

Vydává Fakulta sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR ve vydavatelství **Economia, a. s., Praha**

© Fakulta sociálních věd UK Praha

Adresa redakce: Vinohradská 49  
120 74 Praha 2

Tel.: (02) 22 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171

Fax: (02) 215 93 203

**Šéfredaktor: Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc.**

**Výkonná**

**redaktorka: Mgr. Renata Nováková**

**Publishers: Faculty of Social Sciences of the Charles University, Prague, in Cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR in Publishing House **Economia, Prague****

© Faculty of Social Sciences of the Charles University, Prague

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

**Editor in Chief: Zdeněk Tůma**

## **OBSAH**

Tomáš HOLUB: Analýza inflace v ČR . . .705

Stanislava JANÁČKOVÁ: Cesta do Evropské unie: vybrané problémy konvergence v měnové oblasti . . . . .721

Růžena VINTROVÁ: Mezinárodní pozice a konkurenční schopnost ČR – Srovnání makroekonomických ukazatelů s EU . . . . .734

### **Ze zahraničí**

Anton MARCINČIN: Manažéri a politici: model slovenskej privatizácie – 2. časť . . .743

### **Recenze**

Martin ČIHÁK: Svět podle Beckera (G. Becker) . . . . .756

### **Daňové judikáty**

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 20-21/97 . . . . .759

Uprostřed čísla:

**Celoroční rejstřík časopisu Finance a úvěř za rok 1997**

## **CONTENTS**

Tomáš HOLUB: Analysis of Czech Inflation . . . . .705

Stanislava JANÁČKOVÁ: European Union Accession: Selected Topics in Monetary Policy . . . . .721

Růžena VINTROVÁ: The Czech Republic's International Position and Competitiveness . . . . .734

### **Abroad**

Anton MARCINČIN: Managers and Politicians: Model of Slovak Privatisation (2nd Part) . . . . .743

### **Book-Review**

Martin ČIHÁK: The World According to Becker (G. Becker) . . . . .756

### **Tax Judicial Decisions**

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation: No 20-21/97 . . . . .759

In the middle of this issue:

**Journal Year Index for 1997**

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

**Ediční kruh:** Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Věra Kameníčková, CSc., Doc. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Karel Půlpán, CSc., Ing. Ondřej Schneider, Ing. Miroslav Singer, PhD., Mgr. Kateřina Šmídková, Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc. (předseda), Doc. Ing. Miloslav Vošvrda, CSc.

**Redakční rada:** Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Gabriel Eichler, Ing. Michaela Erbenová, PhD., Ing. Milena Horčicová, CSc., Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Prof. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Jonáš, Ing. Jan Klacsek, CSc., Ing. Pavel Kysilka, CSc., Ing. Ivan Kočárník, CSc. (předseda), Ing. Jiří Kunert, Doc. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Jan Mládek, CSc., Prof. Ing. Lubomír Mičoch, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, Doc. Ing. Zbyněk Revenda, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Doc. Ing. František Turnovec, CSc., Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Prof. Dr. František Vencovský, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

# Analýza inflace v ČR

Tomáš HOLUB\*

Ve vývoji inflace v ČR v roce 1997 zaznamenáváme velká kolísání. V prvním pololetí se růst spotřebitelských cen výrazně zpomalil v důsledku relativně nižších deregulací v lednu 1997, peněžní restrikce, zhodnocování měnového kurzu a příznivého vývoje cen potravin. Na počátku druhého pololetí naopak inflace výrazně vzrostla. Podílela se na tom hlavně deregulace cen bydlení a také pokles kurzu, k němuž došlo po spekulativním útoku na korunu v druhé polovině května 1997.

Ke zvyšování inflace bude pravděpodobně docházet i ve zbývající části roku. Hlavním faktorem přitom bude znehodnocení měnového kurzu. Jeho dopad však dosud nebylo snadné přesně odhadnout. Nominální kurz se začal výrazněji pohybovat až od konce února 1996 (kdy došlo k rozšíření flukтуаčního pásma na  $\pm 7,5\%$ ), a proto dosud neexistuje mnoho empirických analýz vztahu mezi ním a vývojem inflace. Alespoň částečně zaplnit tuto mezeru se snaží následující příspěvek.

## Vývoj inflace v období 1994–1997

V období od počátku roku 1994 do poloviny roku 1996 se inflace postupně snižovala (viz *graf 1*), a to i přesto, že měnová politika byla neutrální, či spíše expanzivní. Při úzkém flukтуаčním pásmu koruny (do února 1996) byla výrazně omezena autonomie peněžní politiky ČNB. Silný příliv zahraničního kapitálu způsoboval, že růst peněžní zásoby opakovaně překračoval původní cíle centrální banky (viz [Janáčková 1996]). Pokles inflace byl v tomto období tedy do značné míry dán nemonetárními faktory – nižšími deregulacemi, příznivým vývojem na trhu potravin apod.

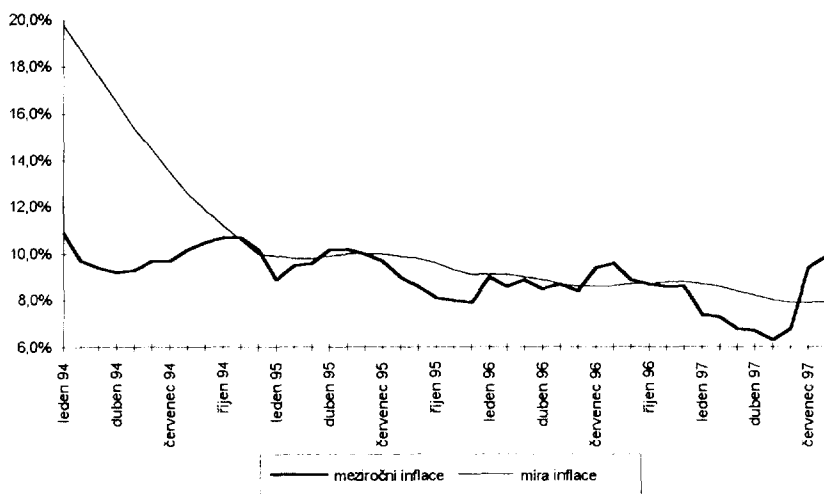
Rozšíření flukтуаčního pásma měnového kurzu v únoru 1996 (na  $\pm 7,5\%$ ) uvolnilo ČNB ruce, a ona tak mohla v polovině roku 1996 přistoupit k radikálnímu přitvrzení měnové politiky. Byla zvýšena sazba povinných minimálních rezerv (o 3 procentní body) i všechny klíčové úrokové sazby. V důsledku deregulací cen bydlení se však meziroční inflace ve stejné době zvýšila až nad  $9,5\%$ .

---

\* Mgr. Tomáš Holub – Komerční banka, a. s., Praha

Autor děkuje za užitečné rady a připomínky Martinu Čihákoví a Kamilu Janáčkoví z Komerční banky. Jakékoli chyby či opomenutí jsou však, samozřejmě, autorovy vlastní. Článek vznikl na počátku října 1997.

GRAF 1 Vývoj inflace v letech 1994–1997



pramen: ČSÚ

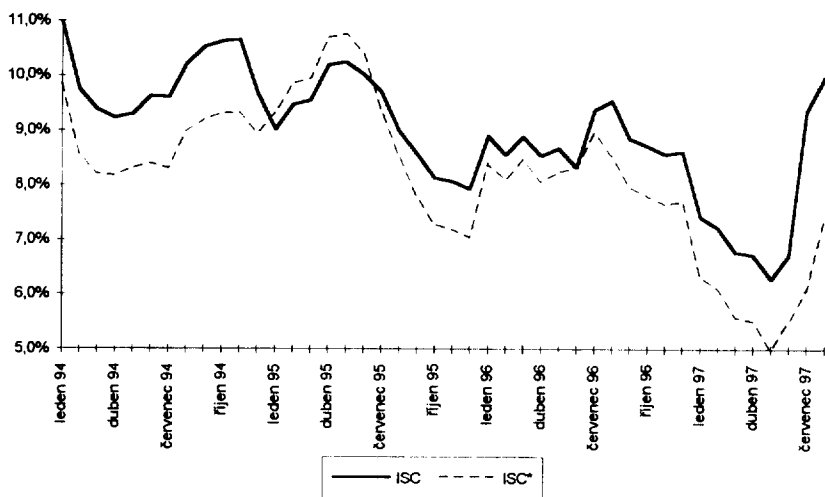
poznámka: meziroční inflace = tempo růstu ISC oproti stejnému měsíci předchozího roku  
míra inflace = 12měsíční klouzávý průměr

Na konci roku 1996 se růst cen začal opět zpomalovat. Příznivě působil pokles tempa růstu peněžní zásoby – z téměř 20 % v první polovině roku až na 9,2 % v prosinci 1996 – a nominální zhodnocování měnového kurzu vyvolané zvýšeným úrokovým diferenciálem. Vliv těchto dvou faktorů ještě zesílil na počátku roku 1997; růst M2 se dále zpomalil až na 6,2 % v dubnu 1997 a koruna v důsledku emise korunových euroobligací zpevnila v polovině února na své historické maximum 5,5 % nad bývalou centrální paritou. Kromě toho inflaci snižovaly relativně malé deregulace v lednu 1997 a pomalý růst cen potravin, který v meziročním srovnání klesl až pod 3 %. Meziroční inflace se proto dále zpomalovala a v květnu 1997 dosáhla svého minima od roku 1991 (6,3 %).

V polovině roku 1997 však přišel významný zlom. Rostoucí deficit běžného účtu, zpomalení ekonomického růstu a politická nestabilita vyvolaly spekulativní útok na korunu. ČNB byla nakonec nucena zrušit flukuační pásmo měnového kurzu a přejít na systém řízeného floatingu. Bezprostřední reakcí byl pokles koruny o více než 10 % pod centrální paritu. Nejistota domácích ohledně budoucího kurzového a cenového vývoje vedla na přelomu května a června 1997 ke zvýšeným nákupům statků dlouhodobé spotřeby, což se projevilo růstem jejich ceny. V červenci 1997 došlo ke zvýšení regulovaného nájemného (o 50 %), cen elektřiny a plynu (o 15 %) a zvýšení maximální ceny dálkového vytápění (o 35 %). Inflace proto v červenci skočila až na 9,4 %. Nepříznivý vývoj pokračoval i v srpnu, kdy se se zvýšenou intenzitou začalo projevovat znehodnocení měnového kurzu. Meziroční inflace tak dosáhla 9,9 % (viz graf 1).

Je pravděpodobné, že se růst spotřebitelských cen bude v důsledku slabé koruny zrychlovat i ve zbývající části roku. Odhad rychlosti a intenzity působení změn nominálního kurzu na inflaci je jedním z hlavních bodů této práce.

GRAF 2 Očištění ISC od vlivu cen bydlení



prameny: ČSÚ  
vlastní výpočet

## Hlavní faktory inflace

Popsaný historický vývoj i množství předchozích analýz potvrzují, že inflace v ČR má celou řadu příčin. Ty lze rozdělit do dvou základních skupin. Za prvé se jedná o ty faktory, které standardně působí na růst cen v každé tržní ekonomice (tj. peněžní zásoba, mzdy, měnový kurz apod.). A za druhé jsou to systémové zdroje inflace, které do značné míry souvisejí s transformací české ekonomiky. Sem patří například deregulace cen či zmenšování cenových deformací zděděných po předchozím režimu. V následující části se uvedenými faktory zabýváme podrobněji, což nám v dalším textu pomůže při specifikaci modelu pro regresní analýzu.

### Deregulace cen

Patrně nejviditelnějším systémovým zdrojem inflace jsou postupné deregulace státem kontrolovaných cen, mezi nimiž největší položku tvoří nájemné a ceny energií. Tyto deregulace nemají přímý vztah k vývoji peněžní zásoby, mezd a ostatních standardních faktorů inflace, a proto je nutné jejich dopad posuzovat odděleně.

To umožňuje graf 2, který porovnává vývoj souhrnného indexu spotřebitelských cen (ISC) s indexem, z něhož jsou vyloučeny ceny bydlení (ISC\*). Vidíme, že u tohoto ukazatele je celkový obrázek poněkud odlišný od vývoje souhrnného ISC. Klesající trend inflace od roku 1994 do poloviny roku 1996 je v jeho případě pomalejší, na druhé straně však u něj nedošlo k tak výrazným skokům v červenci roku 1996 a 1997, neboť ty byly způsobeny hlavně deregulacemi cen bydlení.

V dosavadních empirických analýzách byl většinou vliv deregulací ignorován. To samozřejmě mohlo být zdrojem chyb při odhadech, a tak snižovat

jejich vypovídací hodnotu. Abychom se tohoto problému alespoň částečně vyvarovali, budeme v naší analýze dále pracovat s indexem ISC\* (tj. s indexem bez cen bydlení). Určitou nevýhodou zvoleného postupu je skutečnost, že meziroční tempa růstu indexu ISC\* máme k dispozici až od roku 1994, zatímco celkový ISC je dostupný i pro předchozí období. Zároveň musíme podotknout, že naše řada ISC\* neřeší problém deregulací úplně, neboť očisťuje souhrnný ISC jen o změny cen bydlení; ty přitom představují sice hlavní, rozhodně však ne jedinou skupinu regulovaných cen.<sup>1</sup>

### *Srovnávání cenových deformací*

Další systémovou příčinu inflačních tlaků lze hledat v oblasti vnějších vztahů – v přibližování struktury relativních cen v ČR cenovým relacím v zahraničí (viz např. [Klaus 1995], [Čihák – Janáček 1996]). Na počátku ekonomické transformace zdělila ČR značně deformovaný cenový systém. Relativní ceny jednotlivých komodit neodpovídaly ani nákladům na jejich výrobu, ani cenám na světových trzích. Reforma daňové soustavy a liberalizace velké části cen vytvořily podmínky pro srovnávání těchto distorzí. Jsou-li však ceny strnulé směrem dolů, může k tomuto srovnávání snáze docházet různě rychlou inflací u jednotlivých komodit. Tím vzniká zároveň i tlak na „vzlínání“ celkové cenové hladiny.

Empirické studie založené na výsledcích Evropského srovnávacího programu (ECP) z let 1990 a 1993 potvrzují (viz [Zamrazilová – Holub 1997], [Janáček et al. 1997a]), že cenová struktura byla v roce 1993 stále velmi pokřivená. Od té doby dochází k jejímu postupnému narovnávání. Ceny těch komodit, které byly v roce 1993 nejvíce podhodnoceny vzhledem k zahraničí, mají tendenci růst rychleji. Tento proces však ještě zdaleka není u konce, a bude proto představovat inflační faktor i v budoucnosti.

Přesto však musíme, stejně jako všechny předchozí práce, tento zdroj inflace při naší ekonometrické analýze ignorovat. Není totiž možné jednoduše nalézt proměnnou, která by ho dobře aproximovala. To samozřejmě může být zdrojem určitých chyb při odhadech. Na druhé straně však proces srovnávání cenových deformací nebyl doposud tak rychlý, aby tyto chyby vypovídací schopnost regresní analýzy zcela znehodnotily.

### *Peněžní zásoba*

Mezi základní zdroje inflace popisované ekonomickou literaturou patří vývoj peněžní zásoby. Krajní variantu tohoto vztahu popisuje tzv. kvantitativní teorie peněz (viz např. [Dornbusch – Fischer 1994]). Ta vychází z předpokladu, že poptávka po penězích (a tedy i důchodová rychlost oběhu peněz) je stabilní a ekonomika se navíc trvale nachází na úrovni potenciálního produktu. V takovém případě existuje mezi růstem peněžní zásoby a cenové hladiny proporcionalní vztah (tj. zvýšení růstu peněžní zásoby o 1 procentní bod se projeví zvýšením inflace právě o 1 procentní bod).

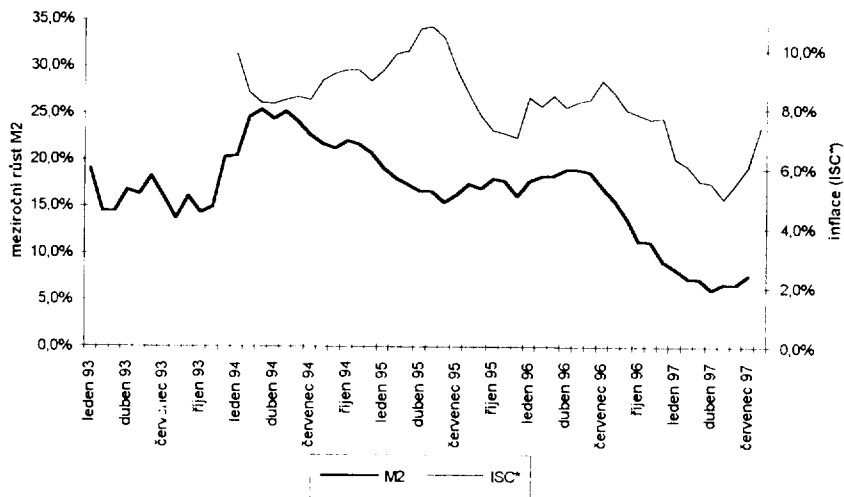
<sup>1</sup> ČNB ve spolupráci s ČSÚ očisťuje inflaci od všech vlivů deregulací. Tato čísla však nemáme k dispozici jako konzistentní časovou řadu, a proto zde s nimi nemůžeme pracovat. Jejich možné využití v regresní analýze je však zajímavým podnětem pro případný budoucí výzkum.

V reálném světě jsou však zmíněné předpoklady splněny jen zřídkakdy. Nachází-li se ekonomika v době recese pod hranicí plného využití kapacit, mohou změny množství peněz v oběhu vést k růstu produkce a cenovou hladinu ovlivnit relativně málo. Pomalé přizpůsobení na trzích statků a peněz navíc způsobuje, že mezi peněžní zásobou a vývojem nominálního produktu existuje dlouhé a variabilní časové zpoždění (viz např. [Friedman – Schwartz 1992]). Významnou roli při určení rychlosti přizpůsobení hrají mimo jiné expektace ekonomických subjektů. Očekávaná změna monetární politiky se projeví rychleji než změna překvapivá (tuto skutečnost zdůrazňuje škola racionálních očekávání). A konečně strukturální posuny v poptávce po penězích (např. v důsledku technologických „šoků“ ve finančním systému) mohou znamenat, že se i tento dosti komplikovaný vztah zcela zhroutí.

Jsou-li tyto námitky opodstatněné ve standardních tržních ekonomikách, v případě ČR to pravděpodobně platí dvojnásob. V období 1991 až 1993 zde došlo k prudké transformační recesi, v jejímž průběhu reálný HDP poklesl o téměř 20 %. Ačkoli mohlo částečně jít o posun potenciálního produktu, předpoklad plného využití kapacit je pro námi zkoumané období zřejmě dosti nainv. Rovněž předpoklad stability poptávky po penězích je diskutabilní. Pravděpodobně totiž neexistoval stabilní vztah mezi HDP a počtem transakcí v ekonomice. Ten se mohl mimo jiné zvyšovat v důsledku dekoncentrace ekonomiky, vzniku nových trhů (např. kapitálového trhu, trhu nemovitostí apod.), nárůstu šedé a černé ekonomiky atd. Růst M2 převyšující dynamiku nominálního HDP tak mohl zčásti pouze pokrývat dodatečnou transakční poptávku, která se z těchto důvodů zvyšovala (viz např. [Klavec – Šmídková 1995]). Na druhé straně však došlo také k výraznému technologickému a institucionálnímu rozvoji finančního sektoru, což by mělo naopak transakční poptávku snižovat.

Další kritiku monetaristické ekonomie představuje teorie endogenních peněz. Ta klade důraz na obrácenou kauzalitu mezi penězi a ostatními makroekonomickými veličinami. Existují dva základní teoretické směry, které tuto hypotézu prosazují. Za prvé je to standardní teorie malé otevřené ekonomiky s pevným měnovým kurzem (reprezentovaná Mundellovým-Flemingovým modelem – viz např. [Dornbusch – Fischer 1994]). Ta zdůrazňuje skutečnost, že toky mezinárodního arbitrážního kapitálu vedou k vyrovnávání úrokových měr mezi jednotlivými ekonomikami, a tím znemožňují provádět (za předpokladu pevného měnového kurzu) autonomní monetární politiku. Za druhé se jedná o postkeynesiánskou teorii endogenních peněz. Podle ní je množství peněz v ekonomice (jejichž vymezení je navíc širší než standardně používané agregáty typu M2 nebo M3) determinováno zejména poptávkou po úvěru. Ta zase souvisí s vyšší produkce, cenové hladiny, mezd apod., takže příčinná vazba vede od těchto veličin směrem k penězům, a nikoli naopak. I přes všechny uvedené výhrady však v ČR zjevně existuje kauzální vztah vedoucí od peněžní zásoby k inflaci, což potvrdila již řada předchozích analýz (viz níže). Názorně to lze demonstrovat na *grafu 3*, který porovnává meziroční růst indexu ISC\* s dynamikou peněžní zásoby M2 (po očištění od vlivu SPT Telecom). Vidíme, že tyto dvě řady skutečně mají tendenci pohybovat se společně, přičemž růst spotřebitelských cen sleduje vývoj peněžní zásoby s určitým zpožděním. Na druhé straně však tato vazba evidentně není proporcionální – to ukazují rozdílná měřítka osy *y* u obou veličin. Přesnější popis tohoto vztahu by nám měla poskytnout ekonometrická analýza uvedená v samostatné kapitole dále.

GRAF 3 Vztah peněžní zásoby a inflace



prameny: ČSÚ  
vlastní výpočet

### Mzdy

Mezi další standardní vysvětlení inflace patří růst mezd. Ty významným způsobem působí jak na agregátní poptávku, tak na nabídku (viz např. [Čihák – Janáček 1996]). Na jedné straně totiž ovlivňují kupní sílu obyvatelstva, zatímco na druhé straně vstupují do výrobních nákladů podniků.

Důležité pro jejich inflační dopad je pak zejména to, v jakém vztahu jsou k vývoji celkové produktivity v ekonomice. Rychlejší růst *reálných* mezd než reálné produktivity práce vede k tomu, že vzniká přebytek poptávky nad nabídkou, a tím i tlak na zvýšení cen. Navíc tempo růstu *nominálních* mezd převyšující dynamiku produktivity znamená zvýšené mzdové náklady. Ty představují negativní nabídkový faktor, a proto rovněž způsobují inflaci. Tyto veličiny je proto rozhodně vhodné do modelu inflace zařadit.

### Měnový kurz

Posledním faktorem, který bychom zde chtěli zmínit, je měnový kurz. Ten rovněž významně působí na vývoj inflace, a to hned několika způsoby (viz např. [Mandel 1994]). Znehodnocení měny se bezprostředně projeví v růstu korunových cen dováženého zboží, které je součástí spotřebního koše, což samozřejmě zvýší celkový ISC. Tím však inflační dopady poklesu měny nekončí. Dojde rovněž k růstu cen importovaných surovin a strojů, takže se s určitým zpožděním zvýší i domácí produkční ceny a ty se zase postupně promítnou do cen spotřebitelských. A konečně zvýšená zahraniční poptávka po vývozu může vyvolat poptávkovou inflaci.

Kurz koruny vůči měnovému koši se od roku 1991 až do konce února 1996 pohyboval v úzkém flukтуаčním pásmu  $\pm 0,5$  %. Nominální kurz působil jako cenová „kotva“, a tudíž nebylo nutné ho zařazovat mezi vysvětlující

faktory do modelu inflace. Od té doby se však situace radikálně změnila. ČNB 28. února 1996 rozšířila flukтуаční pásmo koruny na  $\pm 7,5\%$ . Od poloviny roku 1996 do února 1997 se koruna postupně zhadnocovala v důsledku peněžní restriktce a dosáhla svého historického maxima zhruba  $5,5\%$  nad centrální paritou (viz např. [Čihák 1997], [Janáček et al. 1997b]). Toto zhadnocení bylo jedním z důležitých faktorů zpomalení inflace, ke kterému došlo na konci roku 1996 a v první polovině roku 1997. V květnu 1997 si na druhé straně spekulativní útok na korunu vyžádal opuštění dosavadního kurzového režimu a přechod na řízený floating. Bezprostředně poté koruna oslabilala o zhruba  $10\%$  pod bývalou paritu a blízko této úrovně se pohybuje i v současnosti. Toto znehodnocení měnového kurzu se již začalo promítat do zvýšení inflace a bude tomu tak i v nejbližších měsících.

Je tedy velmi aktuální pokusit se empiricky zkoumat vztah mezi nominálním kurzem a spotřebitelskými cenami v ČR, protože nám to může pomoci v přesnějším prognózování budoucího vývoje inflace. Ačkoli doba od rozšíření flukтуаčního pásma v únoru 1996 je zatím poměrně krátká, snažíme se v následující analýze získat alespoň první předběžné výsledky.

### Dosavadní výzkum

Než se však pustíme do vlastní ekonometrické analýzy, podívejme se na výsledky předchozího výzkumu. Vzhledem k tomu, jak důležitou makroekonomickou veličinou inflace představuje, není divu, že v této oblasti již existuje velké množství empirických studií. Za zmínku podle našeho názoru stojí, mimo jiné, práce [Bulíř 1996], [Čihák – Janáček 1996], [Holub 1997]<sup>2</sup>, [Izák 1996]<sup>3</sup>, [Sergi 1994] a [Sommer 1995]. Jejich výsledky shrnuje přehledně (i když nutně zjednodušeně) *tabulka č. 1*.

Jak vidíme, téměř všechny dosavadní analýzy prokázaly vliv peněžní zásoby na inflaci. Jedinou výjimkou je práce [Sergi 1994], ta však analyzovala starší časové období. Velké rozdíly jsou však v odhadnuté délce zpoždění, jež se pohybuje od 3 měsíců ([Sommer 1995]) až do 7 čtvrtletí ([Izák 1996]). Tak široký interval samozřejmě značně ztěžuje správné časování měnové politiky i prognózování inflace.

Rozdílné závěry o rychlosti vlivu měnové politiky mohou plynout z odlišnosti analyzovaného časového období. Zpoždění mezi peněžní zásobou bývá totiž nejen relativně dlouhé, ale často i variabilní (viz [Friedman – Schwartz 1992]). Jak jsme se již zmínili, rychlost reakce ekonomických subjektů na změny monetární politiky může být různá mimo jiné v závislosti na tom, zda se jedná o změnu očekávanou, či neočekávanou. Podle závěrů školy racionálních expektací se předem očekávaná změna ve vládní politice může dokonce začít projevovat ještě dříve, než je skutečně provedena. Výsledky ekonometrických testů se pak mohou lišit nejen délkou odhadnutého zpoždění, ale může dokonce dojít i k prokázání zdánlivě obrácené kauzality. Škola racionálních očekávání tak vážně zpochybňuje význam standardní ekono-

<sup>2</sup> Uvedená práce, na niž v této analýze do značné míry navazujeme, nebyla publikována, v případě zájmu je však k dispozici u autora.

<sup>3</sup> Tato studie je upravenou verzí práce [Izák 1995], reagující na kritiku obsaženou v článku [Bulíř 1996]. Protože tuto kritiku považujeme z větší míry za oprávněnou, původní Izákovou práci [1995] se zde podrobněji nezabýváme.



TABULKA 1 Shrnutí výsledků dosavadních prací

studie	metoda	data	M2 ⇒ ISC (zpoždění)	mzdy ⇒ ISC (zpoždění)	endogenita peněz
Bulíř 1996	Almonovo rozložené zpoždění (1-faktorový model)*	91:02 – 95:06, měsíční tempa růstu, sezonní očistění (s. o.)	ano (8–15)	–	–
Čihák – Janáček 1996	jednoduchý model	92:12–95:12, meziroční tempa růstu	ano (6)	ano (3)	–
Holub 1997	VAR–model, Grange- rův test kauzality	93:12–96:12, meziroční tempa růstu	ano (5–8)	ano (2–4)	ano(?) (1–9)
Izák 1996	jednofaktorový model (+ Granger)	91:Q1–95:Q4, čtvrtletní změny logaritmu, s. o.  92:01–95:12, měsíční změny logaritmu, s. o.	ano (4–7Q)  ano (6, 9, 12)	–  ano (1–6)	ano (4–8Q)  ano(?) (2–3)
Sergi 1994	VAR, Granger	91:03–93:10	ne	ano (1–4)	–
Sommer 1995	VAR, Granger	93:1–94:12, meziroční tempa růstu	ano(M1) (1–3)	–	ne (1–3)

*poznámka:* \* V práci [Bulíř 1996] byl při odhadech navíc použit apriorní předpoklad o proporcionalitě vztahu mezi penězi a cenovou hladinou, vycházející z monetaristické teorie.

metrické analýzy při posuzování účinků hospodářské politiky (tento názor zřejmě nejzřetelněji formuluje tzv. „Lucasova kritika“ – viz [Lucas 1991]). Pokud by hlavní příčinou různých závěrů jednotlivých prací byl právě tento problém, nemělo by v podstatě smysl se zde pokoušet o vlastní analýzu. Na druhé straně však důvodem odlišnosti jednotlivých odhadů mohou být i odlišné postupy při práci s daty. V tomto případě považujeme za přínosné tyto postupy diskutovat a snažit se navrhnout co nejlepší řešení.

Rovněž všechny studie, které se snažily do modelu inflace zahrnout vliv mezd, potvrdily jejich statistickou významnost. V tomto případě byly rozdíly v odhadnutém zpoždění výrazně menší (od 1 do 6 měsíců).

## Problémy dat a ekonometrický postup

Jak již bylo uvedeno, základním omezením naší analýzy je délka časové řady indexu spotřebitelských cen očištěného od deregulací cen bydlení (ISC\*), kterou máme k dispozici (v úrovněm vyjádření) od ledna 1993 do srpna 1997 (tzn. že meziroční tempa růstu začínají lednem 1994). To je poměrně krátké období, což znamená relativně malý počet stupňů volnosti při odhadech. To samozřejmě snižuje spolehlivost výsledků a rovněž omezuje maximální možnou délku zpoždění u jednotlivých vysvětlujících veličin.

Problémem jsou také údaje o průmyslové produkci, produktivitě a mzdách. Od roku 1997 přestal ČSÚ publikovat u průmyslové produkce ukazatel „výroba zboží“ a nahradil ho indexem průmyslové produkce (IPP). Pro zacho-

vání hodnotového ukazatele jsou v současné době publikovány tržby v průmyslu, které pro účely této analýzy budeme používat jako pokračování dřívějších dat o výrobě zboží. Tento postup však není zcela korektní (mimo jiné i proto, že se zároveň změnil zpravodajský soubor z podniků se 100 a více zaměstnanci na podniky s 20 a více zaměstnanci – viz např. [Janáček et al. 1997b]) a může být zdrojem chyb.

Otázkou je rovněž to, jakou proměnnou používat pro vyjádření změn nominálního kurzu. Nabízí se v zásadě dvě základní možnosti. První z nich je použití bývalého měnového koše s vahami 65 % DEM a 35 % USD. Tento koš však ČNB v květnu 1997 opustila zároveň s přechodem k systému řízeného floatingu, mimo jiné proto, že uvedené váhy již neodpovídaly měnovému složení českého zahraničního obchodu. Od té doby ČNB sleduje pouze vztah koruny k DEM, který se tudíž nabízí jako druhý možný ukazatel měnového kurzu. Musíme si však uvědomit, že bývalý měnový koš nevyhovoval zejména na straně vývozu, zatímco skutečné složení dovozu se od jeho vah nijak radikálně nelišilo (viz např. [Malý 1997]). Na domácí ceny má přitom dovoz přímočařejší vliv než vývoz, a proto za vhodnější považujeme použití bývalé centrální parity.

Poslední komplikací je nestacionarita a sezonní průběh časových řad. Stationarita je jedním ze základních předpokladů pro práci s časovými řadami, protože v opačném případě mohou regresní odhady odrážet pouze náhodnou dlouhodobou korelaci, a nikoli skutečný kauzální vztah (viz např. [Charemza – Deadman 1992]). Pro úrovně časové řady (peněžní zásoba v Kč, mzdy v Kč atd.) však tento předpoklad evidentně splněn není (viz např. [Čihák – Janáček 1996] a [Bulíř 1996]), a je proto nutné je vhodným způsobem očistit od trendu. Totéž platí i o sezonních výkyvech.

Existují v zásadě dva alternativní postupy. Za prvé je možné použít měsíční (popř. čtvrtletní) tempa růstu a jejich sezonní očištění. Tuto možnost zvolili např. Izák [1996]<sup>4</sup> a Bulíř [1996]. Druhou alternativou je použití meziročních temp růstu v jednotlivých obdobích (popř. sezonních diferencí logaritmů). Za předpokladu existence multiplikativní sezonnosti v úrovních řadách a jejich log-lineárního trendu očištíme tímto zkoumané veličiny jak od trendu, tak od sezonních výkyvů.

Určitou nevýhodou meziročních temp růstu je ztráta 12 pozorování (v případě měsíčních dat) a z ní plynoucí menší počet stupňů volnosti, jež máme při odhadu k dispozici. U měsíčních měř růstu přitom ztratíme jen pozorování jedno. Tato nevýhoda meziročních temp je však do značné míry zdánlivá. U měsíčního růstu je totiž velkým problémem sezonní očištění. Pro závislou i všechny nezávislé proměnné je před započítáním samotné regresní analýzy odhadnuto 11 sezonních koeficientů, jejichž pomocí jsou původní řady upraveny. Tyto odhady jsou samozřejmě zatíženy chybou, která je tím vyšší, čím méně pozorování máme k dispozici, a závisí i na použité metodě sezonního vyrovnání. V případě vysvětlujících proměnných může v důsledku této chyby dojít ke zkreslení hladiny významnosti statistických testů. Chyba u závislé veličiny pak dokonce způsobuje celkovou vychýlenost regresních odhadů (viz např. [Lardaro 1993]). Proto se přikláníme k názoru z práce [Čihák – Janáček 1996], že použití meziročních temp růstu je z ekonometrického hlediska korektnější, a budeme se toho v následující analýze držet.

<sup>4</sup> Pro malé změny jsou měsíční (či čtvrtletní) diference logaritmů přibližně rovny měsíčním (resp. čtvrtletním) tempům růstu.

Musíme však poznamenat, že ani u meziročních temp růstu se nevyhneme určitému druhu očištění. Tato tempa jsou totiž u některých veličin významně zkreslována tzv. „kalendářními variacemi“, tj. rozdílným počtem pracovních dní v jednotlivých měsících v porovnání se stejným měsícem předchozího roku. To platí zejména o průmyslové produkci, produktivitě a mzdách. Jelikož tyto výkyvy nelze evidentně zahrnout do bílého šumu, je nutné od nich řady očistit.<sup>5</sup> Pro toto očištění samozřejmě platí stejná námitka jako pro sezonní vyrovnání. Jedná se však o výrazně menší počet odhadovaných parametrů, které navíc v modelu inflace ovlivňují pouze vysvětlující veličiny, a proto nevedou k celkové vychýlenosti odhadu.

Při vlastních odhadech bychom se měli snažit zvolit takový postup, který maximálně umožní vyhnout se hlavním problémům ekonometrické analýzy – nestacionaritě, podspecifikaci modelu apod. Je tedy nutné nejprve provést testy stacionarity a potom postupovat tak, abychom předem přijímali co nejmenší počet omezení (nutnost určitých apriorních omezení je však vždy dána daty, která jsou k dispozici). Ke zjednodušení modelu můžeme případně přistoupit v další fázi na základě ekonometrických testů významnosti jednotlivých veličin a zpoždění. Podle našeho názoru je proto vhodné sledovat následující kroky:

1. testování stacionarity časových řad – už jsme vysvětlili, že nestacionarita vážně zpochybňuje smysl regresních odhadů;
2. formulování co nejjobecnějšího vektorového autoregresního modelu (VAR) – vynecháním některé z významných veličin bychom mohli dospět (viz např. [Green 1993]) k vychýlenému odhadu. Vzhledem k výsledkům předchozího výzkumu to znamená zařadit do modelu vedle inflace a peněžní zásoby i nějakou veličinu, která vyjadřuje vývoj mezd a produktivity práce, a nominální měnový kurz. Z tabulky 1 zároveň plyne, že bude zřejmě nutné zařadit co největší počet zpoždění (základním omezením je samozřejmě délka časových řad);
3. odhad VAR a testování Grangerovy kauzality mezi jednotlivými veličinami;
4. zjištění odhadnuté reakce inflace na impulzy ze strany peněžní zásoby, mezd a měnového kurzu.

## **Ekonometrická analýza**

V této kapitole budeme používat následující značení:  $\pi_t$  je meziroční míra inflace očištěná od růstu cen bydlení (ISC\*) v měsíci  $t$ ,  $m_t$  je tempo růstu agregátu M2 (očištěného od vlivu SPT Telecom),  $w_t$  je tempo růstu mezd v průmyslu (očištěné od kalendářních variací),  $\omega_t$  je tempo růstu produktivity práce v průmyslu (očištěné od kalendářních variací),  $v_t = w_t - \omega_t$  a  $er_t$  značí procentní změnu nominálního kurzu vůči bývalému měnovému koši. Pro první diference budeme používat symbol  $\Delta$ .

*Tabulka 2* udává výsledky doplněného Dickeyho-Fullerova testu stacionarity (viz např. [Charemza – Deadman 1992]) pro jednotlivé veličiny. Pro

<sup>5</sup> Toto očištění bylo provedeno na základě regrese odchylek jednotlivých časových řad od jejich trendu na (procentní) změně počtu pracovních dnů (podrobněji viz např. v [Frýdmanová – Holub 1996]).

TABULKA 2 Výsledky doplněného Dickeyho-Fullerova testu stacionarity

	$\pi$	$\Delta(\pi)$	$m$	$\Delta(m)$	$v$	$\Delta(v)$	$er$	$\Delta(er)$
ADF	-2,0	-2,6*	-2,0	-3,7***	-2,2	-3,2**	-3,2**	-3,0**

poznámka: \* – hodnota statisticky významná na 90% hladině významnosti

\*\* – hodnota statisticky významná na 95% hladině významnosti

\*\*\* – hodnota statisticky významná na 99% hladině významnosti

očistění od možné autokorelace byly použity 3 zpožděné diference zkoumaných řad. MacKinnonovy kritické hodnoty byly v našem případě -2,6 pro 90% hladinu, -2,9 pro 95% hladinu a -3,6 pro 99% hladinu významnosti. Předpoklad stacionarity můžeme na dané hladině přijmout, pokud je ADF-statistika menší než příslušná kritická mez.

Jak vidíme, nepodařilo se nám na běžných hladinách významnosti prokázat stacionaritu ročních temp růstu analyzovaných časových řad kromě změn měnového kurzu ( $er$ ). V tomto bodě se lišíme od zjištění předchozích analýz pro dřívější data (s výjimkou práce [Holub 1997]), a tudíž musíme zvolit i poněkud jiný postup. Jak rovněž ukazuje tabulka 2, stacionaritu lze dosáhnout použitím prvních diferencí temp růstu. Budeme zde proto dále pracovat s takto transformovanými řadami (neboli se změnami meziročních temp růstu mezi jednotlivými měsíci).

Abychom omezili počet proměnných na přijatelné množství, vyšli jsme ze závěrů práce [Čihák – Janáček 1996], že výše koeficientů u mezd ( $w$ ) a produktivity práce ( $\omega$ ) se od sebe, až na znaménko, významně neliší, a lze proto pracovat s rozdílovou veličinou  $v$ .

Formulovali jsme tedy následující VAR-model:

$$\Delta y_t = A + \sum_{i=1}^k B_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde  $y_t$  je vektor proměnných ( $\pi_t, m_t, v_t, er_t$ );  $A$  a  $B_i$  jsou vektory koeficientů. Důležitým krokem je správná volba délky zpoždění  $k$ . Příliš malé  $k$  znamená podurčení modelu, a tím i vychýlené odhady, zařazení příliš velkého zpoždění naopak může vést k přeúčtení modelu a v důsledku toho k zbytečně velké chybě odhadu [Lardaro 1993]. K nalezení vhodného  $k$  jsme použili dvě metody. První, spíše intuitivní, postup spočíval ve využití výsledků předchozího výzkumu. Podíváme-li se zpět na tabulku 1, vidíme, že zpoždění u peněžní zásoby by se zřejmě mělo pohybovat minimálně v rozmezí 5 až 8 měsíců. Z důvodů krátkosti časové řady je maximum 7měsíční zpoždění, takže volba  $k$  se redukuje na tři možné hodnoty (5, 6 a 7). Rozhodnout se mezi nimi nám umožňuje druhá – více technická – metoda, založená na využití statistických testů. Konkrétně jsme aplikovali Akaikeho informační kritérium (AIC) a Schwarzovo kritérium (SC). Obě tyto statistiky byly minimální pro  $k = 7$ , s nímž jsme proto pracovali při konečných odhadech.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Samozřejmě lze namítnout, že skutečná délka zpoždění může být větší než 7 a pouze krátkost časových řad nám nedovoluje to zjistit. Tato námitka je určitě oprávněná, a proto musíme následující odhady brát jen jako první pokus, jehož výsledky bude v budoucnosti nutné ověřit dalším výzkumem.

TABULKA 3 Testy kauzality

	$F$ -statistika	prob. ( $F$ )	$\chi^2$ -statistika	prob. ( $\chi^2$ )	závěry
$\Delta(m) \Rightarrow \Delta(\pi)$	3,87	0,06	27,12	0,00	ano
$\Delta(v) \Rightarrow \Delta(\pi)$	2,79	0,12	19,50	0,01	ano
$\Delta(er) \Rightarrow \Delta(\pi)$	3,26	0,09	22,83	0,00	ano

Protože předmětem našeho zájmu je zejména rovnice inflace, uvádíme souhrnné statistiky odhadu pouze u ní. Byly následující:

$$R^2 = 0,92$$

$$R^2 \text{ (upravené)} = 0,56$$

$$\log. \text{ věrohodnostní funkce} = 178,3 (**)$$

$$F\text{-statistika} = 2,6 \text{ (} P\text{-hodnota} = 0,1)$$

Vzhledem k nutnosti použít dvojnásobnou transformaci úrovnových řad pro dosažení stacionarity a k relativně malému počtu pozorování se jedná o poměrně přijatelné výsledky, přestože  $F$ -statistika je významná jen na zhruba 90% hladině. Běžné statistické testy (CUSUM a CUSUM Square Test) potvrzovaly stabilitu modelu v čase. Určitým problémem je nebezpečí autokorelace vyššího řádu, kterou naznačovaly některé testy (Q-test, Breuschův-Godfreyův  $\chi^2$ -test). Vzhledem ke krátkosti časové řady však nelze tuto možnou autokorelaci zohlednit při odhadech (použitím zobecněných nejmenších čtverců), neboť to by znamenalo ztrátu několika dalších pozorování.

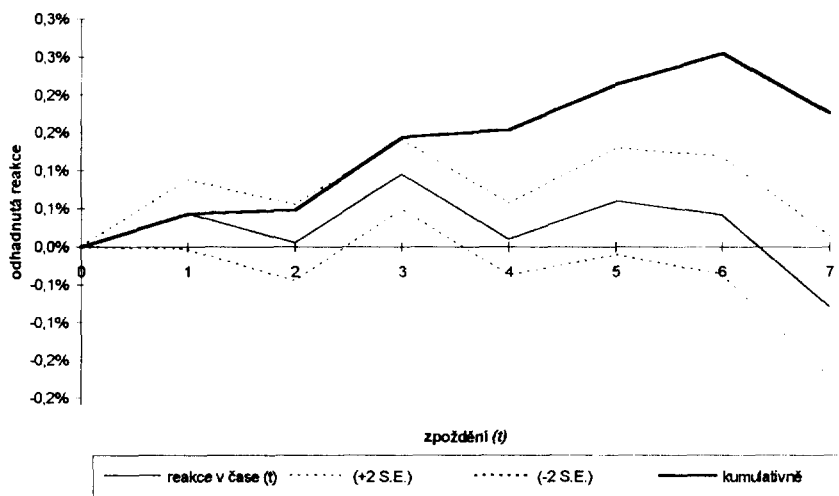
*Tabulka 3* ukazuje výsledky testů kauzálního vztahu mezi peněžní zásobou, mzdami a měnovým kurzem na jedné straně a inflací na straně druhé. Použity při něm byly dva alternativní (a asymptoticky ekvivalentní) testy:  $F$ -test a  $\chi^2$ -test (tzv. LM-test; viz [Charemza – Deadman 1992]). Vidíme, že se nám podařilo prokázat statistickou významnost u všech tří vysvětlujících veličin (i když v případě veličiny  $v$  jen jedním z použitých testů).

V modelu VAR obvykle nemá smysl uvádět odhady jednotlivých koeficientů, protože bývají zatíženy poměrně velkou chybou (je-li do modelu zařazeno větší množství zpoždění, vzniká často problém s multikolinearitou) a navíc se samy o sobě špatně interpretují. Větší význam má proto spočítat reakce jednotlivých řad na impulzy ze strany veličin ostatních.

Nejpodrobněji se budeme věnovat vlivu měnového kurzu na inflaci, protože to je v současnosti aktuální problém, který navíc dosud nebyl příliš zkoumán. *Graf 4* uvádí odhad změn inflace, které vyvolá zrychlení tempa znehodnocování kurzu o 1 procentní bod v měsíci  $t = 0$ . Tato reakce je znázorněna jak po jednotlivých měsících ( $\pm 2$ krát standardní chyba), tak i kumulativně od počátku změny. Vidíme, že podle našeho VAR-modelu změna kurzu působí na inflaci nejsilněji se zpožděním 3 měsíců. V kumulativním vyjádření její vliv roste až do šestého měsíce; po této době se zrychlení poklesu koruny o 1 procentní bod projeví zvýšením meziroční inflace o zhruba 0,25 procentního bodu.

Toto číslo se z ekonomického hlediska jeví jako rozumné vzhledem k tomu, že dovážené zboží má zhruba 20% podíl na celkovém spotřebitelském koši (viz [Malý 1997]). Zároveň však naznačuje, že odhadnutý model zachycuje jen přímé dopady znehodnocení měnového kurzu (plus tu část nepřímých

GRAF 4 Reakce inflace na zrychlení tempa znehodnocování kurzu o 1 procentní bod



efektů, která vede přes mzdy), zatímco větší část z nepřímých dopadů (důsledky zdražení dovážených surovin a strojů, zvýšení cen domácích substitutů atd.) není schopen ukázat. Vzhledem ke krátkosti časových řad však tento výsledek není překvapující (musíme znovu upozornit, že prezentované výsledky jsou pouze předběžné a v budoucnosti se je budeme snažit zpřesnit další analýzou).

Stejný postup jsme aplikovali i u ostatních dvou faktorů inflace. Zjistili jsme, že změna tempa růstu peněžní zásoby se projeví ve změně míry inflace se zpožděním zhruba 4 až 7 měsíců; tato reakce však zdaleka není proporcionální, jak by naznačovala monetaristická teorie. V sedmém měsíci dosahuje kumulativní efekt zvýšení růstu M2 o 1 procentní bod pouze 0,16 procentního bodu. Jedním z vysvětlení takto nízké citlivosti může být skutečnost, že v malé otevřené ekonomice se nerovnováhy na trhu peněz nepromítají jen do cenové hladiny, ale i do nerovnováhy běžného účtu platební bilance (viz např. [Holub 1996], [Sommer 1997]).

Podle odhadnutého VAR-modelu působí mzdy na inflaci se zpožděním asi 1 až 2 měsíců. Tento vliv je však poměrně slabý; kumulativně dosahuje tento vliv maxima v druhém měsíci ve výši jen 0,07 procentního bodu a navíc má v dalším průběhu času tendenci klesat.

Porovnáme-li naše závěry se zjištěními předchozích analýz (viz tabulka 1), zjistíme, že se v odhadech působení peněžní zásoby a mezd kvalitativně nejvíce shodujeme se závěry prací [Čihák – Janáček 1996] a [Holub 1997].

Na závěr této ekonometrické analýzy ještě budeme testovat endogenitu peněžního agregátu M2, neboť dosavadní výzkum nedával v tomto směru jednoznačnou odpověď. Výsledek testů kauzality je shrnut v *tabulce 4*. Jak vidíme, endogenitu peněz se prokázat nepodařilo (na rozdíl například od práce [Holub 1997]; tam byl však používán celkový ISC, zatímco v této analýze pracujeme s inflací očištěnou od deregulací cen bydlení). Uvedené výsledky však rozhodně nelze interpretovat jako zamítnutí postkeynesiánské teorie, protože ta chápe peníze širěji než agregát M2 (viz [Čihák – Janáček 1996]).<sup>7</sup>

TABULKA 4 Testy kauzality (pokračování)

	F-statistika	prob. (F)	$\chi^2$ -statistika	prob. ( $\chi^2$ )	závěry
$\Delta(\pi) \Rightarrow \Delta(m)$	0,37	0,70	4,69	0,70	ne
$\Delta(v) \Rightarrow \Delta(m)$	0,66	0,70	4,62	0,71	ne
$\Delta(er) \Rightarrow \Delta(m)$	1,50	0,32	10,47	0,16	ne

### Shrnutí a závěry

Inflace v ČR není čistě monetárním jevem. Za prvé, je ovlivněna systémovými faktory, jako jsou deregulace nebo srovnávání cenových distorzí ve vztahu k zahraničí. A za druhé, její výši ovlivňují také další „standardní“ faktory, které na inflaci působí ve všech tržních ekonomikách; sem patří mimo jiné vývoj mezd a nominálního měnového kurzu.

Přesto provedená ekonometrická analýza potvrdila existenci kauzálního vztahu od peněžní zásoby k inflaci. Délka zpoždění se v odhadnutém VAR-modelu pohybuje mezi 4 až 7 měsíci. Reakce inflace na změny peněžní zásoby však není (alespoň během tohoto časového období) zdaleka proporcionální, jak tvrdí monetaristická teorie.

Mzdy podle našich odhadů působí v ČR na inflaci se zpožděním 1 až 2 měsíců. Důležité přitom není ani tak samotné tempo jejich růstu, ale spíše to, v jakém vztahu je k vývoji produktivity práce.

Tato analýza rovněž přinesla jeden z prvních empirických odhadů vztahu mezi vývojem měnového kurzu a inflace. Dopad zrychlení depreciační kurzu na růst spotřebitelských cen podle něj postupně sílí v průběhu následujících šesti měsíců. Celkově se zrychlení tempa poklesu koruny o 1 procentní bod projeví zvýšením inflace o 0,2–0,25 procentního bodu. Tento odhad je však nutné brát za předběžný, protože doba od rozšíření flukтуаčního pásma měnového kurzu v únoru 1996 je zatím relativně krátká.

<sup>7</sup> Ani případné zjištění endogenity M2 by však neznamenal potvrzení postkeynesiánské teorie. ČR totiž měla po velkou část zkoumaného období fixní kurz a ten vede ke ztrátě autonomie monetární politiky i podle standardní ekonomie středního proudu (viz např. [Dornbusch – Fischer 1994]).

## LITERATURA

- BULÍŘ, A.: Exogenita nabídky peněz: některé pochybnosti o předchozím výzkumu. *Finance a úvěr*, 1996, č. 1, s. 37–43.
- ČIHÁK, M. – JANÁČEK, K.: Inlace v ČR v polovině devadesátých let. *Hospodářské trendy* 8, Komerční banka, a. s., Praha, duben 1996.
- ČIHÁK, M.: Flukтуаční pásmo koruny – pohled zpět. *Hospodářské trendy* 12, Komerční banka, a. s., Praha, duben 1997.
- DORNBUSCH, R. – FISCHER, S.: *Makroekonomie*. 6. vydání. SPN a Nadace Economics, Praha 1994.
- FRIEDMAN, M. – SCHWARTZ, A. J.: *A Monetary History of the United States 1867–1960*. Princeton University Press, Princeton 1992.
- FRÝDMANOVÁ, M. – HOLUB, T.: Průmyslová výroba: minulost a budoucnost. *Hospodářské trendy* č. 10, Komerční banka, Praha, říjen 1996.
- GREEN, H.: *Econometric Analysis*. 2nd edition. Macmillan, New York 1993.
- HOLUB, T.: Analýza poptávky po importu v ČR. *Finance a úvěr*, 1996, č. 9, s. 511–519.
- HOLUB, T.: *Měnová politika v ČR (1993–1996)*. [Diplomová práce.] FSV UK, Praha 1997 (nepublikováno).
- CHAREMZA, W. W. – DEADMAN, D. F.: *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar Publishing Ltd. 1992.
- IZÁK, V.: Nabídka peněz – endogenní, nebo exogenní? *Finance a úvěr*, 1995, č. 6, s. 291–303.
- JANÁČEK, K. – ČIHÁK, M. – FRÝDMANOVÁ, M. – HOLUB, T. – ZAMRAZILOVÁ, E.: Česká ekonomika začátkem roku 1997. *Hospodářské trendy* č. 11, Komerční banka, Praha, únor 1997a.
- JANÁČEK, K. – ČIHÁK, M. – FRÝDMANOVÁ, M. – HOLUB, T. – ZAMRAZILOVÁ, E.: Česká ekonomika v polovině roku 1997. *Hospodářské trendy* č. 13, Komerční banka, Praha, červenec 1997b.
- JANÁČKOVÁ, S.: *Czech Monetary Policy: Results and Challenges*. IE ČNB, WP č. 56, Praha, květen 1996.
- KLACEK, J. – ŠMÍDKOVÁ, K.: The Demand-for-Money Function: the Case of the Czech Economy. IE ČNB, WP č. 41, Praha 1995.
- KLAUS, V.: Posláním premiéra je vytvářet pozitivní očekávání (rozhovor s E. Klvačovou a J. Příkrylem). *Ekonom*, 1995, č. 1, s. 11–13.
- LARDARO, L.: *Applied Econometrics*. HarperCollins Colledge Publishers, New York 1993.
- LUCAS, R. E., Jr.: *Studies in Business-Cycle Theory*. Cambridge: The MIT Press 1991.
- MALÝ, J.: Inlace bude dvouciferná. *Ekonom*, 1997, č. 36, s. 22–3.
- MANDEL, M.: *Centrální banka v otevřené ekonomice*. VŠE, Praha 1994.
- SERGI, B. S.: Do Money Supply, Wages and Exchange Rate Policies Explain Inflation? (The Case of the Czech Republic in the Early 1990s). *Prague Economic Papers*, 1994, č. 4, s. 352–367.
- SOMMER, M.: Proč neklesá inflace v ČR. *Politická ekonomie*, 1995, č. 6, s. 760–776.
- SOMMER, M.: Vazba mezi peněžní zásobou, agregátní nabídkou a nominálním produktem ČR v letech 1992–1996. *Bankovníctví*, 1997, č. 16, s. 12–13.
- ZAMRAZILOVÁ, E. – HOLUB, T.: Inflační diferenciál se nesníží. *Ekonom*, 1997, č. 10, s. 19–20.



# Analysis of Czech Inflation

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

This paper is an empirical study of the consumer price inflation in the CR. The first chapter gives a brief overview of the developments since 1994. Emphasis is placed on the relationship between the exchange rate regime and the ability of monetary policy to affect inflation. Since the widening of its fluctuation band in February 1996, the exchange rate has ceased to play the role of „nominal anchor“ and has become one of the major determinants of inflation. This analysis aims to give one of the first quantitative estimates of this relationship.

The second section examines in more detail the most important cause of inflation. One of the major „systemic“ inflationary factors is the gradual deregulation of prices. To account for this influence, housing prices (i. e., the major group of regulated prices) are excluded from the overall CPI, and the adjusted series is then used throughout the rest of this analysis. Of the „standard“, causes of inflation, money supply, the differential between wage and labour productivity growth, and the nominal exchange rate are included.

The rest of the paper presents an econometric analysis. A general VAR model is estimated. Granger causality tests are performed, and the impulse – response functions are computed. All included variables (i. e. money supply, wages and exchange rate) were found to be statistically significant in explaining inflation. Money supply affects prices with a time lag of five to eight months, but the relationship is by far not proportionate. A change of wage growth influences inflation after one to two months.

The effect of the exchange rate strengthens during the first six months after a change takes place. If the speed of exchange rate depreciation increases by 1 percentage point, the year-on-year inflation accelerates by about 0.20–0.25 of a percentage point over the following months. This estimate, however, should be considered only preliminary, as the period since the widening of the fluctuation band is still relatively short.