavku robustnosti dosažených odhadů budeme v této práci aplikovat dvě kointegrační techniky – stejně tak, jako tomu bylo v případě odhadu poptávkové funkce po penězích u domácností. Vzhledem k převažující tendenci v současné zahraniční literatuře (viz seznam literatury) budeme aplikovat jako jednorovnicovou kointegrační techniku DOLS a jako vícerovnicovou kointegrační techniku Johansenovu kointegrační proceduru. Vzhledem k tomu, že u agregátu M1 tradičně dominuje transakční motiv držby takových zůstatků, jež souvisejí zejména s profinancováním transakcí v běžném období, budeme v tomto smyslu přisuzovat větší váhu odhadu pomocí jednorovnicové techniky DOLS.¹² V Johansenově proceduře bude rovněž zohledněna problematika endogenity, resp. exogenity a slabé exogenity, neboť tyto atributy jednotlivých proměnných hrají v tomto případě při odhadu dané specifikace poptávkové funkce podstatnou roli.

Všechny odhady¹³ specifické poptávkové funkce po úzkých penězích v sektoru firem vykazují pro jednotlivé proměnné poměrně velmi shodné indikace, kdy dodatečný odhad pomocí JOH(2) nevykazuje známky významnější disperze v odhadu jednotlivých koeficientů ani jejich významnosti. Jak odhad pomocí DOLS, tak odhad pomocí JOH(1) ukazují, že proměnné *PPI*, *IPP*, *I_m*, *I_b*, *RE* a *FDI* působí na poptávku po úzkých penězích v souladu s předpoklady a ekonomickou teorií, přičemž jen veličina *FDI* se zdá být, co do statistické významnosti a velikosti koeficientu, potenciálně nevýznamná.

Tato nevýznamnost může být způsobena zahrnutím přímých investic do ČR ve smyslu základního jmění a reinvestovaného zisku; v nich se mísí účinek tzv. přímých investic na zelené louce a investic do základního jmění již existujících společností. Je zřejmé, že FDI na zelené louce, které vedou ke vzniku nového ekonomického subjektu, budou mít větší účinek na zvýšení transakční poptávky po penězích, avšak s relativně větším zpožděním. Naproti tomu FDI do základního jmění již existující firmy budou působit v relativně kratší době; jde o určitou expanzi potenciálu firmy, ovšem za předpokladu okamžitého využívání těchto kapacit. Přitom odhad „pravi-

¹² Metodu DOLS lze specifikovat podle následující rovnice:

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

kde x je vektor vysvětlujících proměnných, β je dlouhodobá matice koeficientů vektoru x , α je matice koeficientů vektoru x v diferencích, ε je reziduální složka a k je počet vedení (*leads*) a zpoždění (*lags*).

¹³ Obecné tvary odhadů rovnice (7) pomocí zmíněných technik variantně pro vybrané škálové proměnné jsou uvedeny v rozšířené verzi této práce.

TABULKA 1 Odhad poptávky firem po peněžích M1 pomocí DOLS, šetrný tvar

	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>	<i>i_n</i>	<i>i_t</i>	<i>inf</i>	<i>re</i>	<i>fdi</i> (-1)	konst.
β	1,43	1,34	0,35	-0,03	0	0,77	0	-13,03
t-stat.	7,2***	5,57***	14,76***	-13,6***	-	2,41**	-	6,27***

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

TABULKA 2 Odhad poptávky firem po peněžích M1 pomocí DOLS, šetrný tvar

	<i>m1</i>	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>	<i>i_n</i>	<i>i_t</i>	<i>inf</i>	<i>re</i> (-1)	<i>fdi</i> (-1)
β	-	2,24	0,85	0,5	-0,024	-0,1	1,09	0,025
t-stat.	-	6,78***	4,14***	8,91***	-7,7***	-3,85**	3,93**	2,33*
α	-0,2	0,072	0,22	0				
t-stat.	-1,42	13,15***	2,54*	-				

poznámky: neomezená konstanta (*unrestricted constant*)

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

Zamítnutí vyloučení proměnné $FDI(-1): \beta (fdi(-1)) = 0$, LR-test, rank = 1: $\chi^2(1) = 3,2011 [0,0736]^*$.

Přijata restrikce $\alpha (i_n) = 0$: LR-test, rank = 1: $\chi^2(1) = 0,5452 [0,4603]$.

TABULKA 3 Odhad poptávky firem po peněžích M1 pomocí JOH(2), šetrný tvar

	<i>m1</i>	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>	<i>i_n</i>	<i>i_t</i>	<i>inf</i>	<i>re</i> (-1)	<i>fdi</i> (-1)
β	-	0,89	2,12	0,33	-0,031	-0,13	1,38	0
t-stat.	-	3,43**	12,26***	8,22***	-12,3***	-6,44***	7,19***	-
α	-0,25	0,044	0,42	0				
t-stat.	-2,25*	5,39***	4,84***	-				

poznámky: neomezená konstanta (*unrestricted constant*)

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

Přijetí restrikce na vyloučení proměnné $FDI(-1): \beta (fdi(-1)) = 0$, LR-test, rank = 1: $\chi^2(1) = 1,9414 [0,1635]$.

Přijata restrikce $\alpha (i_n) = 0$: LR-test, rank = 1: $\chi^2(1) = 0,4808 [0,4881]$.

delného“ působení této části FDI na poptávku po úzkých peněžích může být vzhledem k hospodářskému cyklu poněkud problematický. Proto by bylo lepší v dalším výzkumu zohlednit v tomto ohledu jen tzv. FDI na zelené louce.

Co se týká inflace PPI, působí tato proměnná při odhadu pomocí DOLS podle indikací Sprenkleova-Millerova modelu, tzn. ve smyslu nejistoty s odpovídajícím zvýšením opatrnostní poptávky po úzkých peněžích. Nicméně ve zmíněném odhadu se tato veličina jeví jako nevýznamná. Naproti tomu v odhadu JOH(1) působí inflace PPI jako alternativní náklad držby úzkých peněz ve vztahu k reálným aktivům podle indikací teorie portfolia. Oba odhady vyvolávají otázku, zda je opatrnostní poptávka po peněžích opravdu v ČR vyvolávána volatilitou cen, nebo zda je nutné zohlednit také vliv výkyvů v příjmech (důchodech) firem. Je možné, že podstoupená dezagregace na úroveň firem není v tomto smyslu dostatečná, neboť se nám nepodařilo od sebe oddělit malé a velké firmy. Zejména přítomnost malých firem, které

mají relativně uzavřený přístup na většinu finančních trhů, zkrlesluje reakci firem velkých na kolísání cenové hladiny. Tato odlišnost v možnostech a následně v reakci malých firem na kolísání cen v daném sektoru se pak může projevovat v předzásobení, a tudíž ve snižování držby úzkých peněz. Rovněž tento aspekt by bylo vhodné při dalším výzkumu této oblasti zohlednit.

Pokud se v jednotlivých odhadech soustředíme striktně na významné proměnné, dopracujeme se postupným vyloučením všech nevýznamných proměnných pomocí testů významnosti k tzv. šetrným (*parsimonious*) tvarům jednotlivých odhadů. Tyto šetrné tvary jsou zachyceny v *tabulkách 1 až 3*.

Vyloučení inflace PPI z odhadu DOLS indikuje pravděpodobné působení této veličiny jako alternativního výnosu držby úzkých peněz vůči aktivům; je otázkou dalšího výzkumu, zda se reakce na nejistotu v ekonomice nemůže projevovat rovněž tímto způsobem. Odstranění FDI z odhadů DOLS a JOH(2) může být způsobeno použitím ne zcela vhodných či přesných dat. Na druhé straně pak testy vyloučení této proměnné vykazují z časového hlediska nárůst významnosti této proměnné, což může být způsobeno narůstajícím podílem FDI na zelené louce (viz zpráva ČNB o platební bilanci (2000)) v poměru k investicím do základního jmění a reinvestovanému zisku.

3.5 Stabilita šetrných tvarů odhadů poptávkové funkce po penězích M1

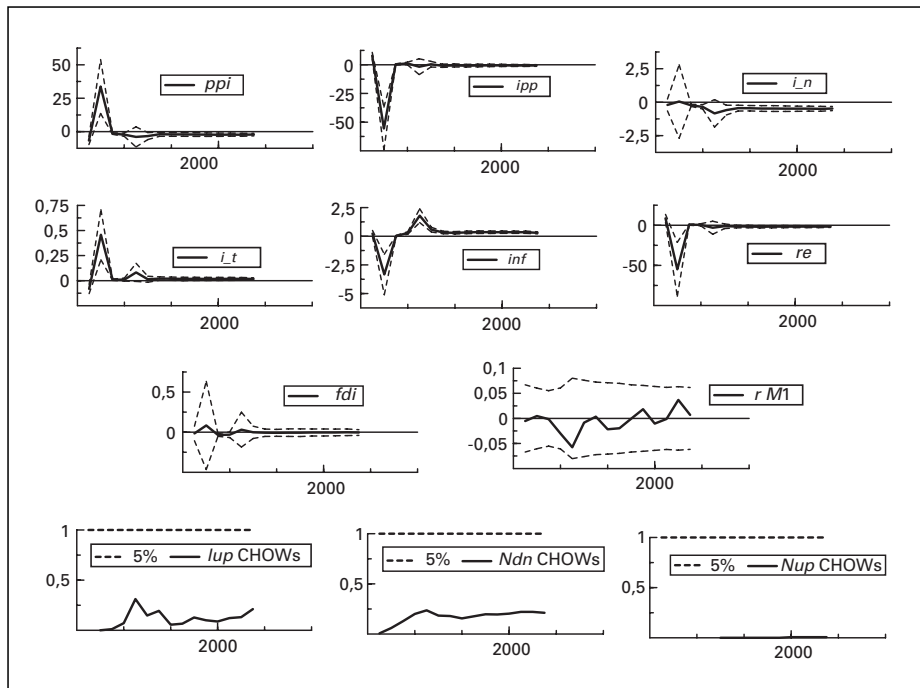
Důležitým atributem získaných odhadů není jen významnost jednotlivých koeficientů veličin formujících vztah poptávky po úzkých penězích, ale také stabilita těchto odhadnutých vztahů a odhadů jednotlivých koeficientů v každém vztahu. Testy stability odhadu pomocí JOH(1) jsou uvedeny postupně v *grafu 1*.¹⁴

Testy stability koeficientů odhadu pomocí JOH(1) indikují znatelné narušení stability v období měnové krize a na počátku roku 1998. Tento fakt se nicméně dramaticky neprojevil ve vývoji reziduí *one-step forecast* ani v sérii aplikovaných Chowových testů stability, které indikují stabilitu odhadnutého vektoru po celé analyzované období na běžné, 5% hladině významnosti. Vektor včetně odhadnutých koeficientů vykazuje stabilitu zejména v posledních dvou letech. Test stability šetrné verze odhadu JOH(2) není prezentován z důvodu nízké vypovídací schopnosti aplikovaných testů, která je důsledkem krátkosti disponibilního časového úseku pro danou analýzu; ta byla vyvolána nízkým stupněm volnosti daného odhadu.

Testy stability odhadnutých koeficientů pomocí jednorovnicové kointegrační techniky DOLS nevykazují po celé analyzované období větší známky nestability. Jediný mírný výkyv byl danými testy zaznamenán v 1. čtvrtletí roku 2000. Tento fakt se odráží významněji jen v Chowově testu *one-step forecast*; ostatní Chowovy testy a rezidua *one-step forecast* tento aspekt téměř nezachycují.

¹⁴ Testy stability odhadu pomocí DOLS jsou opět uvedeny v rozšířené verzi této práce.

GRAF 1 Testy stability šetrného tvaru odhadu pomocí JOH (1)



3.6 Model poptávkové funkce po širokých penězích M2 v sektoru firem

V této části práce se budeme věnovat analýze poptávky po širokých penězích zastoupených peněžním agregátem M2. Je zřejmé, že na dané úrovni šířky peněz bude podle principů agregace převládat portfoliový motiv držby takových zůstatků, tzn. že peníze nebudou drženy převážně pro svou funkci prostředku směny, ale pro svou funkci uchovatele hodnoty. Peníze typu M2 zde budou vystupovat jako jedna z forem alokace bohatství firem. Výběr alternativní alokace bohatství ve vztahu k daným penězům ve smyslu nižší likvidity a vyššího výnosu bude v podstatě determinován zvyklostmi dané ekonomiky a rozvinutostí jejích finančních trhů a trhů spojených s různými možnými formami alokace bohatství.

Zaměříme se na podmínky české ekonomiky a budeme respektovat, že ve zkoumaném dílčím agregátu pro sektor firem jsou zastoupeny jak velké podniky s poměrně širokou škálou alternativních aktiv (včetně zahraničních), tak podniky střední a malé, které mají jen o něco větší či přibližně stejné možnosti alokace svého bohatství jako většina domácností. Při výběru determinantů řídicích formování portfolia firem musíme rovněž zohlednit specifika české ekonomiky ve smyslu velké otevřenosti a poměrně nízké regulace měnové substituce (v průměru za zkoumané období).

V rámci zmíněných podmínek zařazujeme do zkoumaného vztahu, tzn. poptávky po penězích M2 v nominálním tvaru,¹⁵ opět kromě veličiny postihující cenový vývoj v daném sektoru také škálovou proměnnou, kterou v tomto případě bude opět index průmyslové výroby IPP a alternativně domácí absorpce. Vlastní výnosnost peněz M2 bude aproximována úrokovou sazbou z krátkodobých vkladů pro podniky. Jako alternativní aktiva budou zvažovány: inflace π coby alternativní náklady držby peněz M2 vůči reálným aktivům,¹⁶ průměrná sazba z úvěrů pro sektor firem lr coby alternativa alokace peněžních prostředků a $-z$ z hlediska uzavřené ekonomiky – burzovní index PX-50 px ; ten však bude mít z hlediska firem s velkou pravděpodobností odlišný směr působení, než je tomu u sektoru domácností, a to ve smyslu bohatství. Zohledněné atributy otevřené ekonomiky bude odrážet jednak bilaterální¹⁷ měnový kurz CZK/USD¹⁸ e – podle indikací teorie přímé měnové substituce ve smyslu nahrazování domácí měny měnou zahraniční a rovněž podle indikací teorie nepřímé měnové substituce, resp. kapitálové mobility¹⁹, kde tato proměnná působí v interakci se zahraniční úrokovou sazbou, zde tb –, jednak právě zahraniční úroková sazba tb .²⁰ Celkový model poptávky po penězích M2 pro sektor firem po logaritmické transformaci zachycuje rovnice (8):

$$m2 = \beta_1 p + \beta_2 s + \beta_3 i_t + \beta_4 \pi + \beta_5 lr + \beta_6 px + \beta_7 e + \beta_8 tb + + \varepsilon_t \quad (8)$$

Co se týká směru působení jednotlivých determinant na vývoj peněžního agregátu M2, předpokládáme, že pokud subjekty v daném sektoru ekonomiky nepodléhají peněžní iluzi a současně vybraná veličina aproximující vývoj cen pro daný sektor dostatečně odráží specifika preferencí či zvyklostí v daném sektoru, bude se $\beta_1 = 1$. Škálová proměnná a vlastní výnosnost peněz M2 by měly vykazovat elasticitu, resp. semielasticitu větší než nula, tzn. že $\beta_2, \beta_3 > 0$. Všechny koeficienty alternativních nákladů držby peněz by měly vykazovat záporná znaménka až na měnový kurz, který představuje vlastní výnosnost peněz zahrnutých v agregátu M2 v případě ČR.

¹⁵ Argumentace pro analyzování nominálního tvaru poptávky po penězích je uvedena v části zabývající se poptávkou po penězích M1.

¹⁶ Tuto proměnnou doporučuje zahrnout rovněž Sriram (1999) jako jednu z nejvýznamnějších determinant v případě tranzitivních ekonomik.

¹⁷ Je vysoce pravděpodobné, že se reprezentativní subjekt bude zajišťovat vždy v měně, u níž očekává vyšší výnos nebo jejíž fluktuace pro něj představuje relativně větší riziko. Použití nominálního efektivního kurzu by zejména v případě domácností představovalo poměrně nereálný předpoklad.

¹⁸ Dílčí analýza týkající se výběru příslušného bilaterálního kurzu z alternativ CZK/DEM a CZK/USD je uvedena v dodatku rozšířené verze této práce.

¹⁹ Oba koncepty měnové substituce a jejich vliv na poptávku po penězích jsou blíže diskutovány např. v (Govannini – Turtlebomm, 1992) nebo (Melecký, 2001a).

²⁰ Je otázkou, zda nezařadit variantně také nějaký zahraniční či globální akciový index, popř. index smíšený, a zda následně neanalyzovat, která z daných veličin je z hlediska kapitálové mobility superiorní. Tento aspekt by mohl být předmětem dalšího výzkumu.

3.7 Popis dodatečně zařazených proměnných

Modelovaný agregát M2

M2 (firmy) – Modelovaný peněžní agregát M2 pro sektor firem bude v této práci představovat součet agregátu M1 pro sektor firem (viz výše), termínovaných vkladů a nekorunových vkladů podniků, jak jsou vykazovány v měnových přehledech ČNB. (*zdroj*: databáze ČNB)

Vlastní výnosnost peněz M2

Vlastní výnosnost širokých peněz bude aproximována pomocí úrokových sazeb z krátkodobých termínovaných vkladů. Alternativně bude rovněž zohledněna úroková sazba ze střednědobých a dlouhodobých vkladů charakteristická pro sektor firem. (*zdroj*: databáze ČNB)

Inflace PPI

Inflace PPI zde bude vnímána jako aproximace alternativních nákladů držby širokých peněz vůči reálným aktivům. Konstrukce dané proměnné bude odpovídat průměrné meziměsíční inflaci v daném čtvrtletí. (*zdroj*: ČSÚ)

Úroková sazba z úvěrů

Tato veličina by měla představovat alternativu, při níž peníze nejsou drženy jako aktivum v rámci agregátu M2, ale jsou použity na splácení úvěru. K tomuto účelu jsme volili sazbu ze stavových úvěrů v soukromém vlastnictví včetně družstevního. (*zdroj*: databáze ČNB)

Burzovní index PX-50

Akciový index bude sloužit jako aproximace bohatství firem a měl by indikovat odlišné vnímání této veličiny z pozice firem a domácností a dále pak poukázat na možné problémy při jeho zařazení do agregátní funkce poptávky po širokých penězích. (*zdroj*: databáze ČNB)

Nominální měnový kurz

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

Výnosnost zahraničních aktiv

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

3.8 Odhad modelu poptávky po širokých penězích M2 pro sektor firem

Odhad modelu poptávky po širokých penězích M2 provedeme opět pomocí aplikace dvou, resp. tří kointegračních metod, a to DOLS, JOH(1) a JOH(2). Zařazení Johansenovy techniky ve dvou alternativních délkách zpoždění endogenních proměnných aplikujeme zejména pro posouzení disperze odhadu pomocí dané techniky, která je jejím jediným nežádoucím atributem. V tomto ohledu pak budeme větší váhu přisuzovat odhadu JOH, který bere v úvahu interakci endogenních proměnných.

Odhady²¹ indikují významnost proměnných *PPI*, *IPP inf*, *PX-50* a nominálního měnového kurzu při determinaci peněžního agregátu M2. U dalších veličin tento závěr s odvoláním na použité odhady konstatovat nelze. Aproximace vlastní výnosnosti peněz se ukazuje být poměrně nevýznamná, stejně jako v případě odhadu poptávkové funkce pro sektor domácností. Nicméně nahrazení této veličiny stejnou sazbou s delší splatností nepřineslo kýžené zvýšení významnosti. Tento fakt je dále komplikován přítomností úrokové sazby z úvěrů, která se vyvíjí analogicky a mnohdy blíže pojetí vlastní výnosnosti peněz typu M2.²² Rovněž významnost aproximace výnosu zahraničních aktiv je poněkud mlhavá a navíc působí v opačném směru,²³ než jsme očekávali.²⁴ Pro lepší odlišení vlivu kapitálové mobility a měnové substituce je v tomto ohledu pravděpodobně vhodnější použít specifikaci zahrnující nominální měnový kurz a výnosnost zahraničních aktiv ve smyslu jejich korunového výnosu (Giovannini – Turtleboom, 1992), (Melecký, 2001b). Přesnější odhad jednotlivých koeficientů a významností uvažovaných proměnných nám pomohou nastínit šetrné tvary prezentovaných odhadů.

Odhady modelu poptávky po širokých penězích M2 ve tvarech obsahujících pouze významné proměnné nebo proměnné, které podporují stacionaritu odhadnutého vektoru, budou jedním z cílů této části. Dalším dílčím cílem analýzy v této části bude testování stability těchto še-

²¹ Obecné výsledky odhadů rovnice (8) pomocí zmíněných technik jsou uvedeny v rozšířené verzi této práce.

²² Tato poznámka je míněna spíše technicky, než aby šlo o podporu zahrnutí sazby z úvěru jako aproximace vlastní výnosnosti peněz M2. Objasnění zmíněných komplikací spočívá podle názoru autora ve větší vyhlazenosti časové řady sazeb z úvěru, která je způsobena intermediační marží, jež umožňuje lépe absorbovat šoky v časové struktuře úrokových sazeb. Jelikož na krátkodobou sazbu z termínovaných vkladů reaguje jen část agregátu M2, může pak logicky být relativně vyhlazenější sazba z úvěrů svým chováním bližší vlastní výnosnosti peněz typu M2.

²³ Možnou interpretací – za níž vděčím anonymnímu recenzentovi FaU – je, že zahraniční dluhové instrumenty byly v počátku zkoumaného období, tj. 1994–1997, používány jako zdroj financování. Z tohoto důvodu růst zahraničních úrokových sazeb ceteris paribus podnítl zájem firem o domácí měnu (tak, jak se úrokový diferenciál snižoval).

²⁴ Vzhledem k přítomnosti vkladů v cizích měnách v agregátu M2 je problematické označit správný směr působení veličin měnové substituce, resp. kapitálové mobility. Precizní analýza této problematiky by vyžadovala podrobnější mikroekonomický výzkum jak skladby těchto vkladů, tak chování firem a domácností v tomto ohledu. Je možné, že jeden sektor bude více preferovat umístění vkladů v zahraniční měně v domácí ekonomice a jiný v ekonomice zahraniční, což by se jevílo jako velmi problematické při analýze tohoto aspektu na agregátní úrovni.

TABULKA 4 Odhad poptávky firem po peněžích M2 – JOH(1), šetrný tvar

	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>	<i>i_t</i>	<i>inf</i>	<i>lr</i>	<i>px-50</i>	<i>e (-1)</i>	<i>tb</i>
β	0,81	1,04	0	-1,49	-0,03	-0,31	0,85	0,16
<i>t</i> -stat.	3,82**	4,85***	–	-46,6***	-3,68**	-5,78***	-8,71***	6,56***

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

TABULKA 5 Odhad poptávky firem po peněžích M2 – JOH(2), šetrný tvar

	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>	<i>i_t</i>	<i>inf</i>	<i>lr (-1)</i>	<i>px-50</i>	<i>e (-1)</i>	<i>tb</i>
β	2,52	1,00	0	-0,87	0	0,41	-1,11	0
<i>t</i> -stat.	5,01***	2,09**	–	-12,1***	–	3,17**	-3,97**	–

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

TABULKA 6 Odhad poptávky firem po peněžích M2 – DOLS, šetrný tvar

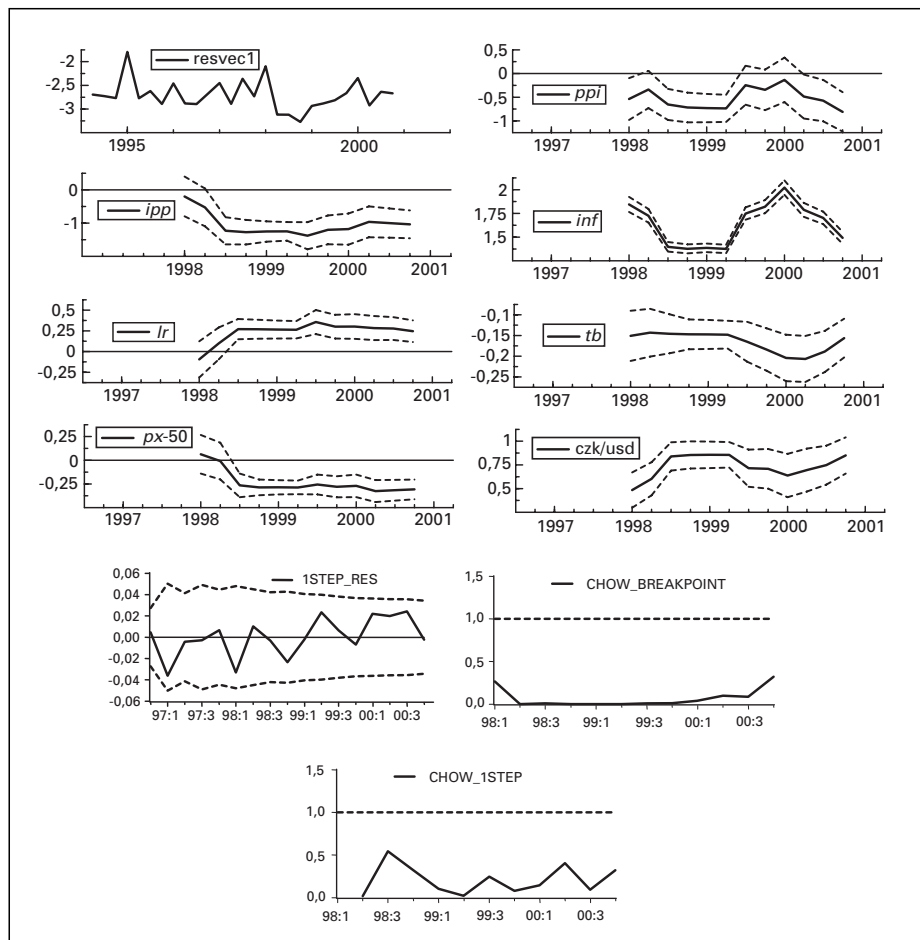
	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>	<i>i_t</i>	<i>inf</i>	<i>lr</i>	<i>px-50</i>	<i>e (-1)</i>	<i>tb</i>	<i>konst.</i>
β	3,33	1,54	-0,07	-0,14	0,07	0,16	-1,56	0	-14,82
<i>t</i> -stat.	10,11***	7,49***	-6,14***	-4,13***	4,33***	4,90***	-14,3***	–	-6,86***

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

trných tvarů odhadů, resp. jejich vyšetření ve smyslu odhalení potenciálních strukturálních zlomů v odhadnuté specifikaci modelu. Šetrné tvary odhadů pomocí JOH(1), JOH(2) a DOLS jsou uvedeny v *tabulkách 4 až 6*.

Z pozice aplikovaných kointegračních metod lze konstatovat významnost veličin *PPI*, *IPP*, *inf*, *PX-50* a nominálního kurzu *CZK/USD*. Veličina *PPI* působí ve smyslu vývoje cen v daném sektoru, nicméně nelze obecně usuzovat, že by tato proměnná působila v souladu s teorií ve smyslu lineární homogenity ve vztahu k modelovanému agregátu M2. Naproti tomu veličina *IPP* se rovněž jeví významná při determinaci vývoje agregátu M2, ale navíc její koeficient odpovídá přibližně kvantitativní teorii peněz, a tímto se jeví jako velmi dobrá aproximace škálové proměnné pro sektor firem. Inflace *PPI* je další velmi významnou proměnnou a působí podle očekávání jako alternativní náklady držby peněz ve vztahu k reálným aktivům. Jako další významný faktor se z hlediska domácích veličin ukázal být burzovní index *PX-50* ve smyslu aproximace bohatství firem. Je však nutné podotknout, že tento index je rozdílně vnímán sektorem domácností a sektorem firem, což může vyústit v jeho nevýznamnost při analogickém výzkumu na agregátní úrovni. Nominální kurz působí nejvýznamněji se zpožděním jednoho období, ale v odlišném směru, než tomu bylo v sektoru domácností. Tento poznatek nicméně není v přímém rozporu z teorií měnové substituce a vyplývá pravděpodobně z významného podílu firem pod zahraniční kontrolou či se zahraničním zastoupením na držbě peněz typu M2 v sektoru firem. Tyto firmy mají na rozdíl od domácností možnost alokovat své bohatství rovněž vně české ekonomiky. Nicméně tato domněnka zasluhuje podrobnější mikroekonomickou diskuzi.

GRAF 2 Test stability odhadu JOH(1), šetrná verze



3.9 Stabilita šetrných tvarů odhadů poptávkové funkce po penězích M2

Dalším analyzovaným atributem, jak již bylo řečeno, bude stabilita uvedených šetrných tvarů odhadů modelu poptávky po širokých penězích. Grafická prezentace výsledků testů stability je uvedena v *grafu 2*.²⁵

Testy koeficientů vykazují poměrně uspokojivou stabilitu až na koeficient inflace, který vykazuje určitou proměnlivost, avšak s velmi nízkou standardní chybou odhadu. Rezidua testu *one-step forecast* nepoukazují na jakoukoli potenciální nestabilitu ve zohledněném období. Obdobný závěr lze konstatovat v případě obou Chowových testů. Lze tedy usuzovat, že šetrný

²⁵ Testy stability pro odhad pomocí JOH(2) nejsou prezentovány opět z důvodu nízkého stupně volnosti tohoto odhadu, a tudíž krátkého disponibilního období pro testování stability. Ze zmíněného pak vyplývá nízká vypovídací schopnost těchto testů.

tvar odhadu modelu poptávkové funkce po penězích M2 je stabilní a pro predikci použitelný.

Rovněž v případě odhadu pomocí DOLS nevykazují testy koeficientů větší známky nestability až na počátek zohledněného období. Test stability odhadnutého vztahu pomocí rekurzivních reziduí indikuje absenci strukturálního zlomu po celé zkoumané období. Nicméně neuspokojivě dopadly Chowovy testy stability, zejména pak Chowův *forecast test*, který indikuje velkou nestabilitu po celé analyzované období. Vzhledem k výsledkům testů stability nelze v případě šetrné verze odhadu DOLS vyslovit domněnku o stabilitě odhadu dané specifikace modelu.

4. Závěr

Cílem této práce bylo podrobněji analyzovat poptávku po penězích firem a poukázat na její specifika v porovnání s poptávkou po penězích domácností v podmínkách české ekonomiky. Nedílnou součástí měly být rovněž komentáře týkající se problémů či implikací, které z tohoto titulu vyvstávají pro výzkum poptávky po penězích na agregátní úrovni. V práci byly nejprve prezentovány relevantní teoretické koncepty týkající se poptávky po penězích firem a následně byla provedena samotná empirická analýza s aplikací na ČR.

Miller a Orr ve svém přístupu navazují na Baumolův model a rozšiřují ho ve smyslu reálnějších předpokladů z hlediska firem, které by měly vyústit v lepší popisnou schopnost modelu a indikovat lepší vzorce chování firem v rámci konceptu poptávky po penězích. Rozšíření Millerova-Orrova modelu spočívá zejména v stochastickém procesu, který generuje vývoj plateb jak ve směru výdajů, tak ve směru příjmů a možnost spojitěho monitorování všech komponentů portfolia ze strany firmy. Spojitý čas se rovněž váže k možnostem úpravy portfolia ve smyslu žádoucího množství držených peněz ve formě hotovostních zůstatků.

Sprenkleův-Millerův model opatrnostní poptávky po penězích se soustřeďuje zejména na nejistotu, které jsou firmy v důsledku nesladěnosti příjmů a výdajů vystaveny. Tento model používá jako proces generující nejistotu pravděpodobnostní distribuční funkci a soustřeďuje se při analýze chování firmy v rámci poptávky po penězích na období, kdy firma rozhoduje o struktuře svého portfolia – což je v případě velkých firem jeden den. Konkrétně se pak bude jednat spíše o zbytek daného dne do doby uzavření peněžního trhu. Nejistota ohledně budoucích hotovostních toků se nebude odrážet v dnešní plánované držbě peněžních zůstatků, ale spíše v konkrétních typech a splatnostech krátkodobých aktiv, jež chce daná firma držet.

V samotné empirické analýze poptávky firem po penězích v rámci ČR jsme se nejprve soustředili na úzké peníze, které zde byly reprezentovány agregátem M1. Zde byly jako potenciální determinanty zohledněny veličiny PPI (CPI) aproximující vývoj cen v sektoru firem, PPI (AE – domácí absorpce) jako proxy škálová proměnná, vlastní výnosnost peněz M1, alternativní výnos nejbližšího substitutu (krátkodobých vkladů) a inflace PPI jako aproximace nejistoty podle indikací Sprenkleova-Millerova modelu. Vzhledem k velké otevřenosti české ekonomiky byl zařazen také reálný efektivní kurz a přímé zahraniční investice do ČR. Všechny veličiny až na

inflaci a FDI se ukázaly být významné ve všech aplikovaných metodách odhadu. Inflace PPI se pak rovněž zdá být dobrou aproximací, nicméně pouze v odhadech pomocí Johansenovy metody. Šetrné verze aplikovaných odhadů vykazovaly potřebnou stabilitu podle aplikovaných testů.

V rámci modelování poptávky po širokých (M2) penězích byly jako hlavní potenciální determinanty vybrány opět PPI a IPP (viz výše), inflace, která v tomto případě (kdy jsme předpokládali převažující portfoliový motiv držby těchto peněz) představovala alternativní výnos reálných aktiv, dále byla zařazena aproximace vlastních výnosnosti peněz M2, sazba z úvěrů jako alternativní náklad držby peněz M2 a PX-50, který měl poukázat na diskrepanci ve vnímání této veličiny ze strany domácností (alternativní výnos) a firem (aproximace bohatství). Aspekt otevřenosti české ekonomiky byl reprezentován nominální kurzem a výnosností zahraničních aktiv podle indikací dílčí analýzy. Jako nevýznamné se ukázaly být v rámci použitých kointegračních technik použité aproximace výnosnosti zahraničních aktiv a aproximace vlastní výnosnosti peněz M2. Významnost nemůžeme obecně potvrdit z hlediska použitých odhadových technik rovněž u úrokové sazby z úvěrů. Testy stability odhalily strukturální zlomy v šetrné verzi odhadu pomocí DOLS.

Závěrem je nutné konstatovat, že proměnné jako PX-50 či nominální kurz – ač poměrně významné podle použitých odhadů – jsou rozdílně vnímány z pozice sektoru firem a z pozice sektoru domácností; to může vyústit v jejich nevýznamnost na agregátní úrovni či přispět k nestabilitě odhadu agregátní poptávkové funkce. Zařazení té či oné proměnné na agregátní úrovni by mělo být provedeno podle podílů jednotlivých sektorů na daném agregátu; předcházet by však mělo zohlednění vlastní významnosti dané veličiny, resp. úspěšnosti její aproximace v obou sektorech. Jako nejlepší řešení by se však pro analýzu přítomnosti měnové substituce v případě ČR jevilo vyloučení nekorunových vkladů z peněžního agregátu M2.

5. Diskuze diskrepancí v poptávce po penězích domácností a firem

V obou částech jsme komentovali výsledky odhadů poptávky po penězích M1 a M2 jak v sektoru domácností, tak v sektoru firem. Nyní se tyto výsledky pokusíme zobecnit a okomentovat odlišnosti ve specifikacích zobecněných sektorových funkcích pro úzké i široké peníze. Zobecněné odhady poptávkových funkcí²⁶ domácností a firem v případě úzkých peněz jsou popsány rovnicemi (9) a (10):

Domácnosti M1

$$m1_d = 0,84cpi + 1,56ae - 0,03i_t \quad (9)$$

²⁶ Zobecněné tvary jsme získali tak, že jsme zohlednili proměnné, resp. determinanty poptávky po penězích, které se podle prezentovaných šetrných verzí odhadů jevily jako signifikantní na běžné hladině významnosti (tj. 5%), a vypočetli jsme medián jednotlivých odhadů příslušného koeficientu, který pak uvádíme v zobecněné rovnici.

Firmy M1

$$m1_t = 1,43ppi + 1,34ipp + 0,35i_n - 0,03i_t + 1,38re \quad (10)$$

Obecně můžeme na základě podstoupené analýzy a aplikovaných metod konstatovat, že reprezentativní funkce poptávky po úzkých peněžích je v případě firem relativně sofistikovanější. Tento výsledek může odrážet skutečnost, že firmy pravděpodobně disponují kvalitnějším hotovostním managementem (zohledňují tudíž i vlastní výnosnost peněz M1) a jsou více zaangażovány v zahraničním obchodě (reagují na změny relativní cenové hladiny). Co se týká cenové elasticity, je opět vyšší u firem, což může indikovat snahu těchto subjektů o předzásobení se na rozdíl od domácností, které reagují na růst cenové hladiny relativně pozvolna. Proměnné aproximující vývoj množství transakcí v ekonomice vykazují přibližně stejnou elasticitu, která je větší než jedna, což může poukazovat na efekt kumulace bohatství, který v sobě vývoj těchto veličin nese.

Zobecněné rovnice poptávky po peněžích M2 pro oba sektory zachycují rovnice (11) a (12):

Domácnosti M2:

$$m2_d = 1,29cpi + 0,52ae - 0,42\pi - 0,10lr - 0,23px50 - 0,06tb \quad (11)$$

Firmy M2:

$$m2_t = 2,25ppi + 1,04ipp - 0,87\pi + 0,31px50 - 1,11e_{t-1} \quad (12)$$

Na základě prezentovaných zobecněných funkcí v rámci podstoupené analýzy a aplikovaných metod odhadu lze konstatovat, že poptávkové funkce po širokých peněžích jsou blízké Friedmanově specifikaci této funkce, jež zahrnuje několik alternativních nákladů držby širokých peněz vyplývajících z institucionálního charakteru dané ekonomiky a osvojených technik alokace bohatství v jednotlivých sektorech. Transakční část poptávkové funkce vykazuje v případě sektoru domácností narůstající sklon k úsporám (koeficient ae je menší než 1), resp. rizikovou averzi vůči držbě bohatství ve formě peněz při narůstajícím důchodu. Naproti tomu v případě firem je efekt růstu bohatství aproximován indexem PX-50 a škálová proměnná (IPP) vykazuje jednotkovou elasticitu, jak předpokládá kvantitativní teorie. V případě firem je cenová elasticita podstatně větší, než lze podle teorie očekávat, což může být způsobeno relativně nižší volatilitou indexu PPI ve vztahu k indexu CPI, jehož vývoj může být v realitě pro některé firmy rovněž vhodnou aproximací. Portfoliový motiv reprezentovaný různými alternativními náklady se zdá být z hlediska uvedených rovnic sofistikovanější v případě domácností, kdy lze předpokládat, že v průběhu transformace velkou část zisku firemní sektor reinvestuje. V obou případech se jeví jako významný alternativní náklad držby peněz výnosnost reálných aktiv. Ve firemním sektoru je to dále nominální bilaterální kurz,

TABULKA 7 Rovnice *error-correction* (loadings) vybraných veličin – JOH(1)

proměnná	domácnosti			firmy		
	<i>m1</i>	<i>cpi</i>	<i>ae</i>	<i>m1</i>	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>
zatížení	0,08	0,13	0,33	-0,2	0,072	0,22
t-statistika	0,72	3,33***	4,45***	-1,42	13,15***	2,54*

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

TABULKA 8 Rovnice *error-correction* (loadings) vybraných veličin – JOH(2)

proměnná	domácnosti			firmy		
	<i>m2</i>	<i>cpi</i>	<i>ae</i>	<i>m2</i>	<i>ppi</i>	<i>ipp</i>
zatížení	0,04	0,06	0,01	-0,02	0,01	0,03
t-statistika	0,02**	0,003***	0,02	-0,77	2,70**	1,21

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

což vyplývá z relativně větší angažovanosti v zahraničním obchodu. V případě sektoru domácnosti jsou to pak alternativní investice do akcií a splácení úvěrů a dále také vývoj výnosnosti zahraničních aktiv.

6. Implikace pro měnovou politiku

Provedená analýza sektorových poptávkových funkcí naznačuje hlavní determinanty vývoje rovnovážného růstu peněžní zásoby; většinu z těchto determinantů může centrální banka v zásadě ovlivňovat, a tak stabilizovat růst peněžní zásoby kolem jeho rovnovážné trajektorie. Jak jsme mohli pozorovat, tato transmise účinků opatření postupuje především přes výnosovou křivku; její jak krátký, tak dlouhý konec a také očekávání ekonomických subjektů ovlivňují většinu výnosů zohledňovaných jednotlivými sektory. Dále účinky měnové politiky ovlivňují rovnováhu na peněžním trhu přes kanál měnového kurzu a prostřednictvím vývoje výstupu na trhu zboží a služeb – který je také primárně ovlivněn jak úrokovým kanálem, tak kanálem měnového kurzu.

Otázkou je, jak v situaci, kdy se centrální bance nepodaří stabilizovat vývoj peněžní zásoby kolem rovnovážné trajektorie, tato nerovnováha působí na dynamiku veličin, jako jsou výstup a cenová hladina. Odpověď na tuto otázku by mohly nastínit *tabulky 7 a 8*, které shrnují hrubý odhad vlivů těchto nerovnováh na dynamiku vývoje peněžní zásoby, výstupu a cen.²⁷

Z tabulek 7 a 8 lze vyčíst, že systém poptávky po úzkých a širokých peněžích nemá obecně významnou tendenci sám o sobě konvergovat k rovnováze. Také z tohoto důvodu lze pozorovat, že jsou zde aktivními absorbatory zejména ceny a výstup, přičemž výstup vykazuje v tomto smyslu

²⁷ Jelikož jsme tuto problematiku zohledňovali jen implicitně, jsou uvedené odhady založeny na odhadu pomocí metody JOH(1); zde je tento aspekt součástí této procedury, která je v tomto smyslu efektivnější díky svému vícerovnicovému charakteru.

reakci intenzivnější. Tento poznatek můžeme interpretovat následovně: pokud centrální banka nebude schopna stabilizovat růst peněžní zásoby kolem jeho rovnovážné trajektorie, může být ohroženo naplnění jejího cíle (trefení inflačního cíle), pokud tato dynamika nebude zohledněna nebo pokud tato politika bude prováděna v rámci stimulace růstu výstupu (větší váha v cílové funkci CB bude přikládána vývoji produktu). Z uvedené interpretace implicitně vyplývá, že by bylo vhodné zahrnout funkci poptávky po penězích do strukturálního modelu české ekonomiky a zkoumat vliv situace na trhu peněz na ceny a produkt v rámci interakce s trhem zboží a služeb.

LITERATURA

- BAUMOL, W. J. (1952): The Transaction Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 1952, no. 66 (Nov. 1952).
- BRAND, C. – CASSOLA, N. (2000): A Money Demand System for Euro Area M3. *European Central Bank Working Paper Series*, 2000, no. 39.
- ČNB (2001): *Platební bilance 2000*. Praha, ČNB, 2001.
- GIOVANNINI, A. – TURTELBOOM, B. (1992): Currency Substitution. *NBER Working Paper*, 1992, o. 4232.
- HARRIS, R. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall, 1995.
- HENDRY, S. (1995): Long-Run Demand for M1. *Bank of Canada Working Paper*, 1995, no. 95-11.
- HOFFMAN, D. L. – RASCHE, R. H. (1996): *Aggregate Money Demand Functions: Empirical Applications in Cointegrated Systems*. Kluwer Academic Publishers Group, 1996.
- MELECKÝ, M. (2001a): Analýza diskrepancí v poptávce po penězích domácností a firem v ČR 1994–2000 – část I: domácnosti. *Finance a úvěr*, 52, 2002, č. 7-8, ss. 428–449.
- MELECKÝ, M. (2001b): Stabilita dlouhodobé poptávky po širokých penězích v otevřené ekonomice: případ ČR. *CNB Working paper (v tisku)*.
- MILLER, M. H. – ORR, D. (1966): A Model of the Demand for Money by Firms. *Quarterly Journal of Economics*, 1966, pp. 413–435.
- MUSCATELLI, V. A. – SPINELLI, F. (2000): The Long-Run Stability of the Demand for Money: Italy 1861–1996. *Journal of Monetary Economics*, 45, 2000, pp. 717–739.
- PEYTRIGNET, M. – STAHEL, CH. (1998): Stability of Money Demand in Switzerland: A Comparison of the M2 and M3 Cases. *Empirical Economics*, 23, 1998, pp. 437–454.
- SPREngle, C. M. – MILLER, M. H. (1980). The Precautionary Demand for Narrow and Broad Money. *Economica*, 47, 1980, pp. 407–421.
- SRIRAM, S. S. (1999): Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models. *IMF Working Paper*, 1999, no. 99/64.
- VEGA, J. L. (1998): Money Demand Stability: Evidence from Spain. *Empirical Economics*, 23, 1998, pp. 387–400.

SUMMARY

JEL Classification: C22, C32, E41, F36

Keywords: money demand – firms – co-integration – microeconomic theory of money demand

Analysis of Discrepancies in the Money Demand of Households and Firms in the CR 1994–2000 – Part II: Firms

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

This paper analyses the money demand of firms in the Czech Republic. The results of the analysis are compared to the results of an analogical analysis of Czech households, and the observed discrepancies are analyzed. Two theoretical concepts related to firms' money demand are presented, namely the Miller-Orr model of the demand for money by firms and the Sprenkle-Miller model of the precautionary demand for narrow and broad money by large economic units. The subsequent empirical analysis considers both narrow (in the case of the Czech Republic, M1 money) and broad money (M2). The money demand model of Czech firms is built on both the theoretical implications of the presented models and on implications that stem from the condition of the Czech Republic as a small open economy. A time-series analysis in a co-integration framework is undertaken that uses the Johansen technique and dynamic OLS method. Finally, we test the stability of parsimonious versions of the achieved estimates.