

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

© Ministerstvo financí ČR

Adresa redakce: Vinohradská 49  
120 74 Praha 2

Tel.: (02) 253 018 nebo: (02) 215 93 614

Fax: (02) 253 728

Šéfredaktor: Ing. Ivan Kočárník, CSc.

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

© Ministry of Finance of the Czech Republic

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

Editor in Chief: Ivan Kočárník

## OBSAH

Ivan KOČÁRNÍK: Expozé místopředsedy vlády a ministra financí k návrhu státního rozpočtu ČR na rok 1996 . . . . . 1

Jiří JONÁŠ: Měnová politika a měnový kurz . . . . . 11

Stanislava JANÁČKOVÁ: Dilemata české měnové politiky . . . . . 26

Aleš BULÍŘ: Exogenita nabídky peněz: některé pochybnosti o předchozím výzkumu . . . . . 37

Jaroslav BRADA: Výpočet likvidity aktiva obchodovaného v periodické aukci BCPP (2. část) . . . . . 44

Inka NEUMAIEROVÁ—Ivan NEUMAIER: Úvaha o optimální zadluženosti . . . . . 51

### Survey

TABLE 1 Survey of Public Revenue and Expenditure for 1996 . . . . . 62

TABLE 2 Central Budget . . . . . 62

TABLE 3 Local Budget . . . . . 63

## CONTENTS

Ivan KOČÁRNÍK: Report on the 1996 State Budget Proposal . . . . . 1

Jiří JONÁŠ: Monetary Policy and the Exchange Rate . . . . . 11

Stanislava JANÁČKOVÁ: Czech Monetary Policy Dilemmas . . . . . 26

Aleš BULÍŘ: Exogeneity of Money Supply: Some Doubts About an Earlier Research . . . . . 37

Jaroslav BRADA: Measure of Liquidity on the Prague Stock Exchange (2nd Part) . . 44

Inka NEUMAIEROVÁ—Ivan NEUMAIER: Determining the Optimal Level of Indebtedness . . . . . 51

### Survey

TABLE 1 Survey of Public Revenue and Expenditure for 1996 . . . . . 62

TABLE 2 Central Budget . . . . . 62

TABLE 3 Local Budget . . . . . 63

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., Doc. Dr. František Vencovský, Ing. Jan Vít, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

# Exogenita nabídky peněz: některé pochybnosti o předchozím výzkumu

Aleš BULÍŘ\*

Vratislav Izák se v č. 6/95 tohoto časopisu pokusil o několik jednoduchých empirických testů úlohy monetární politiky v České republice [Izák 1995]. Následující příspěvek polemizuje s jeho závěry o úloze peněžních a mzdových veličin v poreformním cenovém vývoji.

## I.

Vratislav Izák opakovaně provádí lineární regresi dvou nestacionárních a sezonně neočistěných časových řad a z odhadů koeficientu determinace ( $R^2$ ) a  $t$ -testů odvozuje závislost těchto proměnných (tabulky č. 1, 2, 3 a 4). Problém tohoto přístupu je trojí.

Za prvé,  $R^2$  i  $t$ -test jsou nevhodným kritériem pro výběr a hodnocení modelu, což je ukázáno v každé elementární učebnici ekonometrie.<sup>1</sup> Za druhé, makroekonomické časové řady většinou sdílejí společný trend a tento trend — a nikoli kauzální závislost — vysvětluje vysokou hodnotu koeficientu determinace a  $t$ -testu. Nestacionarita samozřejmě nevylučuje ekonometrickou analýzu; ta ovšem musí být podřízena jistým pravidlům: bývá zvykem testovat, zda tyto časové řady jsou *kointegrované* neboli hledá se jejich dlouhodobá vzájemná závislost, model je odhadován jako „error-correction model“ apod.<sup>2</sup> Za třetí, většina makroekonomických časových řad má nejen silnou trendovou složku, ale i sezonní složku, která by měla být otestována a očistěna — například prostřednictvím sezonních zástupných (dummy) proměnných, případně odhadováním modelu se sezonně očistěnými proměnnými.

Rovněž platí, že z časových řad o 11 pozorováních *nelze* odvozovat robustní závěry. Kritizovaná práce navíc nepostupuje obvyklým způsobem, kdy je na základě ekonomické teorie nejprve formulována nulová a alternativní hypotéza (například: parametr proměnné  $x$  je větší než 1 a parametr proměnné  $x$  je menší nebo roven 1) a tyto hypotézy jsou následně testovány. Podle zvoleného testu se ekonom rozhodne, zda nulovou hypotézu odmítnout a následně *neodmítnout* hypotézu alternativní.

\* Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., katedra měnové teorie a politiky VŠE Praha

Redakce příspěvek obdržela v červenci 1995, autorská korektura provedena začátkem prosince 1995.

<sup>1</sup> Navíc koeficient determinace,  $t$ -test (a  $F$ -test) jsou v případě modelu s jednou vysvětlující proměnnou dvě (tři) verze stejného testu — srovnej [Johnston 1984, s. 41].

<sup>2</sup> Mezi texty, které jsou zaměřené na ekonomy (nikoli profesionální ekonometry), můžeme jmenovat [Charemza—Deadman 1992] a [Rao 1994].

TABULKA 1 Koeficienty determinace v modelu „ceny—mzdy“

| vysvětlující proměnná | koeficient determinace pro časovou řadu |                 |
|-----------------------|---|-----------------|
|                       | 1991: I—1994: II                        | 1991: I—1995: I |
| $W_{t-3}$             | 0,9491                                  | 0,9743          |
| $W_{t-2}$             | 0,9619                                  | 0,9796          |
| $W_{t-1}$             | 0,9718                                  | 0,9851          |
| $W_t$                 | 0,9869                                  | 0,9925          |
| $W_{t+1}$             | 0,9900                                  | 0,9932          |
| $W_{t+2}$             | 0,9777                                  | 0,9811          |
| $W_{t+3}$             | 0,9674                                  | 0,9673          |

pramen: vlastní výpočty; data ČNB

Vratislav Izák žádnou testovatelnou teorii nepředkládá, netestuje ji, a tudíž ani nemůže být předkvapen svými odhady, které zásadně nekomentuje. V tabulce č. 3 například získal statisticky významné odhady závislosti přírůstku cenového indexu na přírůstku peněžní zásoby ve stejném období. Jak parametr  $\Delta M2$ , tak parametr  $\Delta M1$  jsou ovšem záporné — podle Izáka: *zvýšení množství peněz v oběhu sníží přírůstek spotřebitelských cen*. Tento závěr není konzistentní s žádnou ekonomickou teorií. (S výjimkou Caganova modelu poptávky po penězích při hyperinflaci neexistuje žádná teorie, která by předpokládala okamžitý dopad peněžního růstu do inflace.)

Nevhodnost porovnávání „nezahnížděných“ (non-nested) modelů<sup>3</sup> na základě koeficientu determinace a *t*-testů je dobře vidět na příkladě komentáře k tabulkám č. 1 a 2. Je nepřijatelné tvrdit, že „*M2* je ‚lepší“ ukazatelem než *M1*“ [Izák 1995, s. 293] nebo že „úvěry podnikům vysvětlují vývoj HDP ještě ‚lépe‘ než *M2*“ [Izák 1995, s. 295], neboť porovnáváme odlišné modely.<sup>4</sup> Smysluplnost tohoto porovnávání je ostatně zpochybněna už v předchozích odstavcích: Grangerova kauzalita byla autorem v předchozí práci odhadnuta od HDP k penězům, a nikoli naopak.

Důsledkem nevhodných metod jsou sporné výsledky a jejich pochybná interpretace. To si ukážeme na následujícím příkladu (viz *tabulka 1*), při kterém jsme „zopakovali“ výsledky z tabulky č. 4 Izákovy článku: závisle proměnná je index spotřebitelských cen (1990=100) a nezávisle proměnná je průměrná měsíční nominální mzda.<sup>5</sup> Nezajímají nás vlastní odhady parametrů, a proto uvádíme jen koeficient determinace. Na rozdíl od Izáka [1995] máme k dispozici o tři pozorování více (17), a proto uvádíme odhady  $R^2$  jak pro jeho původní časové rozpětí, tak pro 91:I—95:I. Je pozoruhodné, že nová pozorování takřka nezměnila hodnotu parametrů ani jejich směrodatné odchylky. V obou případech jsme konzistentně s Izákem použili metodu nejmenších čtverců.<sup>6</sup>

<sup>3</sup> Modely jsou označovány jako „non-nested“, pokud formálními úpravami nelze odvodit jeden model od druhého.

<sup>4</sup> Většina ekonometrických programů je schopna porovnat „nezahnížděné“ modely, jejich síla je ovšem nízká a při velmi malém počtu pozorování jsou tyto testy nepoužitelné.

<sup>5</sup> Model II v Izákově tabulce má jako vysvětlující proměnnou zjevně index spotřebitelských cen, a nikoli jeho první diferenci.

Mechanické použití koeficientu determinace pro hodnocení uvedených modelů vede k očekávanému závěru: kterákoli kombinace minulých či budoucích mezd a cenového indexu dává vysoce statisticky významné odhady: parametr průměrné mzdy je opakovaně statisticky odlišný od nuly na jednoprocenní hladině významnosti a model „vysvětluje“ 95–99 % rozptylu závisle proměnné. Z tohoto pohledu ovšem byla překvapivá Izákova volba zpoždění, neboť vyšší hodnoty obou testů dávají rovnice s běžnou ( $W_t$ ) průměrnou mzdou a vůbec nejvyšší hodnoty dávají modely s *budoucí* ( $W_{t+1}$ ) průměrnou mzdou. Dokonce ještě model s vysvětlující proměnnou ( $W_{t+2}$ ) dává vyšší odhady koeficientu determinace než model se zpožděnou mzdou,  $W_{t-1}$ , použitý Izákem.

Tyto výsledky postrádají ekonomickou interpretaci, neboť *budoucí průměrná mzda nemůže vysvětlovat dnešní inflaci*.<sup>7</sup> Je zjevné, že obě veličiny mají společný trend, neboť jak mzdy, tak ceny jsou integrované stupně 1, I(1).

Co ovšem rovnice odhadnuté v prvních diferencích, jako například model I v tabulce č. 4? Víme, že první diferencí odstraníme trend a obě časové řady jsou poté stacionární. Sezonní složka je v tomto případě nevýznamná a můžeme od ní abstrahovat.

V případě rovnic odhadnutých v prvních diferencích, na rozdíl od modelů odhadnutých v úrovních, se nám nepodařilo zopakovat Izákovy odhady; naše odhady  $R^2$  i  $t$ -testů byly poněkud nižší. Všechny testy (shodně s Izákem) ovšem naznačují, že model je možné bezpečně odmítnout na obvyklých hladinách statistické významnosti. Navíc při experimentech s různými variantami zpoždění jsme ve většině případů obdrželi *zápornou* (byť statisticky nevýznamnou) hodnotu koeficientu mezd. Jinými slovy, *minulé zvýšení průměrné mzdy by vedlo ke snížení současné inflace*. I to je výsledek obtížně interpretovatelný.

Výše uvedenou kritiku by bylo možné zopakovat i pro ostatní regresní odhady nestacionárních veličin v Izákově článku. Je navíc pravděpodobné, že sezonní charakter HDP, peněžní zásoby a úvěrů podnikům bude silnější než sezonní charakter cen a mezd a dále zamlží interpretaci odhadů.

## II.

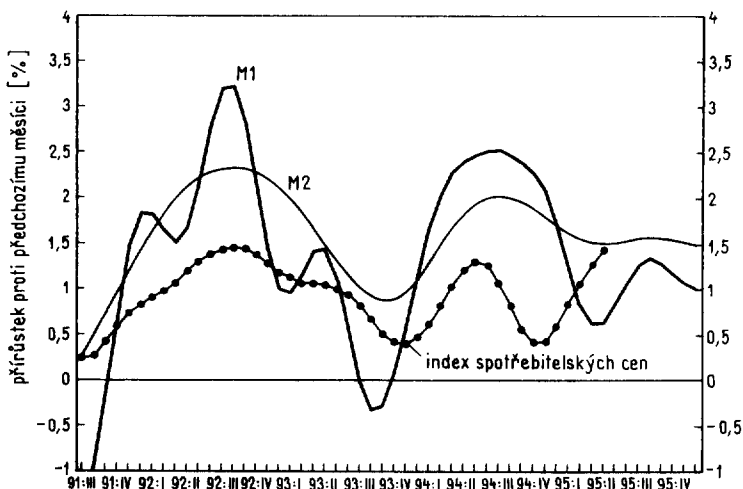
Pečlivý čtenář Izákova článku musel nezbytně dospět k závěru, že většina regresních odhadů je nejen chybná, ale především zbytečná. Jejich „přidaná hodnota“ je nulová nebo spíše záporná; tyto odhady zamlžují pochopení problému. V této části se pokusíme ukázat, že pomocí jednoduchého statistického aparátu je možné dospět k přesně opačným závěrům o závislosti peněžního růstu.

Použijeme-li trend časové řady očištěný o sezonní výkyvy, potom *inflace následuje po zrychlení peněžního růstu se zpožděním přibližně tří čtvrtletí až jednoho roku a tato závislost se pravděpodobně začíná zkracovat* — srovnej *graf 1*, kde jsou zanesena běžná pozorování inflačního trendu a peněžní růst

<sup>6</sup> Dickeyho-Fullerův test i CUSUMQ-test naznačují, že nelze odmítnout hypotézu o kointegraci průměrných mezd a inflace.

<sup>7</sup> Úmyslně se vyhýbáme pokušení interpretovat tento výsledek jako důkaz opačné závislosti: od cen k průměrným mzdám.

GRAF 1 Spotřebitelské ceny a peněžní růst (peněžní růst s předstihem 10 měsíců)



s předstihem 10 měsíců.<sup>8</sup> Tato závislost se zdá být stabilní i přes relativní krátkost časové řady. Jestliže peněžní růst vrcholil na konci roku 1991 a začátku roku 1992, inflace se zrychlila na konci roku 1992. Poodlukové zpomalení peněžního růstu v první polovině roku 1993 přineslo nejnižší poreformní míru inflace o tři čtvrtletí později. S částečným opuštěním restriktce a především s opětovným zrychlením přílivu kapitálu od druhé poloviny roku 1993 přišlo i zrychlení inflace v roce 1994. Ke zrychlení inflace na počátku roku 1995 došlo i přes relativně nízké tempo růstu peněžní zásoby (ať už měřené veličinou M1, nebo M2) a s kratším zpožděním. Tento vývoj nás tak dostává k otázce rychlosti oběhu peněz.

Graf 1 ovšem nepotvrzuje elementární předpoklad jednotkové elasticity cen vůči peněžnímu růstu ( $\pi = \mu$ ), který ekonomie obvykle předpokládá v dlouhém období. Přes vysoká tempa růstu peněžní zásoby M2, která kolísala v letech 1991–1994 mezi 1 a 2 % měsíčně, rostla inflace v letech 1992–1995 měsíčně jen v rozmezí 0,7–1,5 %. Jinými slovy, vezmeme-li do úvahy centralizované úpravy a růst kvality zboží, pak zrychlení peněžního růstu o 1 % vyvolalo zrychlení cenového růstu o méně než 0,5 %. Proč se peněžní růst nepromítl výrazněji do inflace, když dynamika reálného HDP byla v tomto období zanedbatelná? Odpověď nabízí graf 2.

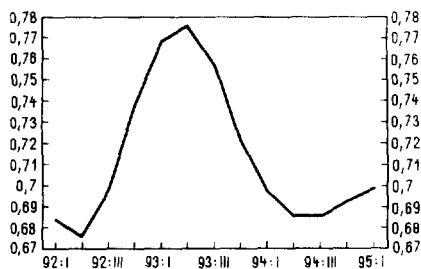
Trend vývoje rychlosti oběhu peněz<sup>9</sup> naznačuje, že počínaje rokem 1993 začala výrazně růst poptávka po penězích — pravděpodobně jako reakce na prudký pokles hotovosti spojený s měnovou odlukou v únoru 1993, na snížení očekávané míry inflace a na očekávání zrychleného růstu HDP —, a tudíž za-

<sup>8</sup> Zvolili jsme běžně používanou aditivní verzi standardní metody X11, která vychází z klasické Boxovy a Jenkinsovy metodologie. Tuto metodu začal od roku 1995 používat pro očišťování časových řad i Český statistický úřad. X11 rozloží časovou řadu na trend, sezonní složku a chybu odhadu. V této části jsme použili odhadnutý trend časových řad.

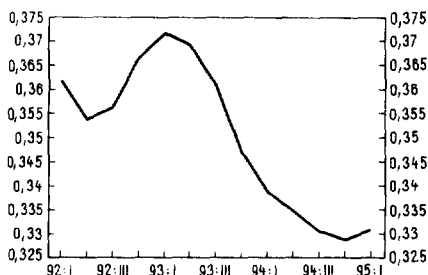
<sup>9</sup> Použili jsme stejný postup jako v případě peněžní zásoby a cen.

## GRAF 2 Rychlost oběhu peněz

HDP/M1  
(trend)



HDP/M2  
(trend)



čala klesat rychlost oběhu peněz. Jinými slovy, domácnosti a firmy se rozhodly držet více peněz než v minulosti a ekonomika byla schopna absorbovat více peněz bez tlaku na růst cen. Tento vývoj skončil v případě úzce vymezené peněžní zásoby ( $M1$ ) v polovině roku 1994, v případě široce vymezených peněz ( $M2$ ) na konci roku 1994. Ať už se rychlost oběhu peněz v budoucnu stabilizuje, nebo dokonce zrychlí, je rozumné očekávat, že dlouhodobá elasticita cenové hladiny vůči peněžnímu růstu se přiblíží jedné.

Je dobré si připomenout, že uvedený vývoj rychlosti oběhu peněz není nic neobvyklého. Prakticky ve všech zemích, které úspěšně prošly obdobím stabilizace, došlo k výraznému růstu poptávky po penězích a monetarizace ekonomiky se zvýšila. V jistém okamžiku ovšem růst transakční poptávky po penězích narazil na poptávkovou bariéru a pokles rychlosti oběhu peněz se zpomalil či zastavil.

Výše uvedenou grafickou prezentaci poučky, že „inlace je vždy a všude peněžním jevem“, lze ukázat i jednoduchým regresním modelem.

Předpokládejme, že měsíční míra inflace v procentech ( $\pi_t$ ) je důsledkem minulého měsíčního peněžního růstu v procentech ( $\mu_t$ ):<sup>10</sup>

$$\pi_t = \sum_{i=0}^m w_i \mu_{t-i} + u_t$$

kde  $u_t$  je náhodná chyba se standardními vlastnostmi a váhy  $w_i$  jsou odvozeny od polynomu řádu  $r$ :

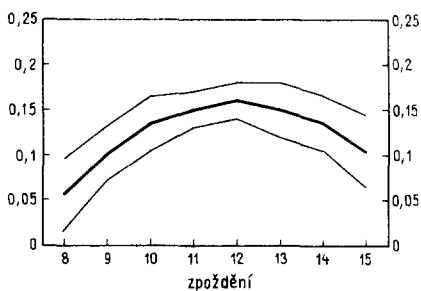
$$w_i = b_0 + b_1 i + b_2 i^2 + \dots + b_r i^r$$

pro  $i = 0, 1, \dots, m$ . Použili jsme tedy jednoduchý model Almonovského rozloženého zpoždění ( $m, r$ ).

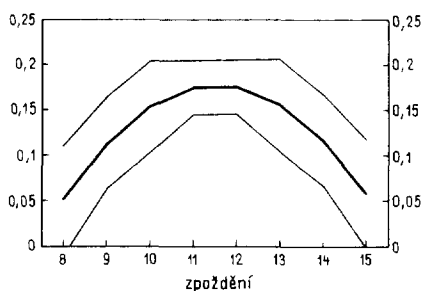
Zatímco bývá zvykem používat polynom nejvýše třetího řádu ( $r=3$ ), ekonomická teorie nenabízí jednoznačný počet zpoždění ( $m=?$ ). V souladu s metodologií „from general to specific“ jsme proto začali s vysokým počtem zpoždění a postupně jsme uvalovali a testovali jednotlivá omezení. Níže uvádíme vý-

<sup>10</sup> Výsledky se prakticky nezmění, ať už je model odhadnut se sezonně očištěnými, nebo neočištěnými proměnnými.

Parametry zpožděných proměnných  $M1$  (odhad a jeho směrodatné chyby)



Parametry zpožděných proměnných  $M2$  (odhad a jeho směrodatné chyby)



sledky relativně úsporného modelu, ve kterém je inflace vysvětlována peněžním růstem zpožděným o 8 až 15 měsíců. Pro přehlednost výsledků jsme uvalili podmínku součinu odhadovaných parametrů rovnu jedné (dlouhodobá elasticita inflace vůči peněžnímu růstu je rovna 1). Rovnice s úzce vymezenou ( $M1$ ) i s široce vymezenou peněžní zásobou ( $M2$ ) byly odhadnuty Cochranovou a Orcuttovou autoregresivní metodou,  $AR(1)$ .

Většina odhadnutých parametrů pro období 1991:2–1995:6 je statisticky významná na 1procentní hladině (výjimku tvoří parametry  $\mu_{t-8}$  pro agregát  $M1$  a dále  $\mu_{t-8}$  a  $\mu_{t-15}$  pro agregát  $M2$ , které jsou významné na 10procentní hladině) a pro modely jako celek je možné odmítnout hypotézu jejich nevýznamnosti na hladině významnosti 1 procento. Konstanta je statisticky významná v modelu s  $M2$ , ale nikoli s  $M1$ . (Statistickou významnost konstanty v modelech s Almonovským zpožděním bývá zvykem interpretovat jako setrvačnost vývoje závisle proměnné.) Durbinův a Watsonův test nesignalizuje autokorelaci reziduí. Model s nezávisle proměnnou  $M1$  vysvětluje 22 % rozptylu cenového indexu a model s  $M2$  vysvětluje 50 % rozptylu cenového indexu; výsledek je to velmi slušný, uvážíme-li nerealistickou jednoduchost modelu (pouze peněžní růst je vysvětlující proměnnou), definici proměnných (tempa růstu), stejně jako skutečnost, že jsme nepoužili zástupné proměnné pro případy administrativních cenových úprav.

Hodnoty parametrů jsou zobrazeny na grafu 3 spolu s jejich směrodatnými odchylkami. Je evidentní, že jak dopad  $M1$ , tak dopad  $M2$  je nejsilnější se zpožděním 11–12 měsíců.<sup>11</sup> Experimenty s kratším i delším zpožděním přinesly statisticky nevýznamné odhady jednotlivých parametrů. Jakkoli jsou předběžné a nepodložené hlubšími testy zvoleného Almonova zpoždění, potvrzují tyto výsledky grafickou analýzu uvedenou výše. Můžeme uzavřít, že Česká republika není žádnou výjimkou z elementárních pravidel ekonomie: cenovému růstu předchází peněžní růst.

\*\*\*

<sup>11</sup> I když prognózy inflace nebyly cílem předchozího cvičení, může být užitečné uvést výsledky statických předpovědí výše uvedených modelů. Podle dosavadního vývoje  $M1$  i  $M2$  měla inflace poklesnout z průměrných 0,8–0,9 % měsíčního růstu v prvním pololetí roku 1995 na 0,6–0,7 % v září a říjnu 1995. Skutečná míra inflace za srpen–říjen 1995 dosáhla 0,5 %, za září–říjen 0,75 %.

Z výsledků modelů použitých v citovaném článku Vratislava Izáka nelze odvozovat robustní (resp. jakékoli) závěry o platnosti postkeynesiánské hypotézy o endogenním charakteru peněz v důsledku mzdového vyjednávání ani o relativní váze peněžních a úvěrových agregátů na vývoj HDP a cen.

Izákův článek samozřejmě vyvolává řadu dalších otázek, mimo výše uvedených technických připomínek. Proč jsou diskutovány pouze zjednodušené hypotézy tzv. „monetaristů“ a „postkeynesiánců“, a nikoli modernější (a relevantnější) teorie, například hypotéza „reálného hospodářského cyklu“? Který „ekonom-monetarista“ by se dnes (či v posledních deseti letech) podepsal pod Izákův ortodoxní výklad monetarizmu? Víme toho skutečně tak málo o vývoji rychlosti oběhu peněz? Řada zemí (Latinská Amerika, Izrael), které prošly stabilizačním a transformačním obdobím, může poskytnout cennou informaci pro vývoj rychlosti oběhu peněz v jednotlivých etapách reformy.

## LITERATURA

CHAREMZA, W. W.—DEADMAN, D. F.: *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar, Aldershot 1992.

IZÁK, V.: Nabídka peněz — endogenní, nebo exogenní? *Finance a úvěr*, 1995, č. 6, ss. 291—303.

JOHNSTON, J.: *Econometric Methods*. McGraw-Hill, New York 1984.

RAO, B. B.: *Cointegration for the Applied Economist*. St. Martin's Press, New York 1994.

## SUMMARY

### **Exogeneity of Money Supply: Some Doubts About an Earlier Research**

Aleš BULÍŘ, Monetary Theory and Policy Chair, Prague School of Economics

This paper questions results and ensuing policy implications contained in the June 1995 article by Vratislav Izák, published by this journal.

This paper first argues that most if not all results obtained by Izák are based on improper specifications and spurious regressions. Using alternative (and perhaps more appropriate) specifications, one can easily obtain strikingly different results. Consequently, Izák's would-be policy implications (endogenous money, wages driving prices, "keynesian hypothesis" etc.) are shown to be unsubstantiated.

The second section of this paper presents an empirical evidence of monetary causes of inflation in the Czech Republic. First, seasonally adjusted and de-trended time series of inflation are shown to follow similarly adjusted time series of M1 and M2 with the lag of approximately three quarters. Second, a simple price-money growth equation based on Almon lag structure is estimated. Again, the effect of money growth on inflation is shown to be strongest with three to four quarter lag.