

# Komparace vybraných jednoduchých modelů inflace v podmínkách české ekonomiky

Martin MELECKÝ\*

## 1. Úvod

Už mnohokrát se v kontextu diskreční monetární politiky poukazovalo na důležitost vhodných indikátorů inflace, které pomáhají dosahovat obecně stanoveného – a v současnosti centrálními bankami především sledovaného – cíle stability cenové hladiny. V probíhajícím transformačním procesu rozvíjejících se tržních ekonomik je pak ponechání monetárním autoritám jisté míry diskrece ještě důležitější, a to pro případ, kdy adekvátní reakce na různé typy šoků (které jsou zejména pro malé otevřené ekonomiky častým fenoménem) neindikují např. monetární pravidla. Načasování a intenzitu opatření, která jsou reakcí na nežádoucí vývoj cenové hladiny, pak pomáhají determinovat různé typy indikátorů inflace. Důležitost vhodných indikátorů inflace pak dále narůstá při explicitním závazku monetárních autorit cílovat inflaci.

V českém odborném tisku se objevila řada pokusů modelovat vývoj inflace, resp. vývoj její dynamiky. Mnohdy autoři – např. Frait, Komárek a Kulhánek (1998) – v závěru své práce konstatovali pochybnosti nad použitým postupem či technikami, ale také nad simplifikacemi jimi aplikovaného modelu inflace. Cílem předkládané práce je komparace vybraných jednoduchých modelů inflace právě s důrazem na oprávněnost jistých zjednodušení, která tyto modely postulují, a na jejich predikční schopnosti v podmínkách české ekonomiky.

Předkládaná práce rovněž reaguje na uspokojivé výsledky modelování inflace modifikovaným  $P^*$ -modelem pro otevřenou ekonomiku, který v ČR poprvé představili Frait, Komárek a Kulhánek (1999) a následně pak aplikovali na delší časové řady Frait, Kulhánek a Melecký (2000). Modifikovaný  $P^*$ -model pro otevřenou ekonomiku bude v této práci použit jako určitý „benchmark“ (srovnávací, referenční model) k tradičním modelům inflace. Jako tradiční modely inflace byly zvoleny monetaristický model inflace, model s redukováným tvarem Phillipsovy křivky a portfoliový model inflace. Tyto modely byly voleny také s ohledem na rozdílnou váhu, jež přisuzují penězům a agregátní poptávce, resp. nabídce při determinaci dynamiky infla-

---

\* katedra ekonomie, Ekonomická fakulta VŠB-TU Ostrava (e-mail: martin.melecky@vsb.cz)  
Tato práce je součástí výzkumu v rámci GAČR 402/00/1166.

ce. Přesněji řečeno: tradiční monetaristický model postuluje přímý vliv růstu peněžní zásoby, kdežto model poptávky po penězích (portfoliový model) předpokládá rovněž výkyvy v rychlosti oběhu peněz (zde používáme pro jednoduchost tvar dynamické poptávky, který abstrahuje od vnějších vlivů). Naproti tomu model s redukováným tvarem Phillipsovy křivky vyzdvihuje při determinaci inflace spíše vliv nabídkové strany ekonomiky.<sup>1</sup>

Jelikož jsou v níže uvedených modelech použity první diference uvažovaných časových řad, je možné očekávat, že většina těchto prvních diferencí bude stacionárních, tedy že většina časových řad bude integrována stupněm I(1). Rozporné výsledky mohou být dosaženy při testování stupně integrace u časových řad cenové hladiny a peněžní zásoby, které bývají integrovány někdy i vyšším stupněm, tzn. stupněm I(2). K určení stupně integrace dat byl arbitrárně použit ADF-test; ten je sice k tomuto účelu širouce užíván, ale má – jako většina obdobných testů – určité nedostatky.<sup>2</sup> Pro účely této práce je však dostačující; jeho výsledky shrnuje tabulka v Dodatku. Dále jsou v této práci všechny použité proměnné považovány za stacionární. Pokud to charakter veličiny vyžadoval, byla veličina upravena tak, aby bylo možné odhadnuté koeficienty interpretovat ve smyslu elasticit vzhledem k odhadované proměnné. Údaje o vývoji reálného HDP jsou dostupné jen od roku 1994; to omezuje použití delších časových řad.

První část práce prezentuje teoretický přístup modifikovaného  $P^*$ -modelu a následné modelování inflace. Druhá až pátá část aplikuje tentýž přístup u třech vybraných modelů inflace. Šestá část shrnuje indikace vyvozené z výsledku odhadů „šetrných“ verzí jednotlivých modelů a testuje stabilitu odhadnutých koeficientů. Sedmá část analyzuje predikční potenciál „šetrných“ verzí vybraných variant jednotlivých modelů a osmá část obsahuje shrnující závěry.

## 2. Modifikovaný $P^*$ -model pro malou otevřenou ekonomiku

Stručně řečeno, logika požití modifikovaného  $P^*$ -modelu pro malou otevřenou ekonomiku vychází z hypotézy, jež postuluje jako determinanty vývoje inflace (dynamiky inflace) domácí cenovou mezeru, zahraniční cenovou mezeru a zpožděné hodnoty inflace. Domácí mezera – rovnice (1) – je v tomto modelu tvořena mezerou kapacity, tj. mezerou výstupu, která je zde aproximována rozdílem mezi reálnou domácí absorpcí a potenciální (rovnováž-

---

<sup>1</sup> Tyto modely budou porovnávány pomocí technik určených pro proměnné I(0); to sice poněkud snižuje rozsah informací využitelných při odhadech, na druhé straně je tím však práce přístupnější.

<sup>2</sup> Mnohokrát citovaný nedostatek síly (*power*, zamítání nulové hypotézy méně, než by bylo žádoucí) pro ADF-test a nedostatek rozměru (*size*, tendence k častějšímu zamítání nulové hypotézy, než by bylo žádoucí) pro PP-test při aplikaci na konečné výběry, které zdaleka nemají asymptotický charakter, nastoluje otázku, kterému testu dát přednost. Stejně tak arbitrárně možná je aproximace trendové stacionárního procesu d.g.p. (*data generating process*) za stochastický proces d.g.p. v malých konečných výběrech – viz Campbell a Perron v (Harris, 1995) – jen dále zamlžuje odpověď. Navíc testy, jež neberou v úvahu zlom v deterministickém trendu nebo permanentní změnu konstanty, budou opět zkreslovat svou častější akceptací nulové hypotézy. Tato zkreslení lze eliminovat tím, že do ADF-testu budou zahrnuty kompozitní dummy proměnné. Avšak při odlišení stupně I(1) a stupně I(2) integrace je zřejmě relevantnější použít impulzní dummy. Podrobnější diskuzi lze rovněž nalézt v (Enders, 1995).

nou) reálnou absorpcí, a mezerou likvidity, která je zde vyjádřena jako rozdíl rovnovážné výdajové rychlosti oběhu peněz a výdajové rychlosti oběhu peněz aktuální (pro výpočet byly použity agregátní výdaje včetně importu namísto HDP). Zahraniční mezeru – rovnice (2) – pak tvoří rozdíl domácí cenové hladiny a rovnovážné cenové hladiny determinované zahraničními veličinami<sup>3</sup> (všechny hodnoty jsou uvedeny v přirozených logaritmech):

$$GAP^d = p - p^* = (v - v^*) - (y - y^*) \quad (1)$$

$$GAP^f = p^{d*} - p^d = (p^{f*} + e - r^*) - p^d \quad (2)$$

Pro výpočet domácí mezery byly použity kvartální časové řady českého CPI, nominálních a reálných agregátních výdajů a peněžní zásoby M2. Řady, které vykazovaly sezonnost, byly očištěny multiplikativní metodou. Rovnovážné hodnoty byly získány vyhlazením časových řad pomocí HP-filtru s nastavenou hodnotou vyhlazovacího parametru 1600 – což je doporučená hodnota pro kvartální údaje (tento postup bude rovněž aplikován při výpočtu rovnovážných hodnot u zahraniční cenové mezery). Postup výpočtu lze shrnout do rovnice (3):

$$GAP_t^d = (V2_t^* - V2_t) - (AE_t - AE_t^*) \quad (3)$$

Konstrukce zahraniční cenové mezery byla provedena pomocí dat vývoje českého CPI, německého nominálního a reálného důchodu, německého peněžního agregátu  $M3^G$ , důchodové rychlosti jeho oběhu  $V3^G$ , nominálního a reálného kurzu CZK/DEM vypočteného podle vývoje českého a německého CPI.<sup>4</sup> Postup výpočtu uvádí rovnice (4); proměnné vystupují opět v přirozených logaritmech:

$$GAP^f = (p_t) - (m3_t^G + v3_t^{*G} - y_t^{*G} + e_t - r_t^*) \quad (4)$$

Celkový model pak lze vyjádřit rovnicí (5); zde jsou jak zohledněna časová zpoždění, tak uplatněna restriktce shodné vypovídací schopnosti domácích mezer likvidity a kapacity (proměnné opět v logaritmickém tvaru). (Viz i *tabulka 1.*)<sup>5</sup>

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 GAP_{t-1}^d + \alpha_2 GAP_{t-1}^f + \sum \alpha_3 \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad i=1...4 \quad (5)$$

Veličiny *cpi\_in* a *dcpi\_in* představují hodnoty inflace, resp. její první diference. Inflace CPI reprezentuje kvartální změny v bazickém indexu cenové hladiny spotřebitelského koše, tak jak je vykazována ČSÚ. Vzhledem

<sup>3</sup> Zahraniční zemí se rozumí velká země, která realizuje autonomní monetární politiku a na jejíž měnu malá země ať už explicitně, nebo implicitně svůj kurz fixuje. Další podmínkou je, aby mezi těmito zeměmi probíhal volný pohyb kapitálu a zboží; to v našem případě zužuje výběr pouze na Německo.

<sup>4</sup> Časové řady německých agregátních veličin byly získány z elektronických statistických výkazů Deutsche Bundesbank.

<sup>5</sup> Ekonometrická část této práce byla řešena pomocí softwaru E-views.

TABULKA 1

$GAPd_{t-1}$	$GAPf_{t-1}$	$\Delta infl_{t-1}$	$infl_{t-2}$	$infl_{t-3}$	$infl_{t-4}$	upravené $R^2$	S.E.R.	DW
-0,1	-0,31	-1,06	-0,44	-0,29	-0,25	0,63	1,1	1,96
(-1,87)*	(-3,28)***	(-4,93)***	(-1,65)*	(-1,25)	(-1,28)			

poznámky: Odhad byl proveden metodou OLS. Vysvětlovanou proměnnou je čtvrtletní změna inflace.

\*,\*\*,\*\*\* – indikují významnost na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti.

Príslušné t-statistiky jsou uvedeny v závorkách.

k nestacionaritě časové řady inflace CPI bude dále této práci modelována dynamika inflace.

Model splňuje potřebné předpoklady, co se týče směru vlivu na vysvětlovanou proměnnou. V modelu se z obou mezer jeví jako významnější zahraniční mezera, navzdory předpokladu, že při přechodu na režim řízeného floatingu bude její vliv slábnout (Frait – Komárek – Kulhánek, 1998). Patrně bude tento fakt způsoben implicitní vazbou kurzu CZK na DEM, což předpokládají rovněž Frait, Komárek a Kulhánek (1998). Jelikož byla česká ekonomika zasažena řadou šoků, které ovlivnily (nebo reakce na ně ovlivnila) všechny proměnné v systému, mohlo dojít k určitému zkreslení právě při získávání rovnovážných hodnot vyhlazováním. Významnost zpožděných hodnot tempa růstu inflace klesá s rostoucím zpožděním, přičemž jako statisticky významné se jeví první, maximálně pak druhé zpoždění.<sup>6</sup> Celkovou vypovídací schopnost modelu můžeme vzhledem ke zmiňovaným šokům označit jako uspokojivou. Model rovněž nevykazuje známky autokorelace reziduí a naopak vykazuje nízkou standardní chybu odhadu.

### 3. Tradiční monetaristický model

Tradiční monetaristický model můžeme obecně vyjádřit rovnicí (6)<sup>7</sup>:

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \sum \alpha_{1i} \Delta m_{t-i} + \sum \alpha_{2i} \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad i=1...4 \quad (6)$$

kde  $\Delta m_{t-i}$  představuje zpožděné hodnoty růstu M2, resp. agregátu M1 a M0. Stejně jako u  $P^*$ -modelu popisuje autoregresivní proces AR(4) dynamiky inflace efekt inflačních očekávání. Porovnáme-li specifikaci mezery rychlosti oběhu peněz u  $P^*$ -modelu a tradičního monetaristického modelu, pak monetaristický model postuluje vliv zpožděných hodnot růstu peněžní zásoby na inflaci bez explicitního zohlednění dlouhodobých podmínek pro vývoj výstupu a rychlosti oběhu peněz. Výsledky odhadu modelu popsaného rovnicí (6) pro agregáty M2 a M1 jsou uvedeny v tabulce 2.

$dM0$ ,  $dM1$  a  $dM2$  představují růst příslušných peněžních agregátů vyjádřený jako první diference logaritmických hodnot těchto agregátů v úrovni

<sup>6</sup> Zde se nabízí diskuze o zahrnutí tohoto AR(4)-procesu do odhadovaného modelu, neboť při strukturálních zlomech snižují zpožděné hodnoty přilnavost modelu, a jestliže předpokládáme, že relevantní informace strukturálních změn v sobě nesou obě mezery, snižuje se tak prognostická potence modelu. Při modelování ve vzorku se však tato hypotéza nepotvrdila – což ji však nezamítá.

<sup>7</sup> Všechny rovnice popisující jednotlivé modely budou prezentovány v logaritmickém tvaru. Malá písmena tedy pak označují přirozené logaritmy příslušných veličin.

TABULKA 2

	$\Delta m_{t-1}$	$\Delta m_{t-2}$	$\Delta m_{t-3}$	$\Delta m_{t-4}$	$\Delta \text{infl}_{t-1}$	$\Delta \text{infl}_{t-2}$	$\Delta \text{infl}_{t-3}$	$\Delta \text{infl}_{t-4}$	upravené $R^2$	S.E.R.	DW
M2	0,06 (0,25)	0,198 (1,12)	-0,142 (-0,83)	-0,13 (-0,78)	-0,729 (-2,80)**	0,052 (0,17)	-0,061 (-0,18)	-0,119 (-0,38)	0,4	1,4	1,91
M1	-0,02 (-0,12)	0,046 (0,39)	0,073 (-0,62)	0,072 (0,62)	-0,695 (-2,50)**	0,01 (0,03)	-0,195 (-0,56)	-0,104 (-0,34)	0,33	1,48	2,02
M0	-0,152 (-1,28)	0,078 (0,61)	0,015 (0,13)	0,021 (0,18)	-0,684 (-2,46)**	-0,054 (-0,17)	-0,213 (-0,68)	-0,161 (-0,64)	0,38	1,42	2,05

poznámky: Odhad byl proveden metodou OLS. Vysvětlovanou proměnnou je čtvrtletní změna inflace.

\* \*\* \*\*\*\* – indikují významnost na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti.

Příslušné t-statistiky jsou uvedeny v závorkách.

ních. I zde byly hodnoty agregátů na svých úrovních sezonně očištěny multiplikativní metodou.

Zpožděné hodnoty jak agregátu M2, tak agregátu M1 nevykazují významný vliv na dynamiku inflace, a to ani při zahrnutí delšího zpoždění obou veličin. Jako potenciálně významné se jeví zpožděné hodnoty růstu agregátu M2, a to nejvíce u zpoždění dvou období. Tabulka 2 dále poukazuje na relativně významnější vliv agregátu M2, tzn. širších peněz, které zahrnují rovněž termínované vklady a vklady v zahraniční měně a které implikují nižší exogenitu peněžní nabídky tohoto agregátu, resp. jeho kontroly ze strany ČNB, než je tomu u nižších agregátů. Následná komparace vypovídací schopnosti jednotlivých zpoždění pro nejužší peníze v podobě agregátu M0 a širokých peněz (zde M2) se zdá být dosti vyrovnaná, nicméně při postupu od obecného ke specifickému tvaru u obou variant dominovala významnost agregátu M0; to ukazuje na menší kolísavost rychlosti oběhu těchto peněz v relaci k agregátu M2.

Tento odhad však v žádném případě není v rozporu z tezí, jež považuje inflaci za monetární fenomén. Pouze exponuje slabou vypovídací schopnost tradičního monetaristického modelu, jenž pokládá za významný vliv prostých zpožděných hodnot růstu peněžní zásoby.

Hlubší a rozsáhlejší závěry týkající se informací, jež plynou z monetárního sektoru při vysvětlování dynamiky inflace, by si vyžádaly daleko komplexnější pohled a sofistikovanější přístup. Další dílčí pohled na tuto problematiku však může poskytnout portfoliový model neboli model poptávky po penězích.

#### 4. Model redukované formy Phillipsovy křivky

Forma rovnice Phillipsovy křivky v této práci vychází z tvaru, který navrhl ve své práci Tallman (1995); můžeme ji zapsat ve tvaru rovnice (7):

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1(y_{t-1} - y^*_{t-1}) + \alpha_2(\Delta y'_{t-1} - \Delta y^*_{t-1}) + \sum \alpha_3 \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad i = 1 \dots 4 \quad (7)$$

kde  $y$  je domácí reálná absorpce,  $y'$  domácí nominální absorpce a  $y^*$  je po-

TABULKA 3

$AE\_gap\_lq_t$	$Tallman\_gap_t$	$\Delta infl_{t-1}$	$\Delta infl_{t-2}$	$\Delta infl_{t-3}$	$\Delta infl_{t-4}$	upravené $R^2$	S.E.R.	DW
0,196 (1,63)	-0,12 (-1,173)	-0,762 (-3,39)***	-0,079 (-0,28)	-0,117 (-0,42)	-0,130 (-0,57)	0,48	1,31	2,18

poznámky: Odhad byl proveden metodou OLS. Vysvětlovanou proměnnou je čtvrtletní změna inflace.

\*, \*\*, \*\*\* – indikují významnost na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti.

Příslušné *t*-statistiky jsou uvedeny v závorkách.

tenciální produkt. Tato verze Phillipsovy křivky rozšířená o inflační očekávání spoléhá na vysvětlovací schopnost zpožděných hodnot mezery výstupu, jež je interpretována jako odchylka výstupu (jak v úrovních, tak v diferencích) od úrovně či růstu, které jsou v souladu s neakcelerující inflací.<sup>8</sup> Tato formulace by měla napovědět, zda jsou obavy ohledně nelineární závislosti výstupu a inflace, jež vyslovili Frait, Kulhánek a Melecký (2000), v krátkém období oprávněné, či empiricky nevýznamné. Odhad redukovaného tvaru Phillipsovy křivky<sup>9</sup> je uveden v tabulce 3.

Zde proměnná  $ae\_gap\_lq$  představuje mezeru kapacity (rozdíl mezi aktuálním výstupem a potenciálním výstupem) aproximovanou rozdílem mezi aktuální výší reálné domácí absorpce a výší potenciální (časové řady jsou sezonně očištěny multiplikativní metodou a poté jsou používány jejich logaritmy). Hodnoty takto specifikované mezery výstupu jsme získali jako odchylky aktuálních hodnot reálné domácí absorpce od lineárně kvadratického trendu, stejně jako např. Atta-Mensah (1996).<sup>10</sup>

Nakonec pak  $Tallman\_gap$  představuje konstrukci mezery růstu mezi nominálním produktem a produktem potenciálním, tak jak byla navržena Tallmanem (1995). Tato veličina bude použita v redukovaném tvaru Phillipsovy křivky k testování významnosti případného nelineárního vztahu mezi produktem a inflací v krátkém období. Nominální produkt je zde pak aproximován nominální domácí absorpcí.

V tabulce 3 je uveden zajímavý odhad difference růstu nominálního a potenciálního produktu reprezentovaný veličinou  $Tallman\_gap$ . Odhad směru působení této veličiny může vykazovat buď nevýznamnost závislosti vyššího stupně, než je lineární, nebo vykazovat určitou míru degrese v relaci k lineární závislosti mezery produktu a inflace. Zda je vliv obou těchto mezer významný, napoví až „šetrný“ (*parsimonious*) tvar tohoto modelu, nicméně významný vliv mezery produktu v úrovních je zřejmý.

<sup>8</sup> Alternativně jsme mohli použít formulaci, kdy v úrovních používáme odchylku nominálního výstupu a v diferencích rozdíl růstu reálného výstupu a potenciálního produktu (Mehra, 1988).

<sup>9</sup> Jisté se zde nabízí použít další, zejména exogenní vysvětlující proměnné, jako jsou např. importní ceny nebo ceny potravin či dovážených surovin (např. ropy). Rozšíření redukovaného tvaru Phillipsovy křivky o tyto proměnné se však nejevilo jako významné, neboť vliv těchto proměnných – zejména jejich zpožděných hodnot – je již obsažen v segmentu aproximujícím adaptivní očekávání ohledně vývoje inflace.

<sup>10</sup> Zde jsme použili rozdílnou metodu vzhledem k srovnávanému  $P^*$ -modelu, kde byl použit Hodrickův-Prešcottův filter, který vykazuje určité nežádoucí charakteristiky. Je však třeba podotknout, že volba zde použité metody byla provedena arbitrárně s ohledem na jednoduchost odhadu potenciálních (rovnovážných) veličin.

TABULKA 4

	$\Delta AE_t$	$\Delta i_m$	$\Delta m_{t-1}$	$\Delta m_{t-2}$	$\Delta m_{t-3}$	$\Delta m_{t-4}$	$\Delta infl_{t-1}$	$\Delta infl_{t-2}$	$\Delta infl_{t-3}$	$\Delta infl_{t-4}$
M2	0,018 (0,11)	-0,439 (-1,96)**	0,101 (0,44)	0,155 (0,90)	-0,281 (-1,59)*	-0,017 (-0,10)	-0,598 (-2,35)***	0,019 (0,06)	-0,223 (-0,66)	-0,092 (-0,32)
M1	-0,107 (-0,54)	-0,290 (-0,77)	-0,005 (-0,34)	0,069 (0,51)	-0,053 (-0,40)	0,083 (0,64)	-0,719 (-2,35)***	-0,065 (-0,17)	-0,182 (-0,47)	-0,028 (-0,079)
M0	0,101 (0,47)	-0,108 (-0,31)	-0,181 (-1,25)	0,087 (0,58)	0,005 (0,04)	0,009 (0,07)	-0,656 (-2,20)	-0,024 (-0,07)	-0,261 (-0,73)	-0,208 (-0,62)
	<i>upravené</i> <i>R<sup>2</sup></i>	S.E.R.	DW	<i>poznámky:</i> Odhad byl proveden metodou OLS. Vysvětlovanou proměnou je čtvrtletní změna inflace. *, **, *** – indikují významnost na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti. Příslušné <i>t</i> -statistiky jsou uvedeny v závorkách.						
M2	0,47	1,31	2,02							
M1	0,27	1,55	2,06							
M0	0,31	1,31	2,1							

## 5. Portfoliový model (model poptávky po penězích)

Monetaristický model a upravená Phillipsova křivka mohou být viděny také jako speciální případy portfoliového modelu neboli modelu poptávky po penězích. Pokud opět použijeme specifikaci Tallmana (1995), pak lze model inflace založený na poptávce po reálných zůstatcích specifikovat ve tvaru popsaném rovnicí (8):

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta r_{t-1} + \sum \alpha_3 \Delta m_{t-i} + \sum \alpha_4 \Delta \pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad i = 1 \dots 4 \quad (8)$$

kde  $r$  je průměrná střednědobá, resp. krátkodobá úroková sazba na termínovaná depozita. Komparace empirických výsledků získaných z odhadů rovnic (8) a Phillipsovy křivky a monetaristického modelu může odhalit dodatečnou úlohu, jež hraje úroková sazba při determinaci vývoje inflace, resp. odhalit, jaký se její předpoklad konstantní (rovnovážné) rychlosti peněz monetaristického modelu co do své realističnosti. Výsledky odhadu tohoto modelu alternativně pro agregát M2, M1a M0 jsou uvedeny v *tabulce 4* s příslušnou obměnou relevantní úrokové sazby.<sup>11</sup>

*Dae<sub>sa</sub>* vyjadřuje růst reálného produktu aproximovaný růstem v podobě prvních diferencí logaritmu reálné domácí absorpce.

Proměnné  $di_m$ ,  $di_{m1}$  a  $di_{m2}$  zde aproximují alternativní náklady držby peněz, kde  $di_m$  je průměrná sazba ze střednědobých termínovaných vkladů, jež bude použita jako proxy hodnota alternativních nákladů držby peněz pro agregát M0,  $di_{m1}$  jsou pak alternativní náklady držby peněz vymezené agregátem M1 aproximované rozdílem mezi průměrnými sazbami ze střednědobých vkladů a průměrnými úrokovými sazbami z netermínovaných vkladů a  $di_{m2}$  představuje alternativní náklady držby peněz spa-

<sup>11</sup> Zde jsme použili jako vlastní úrokovou míru agregátu M2 krátkodobé průměrné sazby z vkladů a jako alternativní náklady držby střednědobé, resp. dlouhodobé průměrné sazby z vkladů. Pokud jde o substituční efekt, jako významnější se jevíly střednědobé sazby a jako významné se taky ukázalo zahrnutí restricke rovnosti koeficientů elasticity vůči vlastní a alternativní sazbě. Pro agregát M1 jsme postupovali obdobně, ale žádná z variant nepotvrdila substituční efekt, a proto jsme modelové použili analogickou veličinu jako pro agregát M2.

dajících do agregátu M2, jejichž hodnoty jsou aproximovány rozdílem mezi průměrnými sazbami ze střednědobých vkladů a průměrnými úrokovými sazbami z krátkodobých vkladů, tak jak jsou vykazovány ČNB.

$dM0$ ,  $dM1$  a  $dM2$  představují růst příslušných peněžních agregátů vyjádřený jako první diference logaritmických hodnot těchto agregátů v úrovních. I zde byly hodnoty agregátů na svých úrovních sezonně očištěny multiplikativní metodou. Data byla získána ze statistického výkazu ČNB.

Výsledky odhadu portfoliového modelu v tabulce 4 poukazují na významný vliv úrokového diferenciálu krátkodobých a střednědobých úrokových sazeb z vkladů při vysvětlení dynamiky inflace a na nevýznamnou úlohu determinace dynamiky inflace při použití agregátu M1. Dá se tedy předpokládat, že alternativní úrokové sazby pro agregát M1 významně neovlivňují rychlost oběhu takto vymezených peněz, a tedy jejich nabídku (stejně tvrzení se dá aplikovat rovněž na agregát M0). Z toho vychází předpoklad čistě transakčního motivu krátkodobé poptávky po agregátu M1 – to bylo potvrzeno rovněž v kontextu kointegrace, resp. modelu *error-correction* poptávky po M1 (Melecký, 2000). Z těchto dvou variant se jeví podle upraveného koeficientu determinace v popisné schopnosti jako vhodnější varianta zahrnující agregát M2. Tuto variantu použijeme dále jako představitele při tvorbě „šetrných“ tvarů jednotlivých modelů a při následné komparaci jejich stability a predikční schopnosti.

## 6. Vybrané modely v „šetrných“ tvarech a jejich stabilita

V této části u vybraných modelů – resp. jejich variant, které se zdají být nejprůběžnější, co se týče modelování dynamiky inflace – postupně odstraníme nevýznamné vysvětlující proměnné, a tak získáme jednotlivé rovnice modelů v jejich „šetrných“ tvarech. Toto zeshňování jednotlivých modelů provedeme ve snaze maximalizovat jejich vypovídací schopnost podle ukazatele upravené  $R^2$  při simultánním zohlednění diagnostických testů. Jako selektivní kritérium jsme zde uplatnili vypovídací schopnost prostého procesu AR(1) inflační dynamiky. Ta je podle upraveného koeficientu determinace 50 % (S.E.R = 1,24) s autokorelačním koeficientem  $-0,718$  ( $-4,962^{***}$ ), což indikuje poměrně silnou volatilitu dynamiky inflace. Jak bylo zjevné z výše uvedených úplných modelů, zavedením tohoto kritéria se počet takto vybraných modelů dosti sníží. „Šetrné“ tvary jednotlivých modelů, resp. jejich variant, které vykazují patřičnou vypovídací schopnost podle ukazatele upravené  $R^2$ , jsou uvedeny v tabulce 5, resp. tabulce 6 a 7.

Nejvýznamnější podle zvolených kritérií je podle očekávání varianta uvažující jako peníze agregát M0, jenž je jak podle teorie, tak podle empirických výsledků odhadu portfoliového modelu indiferentní, co se týče jeho elasticity k alternativním nákladům substitučních aktiv.<sup>12</sup> Dá se tedy předpokládat, že pro tento agregát je předpoklad konstantní rychlosti oběhu peněz, jenž tradiční monetaristický model postuluje, vzhledem k zmíněné indiferenci a pravděpodobně rovněž k nízkému vlivu úrovně platební technologie reálný.

<sup>12</sup> Zde lze namítnout, že za substituční aktivum lze považovat rovněž reálná aktiva, u nichž je zpravidla jako míra výnosu uvažována inflace. Tento výzkum by však vzhledem k nestacionaritě inflační časové řady zacházel nad rámec této práce.



TABULKA 5

	$\Delta m_{t,1}$	$\Delta m_{t,2}$	$\Delta infl_{t,1}$	upravené $R^2$	S.E.R.	DW
M0	-0,134 (-1,987)*	0,28 (1,950)*	-0,687 (-4,844)***	0,555	1,20	1,857

poznámky: Odhad byl proveden metodou OLS. Vysvětlovanou proměnnou je čtvrtletní změna inflace.

\*, \*\*, \*\*\* – indikují významnost na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti.

Příslušné t-statistiky jsou uvedeny v závorkách.

TABULKA 6

$AE\_gap\_lq_t$	$Tallman\_gap_t$	$\Delta infl_{t,1}$	$infl_{t,4}$	upravené $R^2$	S.E.R.	DW
0,194 (1,707)*	-0,120 (-1,261)	-0,744 (-4,666)***	-0,078 (-0,491)	0,531	1,24	2,15

poznámky: Odhad byl proveden metodou OLS. Vysvětlovanou proměnnou je čtvrtletní změna inflace.

\*, \*\*, \*\*\* – indikují významnost na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti.

Příslušné t-statistiky jsou uvedeny v závorkách.

TABULKA 7

	$\Delta i_m$	$\Delta m_{t,2}$	$\Delta m_{t,3}$	$\Delta infl_{t,1}$	$\Delta infl_{t,3}$	$\Delta infl_{t,4}$	upravené $R^2$	S.E.R.	DW
M2	-0,425 (-2,411)**	0,195 (1,630)*	-0,254 (-2,199)**	-0,637 (-3,972)***	-0,286 (-1,319)	-0,174 (-0,902)	0,600	1,15	2,03

poznámky: Odhad byl proveden metodou OLS. Vysvětlovanou proměnnou je čtvrtletní změna inflace.

\*, \*\*, \*\*\* – indikují významnost na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti.

Příslušné t-statistiky jsou uvedeny v závorkách.

Ze dvou uvedených variant Phillipsovy křivky se poměrně neočekávaně jeví podle své vypovídací schopnosti lépe redukováná forma bez zpožděných změn cen ropy. Zpožděné hodnoty změn v cenách ropy byly sice významné ve srovnání s jinými vysvětlujícími proměnnými v modelu, ale mezní zvýšení vypovídací schopnosti modelu – rovněž díky jeho rozsahu – bylo podle upraveného koeficientu determinace nižší, než je tomu u varianty bez těchto zpožděných hodnot. Informace, které poskytuje mezera výstupu pro modelování dynamiky inflace, jsou významné jen na 10% hladině významnosti a zřejmě zde bude mít podstatný vliv výběr metody odhadu potenciálního produktu.<sup>13</sup> Nelineární vztah mezi mezerou výstupu a inflací se nepotvrdil;

<sup>13</sup> K tomuto tématu existuje řada diskuzí, jež poukazují na zkreslení, která produkují metody klouzavého průměru; mezi ně patří i Hodrickův-Prescottův filtr vzhledem k metodám, které více či méně zohledňují strukturu ekonomiky. Posledně zmíněné metody jsou však značně náročné zejména svým rozsahem, a proto jsou stále hojně využívány prvně zmíněné metody rigidnější povahy. Tento nedostatek je však v zahraničí odstraněn odhadem potenciálního produktu sofistikovanějšími metodami pod záštitou ať už fiskálních, nebo monetárních autorit, které pak poskytují tyto řady v rámci svých vykazovaných statistických údajů. Jako vhodná alternativa pro podmínky ČR se pak může ukázat využití Kalmanova filtru. Ten vyhlazuje danou časovou řadu vzhledem k vývoji zvolené instrumentální proměnné, a tudíž lépe modeluje reálné dění v ekonomice; to snižuje míru jeho rigidity. Podrobnou diskuzi ke Kalmanovu filtru a jeho aplikaci při odhadu potenciálního produktu ekonomiky lze nalézt např. v (Boone, 2000) nebo (Kichian, 1999).

to však vzhledem k použitým veličinám zejména dynamiky inflace místo úrovně inflace neposkytují tvrzení s patřičnou vahou věrohodnosti.

Portfoliový model ve variantě agregátu M2 měl ve svém „šetrném“ tvaru ze všech tří výše uvedených variant nejlepší vypovídací schopnost. Jelikož „šetrný“ tvar varianty M0 směřoval ke tvaru shodnému s tradičním monetaristickým modelem pro tento agregát a varianta s agregátem M1 nevykazovala patřičnou výši koeficientu upravené  $R^2$ , zůstává varianta s agregátem M2 jediným reprezentantem portfoliového modelu. Model uvedený v tabulce 7 poukazuje na silnou vypovídací schopnost alternativních nákladů držby peněz a vyšší svého upraveného koeficientu determinace indikuje potřebu zkoumat tento systém pravděpodobně endogenních proměnných preciznějšími metodami empirické analýzy, které by mohly odhalit další přednosti tohoto přístupu.

„Šetrný“ tvar modifikovaného  $P^*$ -modelu pro malou otevřenou ekonomiku zde z důvodu úspory místa neuvádíme, neboť je shodný s úplnou verzí tohoto modelu. V dalším srovnání je již však zohledňován společně s ostatními „šetrnými“ tvary variant jednotlivých modelů.

Jelikož je při použití jednotlivých modelů k prognóze nezbytné, aby byly tyto modely stabilní v jednotlivých, zejména pak následujících obdobích, budeme se v dalším kroku zabývat právě testováním stability variant vybraných modelů, které uspěly ve výše specifikovaném selekčním řízení. K tomuto účelu použijeme test *one-step forecast*, jenž svým grafickým výstupem poskytuje velmi názorné hodnocení testovaného atributu.<sup>14</sup> Výsledky tohoto testu jsou uvedeny v *grafu 1 a 2* postupně pro příslušné modely.

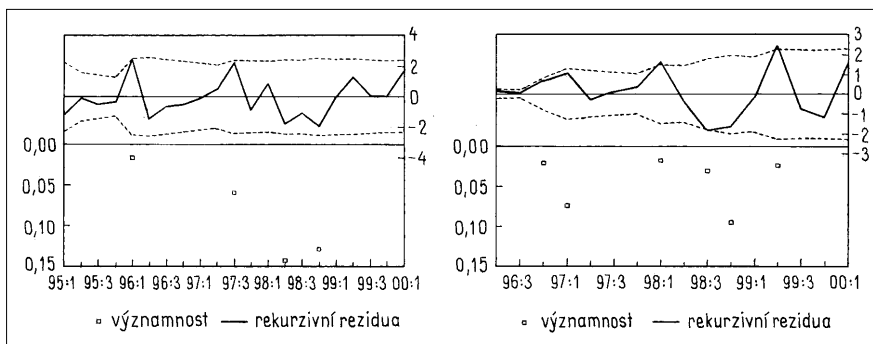
Podle výše uvedeného testu stability jednotlivých modelů lze konstatovat, že  $P^*$ -model nejenže vykazuje největší vypovídací schopnost (viz výše), ale jako nejlepší se jeví rovněž jeho odhad hodnot, což ukazuje výše reziduí v postupné prognóze mimo vzorek. Druhé místo lze přiřadit redukovanému tvaru Phillipsovy křivky, který stejně jako tradiční monetaristický model pro M0 vykazuje určité menší problémy analyzovaného atributu – s tím, že oba modely se jeví v části vzorku odpovídající posledním dvěma letům jako poměrně stabilní. Portfoliový model pro agregát M2 na druhé straně vykazuje poměrně silné problémy stability; přitom je však nutné podotknout, že standardní chyba odhadu mimo vzorek byla v počáteční části odhadu značně nižší, než tomu bylo u ostatních variant jednotlivých modelů.

## 7. Predikční schopnost vybraných modelů

V této části budeme opět pracovat s „šetrnými“ tvary variant vybraných modelů, jež prošly výše specifikovanou selekcí. Nejprve pro ilustraci provedeme prognózu mimo vzorek pro 2. Q. 2000 a následně pak vypočteme relevantnější statistiky pro posouzení predikční schopnosti jednotlivých modelů. Arbitrární odhad dynamiky inflace pro 2. Q. 2000 a srovnání aktuální

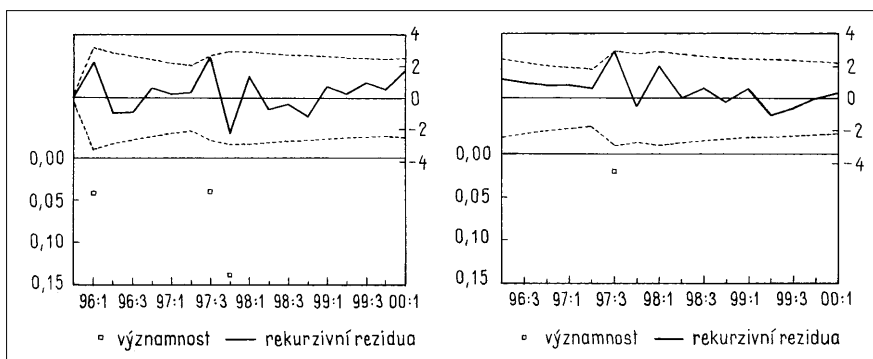
<sup>14</sup> Jde o běžně používaný test, jenž postupně odhaduje koeficienty dané rovnice pro určitý výchozí vzorek a následně provádí prognózu pro další období v řadě a porovnává tuto prognózu s reálně naměřenou hodnotou. Tyto kroky se opakují a odhadovaný vzorek se vždy zvětšuje o jedno období. Rezidua těchto prognóz jsou pak porovnávána se standardní chybou a jako nulovou hypotézu tento test testuje, zda daná hodnota vysvětlované proměnné může pocházet z daného modelu odhadnutého do tohoto časového období.

GRAF 1a, b Tradiční monetaristický model pro M0 a portfoliový model pro M2



poznámky: Na levé vertikální ose jsou naneseny příslušné hladiny významnosti a na pravé vertikální ose standardní chyby odhadu. Přerušovaná čára znázorňuje obálku  $\pm 2 \cdot S.E.R.$  v každém čase. „Významnost“ indikuje významnost hypotézy nestability odhadnutého tvaru modelu.

GRAF 2a, b Redukovaný tvar Phillipsovy křivky a modifikovaný  $P^*$ -model



poznámky: Na levé vertikální ose jsou naneseny příslušné hladiny významnosti a na pravé vertikální ose standardní chyby odhadu. Přerušovaná čára znázorňuje obálku  $\pm 2 \cdot S.E.R.$  v každém čase. „Významnost“ indikuje významnost hypotézy nestability odhadnutého tvaru modelu.

hodnoty dynamiky inflace s prognózovanou, jež je vyjádřeno pomocí příslušné odchylky v absolutní hodnotě, shrnuje *tabulka 8*.

Z výsledků v *tabulce 8* lze usuzovat, že překvapivě nejlepší výsledky přinesl portfoliový model ve svém „šetrném“ tvaru. Tento fakt však platí pouze pro prognózu na námi arbitrárně zvolené období. Dalším krokem, jak již bylo zmíněno, bude predikce *one-step* způsobem, jenž byl popsán v charakteristice testu *one-step forecast*, resp. poznámce 9. Pro tyto predikce pak vypočteme vybrané souhrnné statistiky, a sice Theilovu (1966) *U*-statistiku a statistiku RMSE<sup>15,16</sup>. Výsledky zmiňovaných statistik pro období 1. Q. 1999 až 2. Q. 2000 jsou uvedeny v *tabulce 9*.

Výsledky prezentované v *tabulce 9* potvrzují rčení „zdání klame“, kdy model, který se jevil v prognóze pro vybrané období nejlépe, se podle souhrn-

TABULKA 8

	<i>TMM</i>	<i>PC</i>	<i>PM</i>	<i>PSM</i>
prognóza	-0,303	0,241	-0,927	-1,494
skutečnost	-0,901	-0,901	-0,901	-0,901
odchylka	0,598	1,143	0,026	0,592

vysvětlivky: *TMM* je tradiční monetaristický model, *PC* redukovaný tvar Phillipsovy křivky, *PM* portfoliový model a *PSM* modifikovaný *P\**-model.

TABULKA 9

model	test <i>one-step forecast</i>			
	<i>TMM</i>	<i>PC</i>	<i>PM</i>	<i>PSM</i>
<i>U</i> -statistika	1,050	1,086	1,290	0,568
RMSE	0,837	0,865	1,028	0,453
MAE	0,581	0,757	0,802	0,398
relativní chyba	0,363	0,473	0,501	0,249

vysvětlivky: *TMM* je tradiční monetaristický model, *PC* redukovaný tvar Phillipsovy křivky, *PM* portfoliový model a *PSM* modifikovaný *P\**-model.

ných statistik ukázal být způsobitelný nejméně. Tento závěr již dříve naznačovaly výsledky testu *one-step forecast*. Jak podle *U*-statistiky,<sup>17</sup> tak podle RMSE i MAE se nejlépe osvědčila modifikace *P\**-modelu pro malou otevřenou ekonomiku. Průměrná dynamika inflace za období Q1/1994 až Q2/2000 byla přitom 1,601 %. Vztah mezi průměrnou chybou a průměrnou dynamikou inflace za uvažované období pak v tabulce 9 ilustruje relativní chyba prognóz jednotlivých modelů.

Je zřejmé, že pokud budeme chtít vyslovit konečné doporučení pro použití toho či onoho modelu jako relevantního indikátoru inflačního vývoje, museli bychom v délce predikovaného horizontu zohledňovat odpovídající zpoždění účinků nástrojů monetární politiky; to je v ČR asi 8 až 16 měsíců. Zde se nabízejí dvě varianty: (1) buď analyzovat prognózy jednotlivých modelů pro několik období dopředu (3 až 5 kroků pro kvartální odhad) s použitím např. procesu AR(4) pro extrapolaci časových řad vysvětlujících proměnných, (2) nebo nejprve modelovat a posléze predikovat trendovou inflaci. Takto modifikovaný model by pak bylo možné použít pro predikci inflace ve středně dlouhém období. První možnost se ukazuje dosti neschůdná, neboť ani jedna časová řada ve zvoleném autoregresním procesu není schopna dosáhnout větší vysvětlovací schopnosti než 20 % (měřeno upraveným koeficientem determinace).

<sup>15</sup> Obě statistiky jsou standardně používány pro hodnocení prognóz podobného charakteru, kdy vyšší hodnoty indikují horší predikční schopnost modelu ve vybraném období.

<sup>16</sup> *U*-statistika je bezrozměrná hodnota, kterou vypočteme podle následujícího vzorce:

$$U = \left( \frac{1}{n} \sum_i (y_i - \hat{y}_i) / \left( \frac{1}{n} \sum_i y_i^2 \right) \right)^{0,5}$$

kde *n* je počet období, pro která byla prognóza provedena, *y<sub>i</sub>* a  $\hat{y}_i$  jsou aktuální, resp. predikované hodnoty cílové proměnné.

<sup>17</sup> Pokud je tato statistika větší než 1, jsou dané modely označovány jako prognosticky nezpůsobitelné.

## 8. Závěry

Tato práce se nejprve zabývá srovnáváním tradičních modelů inflace a modifikace  $P^*$ -modelu pro otevřenou ekonomiku jako nástrojů pro modelování dynamiky inflace v úplných tvarech těchto modelů a několika jejich variantách. Zde dospívá k jasnému závěru, že nejlépe se co do vypovídací schopnosti se zohledněním rozsahu modelu (počtu vysvětlujících proměnných) osvědčila modifikace  $P^*$ -modelu.

Dalším krokem pak bylo sestavení tzv. „šetrných“ verzí variant jednotlivých modelů a následná selekce těch, které byly schopny prokázat vyšší vypovídací schopnost podle upraveného koeficientu determinace než prostý proces AR(1) dynamiky inflace. Těmito variantami jsou tradiční monetaristický model pro agregát M0, redukováný tvar Phillipsovy křivky a portfoliový model pro agregát M2. V tomto kroku nebylo třeba dále zeshťňovat původní verzi  $P^*$ -modelu, který se společně s portfoliovým modelem pro agregát M2 ukázal jako nejlepší nástroj pro popis dynamiky inflace (z vybraných modelů). „Šetrné“ verze jednotlivých modelů pak poukazovaly na soudy, které bylo možné s určitou opatrností vyslovit.

Nejprve se předpoklad konstantní rychlosti oběhu peněz tradičního monetaristického modelu ukázal jako vhodný pouze pro agregát M0, což implikuje důležitost konceptů zohledňující kolísání rychlosti oběhu peněz. Tuto domněnku dále podpořil portfoliový model, u něhož se ukázaly jako významné alternativní náklady, zejména pak pro agregát M2. Lze tedy předpokládat, že kromě jiných determinant (jako např. technologie plateb) mají na rychlost oběhu peněz významný vliv alternativní náklady držby peněz.

Předpoklad nelineární (silnější než lineární) závislosti inflace na mezeře výstupu, jež postuluje Phillipsova křivka, se nepotvrdil a lze tedy s určitou pravděpodobností konstatovat, že předpoklad lineární závislosti zabudovaný v  $P^*$ -modelu je pro českou ekonomiku realistický.

V posledním kroku jsme se věnovali testování stability variant vybraných modelů v „šetrných“ verzích, jež prošly příslušnou selekcí. Zde se ukázalo, že ačkoli portfoliový model konkuroval ve smyslu vypovídací schopnosti  $P^*$ -modelu, jeho stabilita zde testovaná testem *one-step forecast* se ukázala jako nejméně vyhovující; to mělo i následné implikace pro statistiky posuzující predikční schopnosti modelu.

Ačkoli se ukázala predikce inflační dynamiky portfoliového modelu na druhé čtvrtletí jako nejlepší, v širším posuzovaném období pro prognózy mimo vzorek se projevuje podle všech spočítaných statistik nejhůře. I když se portfoliový model ukázal pro predikci jako nevyhovující, poukázal na důležitost významu portfoliového konceptu (konceptu poptávky po penězích) pro modelování inflace. Je tedy třeba provést další analýzu pomocí pokročilejších technik, jako je např. kointegrace či *bayesian VAR*; zde se může v multivariantním prostředí koncept poptávky po penězích ukázat významný, i co se týká stability a těsnosti predikce.

Závěrem lze konstatovat, že srovnání vybraných modelů inflační dynamiky vyznělo ve všech zkoumaných atributech nejlépe pro modifikovanou verzi  $P^*$ -modelu pro malou otevřenou ekonomiku. Tento model lze pak, vzhledem k výsledkům predikčních statistik, doporučit jako vhodný predikční nástroj dynamiky inflace v krátkodobém horizontu.

## DODATEK

### Test stacionarity použitých časových řad

proměnná	ADF-test	
<i>Ae_gap_lq</i>	-2,34**	6
<i>Infl</i>	-2,01	c,1
$\Delta infl$	-3,47***	4
$\Delta ae\_sa$	-2,53**	11
$\Delta i\_m$	-2,77***	1
$\Delta i\_m1$	-2,81***	1
$\Delta i\_m2$	-4,42***	1
$\Delta M0$	-2,58**	2
$\Delta M1$	-1,62*	c,1
$\Delta M2$	-2,67*	7
<i>GAPd</i>	-2,28**	1
<i>GAPf</i>	-2,98***	1
<i>Tallman_gap</i>	-2,09**	1

vysvětlivky: \*, \*\*, \*\*\* – indikují zamítnutí nulové hypotézy nestacionarity na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti. Číslo v pravém sloupci označuje délku použitého zpoždění a písmeno c použití konstanty.

V případě, že ADF-test zamítl nulovou hypotézu nestacionarity jen na 10% hladině významnosti, byl dodatečně použit PP-test (Phillipsův-Perronův test) k potvrzení závěrů ADF-testu. Popis proměnných *cpi\_in*, *GAPd* a *GAPf* je uveden v první části ( $P^*$ -model), popis proměnných *dm0*, *dm1* a *dm2* je uveden v 2. části (Tradiční monetaristický model), popis proměnných *ae\_gap\_lq* a *tallman\_gap* je uveden v 3. části (Phillipsova křivka) a konečně proměnné *di\_m*, *di\_m1*, *di\_m2* a *dae\_sa* jsou popsány v 4. části (Portfoliový model – model poptávky po penězích).

## LITERATURA

ARMOUR, J. – ATTA-MENSAH, J. – ENGERT, W. – HENDRY, S. (1996): Distant-Early-Warning Model of Inflation Based on M1 Disequilibria. *Bank of Canada Working Paper*, 1996, no. 96-5.

ATTA-MENSAH, J. (1996): A Modified  $P^*$ -Model of Inflation Based on M1. *Bank of Canada Working Paper*, 1996, no. 96-15.

BOONE, L. (2000): Comparing Semi-Structural Method to Estimate Unobserved Variables: The HPMV and Kalman Filters approaches. *OECD Economic Department Working Paper*, 2000, no. 240.

ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.

ENGERT, W. – HENDRY, S. (1998): Forecasting Inflation with the M1-VECM: Part Two. *Bank of Canada Working Paper*, 1998, no. 98-6.

FRAIT, J. – KOMÁREK, L. – KULHÁNEK, L. (1998): Analýza dynamiky inflace pomocí  $P^*$ -modelu. *Finance a úvěr*, 1998, č. 11.

FRAIT, J. – KULHÁNEK, L. – MELECKÝ, M. (2000). Modelování inflace pomocí P-star modelu. *Acta Academia Karviniensis*, 2000, č. 2.

HARRIS, R. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall, 1995.

KICHIAN, M. (1999): Measuring Potential Output within a State-Space Framework. *Bank of Canada Working Paper*, 1999, no. 99/9.

LEE, J. (1999): Alternative  $P^*$  Models of Inflation Forecast. *Economic Inquiry*, vol. 37, April 1999, no. 2.

MEHRA, Y. P. (1988): The Forecast Performance of Alternativ Models of Inflation. *Federal Bank of Richmond Economic Review*, September/October 1988.

MELECKÝ, M. (2000): Poptávka po penězích v ČR. – mimeo

TALLMAN, E. W. (1995): Inflation and Inflation Forecasting: An Introduction. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, January/February 1995.

THEIL, H. (1966): *Applied Economic Forecasting*. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1966.

## SUMMARY

JEL Classification: E31, E37, C22

Keywords: inflation – traditional monetary model – Phillips model – Portfolio model – P-star model – forecasting performance

# Comparison of Selected Simple Models of Inflation in the Czech Economy

Martin MELECKÝ – Faculty of Economics, Technical University of Ostrava

This paper begins with a description of simple select models of inflation and their ability to fit the data. The paper in turn measures the stability of particular parsimonious models. One-step forecast tests are applied, which establish the instability of the money demand model compared with other models, despite its ability to fit the data nearly as well as the P-star model. Further, the forecasting performances of the selected parsimonious models are analyzed, though only the performance of one-step forecasts are fully treated given the insufficient descriptive ability of the AR processes of explanatory variables. As a measure of forecast ability, the author employs U-statistic, RMSE, and MAE tests. The above statistics assign the best-forecast performance to the modified version of the P-star model of inflation for a small, open economy.