

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

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49  
120 74 Praha 2

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

Fax: (02) 215 93 203

**Šéfredaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.**

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

© Ministry of Finance of the Czech Republic

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

**Editor in Chief: Ivan Kočárník**

## **OBSAH**

Jiří JONÁŠ: Nobelova cena za ekonomii pro rok 1996: asymetrická informace . . . . .193

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Josef ARLT: Vztah mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem inflace v l. 1993–96 (2. část) 202

Václav NEŠVERA: Reálný efektivní kurz 212

### **Diskuze**

Vratislav IZÁK: Inflace, peníze a mzdy . . 228

Aleš BULÍŘ: A přeče se netočí! . . . . .239

### **Recenze**

Yvonne STRECKOVÁ: Česká učebnice veřejných financí (B. Hamerníková a kol.) . . .241

### **Informace**

Drahomíra VAŠKOVÁ: Střednědobá rozpočtová politika v EU a v asociovaných zemích . . . . .243

Bibiána ZÁTHURECKÁ – Alexandr ČESTNĚJŠÍ: Proexportní politika Slovenskej republiky . . . . .248

### **Daňové judikáty**

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 6 a 7/97 . . . . .252

## **CONTENTS**

Jiří JONÁŠ: Nobel Prize for Economics 1996: Asymmetric Information . . . . .193

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Josef ARLT: Relation between the Development of the Money Supply and the Development of Inflation in 1993–1996 (2nd Part) . . . . .202

Václav NEŠVERA: Real Effective Exchange Rate . . . . .212

### **Discussion**

Vratislav IZÁK: Inflation, Money, and Prices . . . . .228

Aleš BULÍŘ: And It Still Does Not Rotate! 239

### **Book-Review**

Yvonne STRECKOVÁ: Czech Textbook on Public Finance (B. Hamerníková et al.) 241

### **Information**

Drahomíra VAŠKOVÁ: Medium Term Budgetary Policy in EU and in associated Countries 243

Bibiána ZÁTHURECKÁ – Alexandr ČESTNĚJŠÍ: Export-Oriented Policy of the Slovak Republic . . . . .248

### **Tax Judicial Decisions**

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation: No 6–7/97 . . . . .252

---

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

---

---

**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 Švejnar, Ph.D., Prof. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

# Vztah mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem inflací v l. 1993–96

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Josef ARLT\*

2. část

## Datové a metodologické vymezení analýzy

### Vstupní údaje

Analýza vychází z vývoje indexu spotřebitelských cen (CPI) a peněžní zásoby (M2) v období od ledna 1993 do konce července roku 1996. Delší časové řady by sice byly pro analýzu z ekonomického hlediska vhodnější, avšak relativně spolehlivá statistická základna existuje u obou veličin teprve od roku 1993. Rovněž celkové společenské a makroekonomické podmínky po vzniku ČR odpovídají více současnosti a pravděpodobně i podmínkám budoucího vývoje. *Kromě běžně publikovaného indexu spotřebitelských cen byl pro ekonometrické výpočty využit i index spotřebitelských cen očištěný o úpravy regulovaných cen.* Výsledky těchto alternativních propočtů se většinou významně neliší; proto jim není věnována zvláštní pozornost a jsou zmiňovány pouze v případech, kdy měly nějaký význam. *Analýzován byl rovněž vztah vývoje peněžní zásoby k vývoji indexu cen průmyslových výrobků (PPI).*

V některých studiích sledovaný deflátor (podíl nominálního a reálného HDP) se jako alternativa indexu spotřebitelských cen při hodnocení inflace pro analýzu nehodí, protože známe pouze hodnoty za čtvrtletí, což nepříjemně krátí časové řady.

Při analýze vztahu peněžní zásoby a inflace byl – kromě základního vztahu mezi M2 a CPI – analyzován i vztah oběživa a užšího peněžního agregátu M1 k CPI. Vedle již existujících agregátů a oběživa byly analyzovány také modifikace peněžního agregátu, a to tak, že agregát M1 byl postupně rozšiřován. Byl rozšířen o vklady s jednoměsíční výpovědní lhůtou (modifikace M1M, která odpovídá úzkému agregátu M1 v SRN), dále o vklady s tříměsíční lhůtou splatnosti (M3M), se šestiměsíční lhůtou splatnosti (M6M) a o termínované a úsporové vklady do 1 roku splatnosti (M1+). Agregát M2 byl dále zúžen o vklady s výpovědní lhůtou nad 4 roky (M2–), což je obdobou klíčového agregátu M3 v SRN.

Kromě absolutních údajů o vývoji peněžní zásoby a jejich komponentů byly u obou analyzovaných veličin k dispozici časové řady relativních údajů, a to meziroční indexy, meziměsíční indexy a bazické indexy se základem v prosinci 1992. Při analýze jsme použili relativní ukazatele (indexy).

\* Ing Milan Guba, CSc. a Mgr. Vladimír Stiller – ČNB, Ing. Josef Arlt, CSc. – VŠE Praha  
1. část příspěvku byla uveřejněna v č. 3/97 FaÚ.

Jednotlivé indexy lze charakterizovat následujícím způsobem:

*Meziroční indexy* (indexy ke stejnému období předchozího roku) jsou populární při publikování údajů o inflaci, protože eliminují sezonní výkyvy. Praktický význam meziročních indexů spočívá v popisu momentálního stavu a ve srovnání tohoto stavu se stavem před rokem. Z ekonometrického hlediska je jejich nevýhodou to, že zkrslují skutečný vývoj trendu časových řad absolutních údajů, z nichž vznikly, a že je nelze korektně průměrovat. Nejsou stacionární a jsou autokorelované (tzn. že hodnota v následujícím období vychází z hodnot v předchozích obdobích). Vzhledem k uvedeným vlastnostem byly meziroční indexy využity k deskripci cenového a měnového vývoje; nebyly však ekonometricky analyzovány.

*Meziměsíční indexy* (indexy k předchozímu měsíci) jsou stacionární a vhodné pro sledování maximálních a minimálních výkyvů. Splňují předpoklady pro použití Grangerova a Simsova testu kauzality. Může se u nich projevit sezonnost (v našem případě ve vývoji peněžní zásoby). V předkládané analýze byly tyto indexy využity při rozboru vzájemného vztahu dynamiky sledovaných veličin pomocí korelační analýzy.

*Bazické indexy* (indexy vztahené k danému výchozímu období) umožňují sledovat kvantitativní změny v dlouhodobém vývoji analyzovaných veličin a jejich trend. Mohou obsahovat sezonní složku. Časové řady bazických indexů bývají zpravidla silně autokorelovány. V předkládané analýze byly využity při testování kointegrace.

Při testování vztahu mezi peněžními agregáty a indexy cen jsme se zaměřili především na dvojice M2-CPI a M1-CPI. Testy jsme provedli i pro modifikace peněžních agregátů a pro hodnoty CPI očištěné o úpravy regulovaných cen. Rovněž byl analyzován vztah mezi peněžní zásobou a indexem cen průmyslových výrobců (PPI). Údaje nebyly sezonně očišťovány. U indexu spotřebitelských cen se sezonnost nejeví jako významná, oprava prosincových hodnot u peněžních agregátů by mohla vést ke zkresleným výsledkům, relativně krátké časové řady neposkytují dostatečně spolehlivé sezonní koeficienty pro očišťování.

### *Použité ekonometrické metody*

Základním cílem analýzy bylo zjistit, zda a ev. jak dochází k ovlivňování vzájemné dynamiky peněžní zásoby a indexu spotřebitelských cen (analýza meziměsíčních indexů) a zda shodné trendy, které se ve vztahu spotřebitelských cen a peněžní zásoby projevují, jsou založeny na skutečné závislosti, nebo zda je tato závislost pouze nahodilá. Při analýze dynamiky bylo využito tradičních metod, tj. korelační a regresní analýzy, Grangerova a Simsova testu; testování vzájemného vztahu trendů bylo provedeno na základě nové metody, kointegrační analýzy ve víceroznicových modelech.

*Kointegrační analýza časových řad* Při analyzování vztahů mezi ekonomickými časovými řadami je účelné rozlišovat vztahy krátkodobé („short-run relationships“) a dlouhodobé („long-run relationships“). První typ vztahů existuje pouze v relativně krátkém období a časem mizí. Druhý typ má dlouhodobé trvání, s postupujícím časem nemizí. Problematika dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami velmi úzce souvisí s pojmem ekvilibrium (rovnovážný stav). Lze jej chápat jako stav, ke kterému je systém neustále přitahován. Při zkoumání ekonomických časových řad je logické

vycházejí z hypotézy, že vývoj jednotlivých řad spjatých nějakým teoreticky zdůvodněným ekonomickým vztahem se v dlouhodobém časovém horizontu nerozchází. Pokud je odklon směru vývoje časových řad pouze krátkodobý, časem se vytrácí a existuje mez, za kterou nemůže jít, potom říkáme, že časové řady jsou v rovnovážném stavu. Statistické vyjádření tohoto stavu se nazývá kointegrace časových řad. Při zkoumání vztahů mezi časovými řadami má smysl zabývat se kointegrovanými časovými řadami.

Rozlišují se časové řady s krátkou a dlouhou pamětí. U řad s krátkou pamětí se vliv šoku, který je způsoben určitým faktorem v jednom nebo několika málo obdobích v minulosti, postupně vytrácí. U řad s dlouhou pamětí se vliv šoku z dávného období v jejich hodnotách projevuje stále. Časové řady s krátkou pamětí jsou stacionární a označují se jako  $I(0)$  (integrované řádu 0), řady s dlouhou pamětí jsou nestacionární a označují se jako  $I(d)$  (integrovaného řádu  $d > 0$ ). Časové řady s dlouhou pamětí typu  $I(d)$  obsahují stochastický trend (tento trend vzniká kumulováním hodnot generovaných procesem bílého šumu, který se skládá z nezávislých náhodných veličin s nulovými středními hodnotami a s konstantními rozptyly). Nestacionární časové řady lze převést na stacionární diferencováním. Např. řadu  $I(1)$  stacionarizujeme její první diferencí. Významnou skutečností je, že většina ekonomických časových řad je charakteristická dlouhou pamětí.

Lineární kombinace dvou či více časových řad typu  $I(1)$  jsou většinou opět řady typu  $I(1)$ , tedy řady nestacionární. V některých případech však tomu tak není, lineární kombinace jsou typu  $I(0)$ , tj. řady stacionární s krátkou pamětí. V těchto situacích jsou lineárně kombinované časové řady charakteristické tím, že sdílejí společné stochastické trendy. Označují se jako kointegrované.

*Model VAR* pro dvě časové řady a dvě posunutí má formu:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + a_t$$

kde  $X_t = [X_{1t}, X_{2t}]'$ ,  $\Pi_1 = \begin{bmatrix} \pi_{1,11} & \pi_{1,12} \\ \pi_{1,21} & \pi_{1,22} \end{bmatrix}$ ,  $\Pi_2 = \begin{bmatrix} \pi_{2,11} & \pi_{2,12} \\ \pi_{2,21} & \pi_{2,22} \end{bmatrix}$ ,  $a_t = [a_{1t}, a_{2t}]'$

Tento model lze převést na *model VEC* ve tvaru:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + a_t$$

kde  $\Pi = -(-I - \Pi_1 - \Pi_2)$ ,  $\Gamma_1 = -\Pi_2$

Význam modelu VEC spočívá v tom, že umožňuje oddělit dlouhodobé vztahy mezi časovými řadami od vztahů krátkodobých. Dlouhodobé vztahy jsou obsaženy v členu *EC* (Error Correction)  $\Pi X_{t-1}$ .

V této souvislosti je třeba poznamenat, že mohou nastat tři možnosti:

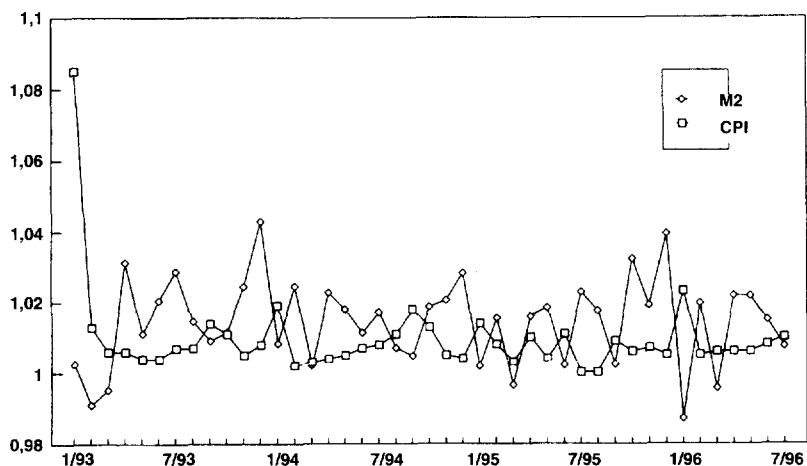
(1)  $h(\Pi) = 2$ , tj. matice  $\Pi$  má plnou hodnotu, což indikuje, že vektor časových řad  $X_t$  je stacionární;

(2)  $h(\Pi) = 0$ , tj. matice  $\Pi$  je nulová a vektor časových řad  $X_t$  lze stacionarizovat jejich individuálním diferencováním;

(3)  $h(\Pi) = 1$ , tzn. že časové řady jsou kointegrované a nelze je stacionarizovat jejich individuálním diferencováním, neboť obsahují společný trend.

V případě (3) platí, že  $\Pi = \alpha\beta'$ , kde  $\alpha$  a  $\beta$  jsou vektory parametrů o rozměru  $2 \times 1$ . Vektor  $\beta = [\beta_1, \beta_2]'$  se nazývá kointegrační vektor a má tu vlastnost, že  $\beta X_t$  je stacionární, i když  $X_t$  stacionární není.  $\beta X_t$  vyjadřuje dlouhodobý vztah mezi časovými řadami. Vektor  $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2]$  se označuje jako

GRAF 6 Vývoj meziměsíčních indexů M2 a CPI



„loading“. Pokud je některý z parametrů  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  nulový, má odpovídající časová řada z dlouhodobého hlediska exogenní charakter.

Pro odhady parametrů modelu VEC a testování kointegrace se nejčastěji používá Johansenova metoda. Je přirozené, že jednotlivé parametry lze testovat, a tím zkoumat některé specifické vlastnosti vztahu daných časových řad.

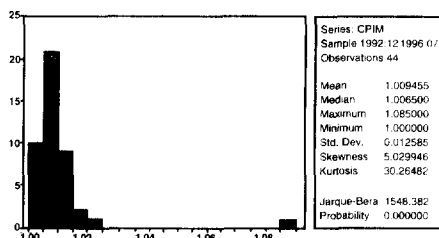
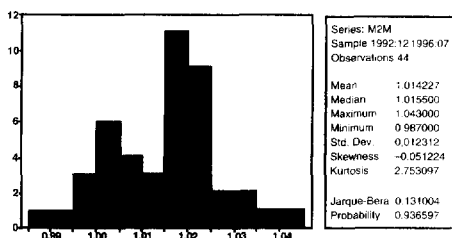
Uvedené modely VAR a VEC lze zobecnit na modely  $k$  časových řad, ve kterých je  $p$  posunutí. Potom může mezi časovými řadami existovat až  $k-1$  dlouhodobých vztahů. Do těchto modelů je možné zahrnout i konstanty či jiné deterministické složky, jako je např. lineární či parabolický trend.

## Výsledky analýzy

### Analýza dynamiky peněžní zásoby a indexu spotřebitelských cen (CPI)

K analýze dynamiky peněžní zásoby a CPI (meziměsíčních přírůstků) byla kromě jednoduchých metod (grafické zobrazení, metody popisné statistiky) využita z ekonometrických metod především korelační analýza.

Již z grafu 6 je zřejmé, že vztah mezi meziměsíčními indexy peněžní zásoby a indexy spotřebitelských cen není příliš silný. Názorně je rozdílný vývoj indexů vidět z následujících histogramů, které charakterizují rozdělení četností sledovaných veličin. Tyto histogramy se zásadně liší.



TABULKA 2 Korelační koeficienty u meziměsíčních indexů

	M2	M1	oběživo
CPI <sup>a</sup>	-0,471	-0,484	-0,066
CPI <sup>b</sup>	-0,328	-0,268	0,082
PPI <sup>a</sup>	-0,463	-0,479	-0,251

<sup>a</sup> očištěno o zkreslující vliv ledna 1993

<sup>b</sup> očištěno o vliv úprav regulovaných cen

Existenci slabého vztahu potvrzují rovněž výsledky korelační analýzy, a to nejen pro dvojici M2-CPI, ale i pro dvojici M1-CPI. Podobné výsledky dostaneme, použijeme-li CPI očištěný o vliv úprav regulovaných cen. Lepší výsledek nepřinesla ani korelační analýza posunutých časových řad (s posuny až o 12 měsíců). Vzhledem k relativní krátkosti analyzovaných časových řad nepřineslo pozitivní výsledky ani použití Grangerova a Simsova testu.

Nepříznivý výsledek korelační analýzy vztahu meziměsíčních indexů peněžní zásoby a meziměsíčních indexů inflace (*tabulka 2*) odpovídá i dosaždím empirickým zkušenostem. Sezonnímu vzestupu peněžní zásoby v prosinci neodpovídá vzestup spotřebitelských cen a *reakci CPI na změny M2 nelze na základě korelační analýzy při využití údajů, které jsou v současné době k dispozici, vysledovat ani s nějakým určitým časovým posunem*. To ovšem neznamená, že mezi peněžní zásobou a CPI neexistuje žádný vztah.

#### *Analýza vztahu trendů mezi peněžní zásobou, jejími modifikacemi a CPI*

Grafické zobrazení dlouhodobého vývoje peněžní zásoby a spotřebitelských cen (viz graf 5) ukazuje na nutnost zabývat se vzájemným vztahem trendů v obou časových řadách. Tradiční analytické metody, tj. korelační a regresní analýza, neposkytují v tomto případě dostatečnou informaci. V případě použití lineární regrese vychází mezi časovými řadami se shodným trendem vždy těsný vztah. Koeficient determinace ve vztahu peněžní zásoby a CPI se rovná 0,978. Tato skutečnost je ovšem dána nesplněním předpokladů pro klasickou lineární regresi, kdy rezidua musejí mít charakter bílého šumu. Durbinova-Watsonova statistika, která nám udává autokorelovanost reziduí, vyšla 0,927, což svědčí o jejich značné autokorelaci. Vzhledem k těmto skutečnostem existuje nebezpečí zdánlivé regrese. Protože bylo Dickeyovým-Fullerovým testem zjištěno, že analyzované časové řady mají charakter  $I(1)$  a obsahují tedy stochastický trend, použili jsme pro posouzení jejich vztahu kointegrační analýzu. Teoreticky lze z této analýzy vyvodit dva závěry: buď jsou časové řady kointegrované a sdílejí společný trend, nebo je jejich vztah pouze zdánlivý (zdánlivá korelace).

*Cílem analýzy bylo zjistit, zda M2 a CPI sdílejí společný stochastický trend.* Analýzu jsme provedli i pro modifikace peněžních agregátů M2 a M1.

Johansonovým testem (viz příloha 2) bylo zjištěno, že dvojice časových řad M2 – CPI a M1 – CPI jsou kointegrované, na rozdíl od dvojic oběživo – CPI a M2 – PPI, kde testování kointegrace pozitivní výsledky nevykázalo. V případě oběživa byl jeho vztah k CPI významně narušen v období měnové odluky, vztah M2 a PPI narušuje nespojitost dlouhodobého vývoje PPI, kdy vždy na počátku roku dochází k pravidelným „skokům“ odrážejícím vzestup

cen průmyslových výrobců kontaktovaných pro nový rok. V dalším průběhu roku jsou pak již ceny průmyslových výrobců stabilnější.

Kointegrační rovnice pro dvojici CPI – M2 má následující tvar:

$$CPI = 0,719 + 0,534M2$$

*Kointegrační rovnice ukazuje charakter dlouhodobé závislosti. Pro konstrukci předpovědi ji však použít nelze; používá se model VEC, který má následující formu:*

$$\Delta CPI_t = 0,087\Delta CPI_{t-1} + 0,106\Delta M2_{t-1} - 0,040(CE) + \alpha_{1t}$$

$$\Delta M2_t = -0,334\Delta CPI_{t-1} - 0,426\Delta M2_{t-1} - 0,174(CE) + \alpha_{2t}$$

$$\text{kde: } CE = CPI_{t-1} - 0,534M2_{t-1} - 0,719$$

Protože testy parametrů  $\alpha_1$  a  $\alpha_2$  prokázaly, že jsou různé od nuly, nelze říci, že by některá z řad měla exogenní charakter, což znamená, že časové řady se dlouhodobě vzájemně ovlivňují. Z modelu VEC nevyplývá, že by existovala závislost dynamiky časových řad v posunutích.

Obdobné vztahy jsme dostali i pro ostatní dvojice, například (oběživo, CPI), (M1, CPI), (M2–, CPI), (M1 + 1m, CPI), (M1 + 3m, CPI), (M1 + 6m, CPI), (M1 + 9m, CPI). Podobnost výsledků je způsobena malými rozdíly ve vývoji různých modifikací peněžních agregátů. Vzhledem k této skutečnosti nelze jednoznačně říci, že vztah některého z agregátů (či jejich modifikací) k inflaci je významnější než vztah agregátů ostatních.

Daný charakter vztahu (existence společného stochastického trendu) mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem inflace lze vysvětlit následujícími příčinami:

- peněžní zásoba pravděpodobně působí na vývoj inflace s časovým posunem, který se však se změnami rychlosti obrátky peněz v čase mění;
- část peněz přechází do cenových okruhů mimo CPI (např. nemovitostí);
- nelze vyloučit i zpětný vliv vývoje cen na vývoj peněžní zásoby;
- do vztahu mezi vývojem peněžní zásoby a inflace se mohou promítat pro- či protiinflační expektace.

Výsledky kointegrační analýzy považujeme za potvrzení hypotézy o závislosti mezi analyzovanými veličinami, tedy za určitou ekonometricko-empirickou podporu zde v úvodu uvedených monetaristických teorií, i když nikoli v jejich nejvyhraněnější podobě (vývoj cenové hladiny je striktně úměrný vývoji peněžní zásoby), ale spíše ve smyslu volnější Friedmanovy představy, že inflace je dlouhodobě monetární jev.

Z praktického hlediska analýza prokázala odůvodněnost dosavadního přístupu ČNB k měnové politice, využívajícího peněžní zásobu jako mezicíl měnové politiky. Provedená analýza naznačila, že daný charakter vztahu mezi vývojem inflace a vývojem peněžní zásoby je volnější, než se někdy předpokládá a žádá, a že pro vývoj inflace jsou důležité především větší změny ve vývoji peněžní zásoby. Pro měnovou politiku z toho vyplývá, že efekt v omezení inflace mohou přinést spíše zásadní kroky v regulaci peněžní zásoby a důraznější nasazení nástrojů měnové politiky. Zjištěný charakter vztahu peněžní zásoby a indexu spotřebitelských cen rovněž objasňuje, proč četné pokusy analyzovat vývoj peněžní zásoby a inflace na základě lineární regrese přinesly velmi rozdílné a sporné výsledky.

Jiné přístupy k cílům měnové politiky, které jsou aplikovány v zahraničí – např. přímé zacílení měnové politiky na dosažení určité míry inflace bez vytýčování mezicíle či využívání kurzu jako mezicíle měnové politiky – ne-

představují zatím v současných ekonomických podmínkách ČR vhodnější alternativu.

Centrální banky, které upustily od využívání peněžní zásoby jako mezicíle a jejichž měnová politika je přímo zaměřena na inflaci, působí v zemích, jež mají za sebou dlouhodobý tržní vývoj a mají již stabilizované finanční trhy, bankovní sektor, vlastické vztahy v ekonomice i celkový ekonomický rozvoj. Ani v těchto zemích však nejsou zatím s tímto přístupem dostatečné zkušenosti, zvláště když si jednotlivé státy tento cíl stanoví až v několikaleté perspektivě.

Používání kurzu či peněžní zásoby jako mezicíle měnové politiky je otázkou požadavku na větší či menší míru autonomie měnové politiky. V současných podmínkách, vyžadujících – vzhledem k ještě ne zcela dokončené transformaci ekonomiky – spíše autonomnější měnovou politiku, se jako nejvhodnější mezicíl jeví i nadále peněžní zásoba.

*Výsledky analýzy můžeme shrnout do následujících nejdůležitějších závěrů:*

- Dynamika vztahu ve vývoji meziměsíčních změn peněžní zásoby a meziměsíčních změn indexu spotřebitelských cen nevykazuje statisticky významnou závislost.
- Peněžní zásoba a index spotřebitelských cen jsou kointegrované časové řady, což znamená, že je mezi nimi skutečný dlouhodobý, nikoliv zdánlivý vztah.
- Charakter vztahu peněžní zásoby k inflaci očištěné o úpravy regulovaných cen se významně neliší od vztahu k inflaci neočištěné.
- Mezi vztahem inflace k peněžní zásobě a k peněžnímu agregátu M1 a případně k dalším modifikacím peněžních agregátů nebyl zjištěn podstatný rozdíl, který by odůvodňoval záměnu peněžní zásoby jako mezicíle měnové politiky jiným agregátem.
- Mezi vývojem peněžní zásoby a indexem cen průmyslových výrobců nebyl prokázán žádný dlouhodobý vztah.

Výše uvedené závěry jsou podmíněny krátkostí spolehlivých časových řad, které jsou v současné době k dispozici. S postupným prodlužováním časových řad se budou podmínky pro analytickou činnost zlepšovat, což povede k dalšímu zpřesňování výsledků.

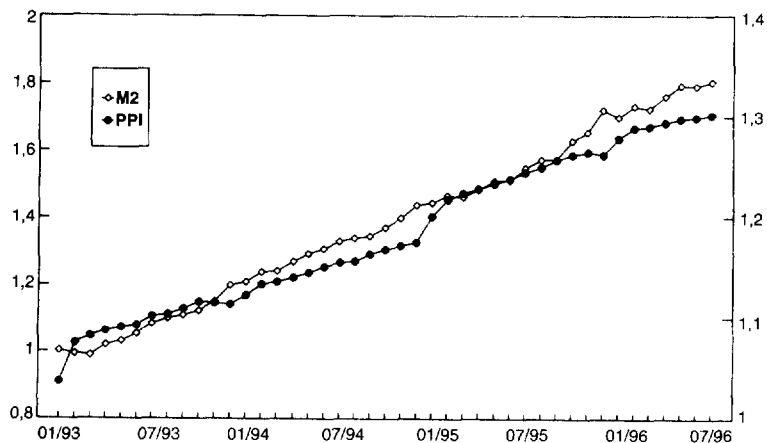
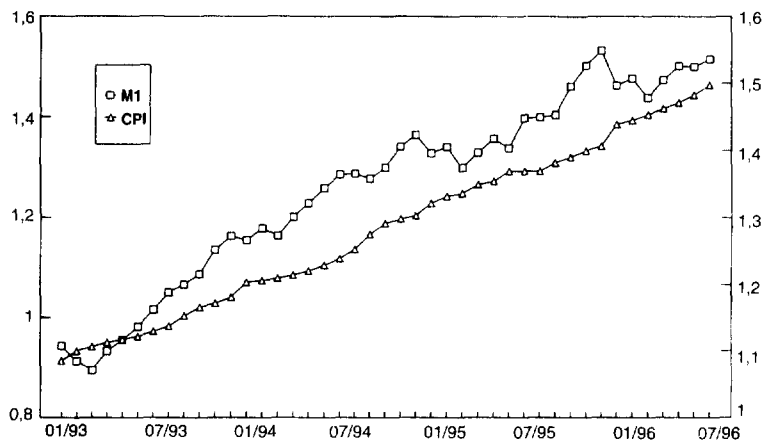
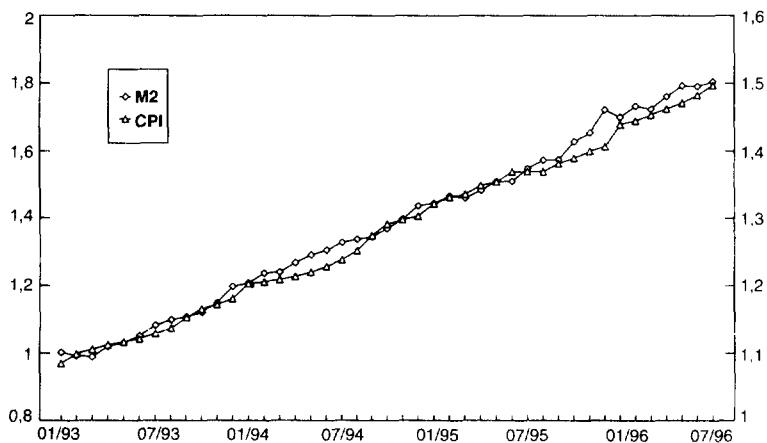
## LITERATURA

- ARLT, J.: Kointegrace v jednorovnicových modelech. Politická ekonomie, 1997 (v tisku).
- DORNBUSCH, R. – FISCHER, S.: Makroekonomie. Praha 1994.
- HEYNE, P.: Ekonomický styl myšlení. Praha 1992.
- ISSING, O.: Die Geldmengestrategie der Deutschen Bundesbank. Auszüge aus Presseartikeln, Dezember 1994.
- JOHANSEN, S.: Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. Econometrica, Vol. 59, 1991, No. 6, 1551–1580.
- SALMON, Ch.: Influences on Broad Money Growth. Bank of England, Quarterly Bulletin, February 1995.



# PŘÍLOHA 1

## GRAF 7 Vývoj peněžní zásoby a spotřebitelských cen (bazické indexy)



## PŘÍLOHA 2

### Výsledky Johansenova kointegračního testu

(existence kointegrační rovnice je předpokladem pro vytvoření modelu VEC)

	likelihood ratio	kritická hodnota na		
		5% hladině	1% hladině	
<b>M2 a CPI</b>				
H0	54,28	19,96	24,6**	zamítáme na 1% hladině
H1	8,88	9,24	12,97	nezamítáme
<b>M1 a CPI</b>				
H0	51,32	19,96	24,6**	zamítáme na 1% hladině
H1	6,22	9,24	12,97	nezamítáme
<b>oběživo a CPI</b>				
H0	46,42	19,96	24,6**	zamítáme na 1% hladině
H1	14,01	9,24	12,97**	zamítáme na 1% hladině
<b>M2 a PPI</b>				
H0	53,71	19,96	24,6**	zamítáme na 1% hladině
H1	15,07	9,24	12,97*	zamítáme na 1% hladině

Hypotéza H0: Neexistuje žádná kointegrační rovnice.

Hypotéza H1: Existuje kointegrační rovnice mezi testovanými veličinami.

#### Koeficienty v kointegrační rovnici (CE)

##### M2 a CPI

CPI(-1)	M2(-1)	C
1,000	-0,534	-0,719

#### Koeficienty v modelech VEC

	D(CPI(<-1))	D(M2(-1))	CE
D(CPI)	0,087	0,106	-0,040
	(0,072)	(0,056)	(0,010)
D(M2)	-0,334	-0,426	-0,174
	(0,219)	(0,171)	(0,031)

##### M1 a CPI

CPI(-1)	M1(-1)	C
1,000	-0,683	-0,656

	D(CPI(-1))	D(M1(-1))	CE
D(CPI)	0,022	-0,015	-0,042
	(0,085)	(0,039)	(0,007)
D(M1)	-0,329	-0,082	-0,073
	(0,421)	(0,191)	(0,034)

D(X)... diference X

X(-1)... posun o jedno období

V prvním a třetím řádku jsou parametry, v druhém a čtvrtém jejich směrodatné chyby.

## SUMMARY

# Relation between the Development of the Money Supply and the Development of Inflation in 1993–1996

Milan GUBA – Vladimír STILLER – Czech National Bank  
Josef ARLT – Prague School of Economics

Inflation rise in prices is a danger for every economy and the reason why many research institutes and all central banks constantly analyse factors stimulating price growth.

This analysis evaluates the relation between money supply and the inflation rate in the period from December 1992 to July 1996 after the dissolution of the former Czechoslovak Republic. The tests were methodologically based on the implementation of econometric methods. A new method has been utilised; cointegration analysis in multivariate models.

The most important result of the analysis is the conclusion that, under the conditions of the Czech economy, the money supply (monetary aggregate M2) and the consumer price index (CPI) are cointegrated time series. To put it in another way, the relation between the tested time series is real and not spurious. As well, the tests suggest that this conclusion is also acceptable when changes of administered prices are excluded from the CPI.

The concurrent analysis of the relation between the CPI and narrow money (monetary aggregate M1) has produced results very similar to those of the CPI/money supply analysis as well as concurrent analysis of other hypothetical modified monetary aggregates. It proves that there is no reason to replace the money supply with any other monetary aggregate as an intermediary target in the CNB's monetary policy.

Tests of the relation between the development of the money and the producer price index have yielded no results.

The conclusions of the analysis confirm that the CNB's monetary approach, based on the money supply as an intermediate target, is well founded.