

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

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49
120 74 Praha 2

Tel.: (02) 24 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171

Fax: (02) 21 59 32 03

Šéfredaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

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

© Ministry of Finance of the Czech Republic

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

Editor in Chief: Ivan Kočárník

OBSAH

Tomáš HOLUB: Peněžní multiplikátor a měnový vývoj v ČR129

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Josef ARLT: Vztah mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem inflace v I. 1993–96 (1. část) 143

Petr MUSÍLEK: Změny makroekonomických veličin a akciové kurzy150

Marek KAPIČKA: Vývoj obchodní bilance v letech 1993–96163

Robert MURÁRIK: Analýza spotřeby domácností a vlády ČR v I. 1989–95 (2. část) 176

Informace

Jana DUCHOŇOVÁ – Alexandr ČESTNĚJŠÍ: Finančné plánovanie a zvládanie rizika v operáciách Slovenskej poisťovne, a. s.185

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 4–5/97188

CONTENTS

Tomáš HOLUB: Money Multiplier and Monetary Development in the Czech Republic.129

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Josef ARLT: Relation between the Development of the Money Supply and the Development of Inflation in 1993–1996 (1st Part)143

Petr MUSÍLEK: Changes in Macroeconomic Variables and the Stock Prices150

Marek KAPIČKA: Development of the Czech Foreign Trade in 1993–96163

Robert MURÁRIK: An Analysis of Household and Government Consumption in the CR in 1989–1995 (2nd Part)176

Information

Jana DUCHOŇOVÁ – Alexandr ČESTNĚJŠÍ: Financial Planing and the Risk Management in the Slovak Insurance Company185

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 4–5/97188

Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1996 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití části nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je zakázáno.

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

Peněžní multiplikátor a měnový vývoj v ČR*

Tomáš HOLUB**

Peněžní multiplikátor je jednou z nejdůležitějších makroekonomických veličin. Spolu s měnovou bází určuje množství peněz v ekonomice a jeho prostřednictvím ovlivňuje celé hospodářství. Stabilita či předvídatelnost vývoje peněžního multiplikátoru je proto jednou ze základních podmínek pro úspěšnou monetární politiku. V našem odborném tisku mu však zatím nebyla věnována přílišná pozornost; následující analýza se pokouší toto napravit.

Monetární politika – základní problémy

Monetární politika je jedním ze základních nástrojů, jimiž stát může přispívat k omezení fluktuací v ekonomice. Za předpokladu relativně stabilní poptávky po penězích totiž existuje přímý vztah mezi peněžní zásobou a vývojem nominálního produktu (viz např. [Dornbusch – Fischer 1994]). V takové situaci je pro centrální banku optimální strategií snažit se kontrolovat růst zvoleného peněžního agregátu. (Volba tohoto agregátu je sama o sobě velkým problémem, my se jím však v této stati nebudeme zabývat. ČNB používá jako svůj mezicíl agregát M2, s nímž budeme pracovat i my.) Je proto důležité ptát se, jakým způsobem to lze dělat a co jí v tom může případně zabránit.

Jak ukazuje rovnice (1), peněžní zásoba (M) se rovná součinu měnové báze (H ; z anglického high-powered money) a peněžního multiplikátoru (m):

$$M = m \cdot H \quad (1)$$

Jakákoli změna těchto dvou veličin proto vede ke změně množství peněz v ekonomice. Přitom platí následující vztah:

$$dM = H \cdot dm + m \cdot dH \quad (2),$$

kde „d“ značí malou změnu.

* Autor děkuje za cenné rady a připomínky M. Čihákovi a K. Janáčkovi z Komerční banky. Jakékoli chyby či opomenutí jsou však, samozřejmě, výlučně autorovy vlastní.

** Bc. Tomáš Holub – tým hlavního ekonoma Komerční banky, a. s., Praha

Má-li tedy centrální banka provádět účinnou měnovou politiku, musí jednak mít pod kontrolou měnovou bázi a jednak dobře odhadovat budoucí vývoj peněžního multiplikátoru. Není-li jeden z těchto předpokladů splněn, je pro ni velmi těžké stanovovat jako cíl určitý růst zvoleného peněžního agregátu; to může znamenat nebezpečí pro celkovou stabilitu ekonomiky.

Měnová báze se skládá z oběživa a rezerv komerčních bank¹ držených na zvláštním účtu u centrální banky. Tyto veličiny vystupují v bilanci centrální banky na straně pasiv a na straně aktiv proti nim stojí položky jako např. úvěry domácím finančním institucím, státní cenné papíry, zahraniční aktiva apod. (Zjednodušené schéma bilance centrální banky je zde uvedeno jako *schéma 1.*) Změna těchto položek proto vede automaticky i ke změně měnové báze.

SCHEMA 1 Bilance centrální banky

aktiva	pasiva
zlato	vlastní jmění
zahraniční aktiva	oběživo
půjčky domácím bankám	vkłady bank (rezervy)
státní cenné papíry	ostatní pasiva
ostatní aktiva	

Centrální banka tedy má řadu nástrojů, jejichž pomocí se může snažit měnovou bázi ovlivňovat. Patří sem operace na volném trhu (prodej pokladničních poukázek ministerstva financí, poukázek centrální banky² apod.), refinanční úvěry (diskontní a lombardní úvěry, repo operace) atd. Na druhé straně však v podmínkách pevného měnového kurzu existuje i autonomní složka báze – zahraniční aktiva, na něž nemá centrální banka žádný přímý vliv a která jí mohou v krajním případě cílování růstu měnové báze znemožnit.

Problematické vývoje měnové báze a míře autonomie ČNB při jejím určování již byla v našem tisku věnována široká pozornost (viz např. [Frait 1996], [Šmídková 1996]). My se jí zde proto nebudeme podrobněji zabývat a v dalším textu se zaměříme pouze na jediný problém, o kterém jsme se zmínili již výše – na vývoj peněžního multiplikátoru.

Peněžní multiplikátor – teoretický popis

Existence peněžního multiplikátoru vyplývá ze skutečnosti, že finanční systém, v němž banky nedrží 100% rezervy z vkladů, vytváří v ekonomice dodatečnou likviditu a celková peněžní zásoba je tudíž větší než peníze emitované centrální bankou (H).

¹ Pojmem „rezervy“ v tomto textu rozumíme rezervy obchodních bank na zajištění likvidity. Ty stojí v jejich rozvaze na aktivní straně jako pohledávky vůči centrální bance. Tyto rezervy je nutné odlišit od rezerv vytvářených bankami k pokrytí ztrátových úvěrů; tyto rezervy jsou zdrojem financování a v rozvaze stojí na straně pasiv.

² Kvůli nedostatku emitovaných vládních cenných papírů používá ČNB při své měnové politice emise vlastních pokladničních poukázek. Tyto poukázky samozřejmě stojí v její rozvaze na straně pasiv. Pro zjednodušení je však zde nebudeme uvažovat. (Můžeme si např. představit, že jsou zahrnuty do aktivní položky „státní cenné papíry“ se záporným znaménkem.)

Jako příklad si uveďme důsledky diskontního úvěru ve výši 1 mil. Kč poskytnutého centrální bankou libovolné obchodní bance. Pro jednoduchost budeme zatím předpokládat, že všechny peníze v ekonomice mají podobu bankovních depozit (tj. neexistuje oběživo) a že námi zvolená obchodní banka reprezentuje celý bankovní sektor. Jednotlivé kroky multiplikačního procesu jsou znázorněny v *schématu 2*.

SCHEMA 2 Multiplikační proces

a) centrální banka		krok č.	b) obchodní banka	
aktiva	pasiva		aktiva	pasiva
<i>DÚ</i> +1 000 tis.	<i>RE</i> +1 000 tis.	1.	<i>RE</i> +1 000 tis.	<i>DÚ</i> +1 000 tis.
		2.	<i>Ú</i> +1 000 tis.	<i>D</i> +1 000 tis.
		3.	<i>Ú</i> + 900 tis.	<i>D</i> + 900 tis.
		4.	<i>Ú</i> + 810 tis.	<i>D</i> + 810 tis.
		.	.	.
		.	.	.

V prvním kroku poskytne centrální banka výše zmíněný diskontní úvěr (*DÚ*) a připsá ho na účet obchodní banky. Tím se zvýší rezervy (*RE*) této banky a ona tak získá dodatečné likvidní prostředky ve výši 1 mil. Kč. Tyto peníze použije na poskytnutí úvěru (*Ú*) některému ze svých klientů a převede je na jeho účet. Tímto krokem se zároveň zvýší bankovní vklady o 1 mil. Kč. Pokud se banka rozhodne držet např. 10 % rezerv, může poskytnout další úvěr ve výši 900 tis. Kč. Těchto 900 tis. Kč si příjemce opět uloží na účet a banka má tak k dispozici dalších 810 tis. Kč na nové úvěry. Celý tento proces pokračuje dále a výsledkem je, že celková peněžní zásoba (v tomto jednoduchém příkladu celková depozita) se zvýší několikanásobně (*m*-krát) více než o oněch původních 1 mil. Kč.

Abychom byli schopni spočítat přesný vztah pro výši peněžního multiplikátoru, vyjdeme z rovnice (1), kterou přepíšeme následujícím způsobem (zde již opustíme zjednodušující předpoklad neexistence oběživa):

$$m = M/H = (CU + D) / (CU + RE) \quad (3)$$

kde *CU* značí oběživo³, *D* depozita a *RE* rezervy. Po rozšíření čitatele i jmenovatele zlomkem (1/*D*) konečně dostáváme (viz např. [Dornbusch – Fischer 1994]):

$$m = (cu + 1) / (cu + re) \quad (4)$$

kde $cu = CU / D$ a $re = RE / D$.

Z toho je zřejmé, jaké hlavní veličiny určují výši peněžního multiplikátoru. Je to poměr oběživa k celkovým depozitům (*CU/D*) a poměr bankov-

³ Do peněžní zásoby (*M*) se ve skutečnosti nezapočítává oběživo v trezorech bank, zatímco měnová báze zahrnuje celkové emitované oběživo. Oběživo (*CU*) v čitateli a jmenovateli rovnice (3) by proto mělo být od sebe odlišeno. My však od tohoto rozdílu budeme abstrahovat.

ních rezerv k depozitům (RE/D). Z rovnic (2) a (4) lze přitom s použitím diferenciálního počtu získat citlivost peněžní zásoby na změny těchto veličin. Platí následující vztahy:

$$dM/M = -dre/(cu + re) \quad (5a)$$

$$dM/M = -dcu \cdot (1 - 1/m) / (cu + re) \quad (5b)$$

kde „d“ značí nekonečně malou změnu. Vydělením obou stran rovnice (5a) výrazem dre dostaneme vzorec pro tzv. semielasticitu peněžní zásoby vzhledem k veličině re , tj. procentní změnu M vyvolanou malou změnou re ⁴. Totéž platí analogicky o rovnici (5b). Protože součet veličin ($cu + re$) ve jmenovateli je v reálném světě většinou výrazně menší než jedna, jsou výsledné semielasticity dost vysoké a peněžní zásoba tedy reaguje na změny poměru rezerv či oběživa k depozitům velmi citlivě. Konkrétně v podmínkách ČR na konci června 1996 znamenal růst re o 1 procentní bod pokles $M2$ zhruba o 4 % a zvýšení cu o 1 procentní bod pokles $M2$ asi o 3 %. Tato skutečnost tedy podtrhuje význam jejich teoretické i empirické analýzy.

Poměr oběživa a vkladů (cu) je dán převážně institucionálně – záleží na technické úrovni finančního systému (dokonalost bezhotovostního platebního styku, počet bankomatů apod.) a má sezonní průběh (zejména pravidelné zvýšení před dovolenými a koncem roku). Při praktických analýzách se většinou předpokládá, že veličina CU/D je přinejmenším v krátkém období stabilní (o reálnosti tohoto předpokladu pro ČR viz níže). Nás proto bude z teoretického hlediska zajímat více druhá veličina – rezervy (re).

Rezervy bankovního sektoru

Rezervy lze rozdělit na dvě části – tzv. povinné minimální rezervy, určené centrální bankou, a volné rezervy, které banky drží dobrovolně⁵. Pro poměr rezerv k depozitům tedy platí:

$$re = (PMR + VR) / D = rp + rv \quad (6)$$

kde PMR značí povinné minimální rezervy, VR volné rezervy, rp procentní sazbu povinných minimálních rezerv a rv poměr volných rezerv k depozitům.

Centrální banka stanovuje sazbu povinných minimálních rezerv (rp). Ta udává, jak velký podíl ze svých primárních vkladů musí každá banka držet na neúročeném účtě u centrální banky. Tato sazba je základním nástrojem centrální banky při ovlivňování peněžního multiplikátoru.

Výše volných rezerv naopak závisí na rozhodnutí obchodních bank a může ji ovlivnit celá řada faktorů. Mezi ně patří především (viz např. [Dorbusch–Fischer 1994]):

⁴ Semielasticitu je obecně definována jako $\Delta(\%)Y / dX$, kde $\Delta(\%)Y$ značí procentní změnu závislé proměnné a dX jednotkovou změnu vysvětlující proměnné. Protože v našem případě jsou vysvětlujícími proměnnými podílové veličiny, budeme chápat „jednotkovou“ změnu jako změnu o procentní bod.

⁵ Tato dobrovolnost má však rovněž svá omezení. Banky totiž podléhají celé řadě předpisů (např. v devizové oblasti), které mohou v konkrétních situacích nepřímo vynucovat držbu rezerv nad rámec jejich povinné minimální úrovně.

1. Sazba PMR: Pokud ji centrální banka zvýší, mohou komerční banky částečně zareagovat snížením svých volných rezerv. V krajním případě může dokonce dojít k tomu, že se celkové rezervy vůbec nezmění.

2. Vlastní výnosová míra: Volné rezervy jsou ČNB úročeny diskontní sazbou, která proto představuje jejich výnosnost. Čím vyšší je tato sazba, tím větší motivaci mají banky k držbě volných rezerv.

3. Výnosy z alternativních aktiv: Úrokové míry v ekonomice (z úvěrů, obligací, mezibankovních depozit apod.) představují výnosy z alternativních aktiv. Jinými slovy, jedná se o náklad ušlé příležitosti z držby volných rezerv. Čím větší je tento náklad, tím menší by měly být volné rezervy bank.

4. Náklady nedostatku likvidity: Jedná se o náklady spojené s případným poklesem celkových rezerv pod jejich minimální povinnou úroveň. V takové situaci si banka musí vypůjčit buď od centrální banky (diskontní a lombardní úvěry, repo operace), nebo na mezibankovním trhu a z těchto úvěrů samozřejmě platí úrok⁶. S růstem refinančních úrokových sazeb má proto bankovní sektor důvod držet vyšší volné rezervy.

5. Stabilita finančního sektoru: V případě nestability jsou banky motivovány držet vyšší volné rezervy, aby byly schopny lépe přežít možné otřesy. (Například v 30. letech, tj. v období silné ekonomické krize a častých „runů“ na banky, míra volných rezerv v USA značně stoupla – viz např. [Miskhin 1989].)

6. Institucionální faktory: Sem patří celá řada faktorů, jako je např. metodika tvorby minimálních povinných rezerv, organizace mezibankovního trhu depozit, organizace devizového trhu atd.

Zjednodušeně lze tedy pro optimální výši volných rezerv (rv^*) určit následující funkční vztah:

$$rv^* = f(rp, i_d, i_a, i_r, \sigma, \Theta) \quad (7)$$

- + - + +

kde i_d značí diskontní sazbu, i_a je výnos z alternativních aktiv, i_r je úroková míra z refinančních úvěrů, σ reprezentuje prvek nejistoty a Θ zastupuje všechny ostatní (např. institucionální) faktory. Znaménka pod tímto vztahem ukazují směr působení jednotlivých veličin (tj. znaménka parciálních derivací funkce f).

V reálné ekonomice se však mohou skutečné volné rezervy v krátkém a středně dlouhém období od své optimální úrovně lišit. Lze u nich totiž očekávat existenci pomalého přizpůsobení. Vysvětlení této skutečnosti lze nalézt v průběhu multiplikačního procesu. Jak ukazuje schéma 2, jedná se o sled postupného poskytování nových úvěrů a ukládání volných peněz na bankovní účty. Když jsme říkali, že zvýšení peněžní báze o 1 zvýší peněžní zásobu o m , ignorovali jsme skutečnou časovou dimenzi. Multiplikační proces však probíhá v historickém čase a nějakou dobu trvá, než bankovní rezervy a peněžní multiplikátor dosáhnou své dlouhodobé výše. Náhlé zvýšení měnové báze se nejprve projeví pouze ve zvýšení bankovních rezerv (viz krok č. 1 v schématu 2), jejich poměr k celkovým depozitům se proto zvýší. Teprve v dalších krocích dochází i k adekvátnímu zvýšení bankov-

⁶ V krajních případech však nemusí nedostatečné rezervy vést pouze k nákladům na refinanční úvěry: jejich důsledek může být i mnohonásobně vyšší. V ČR je toho důkazem např. Agrobanka, na níž ČNB uvalila nucenou správu právě v důsledku neschopnosti držet předepsané rezervy.

ních vkladů a rezervní poměr se postupně vrací k optimální úrovni. Jak ukážeme v následující kapitole, je velmi důležité si tuto skutečnost uvědomit – mimo jiné i pro pochopení měnového vývoje v ČR v letech 1995–96.

Měnový vývoj v ČR

V letech 1994 až 1995 docházelo v ČR k silnému přílivu zahraničního kapitálu, který v té době výrazně převyšoval schodek běžného účtu; souhrnná platební bilance tudíž skončila ve značném přebytku. Tento příliv ve druhé polovině roku 1995 ještě dále zesílil. Jeho příčiny byly v našem tisku velmi často diskutovány (viz např. [Janáček et al. 1995]), a proto je zde jen stručně shrneme.

Pro zahraniční subjekty mělo nepochybně velký význam zlepšující se ratingové postavení ČR⁷, které z jejich pohledu snížilo rizikovost investičních příležitostí v této zemi. Možnosti investic byly podpořeny pokračující privatizací a startem domácího kapitálového trhu. Nutnost restrukturalizace průmyslu a nedostatek dlouhodobých zdrojů financování v českém bankovním sektoru zase vedly k růstu zahraničních úvěrů českým podnikům. A konečně zde působila existence úrokového diferenciálu ve vztahu k zahraničí, který při fixním měnovém kurzu znamenal velkou ziskovou příležitost pro krátkodobý arbitrážní kapitál.

Přebytek platební bilance vyvolává tlak na růst peněžní zásoby, protože odkupy deviz na fixingu ČNB zvyšují měnovou bázi. Proti tomu se ČNB snažila bojovat sterilizační politikou (emise poukázek ČNB apod.) a nejrůznějšími administrativními opatřeními (převedení vkladů FNM do ČNB, zmrazení kapitálového vstupu konsorcia TelSource do SPT Telecom apod. – viz např. [Janáčková 1996]); přesto měnová báze rychle rostla. Tento růst však byl částečně kompenzován snížením peněžního multiplikátoru.

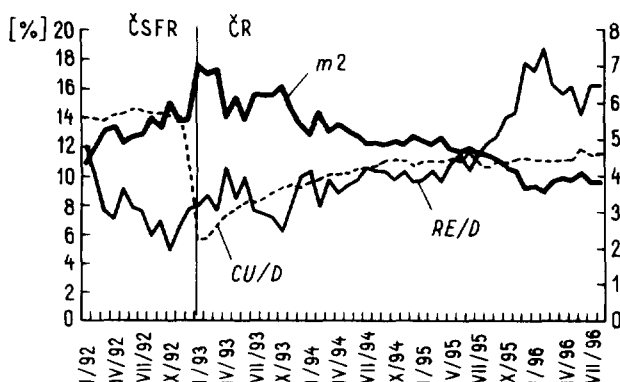
Jak ukazuje *graf 1*, peněžní multiplikátor v ČR během období 1993 až 1995 vykazoval zřetelně klesající trend. Zatímco na začátku roku 1993 měl hodnotu kolem 7, v prosinci 1995 to bylo již jen zhruba 3,7. Z toho (a z rovnice (1)) je zřejmé, jak významně restriktivně (a tedy protiinflačně) multiplikátor působil.

V první polovině 1996 se však vývoj obrátil. ČNB rozšířila dne 28. února 1996 flukтуаční pásmo měnového kurzu na $\pm 7,5\%$, což vyvolalo (spolu s dalšími faktory, mezi něž patří například rostoucí deficit běžného účtu nebo zvýšená nejistota na politické scéně) odliv krátkodobého kapitálu. Navíc pokračoval dynamický růst schodku na běžném účtu (v prvním pololetí 1996 dosáhl 46,7 mld. Kč) a souhrnná platební bilance proto skončila schodkem přes 20 mld. Kč (viz např. [Holub – Zamrazilová 1996]). Jinými slovy: vnější faktory působily v tomto období na peněžní zásobu spíše restriktivně. Ta však nadále rychle rostla v důsledku zvýšení peněžního multiplikátoru.

Na grafu 1 je zachycen vývoj hlavních determinant peněžního multiplikátoru – poměru rezerv k depozitům (RE/D) a poměru oběživa k depozitům (CU/D). Je na něm za prvé vidět, že v případě ČR není příliš realis-

⁷ Ratingové hodnocení ČR renomovanými zahraničními agenturami se ve sledovaném období výrazně zlepšilo. V hodnocení Moody's si ČR polepšila z kategorie Baa3 v r. 1993 na Baa1 v r. 1995, u ratingové agentury Standard & Poor's se posunula ze skupiny BBB (r. 1993) na A (r. 1995).

GRAF 1 Vývoj peněžního multiplikátoru (m_2) a jeho determinant



pramen: ČNB; Komerční banka; vlastní výpočet

tický standardní předpoklad stability veličiny CU/D . Poměr oběživa k depozitům totiž na počátku roku 1993 poklesl v souvislosti s realizací měnové odluky zhruba na polovinu. Potom se pomalu vracel ke své původní úrovni, což přispívalo k poklesu multiplikátoru. V poslední době (zhruba od roku 1995) však již vykazuje určitou míru stability, a proto se jím zde nebudeme podrobněji zabývat. Soustředíme se na druhou vysvětlující veličinu – poměr rezerv k depozitům (RE/D).

Vývoj poměru rezerv k celkovým depozitům (re)⁸ v porovnání se změnami sazby PMR (rp)⁹ od počátku roku 1993 znázorňuje *graf 2*. Jak je na něm vidět, rezervní poměr prudce vzrostl v průběhu roku 1995 a významně tak převýšil míru povinných rezerv. V březnu 1996 pak začal tento ukazatel klesat směrem zpět ke své původní úrovni. Chceme-li tedy vysvětlit vývoj peněžního multiplikátoru v posledních dvou letech, musíme vysvětlit zejména tuto „bublinu“ ve volných rezervách.

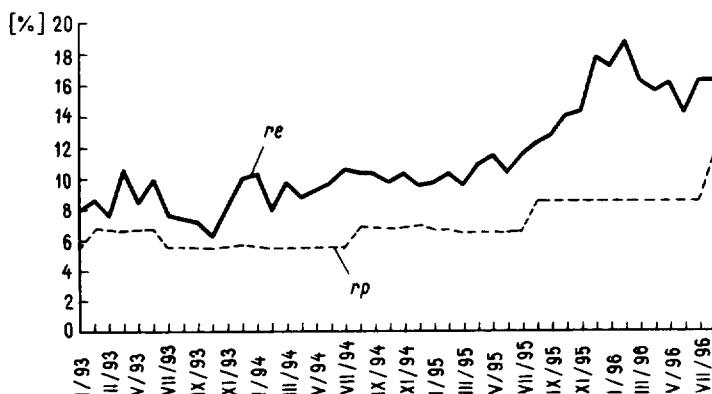
Podle našeho názoru leží klíč k vyřešení tohoto problému v pomalém přizpůsobení poměru rezerv k depozitům jeho optimální výši, tedy v uvědomění si skutečné časové dimenze multiplikačního procesu. Jak již bylo řečeno výše, v roce 1995 (a zejména v jeho druhé polovině) docházelo k prudkému přílivu zahraničního kapitálu a k růstu měnové báze. Ten se však nejprve (zčásti) projevil pouze ve zvýšení rezerv bankovního sektoru a teprve postupně se prostřednictvím domácí úvěrové emise zcela promítl do vývoje peněžní zásoby.

Toto je hlavní důvod, proč se objem domácích úvěrů v prvním pololetí 1996 zvýšil ve srovnání s prosincem 1995 o 57,5 mld. Kč (tj. zhruba o 6,2 %). Pe-

⁸ Toto číslo je pouze orientační. Jeho výpočet totiž vychází jen z bilance ČNB ke konci daného měsíce (z položky závazky vůči tuzemským peněžním institucím) a neodpovídá plně metodice tvorby povinných minimálních rezerv (ty se udržují ve formě průměrných 14denních zůstatků a započítává se do nich např. i určitá část zůstatků na clearingových účtech bank apod.). Přesto však může poskytnout alespoň základní orientaci v dané problematice.

⁹ Sazba PMR do srpna r. 1995 je spočítána jako vážný průměr sazeb povinných minimálních rezerv z vkladů na viděnou a z termínovaných vkladů, kde jako váha je brán jejich podíl na celkových depozitech.

GRAF 2 Vývoj rezervního poměru (re) v porovnání s mírou PMR (rp)



pramen: ČNB; Komerční banka; vlastní výpočet

nežní zásoba proto nadále rychle rostla (meziročně v průměru o 18,8 %) i přesto, že se čistý příliv zahraničního kapitálu výrazně snížil. Dá se proto říci, že problémy měnového vývoje v prvním pololetí 1996 měly své kořeny v roce 1995 a jsou do značné míry daní za otálení centrální banky se změnou kurzového režimu.

Ve snaze zabránit další multiplikaci peněžní zásoby zvýšila ČNB s účinností od 1. srpna 1996 povinné minimální rezervy z 8,5 % na 11,5 %. I kdyby však k tomuto kroku nepřistoupila, růst peněžní zásoby by se byl pravděpodobně stejně začal zpomalovat, protože od zbrzdění přílivu zahraničního kapitálu již uběhlo téměř půl roku a přizpůsobovací proces se tedy stále více přibližoval ke svému konci. Zvýšení sazby PMR však samozřejmě působí na další snížení dynamiky agregátu M2.

Tyto skutečnosti se projeví již na červencových výsledcích meziročního růstu peněžní zásoby; ten se zpomalil na 17,1 % a přiblížil se tak horní hranici cílového pásma ČNB pro celoroční růst. V srpnu 1996 se dynamika M2 dále výrazně snížila (bez očištění od vlivu SPT Telecom pod 14 %).

V důsledku většího úrokového diferenciálu se sice po měnových opatřeních ČNB obnovil příliv krátkodobého spekulativního kapitálu, ten však zdaleka nedosáhl své výše z roku 1995. V poslední době se navíc zvýšila nejistota pro krátkodobý zahraniční kapitál v důsledku neklidu na politické scéně i stále se prohlubujícího schodku běžného účtu platební bilance, který by mohl vést ke znehodnocení koruny.

Celkově se dá říci, že v nejbližší době již zřejmě nehrozí měnovému vývoji vážné problémy ani ze strany měnové báze, ani ze strany peněžního multiplikátoru a ČNB by se proto mohlo podařit dostat růst peněžní zásoby na konci roku 1996 až ke spodní hranici svého cílového intervalu. Významně by tak přispěla k boji s inflací i s deficitem zahraničního obchodu. Ten je důsledkem příliš velké dynamiky domácí poptávky a bez pomoci měnové a rozpočtové politiky by se nemuselo podařit dostat ho pod kontrolu. Pro rok 1997 by pak z tohoto pohledu bylo zřejmě ideální stanovit koridor růstu M2 okolo 11 až 13 %.

Ekonometrická analýza

Je-li časový průběh multiplikačního procesu tak důležitý pro vývoj peněžní zásoby (tj. existuje-li rozložené zpoždění mezi změnami měnové báze a peněžní zásoby), pak je přirozené ptát se po charakteristikách tohoto přízpůsobovacího procesu (jeho rychlosti a době trvání). V tomto ohledu by nám mohla pomoci ekonometrická analýza. K dispozici jsme při ní měli data za období leden 1993 až srpen 1996.

Při specifikaci modelu jsme vyšli z teoretických úvah uvedených v části o rezervách bankovního sektoru. Funkční vztah z rovnice (7) jsme přepsali do lineárního tvaru (rovnice (7) zároveň ukazuje očekávaná znaménka jednotlivých koeficientů). V této fázi jsme vypustili vliv rizika a institucionálních faktorů, které se obtížně modelují. Pro zjednodušení jsme rovněž použili předpoklad, že diskontní sazba reprezentuje jak vlastní výnos volných rezerv, tak i potenciální refinanční náklady (tj. vynechali jsme veličinu i_r). Tím jsme mimo jiné částečně omezili nebezpečí vzniku multikolinearity, k níž by s velkou pravděpodobností vedlo použití více než dvou úrokových sazeb. A konečně jako měřítko alternativního výnosu jsme použili úrokovou míru z nově poskytovaných úvěrů (budeme ji značit i_u):

$$rv^* = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot rp + \alpha_2 \cdot i_d + \alpha_3 \cdot i_u \quad (8)$$

Pro poměr rezerv a depozit můžeme potom psát následující dlouhodobý vztah:

$$re^* = rp + rv^* + \alpha_0 + (1 + \alpha_1) \cdot rp + \alpha_2 \cdot i_d + \alpha_3 \cdot i_u \quad (9)$$

Před započítáním samotné regresní analýzy musíme nejprve testovat stacionaritu těchto časových řad, neboť pro nestacionární časové řady dává standardní regrese pochybné výsledky (viz např. [Charemza–Deadman 1992]). *Tabulka 1* udává výsledky Dickeyho–Fullerova testu integrace (Δ značí první diference). MacKinnonova kritická hodnota na 5% hladině významnosti je v našem případě $-2,93$ (statisticky významné výsledky jsou označeny *). Vidíme, že námi zkoumané časové řady jsou všechny integrované prvního řádu [$I(1)$], tj. že samy nejsou stacionární, ale jejich první diference již ano.

Proto je nutné odhadovat náš model ve tvaru prvních diferencí. Tím však může na druhé straně ztratit svou dlouhodobou konzistentnost. Jsou-li však zkoumané časové řady kointegrované, je možné vytvořit ekonometricky korektní model, který bere do úvahy jak dlouhodobé vztahy, tak i krátkodobé odchylky (viz [Charemza–Deadman 1992]). Konkrétně se v něm předpokládá existence dlouhodobého korekčního mechanismu ve tvaru rovnice (10):

$$(re_t - re_{t-1}) = \lambda \cdot (re_{t-1} - re_{t-1}^*) \quad (10)$$

kde re_t značí skutečnou výši poměru rezerv a depozit v čase t a re_{t-1}^* jeho optimální výši v předchozím období. Koeficient λ představuje rychlost přízpůsobení a měl by se pohybovat v intervalu $<-1;0$).

TABULKA 1

veličina	re	Δre	rp	Δrp	i_d	Δi_d	i_u	Δi_u
ADF stat.	-0,54	-4,72*	0,61	-3,89*	-0,66	-5,54*	-1,59	-5,34*

Jak jsme ukázali v předchozích teoretických úvahách, mezi možné příčiny krátkodobých odchylek poměru rezerv a depozit od jejich dlouhodobé úrovně patří (vedle změn dlouhodobých vysvětlujících veličin a náhodných vlivů) i změny v měnové bázi. Abychom navíc vzali v úvahu výskyt alespoň toho nejdůležitějšího institucionálního šoku, tj. měnové odluky, zařadili jsme do modelu dummy proměnnou $D932$ (únor 1993 = 1, jinak = 0). Při regresní analýze jsme tedy použili následující model:

$$\Delta re_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta rp_t + \beta_2 \cdot \Delta i_{d(t)} + \beta_3 \cdot \Delta i_{u(t)} + \beta_4 \cdot \Delta H_t / D_t + \beta_5 \cdot D932 + \lambda \cdot (re_{t-1} - re^*_{t-1}) + \epsilon_t \quad (11)$$

kde $\Delta H_t / D_t = (H_t - H_{t-1}) / D_t$ je změna měnové báze (H) v poměru k celkovým vkladům v ekonomice¹⁰ a ϵ_t je náhodný šum. Vztah pro dlouhodobou úroveň rezervního poměru re_{t-1}^* se přitom získá odhadem kointegračního vektoru ve tvaru rovnice (9).

Než zde budeme prezentovat konečné výsledky kointegračního testu a regresní analýzy, musíme zmínit některé významné problémy, na něž jsme při odhadech narazili. Prvním problémem, jak již bylo zmíněno výše, jsou údaje, s nimiž v této stati pracujeme. U poměru rezerv a depozit se totiž jedná o vlastní výpočty vycházející z oficiálních údajů ČNB vždy ke konci daného měsíce (zatímco PMR se udržují ve formě průměrných 14denních zůstatků), takže zde může docházet k jisté míře nepřesnosti (i když věříme, že ne tak velké, aby to zcela změnilo logiku naší argumentace). Za druhé: ve zkoumaném období došlo k celé řadě institucionálních změn (např. měnová odluka se SR na počátku roku 1993, změny metodiky tvorby PMR, změny na kapitálových a devizových trzích apod.); ty však nelze v naší analýze plně zohlednit. Totéž platí i o faktoru nejistoty, který mohl v poslední době růst v důsledku potíží některých malých a středních bank. A v neposlední řadě nelze vyloučit ani to, že české banky s postupem času mění své chování a učí se efektivněji pracovat se svými volnými rezervami. Všechny tyto faktory by mohly vést ke strukturálním změnám v odhadovaných parametrech. Proto jsme pečlivě testovali stabilitu našich odhadů.

Původní odhady, které jsme provedli, se sice zdály být v mnoha ohledech uspokojivé (vysoké R^2 , odhadnuté parametry měly většinou očekávaná znaménka atd.), ale neobstály právě při testování stability parametrů. Jedním z použitých testů byly tzv. rekursivní odhady koeficientů¹¹ (viz např. [Charemza–Deadman 1992]). Při provádění tohoto testu se vyjde nejprve z krátké časové řady a do odhadu se pak postupně přidávají další pozorování, přičemž se sledují změny ve výši odhadnutých koeficientů. Pokud jsou v nich velké výkyvy, znamená to možnou existenci strukturálních posunů. V našem případě tento test naznačoval existenci strukturálního posunu na konci roku 1995 (resp. na počátku roku 1996).

Proto jsme do rovnice určující dlouhodobou výši poměru rezerv k depozitům (tj. do vztahu (9)), zařadili i dummy proměnnou $D96led$ (od ledna 1996 = 1, jinak = 0). Standardní T -test její statistické významnosti nám může posloužit jako alternativní způsob ověření existence zmíněného strukturálního posunu.

¹⁰ ADF-test integrace dával pro tuto veličinu hodnotu testovací statistiky $-4,33$, což znamená, že je stacionární.

¹¹ Anglický termín je „recursive least square coefficients.“

Johansenův kointegrační test v tomto případě ukázal (na 5% hladině významnosti) existenci jednoho kointegračního vektoru. Odhadnutý dlouhodobý vztah byl následující (v závorkách jsou standardní chyby)¹²:

$$re^* = 15,56 + 0,88 \cdot rp + 1,02 \cdot i_d - 1,47 \cdot i_u + 2,75 \cdot D96led \quad (12)$$

(2,55) (0,27) (0,39) (0,19) (0,47)

Log. věrohodnostní funkce = 777,51

Všechny koeficienty u vysvětlujících proměnných jsou statisticky významné a mají očekávaná znaménka i „rozumnou“ velikost. Statistická významnost koeficientu u dummy proměnné *D96led* potvrzuje závěr o existenci strukturálního posunu na přelomu let 1995 a 1996.

Tento vztah jsme dosadili do modelu (11) a ten jsme odhadli metodou běžných nejmenších čtverců (v závorkách jsou opět standardní chyby).

$$\Delta re_t = -0,36 + 0,07 \cdot \Delta rp_t - 0,09 \cdot \Delta i_{d(t)} - 0,03 \cdot \Delta i_{u(t)} + 0,86 \cdot \Delta H_t / D_t + \quad (13)$$

(0,05) (0,08) (0,015) (0,09) (0,04)

$$+ 0,48 \cdot D932 - 0,12 \cdot (re_{t-1} - re^*_{t-1}) + \epsilon_t$$

(0,33) (0,05)

R^2 (upravené) = 0,96

F – statistika = 134,92 (P – hodnota = 0,0000)

Durbinovo h = 0,17

Celkové vlastnosti tohoto odhadu jsou velmi dobré. R^2 je hodně vysoké (zvláště pro model v prvních diferencích) a provedené testy autokorelace nevedly k zamítnutí standardního předpokladu nezávislosti reziduí. Rovněž stabilita rekursivních odhadů parametrů byla nyní poměrně dobrá. Statisticky významné vyšly odhady koeficientů β_0 , β_4 a λ . Poslední dva jmenované koeficienty měly jak očekávaná znaménka, tak i ekonomicky přijatelnou velikost.

Při interpretaci těchto výsledků však musíme být opatrní. Dummy proměnnou *D96led* jsme totiž zařadili do modelu *ad hoc*, tj. pouze na základě neuspokojivých výsledků předchozích odhadů. Tento postup připomíná tzv. „data-mining“ (viz např. [Charemza–Deadman 1992]; neznám bohužel adekvátní odborný český termín, ze slangové češtiny bychom si však mohli vypůjčit termín „metoda ATV“, tj. „metoda aby-to-vyšlo“), kterého by se měl ekonometr pokud možno co nejvíce vyvarovat.

Jediné, co můžeme udělat my, je pokusit se najít smysluplnou ekonomickou interpretaci dummy proměnné *D96led*. Musíme zřejmě hledat u těch veličin, které jsme pro zjednodušení z odhadu vypustili, tj. u faktoru rizika a institucionálních změn. V druhém pololetí roku 1995 došlo k celé řadě institucionálních změn (ke sjednocení sazby PMR pro vklady na viděnou a termínované vklady, omezení otevřených devizových pozic bank vůči nerezidentům, změny pravidel obchodování na devizovém trhu apod.) a zvýšil se

¹² Všechny veličiny byly vyjádřeny v procentních bodech. To znamená, že velikost absolutního členu a koeficientů u dummy proměnných je rovněž v procentních bodech (např. hodnota β_0 = 15,56 znamená 15,56 %). Na velikost ostatních parametrů nemá zvolené normování vliv.

i prvek rizika v souvislosti se zahájením programu konsolidace bankovního sektoru. Jak prohlásil guvernér ČNB J. Tošovský (viz HN, 6. listopadu 1996, str. 7), „konsolidační program v bankovním sektoru způsobil, že došlo k určitému omezení úvěrové expanze, zejména u menších bank“. Úpadky některých menších a středních bank zvýšily nejistotu vkladatelů a banky proto musely být připraveny na možný odliv depozit. Navíc se zvýšila opatrnost větších bank při poskytování mezibankovních úvěrů. Všechny tyto skutečnosti by se měly projevit na celkových rezervách a mohou tedy vysvětlit zjištěný strukturální posun. Jen stěží však mohou vysvětlit, proč k němu došlo (jak naznačovaly ekonometrické testy) právě v lednu roku 1996.

V každém případě je tedy význam výše uvedené ekonomické analýzy omezený a může sloužit pouze jako podpůrný nástroj naší argumentace. S jistotou dávkou obezřetnosti však z ní lze vyvodit některé zajímavé závěry:

1. Dlouhodobě působí na výši poměru rezerv k depozitům sazba PMR, diskontní sazba a úrokové sazby v ekonomice (reprezentované úrokovou mírou z nových úvěrů).

2. Centrální banka může na rezervy působit prostřednictvím sazby PMR. Odhad jejího dlouhodobého koeficientu ve výši zhruba 0,9 však naznačuje (i když tento závěr není statisticky významný), že banky změny v této sazbě částečně (asi z 10 %) kompenzují snížením svých volných rezerv.

3. Význam dlouhodobého koeficientu u úrokové míry z nových úvěrů naznačuje částečnou endogenitu peněžní zásoby. Zvýšení úrokových sazeb v ekonomice (například v důsledku zvýšení poptávky po úvěru) vede ke snížení volných rezerv bankovního sektoru, ke zvýšení peněžního multiplikátoru, a tím i agregátu M2.

4. Program konsolidace bankovního sektoru vedl k růstu volných rezerv a částečně tak přispěl ke zpomalení růstu peněžní zásoby.

5. Potvrzuje se náš názor, že výkyvy v měnové bázi krátkodobě ovlivňují výši poměru rezerv k depozitům. Koeficient ve výši 0,86 ukazuje, že změny měnové báze během určitého měsíce se projeví na jeho konci asi z 85 % ve změně volných rezerv. Ty se tak pouze pozvolna přizpůsobují své dlouhodobé úrovni, přičemž rychlost tohoto procesu je zhruba 12 % za měsíc (odhad koeficientu λ). Po půl roce je tedy přizpůsobení již za svou polovinou a po roce proběhne zhruba z 80 %.

Závěry

Předvídatelnost vývoje peněžního multiplikátoru je jednou ze základních podmínek úspěšné monetární politiky. Výše peněžního multiplikátoru je determinována dvěma základními veličinami – poměrem oběživa k celkovým depozitům (CU/D) a tzv. rezervním poměrem (RE/D), přičemž citlivost na jejich změny je velmi vysoká (v podmínkách ČR jsou semielasticity zhruba 3, resp. 4).

Peněžní multiplikátor v ČR v období 1993 až 1995 výrazně poklesl (z hodnoty kolem 7,0 až zhruba na 3,7). Silně tím omezoval dopad přílivu zahraničního kapitálu na růst peněžní zásoby. V prvním pololetí 1996 se multiplikátor naopak zvýšil, což byl hlavní důvod pokračujícího rychlého růstu M2. Proti tomu ČNB zareagovala na konci června 1996 řadou měnových opatření, mimo jiné i zvýšením sazby minimálních povinných rezerv na

11,5 %. Od té doby se růst multiplikátoru zastavil a meziroční přírůstky peněžní zásoby se zpomalily.

Pro pochopení vývoje peněžního multiplikátoru v letech 1995 a 1996 je nutné vysvětlit velkou „bublinu“ ve volných rezervách bank, která se vytvořila během druhé poloviny roku 1995 a částečně „splaskla“ v prvním pololetí 1996. Odpověď podle našeho názoru leží v uvědomění si skutečné časové dimenze multiplikačního procesu. Růst měnové báze se nejprve projevil pouze ve zvýšení „rezervního poměru“ a teprve potom se postupně promítá (prostřednictvím emise nových úvěrů) do vývoje peněžní zásoby. Jinými slovy, mezi změnami měnové báze a agregátu M2 existuje rozložené časové zpoždění. Podle našeho odhadu je rychlost přízřivobovacího procesu asi 12 % za měsíc.

Prudký příliv kapitálu, ke kterému v ČR docházelo ve druhé polovině r. 1995 a jehož měnové důsledky nestačila ČNB plně sterilizovat, se projevil v růstu peněžní zásoby v roce 1995 jen částečně. Zbývající část jeho dopadu se přesunula do roku 1996 v podobě zvýšené likvidity bank a z toho plynoucí rychlé emise nových úvěrů (za první pololetí kolem 57,5 mld. Kč). Jinými slovy, rychlý růst peněžní zásoby v prvním pololetí 1996 byl stále ještě důsledkem přílivu kapitálu z roku 1995. (Jednalo se o dobíhání multiplikace tohoto přílivu.) Nelze ho tedy interpretovat izolovaně, nýbrž jako důsledek otálení ČNB s rozšířením flukтуаčního pásma koruny.

Vzhledem k měnovým opatřením ČNB z konce června 1996 a ke zvýšené nejistotě pro (krátkodobé) zahraniční investory nelze v nejbližší době očekávat výrazný tlak na zvýšení peněžní zásoby ani ze strany měnové báze, ani ze strany peněžního multiplikátoru. ČNB by se proto mohlo podařit dostat do konce roku růst M2 ke spodní hranici cílového intervalu (tj. k hranici 13 %). Rovněž pro rok 1997 by bylo prospěšné stanovit měnový cíl kolem této úrovně. Tím by ČNB velmi přispěla k boji s inflací a s růstem importu a zároveň by také podpořila stabilitu kurzu koruny.

LITERATURA

ČNB: Zpráva o měnovém vývoji ČR za první pololetí r. 1996. Praha 1996.

DORNBUSCH, R. – FISCHER, S.: Makroekonomie. 6 vydání. Praha, SPN a Nadace Economics 1994.

FRAIT, J.: Autonomie monetární politiky a monetární přístup k platební bilanci (aplikace na ČR v letech 1992–1995). Finance a úvěr, 1996, č. 5, s. 266–280.

GOODHART, C.A.E.: Money, Information and Uncertainty. 2nd edition. Macmillan Press 1989.

GREEN, H.: Econometric Analysis. 2nd edition. Macmillan, New York 1993.

HOLUB, T. – ZAMRAZILOVÁ, E.: Vývoj platební bilance ČR v 1. pololetí 1996. Hospodářské trendy č. 10, Komerční banka, a. s., Praha, říjen 1996.

CHAREMZA, W. W. – DEADMAN, D. F.: New Directions in Econometric Practise. Edward Elgar Publishing Ltd. 1992.

JANÁČEK, K. – ČIHÁK, M. – FRÝDMANOVÁ, M.: Česká ekonomika v procesu růstu. Hospodářské trendy č. 5, Komerční banka, a. s., Praha, červenec 1995.

JANÁČKOVÁ, S.: Czech Monetary Policy: Results and Challenges. [VP č. 56] Praha, IE ČNB, květen 1996.

LARDARO, L.: Applied Econometrics. HarperCollins Colledge Publishers, New York 1993.

MISKHIN, F. S.: The Economics of Money, Banking and Financial Markets. Scott, Foresman and Company 1989.

ŠMÍDKOVÁ, K.: Účinnost měnové politiky a poptávka po penězích. Finance a úvěr, 1996, č. 8, s. 471–480.

Money Multiplier and Monetary Development in the Czech Republic

Tomáš HOLUB – Komerční banka, a. s., Prague

This paper presents an economic analysis of the money multiplier in the Czech Republic. The main attention is paid to the reserve ratio and factors responsible for its changes.

The money multiplier declined substantially (from the value of 7 to about 4) in the period from January 1993 to December 1995 and helped to reduce the impact of the capital inflow on money supply. However, in the first half of 1996 the money multiplier began to grow. This caused the money supply to expand even though the inflow of foreign capital has slowed down following the widening of the exchange rate's fluctuation band. The Czech National Bank reacted with a series of monetary measures (e.g. increasing the required reserve ratio from 8.5 % to 11.5 %) at the end of June 1996.

To understand these developments, one must be able to explain the behavior of the reserve ratio. A bubble in free reserves occurred in 1995 and burst in 1996. This paper suggests the hypothesis that this results from the real time dimension of the money multiplication process. It took some time before the capital inflow of 1995 got fully reflected in the money supply growth, causing the reserve ratio to increase temporarily.

An econometric analysis is presented to support this argument. A model with the error correction mechanism is put forward and estimated using the ordinary least square regression. The conclusion reached is that there really exists a distributed lag between the (unanticipated) changes in the monetary base and the money supply. The estimated speed of adjustment is approximately 10 % a month.