

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) 22 25 04 62

e-mail: red.fau@iol.cz

Šéfredaktor: Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc.

Výkonná redaktorka: Mgr. Renata Nováková

Publishers: Faculty of Social Sciences, 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, Charles University, Prague

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

Editor in Chief: Zdeněk Tůma

OBSAH

Zpráva o inflaci – Inflační vývoj ve 2. čtvrtletí 1998 pohledem ČNB 669

Jan FRAIT – Luboš KOMÁREK – Lumír KULHÁNEK: Analýza dynamiky inflace v ČR pomocí P^* -modelu 685

Přehledy

Marek KAPIČKA: Privatizace a neúplné kontrakty (1. část) 698

Informace

Zdeněk TŮMA: Euro na plné obrátky (Konference o důsledcích zavedení jednotné měny) 711

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní č. 17–18/98 715

Informace pro čtenáře

Uprostřed čísla:

Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the CR No 16

CONTENTS

Inflation Report of the CNB (Second Quarter 1998) 669

Jan FRAIT – Luboš KOMÁREK – Lumír KULHÁNEK: P-Star-Model-Based Analyses of Inflation Dynamics in the CR 685

Surveys

Marek KAPIČKA: Privatization and Incomplete Contracts (1st Part) 698

Information

Zdeněk TŮMA: The Euro Speeds Up (A Conference on the Effects of the Single Currency) 711

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No 17,18/98 715

In the middle of this issue:

Quarterly Economic and Fiscal Bulletin of the CR No 16

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 judikátu –, rozmnožování a šíření jakýmkoli 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., Ing. Evžen Kočenda, PhD., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Karel Pulpán, CSc., Ing. Ondřej Schneider, MPhil. (zástupce předsedy), Ing. Miroslav Singer, PhD., Mgr. Kateřina Šmidková, MA, Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc. (předseda), Doc. Ing. Miloslav Vošvrda, CSc.

Redakční rada: Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., PhD. Zdeněk Drábek, 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 Klacek, CSc., Ing. Ivan Kočárník, CSc. (předseda), Ing. Jiří Kunert, Ing. Pavel Kysilka, CSc., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Jan Mládek, CSc., Prof. Ing. Lubomír Mlčoch, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, Doc. Ing. Zbyněk Revenda, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Doc. Ing. František Turnovec, CSc., Prof. Dr. František Vencovský, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

Analýza dynamiky inflace v ČR pomocí P^* -modelu

Jan FRAIT – Luboš KOMÁREK – Lumír KULHÁNEK*

Úvod

Na počátku roku 1998 přešla ČNB od cílování peněžní zásoby k přímému cílování inflace. Aplikace tohoto nového mechanizmu monetární politiky je podmíněna existencí věrohodných nástrojů k prognózování inflačních tlaků. Jedním z těchto nástrojů, do něhož začaly být vkládány značné naděje na počátku 90. let, je relativně jednoduchý model inflační dynamiky, který bývá označován jako P^* -model *inflace*. Tento model umožňuje prognózovat krátkodobou dynamiku skutečné inflace jako procesu, v jehož rámci se skutečná cenová hladina přizpůsobuje dlouhodobé rovnovážné cenové hladině determinované v souladu s kvantitativní teorií peněz.

Cílem tohoto příspěvku je definovat verzi P^* -modelu pro ČR a aplikovat ji na časové řady z období 1991-1998. Cílem je rovněž ukázat, že inflace se v ČR vyvíjí podle standardních teoretických předpokladů a je především monetárním jevem. Struktura textu je následující: V první části je popsáno pozadí vzniku P^* -modelu a stručně je dokumentován jeho vývoj. Ve druhé části je naznačena struktura základní verze modelu a ve třetí části pak jeho verze pro malou otevřenou ekonomiku. Ve čtvrté části je definována a odhadnuta verze P^* -modelu pro ČR.

Vznik a vývoj P^* -modelu

K determinaci a prognózování vývoje cenové hladiny a inflace byla v teoretických modelech i v empirických výzkumech dlouhá desetiletí používána kvantitativní teorie peněz. V průběhu 70. a 80. let byl však vztah mezi peněžní zásobou a cenovou hladinou, který stojí v centru pozornosti kvantitativní teorie peněz, zásadně zpochybněn. Zdálo se, že stabilní vztah mezi peněžní zásobou a cenovou hladinou a peněžní zásobou a reálným důchodem se silně uvolnil nebo zcela zmizel. Na půdě Federal Reserve Board of Governors ve Washingtonu však byl na přelomu 80. a 90. let vyvinut nový jednoduchý indikátor inflačních tlaků, založený na teoretických předpokládech kvantitativní teorie peněz [Hallman – Porter – Small 1989 a 1991], označovaný jako P^* (*P-Star*)-model *inflace*. Hallman, Porter a Small (dále HPS) v tomto modelu explicitně spojili dlouhodobé determinanty cenové hla-

* Dr. Ing. Jan Frait - katedra ekonomie Ekonomické fakulty VŠB-TU Ostrava

Ing. Luboš Komárek - Česká národní banka Praha

Doc. Ing. Lumír Kulhánek, CSc. - katedra financí Obchodně podnikatelské fakulty SU Karviná
Tento příspěvek vychází z práce vzniklé v rámci grantového projektu GA ČR č. 402/97/0319.

diny s krátkodobou dynamikou aktuální inflace. V tomto přístupu *mezera cenové hladiny*, tj. odchylka skutečné cenové hladiny od dlouhodobé rovnovážné cenové hladiny, tlačí inflaci ve směru obnovení rovnováhy.

Při aplikaci P^* -modelu je nutné vzít v úvahu, že pro determinaci cenové hladiny a inflace je klíčový přijatý systém měnových kurzů a velikost a míra otevřenosti ekonomiky. Původní P^* -model byl definován pro USA, což je velká a relativně uzavřená ekonomika s plovoucím měnovým kurzem. V takovéto ekonomice je cenová hladina skutečně funkcí domácí peněžní zásoby. V malé otevřené ekonomice s pevnými měnovými kurzy a s vysokou mobilitou kapitálu se domácí peněžní zásoba stává endogenní a poptávkově determinovanou prostřednictvím změn čistých zahraničních aktiv v monetární bázi a domácí cenová hladina je tak do značné míry determinována v zahraničí. Empirické aplikace původní verze P^* -modelu¹ z tohoto důvodu logicky vykazovaly mnohem lepší výsledky pro velké a relativně uzavřené ekonomiky než pro malé a relativně otevřené země.

Kool a Tatom [1994] proto vyvinuli *rozšířený P^* -model pro malou otevřenou ekonomiku*, který bere do úvahy nejen odchylky domácí cenové hladiny od její rovnovážné úrovně, ale také odchylky domácí cenové hladiny od rovnovážné cenové hladiny determinované v zahraničí. Ten testovali pro pět evropských zemí - Rakousko, Belgii, Dánsko, Nizozemí a Švýcarsko. Zatímco u Rakouska, Belgie, Dánska a Nizozemí (které mají pevný měnový kurz) byly závěry upraveného P^* -modelu potvrzeny a byla prokázána determinace jejich cenové hladiny německou monetární politikou, pro Švýcarsko (které používá plovoucí měnový kurz), byly naopak dosaženy lepší výsledky u původního P^* -modelu. Míra, v jaké jsou cenová hladina a inflace výše uvedených zemí determinovány v Německu, přitom závisí na stupni fixovanosti měn těchto zemí na DEM. Groeneveld [1995] aplikoval rozšířený P^* -model na Rakousko ve snaze zjistit, do jaké míry je rakouská inflace determinována monetární politikou v Evropské unii. Výsledky této aplikace rovněž dosvědčují, že pro zemi fixující svůj měnový kurz jsou významnou determinantou cenového vývoje monetární podmínky „kotevních“ zemí. Vzhledem k tomu, že existují významné důvody domnívat se, že situace výše uvedených zemí bude v budoucnosti situaci ČR, považujeme za užitečné formulovat verzi rozšířeného P^* -modelu pro Českou republiku.

Podstata P^* -modelu

Přestože zastánci různých směrů ekonomicke teorie zaujmají k příčinám inflace rozdílné postoje, považují za dominantní faktor určující vývoj cenové hladiny peněžní zásobu. Shodnou se také na tom, že relativně vysoká inflace bývá prakticky vždy spojena s relativně vysokým tempem růstu peněžní zásoby a že ke zpomalení inflace je nutné zpomalit tempo růstu peněžní zásoby. Tyto poznatky se promítly v 70. letech v orientaci politiky centrálních bank na cílování peněžní zásoby, v jehož rámci tempo růstu peněžní zásoby slouží jako zprostředkovající cíl monetární politiky. Tato konцепce monetární politiky bývá obecně označována za „monetaristickou“, i když se často v mnohem od představ monetaristů liší. V současné době je

¹ Např. [Tatom 1990], [HPS 1991], [Hoeller – Poret 1991], [Tödter – Reimers 1994] či [Atta-Mensah 1996].

uplatňována především v Německu a lze předpokládat, že poměrně značný důraz na ni bude kladen i v EMU.

V průběhu 80. let se však v řadě průmyslově vyspělých zemích vztaž mezi peněžní zásobou a cenovou hladinou silně uvolnil v důsledku změn ve struktuře finančních trhů vyvolaných finančními inovacemi, rostoucím stupněm integrace mezinárodních finančních trhů a rostoucí měnovou substitucí. V reakci na tento vývoj začaly mnohé centrální banky opouštět politiku cílování peněžní zásoby a přešly k používání jiných zprostředkujících cílů či k přímému cílování inflace.

Současně také vzrostly pochybnosti o vhodnosti monetaristických konceptů k analýze inflace a objevily se snahy o jejich nahrazení novými přístupy. Souběžně začala probíhat diskuze o vhodnosti používání dosavadních měnových agregátů, o způsobu jejich konstrukce v podobě prosté summarizace aktiv různého stupně likvidity a o nutnosti adekvátnějšího měření peněžní zásoby v podobě vážených aggregátů. Postupně se ovšem ukázalo, že strukturální makroekonomické modely centrálních bank většinou očekávanou inflaci modelovaly zcela nedostatečně. Z toho důvodu se jevilo jako nutné vytvoření nových ekonometrických přístupů, které by byly schopny pohotově poskytovat odhady očekávané inflace a inflačních tlaků. Mezi tyto přístupy lze řadit buď VAR-modely, VECM-modely, různé redukované modely inflace nebo právě P^* -model inflace, který je opět založen na kvantitativní teorii peněz. P^* -model vznikl na základě snahy identifikovat krátkodobý inflační potenciál ekonomiky. Jeho podstatou je určení *dlouhodobé rovnovážné cenové hladiny (P^*)*² jako proměnné určované aktuální peněžní zásobou, potenciálním důchodem a rovnovážnou rychlostí oběhu peněz a pak následný odhad redukované formy krátkodobé dynamiky inflace, která uzavírá cenovou mezeru, tj. vede skutečnou cenovou hladinu P k rovnovážné cenové hladině P^* .

P^* -model inflace byl původně vyvinut kolektivem Hallman, Porter a Small do značné míry na žádost Alana Greenspana v roce 1989 a zpočátku byl nazýván *HPS-model*. Model je založen na dvou základních předpokladech, kterými jsou dlouhodobá platnost rovnice směny a opožděné přizpůsobování cen jejich dlouhodobé rovnovážné úrovni. Rovnice směny říká, že cenová hladina (P) se rovná peněžní zásobě (M) na jednotku reálného důchodu (Y) násobené rychlostí oběhu peněz (V):

$$P = M/Y \cdot V \quad (1)$$

V dlouhém období se reálný důchod (Y) rovná potenciálnímu reálnému důchodu (Y^*) a rovnovážná rychlosť oběhu peněz (V^*) je nezávislá na peněžní zásobě (M) a na potenciálním reálném důchodu (Y^*). Analýza HPS vychází z otázky, jaká cenová hladina je kompatibilní s potenciálním reálným důchodem a rovnovážnou rychlosťí oběhu peněz. Tou je právě cenová hladina P^* :

$$P^* = M/Y^* \cdot V^* \quad (2)$$

Rovnovážná cenová hladina P^* je tak definována jako *množství peněz na jednotku potenciálního reálného důchodu*, tj. jako cenová hladina, které

² V souladu s literaturou týkající se P^* -modelu bude hvězdička značit dlouhodobou rovnovážnou úroveň proměnné.

by bylo dosaženo při dané aktuální držbě peněz, pokud by reálný důchod a rychlosť oběhu peněz byly na svých dlouhodobých rovnovážných úrovních. Při rovnovážných úrovních reálného důchodu a rychlosti oběhu peněz je rovnovážná cenová hladina přímo úměrná peněžní zásobě a inflace je monetárním jevem. Skutečná cenová hladina se však zpravidla od dlouhodobé rovnovážné úrovni odchyluje, neboť jednotlivé ceny se mohou přizpůsobit jen v delších časových úsecích. Rozdíl mezi rovnovážnou cenovou hladinou P^* a skutečnou cenovou hladinou P (cenová mezera) pak určuje budoucí vývoj inflace, pokud jsou P^* a P kointegrovány. Základní myšlenka modelu je tudíž jednoduchá. V dlouhém období větší množství peněz zvýší cenovou hladinu za předpokladu, že není absorbováno větší nabídkou produkce nebo nižší rychlosťí oběhu peněz. Jsou-li P^* a P kointegrovány a je-li aktuální P pod úrovní P^* ($P^* > P$), je indikována budoucí akcelerace inflace potřebná k uzavření pozitivní mezery cenové hladiny a v opačném případě ($P^* < P$) je indikována decelerace inflace potřebná k uzavření negativní mezery cenové hladiny.

HPS [1991] vychází z dlouhodobého modelu založeného na konstantní hodnotě V^* a na neutralitě peněz. Zajímají se především o zpoždění a očekávání, která ovlivňují krátkodobou inflační dynamiku. Ústředním bodem analýzy je *cenová mezera* (P^*/P), kterou získáme kombinací rovnice směny a rovnice pro P^* :

$$P^*/P = Y/Y^* \cdot V^*/V \quad (3)$$

nebo v logaritmickém tvaru (malá písmena značí přirozené logaritmy):

$$p^* - p = (y - y^*) + (v^* - v) \quad (4)$$

Cenová mezera ($p^* - p$) je tedy definována jako procentní rozdíl mezi rovnovážnou a skutečnou cenovou hladinou. Analyticky se skládá ze dvou jiných mezer, které jsou nazývány *mezera využití kapacit* ($y - y^*$) a *mezera likvidity* ($v^* - v$), a indikuje inflační tlaky, pokud je míra využití kapacit vysoká a/nebo existuje převis peněžní zásoby, kdy je rychlosť oběhu peněz pod (držba likvidity nad) svou dlouhodobou rovnovážnou rychlosťí. Protože nadměrný růst peněžní zásoby se v krátkém období vzhledem k rigiditám neodrazí bezprostředně v běžné cenové hladině, vzniká nadměrná likvidita a ekonomické subjekty přehodnocují držbu reálných peněžních zůstatků. V rámci tohoto procesu se rychlosť oběhu peněz snižuje pod svou rovnovážnou úroveň nebo reálný důchod roste nad svou potenciální úroveň. Samozřejmě může dojít také k tomu, že se současně snižuje rychlosť oběhu peněz i zvyšuje reálný důchod. Tyto procesy generují v ekonomice inflační tlaky do té doby, dokud se nepřizpůsobí poptávka po penězích a úrokové sazby zvýšené nabídce peněz a trh práce peněžní iluzi. Teprve pak se rychlosť oběhu peněz, reálný důchod i cenová hladina vrátí ke své rovnovážné úrovni.

P^* -model tedy vychází z toho, že po přizpůsobení má rovnovážná cenová mezera teoreticky nulovou hodnotu, takže P se přizpůsobuje tak, aby se rovnala P^* . Právě toto je možné považovat za jeho hlavní výhodu ve srovnání s tradičními indikátory inflačních tlaků, které berou do úvahy pouze mezery výstupu nebo mezeru likvidity. Cenová mezera totiž bere v úvahu jak reálné faktory (měřené mezerou reálného důchodu), tak monetární faktory (měřené mezerou rychlosťí oběhu peněz). Tímto přístupem vytvořili HPS model, jehož ekonometrické náležitosti nebyly u dřívějších inflačních mo-

delů zkoumány. Tím vzniká nástroj, jehož výhodami jsou teoretická podložnost, jednoduchost a potenciální prognostická schopnost. Za přednost P^* -modelu je možné považovat i to, že jako vodítko monetární politiky zaručuje určitou disciplínu ze strany centrální banky³.

Celkově lze P^* -model zjednodušit a redukovat na rovnici inflace, která říká, že míra inflace je funkcí cenové mezery předcházejícího období a míry inflace předcházejícího období. Inflační zpoždění jsou do rovnice přidávána z toho důvodu, aby lépe odrážela krátkodobou dynamiku:

$$\pi_t = \alpha(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \pi_{t-1} \quad (5)$$

Pokud je ovšem skutečná míra inflace nestacionární, pak u této rovnice vzniká nebezpečí zdánlivé regrese a v tom případě je zapotřebí přepsat ji do diferenčního tvaru převedením π_{t-1} na levou stranu s přidáním přírůstku inflace předcházejícího období ($\Delta\pi_{t-1}$) ve snaze zachytit dynamiku inflace:

$$\Delta\pi_t = \alpha(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \Delta\pi_{t-1} \quad (6)$$

Toto je samozřejmě pouze základní rovnice. Do té bývají zahrnutý zpožděné hodnoty změny inflace, úrovně inflace nebo různé dočasné faktory ovlivňující ceny jako např. změny cen energií či změny regulovaných cen⁴.

Rovnice (6) dosti připomíná modely krátkodobé dynamiky, které umožňují podrobnou analýzu vlivu změn peněžní zásoby a jiných faktorů na inflaci. Takové modely vycházejí z toho, že míra inflace závisí především na zpožděných minulých tempech růstu peněžní zásoby. P^* -model oproti tomu spolehlá na to, že míru inflačních tlaků determinuje vztah mezi peněžní zásobou (M) v minulém čtvrtletí a odpovídající rovnovážnou cenovou hladinou (P^*) kompatibilní s touto úrovní peněžní zásoby. Klíčové výhody tohoto přístupu spočívají ve spojení úrovní M a P , a ne pouze jejich temp růstu⁵, a ve využití dlouhodobých rovnovážných vztahů mezi těmito veličinami.

³ Demonstračí toho, že akumulované účinky politiky na peněžní zásobu se v konečném souhrnu odrazí v cenové hladině, model napovídá, že pokud nejsou v ekonomice nevyužité kapacity, růst peněžní zásoby ovlivní budoucí inflaci. Nebezpečím provádění stabilizační politiky zaměřené na stabilizaci reálné ekonomiky je to, že cenová hladina je pak determinována jako vedlejší produkt takové monetární politiky. P^* -model oproti tomu nabízí rámec, který zdůrazňuje dlouhodobou podstatu determinace cenové hladiny a ve kterém mohou být krátkodobé stabilizační zásahy hodnoceny a monitorovány ve smyslu jejich konzistentnosti s dlouhodobými cíly vývoje cenové hladiny. Pokud centrální banka např. stanovuje jako svůj cíl míru inflace, pak musí zvyšovat peněžní zásobu podle jednoduchého pravidla:

$$\Delta m = \Delta y^* - \Delta v^* + \pi^c,$$

kde π^c je cílová úroveň inflace.

⁴ Modelování inflace jako pohybu cenové hladiny P k rovnovážné cenové hladině P^* není samozřejmě novou záležitostí. Tento přístup je využíván u standardních makroekonomických modelů jako Phillipsova křivka (nebo krátkodobá křivka agregátní nabídky) doplněná o očekávání, u které je míra inflace determinována rozdílem mezi Y a Y^* a očekávanou mírou inflace π_t^e pro období t založené na informacích v období $t-1$:

$$\pi_t = \rho(y_t - y_t^*) + \pi_t^e$$

Rozdíl mezi P^* -modelem a Phillipsovou křivkou je zřejmý. Míra inflace daného období je u P^* založena na mezerách předcházejících období (zatímco u Phillipsovy křivky na důchodové mezeře aktuálního období) a druhý termín na pravé straně rovnice Phillipsových křivky, očekávaná míra inflace, obsahuje informace s budoucím výhledem (zatímco u P^* -modelu jsou tyto informace zbudovány v samotné koncepci P^*).

P*-model v malé otevřené ekonomice

Kool a Tatom [1994] rozšířili P*-model na případ malé země s pevným měnovým kurzem, ve kterém jedna země (např. Německo) funguje jako kotva systému a stanovuje svou monetární politiku relativně autonomně (tj. nezávisle na cílech malých zemí v systému). Velká země není přitom ovlivněna politikou malých zemí. Každá malá země naopak bere monetární politiku kotevní země jako danou a striktně uplatňuje závazek fixovat měnový kurz. Právě fixovanost měnového kurzu determinuje domácí rovnovážnou cenovou hladinu malé země jako:

$$P^{D*} = E \cdot P^{F*}/R^* \quad (7)$$

kde E je fixovaný nominální měnový kurz, R^* je rovnovážný reálný měnový kurz, P^{D*} je P^* malé domácí země a P^{F*} je P^* velké zahraniční země. S takto definovanou domácí cenovou hladinou musí být rovnováha na domácím peněžním trhu zajišťována přizpůsobováním domácí peněžní zásoby.

Kool a Tatom dospívají ve své analýze ke dvěma základním implikacím pro krátkodobou cenovou dynamiku malých zemí s pevným měnovým kurzem.

Za prvé, cenová hladina determinovaná v zahraničí by měla prostřednictvím omezení měnového kurzu ovlivňovat domácí inflaci. Tato *zahraniční cenová mezera (GAP^F)* může být definována jako:

$$GAP^F = (p^{D*} - p^D) = [(p^{F*} + e - r^*) - p^D] \quad (8)$$

Když domácí cenová hladina převýší zahraničně determinovanou rovnovážnou cenovou hladinu, vznikne tlak na pokles domácí inflace, a naopak. Míra tlaku na domácí inflaci a rychlosť přizpůsobení směrem k rovnováze závisí na míře arbitráže na trzích zboží a kapitálu a na stupni integrovatnosti ekonomik.

Za druhé, *domácí cenová mezera (GAP^D)* by měla ztrácat svůj význam, pokud je měnový kurz striktně fixován, neboť domácí peněžní zásoba se stává endogenní (mimo kontrolu centrální banky). Míra endogennosti bude přitom záviset na míře kapitálové mobility. Literatura o sterilizaci a kompenzujících kapitálových tocích říká, že malá země má do určité míry autonomii v určování peněžní zásoby v krátkém či středním období, pokud je kapitálová mobilita omezena [Frait 1996]. V tomto realistickém případě je cenová mezera určena jako vážený průměr domácí cenové mezery a zahraničně determinované cenové mezery:

$$GAP = (1 - w)(p^* - p^D) + w(p^{D*} - p^D) \quad (9)$$

přičemž $0 \leq w \leq 1$.

⁵ Modely, které spojují inflaci a tempa růstu peněžní zásoby M nebo rychlosti V , mají značné nedostatky, které spočívají ve značné volnosti časových náležitostí odhadu. Možnost volby časového horizontu pro výpočet tempa růstu a stanovení počtu zpoždění podle potřeby prognostika se promítá do odhadů, které nadhodnocují těsnost vztahu mezi tempem růstu peněžní zásoby a inflací. P*-model oproti tomu stanovuje pevný referenční bod, což je P^* , který bere do úvahy veškerá dřívější tempa růstu peněžní zásoby M .

Koncepcí „vážené“ cenové mezery lze použít jako výchozí bod konstrukce P^* -modelu pro Českou republiku, u které je možné předpokládat i v budoucnosti implicitní či explicitní vazbu měnového kurzu na DEM (resp. euro) a významnou závislost hospodářské politiky na politice Evropské unie. Pokud má malá otevřená země do určité míry zachovanou autonomii v určování peněžní zásoby v krátkém či středním období a pokud je kapitálová mobilita omezena, je cenová mezera dána jako vážený průměr domácí cenové mezery a zahraničně determinované cenové mezery. Výhoda „vážené“ cenové mezery jako indikátoru budoucího cenového vývoje spočívá v tom, že bere v úvahu reálné faktory (měřené mezerou reálného důchodu), monetární faktory (měřené mezerou rychlosti oběhu peněz) i zahraniční faktory (měřené zahraničně determinovanou složkou cenové mezery).

Rovnovážná cenová hladina není samozřejmě pozorovatelná a pro výpočet cenových mezer jsou potřebné hodnoty dlouhodobé rovnovážné úrovně reálného důchodu a rychlosti oběhu peněz. Zatímco potenciální důchod je běžně odhadován standardními technikami, koncepce rovnovážné rychlosti oběhu peněz je relativně nová a neprozoumaná. Obecně může být rovnovážná rychlosť oběhu peněz funkcí endogenních proměnných, jako je reálný důchod či úrokové sazby, a může také záviset na celkové struktuře finančního sektoru. Model vztahující dlouhodobou rychlosť oběhu peněz k takovým proměnným může být vhodný nejen k vysvětlení minulého vývoje, ale také k analýze budoucího vývoje rychlosť oběhu peněz. Z dosavadních analýz monetárního a cenového vývoje v ČR je ovšem zřejmé, že podstata vývoje rychlosť oběhu peněz je velkou neznámou.

Aplikace P^* -modelu narází na problém, že ve většině zemí rychlosť oběhu peněz vykazuje trend. To ovšem nemusí platit vždy. Pokud rychlosť oběhu peněz fluktuuje nahodile kolem konstantní hodnoty, platí že $V = V_K + \varepsilon$. Pokud je ε stacionární stochastický proces s nulovou střední hodnotou, lze zapsat rovnovážnou rychlosť oběhu peněz jako $V^* = V_K$. HPS [1991] vychází z toho, že toto platí v USA, kde je rychlosť oběhu agregátu M2 od Korejské války velmi stabilní. Při aplikaci v zemích, kde je rychlosť oběhu peněz nestacionární, může být problém řešen tím, že rychlosť oběhu peněz je modelována jako deterministický trend. Tak činí např. Tödter a Reimers [1994] při aplikaci P^* -modelu na Německo, kde rychlosť oběhu agregátu M3 vykazuje důchodově determinovaný klesající trend. Zkušenosti většiny zemí však ukazují, že logaritmí úrovní příslušných proměnných jsou většinou nestacionární. Proto není možné získat Y^* a V^* pomocí regrese s deterministickým trendem, nýbrž pomocí procedury vhodné k analýze stochastických trendů. Hoeller a Poret [1991] testovali P^* -model u 20 zemí OECD a k získání rovnovážných časových řad potenciálních důchodů a rovnovážných rychlosť oběhu peněz použili Hodrickův a Prescottův filtr, který umožňuje analýzu časových řad se stochastickými trendy. Později použili tento přístup i Kool a Tatom [1994], zatímco Groeneveld [1995] aplikoval Kalmanův filtr. Pro formulaci a testování P^* -modelu pro malou otevřenou ekonomiku s pevným měnovým kurzem je dále nutné pracovat také s veličinou rovnovážného reálného měnového kurzu. Ten může být získán buď na základě parity kupní síly, což by znamenalo, že je konstantní, nebo za použití určitého filtru za účelem získání rovnovážné složky reálného měnového kurzu⁶.

⁶ Pro ČR je předpoklad konstantního reálného měnového kurzu nerealistický, neboť lze očekávat trend postupného zhodnocování reálného kurzu v souladu s Ballasovým a Samuelsonovým modelem. Proto bude nutné použít pro získání rovnovážného reálného kurzu spíše druhý přístup.

P*-model pro ČR

Nyní můžeme přistoupit k definici a odhadu P^* -modelu pro českou ekonomiku. K tomu jsme použili dvě cenové mezery, které jsou oproti původní definici převráceny, tj. jsou počítány jako $(P - P^*)$. První je vlastní domácí cenová mezera (GAP_t^D). Ta je definována jako rozdíl mezery rychlosti oběhu peněz ($v - v^*$) a mezery reálného důchodu ($y - y^*$):

$$GAP_t^D = p_t - p_t^* = (v_t - v_t^*) - (y_t - y_t^*) \quad (10)$$

kde p je skutečná cenová hladina, p^* je rovnovážná cenová hladina, y je skutečný reálný důchod, y^* je rovnovážný reálný důchod, v je skutečná rychlosť oběhu peněz a v^* je rovnovážná rychlosť oběhu peněz (všechny proměnné jsou v logaritmickém tvaru).

Důležitým prvkem naší aplikace P^* -modelu je to, že za škálovou proměnnou poptávky po penězích nebyl zvolen hrubý domácí produkt, ale *domácí agregátní výdaje*, které obsahují import. Tuto úpravu doporučují také Kodera a Mandel [1996] nebo Sommer [1997⁷]. Použití domácích agregát-ních výdajů namísto hrubého domácího produktu znamená, že přebytečná nabídka peněz nevede v krátkém období pouze k růstu nominálního důchodu, ale i k růstu importu. Proto není rychlosť oběhu peněz měřena jako rychlosť důchodová, ale výdajová. V důsledku toho pak rychlosť oběhu peněz neklesá – což byla po několik let výmluva ČNB, jíž byla obhajována neschopnost ČNB uhlídat tempo růstu peněžní zásoby –, ale naopak spíše roste. Při konstrukci domácí cenové mezery byla použita kvartální data o vývoji indexu spotřebitelských cen⁸, nominálních a reálných domácích výdajů, peněžních agregátů $M1$ a $M2$ a jejich rychlosťí oběhu $V1$ a $V2$ za období IV/91–I/98. Vzhledem k tomu, že výsledky konečných odhadů inflační dynamiky pro $M1/V1$ a $M2/V2$ se zásadně nelišily, budeme dále uvádět pouze hodnoty pro $M2/V2$, které považujeme za věrohodnější. Proměnné, pro které je charakteristická sezonnost, byly sezonně upraveny multiplikativní metodou klouzavých průměrů.

Druhou použitou cenovou mezerou byla *zahraniční cenová mezera* (GAP_t^F); ta je dáná rozdílem skutečné cenové hladiny (p) a rovnovážné cenové hladiny (p^{DF*}) determinované změnami čistých zahraničních aktiv v měnové bázi, které jsou spojeny s explicitní či implicitní vazbou kurzu Kč na DEM. Zahraniční cenová mezera byla spočítána podle vzorce:

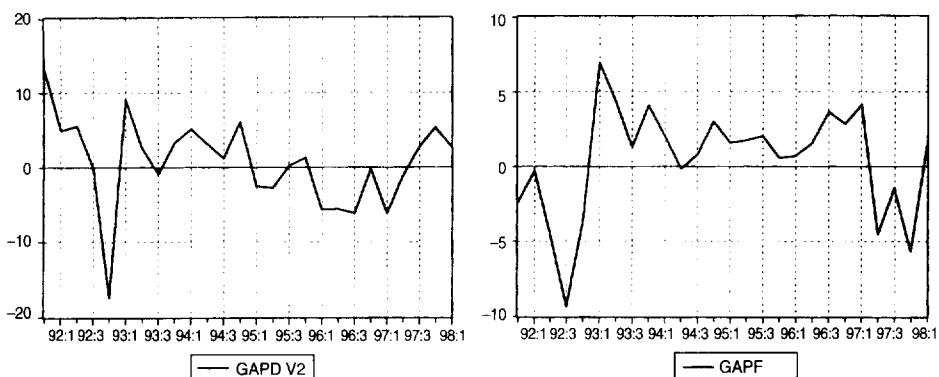
$$GAP_t^F = (p_t - p_t^{DF*}) = [(p_t) - (p_t^{F*} + e_t - r_t^*)] = [(p_t) - (m3_t^G + v3_t^{*G} - y_t^{*G} + e_t - r_t^*)] \quad (11)$$

kde p^{DF*} je rovnovážná cenová hladina determinovaná v zahraničí, p^F* je

⁷ Sommer uvádí, že mezi lety 1992 a 1996 vzrostl aggregát M2 o 96,3 %. Nominální HDP však vzrostl pouze o 78 %, což by svědčilo o poklesu rychlosti. Nominální domácí výdaje však vzrostly o 96,7 %. Autor dále pomocí kointegrační analýzy dokumentoval, že mezi M2 a domácími výdaji existuje dlouhodobý stabilní vztah.

⁸ Jako významný problém se jeví volba cenového indexu. Kvartální deflátor získaný dělením oficiálních nominálních a reálných důchodů či výdajů je velmi podezřelý, neboť má nízkou korelací s kvartální CPI-inflací a vykazuje navíc sezonnost. Proto jsme raději používali CPI, a to i při přepočtu reálných výdajů na nominální v souvislosti s výpočty rychlosti. Experimenty při odhadech konečné rovnice inflační dynamiky nás však přesvědčily o tom, že není příliš podstatné, jaký typ cenového deflátoru je při výpočtu rychlosti zvolen.

GRAF 1 Domácí a zahraniční cenová mezera (v %)



rovnovážná zahraniční (německá) cenová hladina, e je nominální kurz a r^* je rovnovážný reálný kurz. Při konstrukci zahraniční cenové mezery byla použita data o vývoji českého CPI, německého nominálního a reálného důchodu Y^G , německého peněžního agregátu $M3^G$, rychlosti jeho oběhu $V3^G$, nominálního a reálného kurzu CZK/DEM vypočítaného podle vývoje českého a německého CPI.

Pokud jde o náležitosti použitych časových řad ($y, v1, v2, e, r, y^G, v3^G, p$)⁹, podle předpokladů byly logaritmy jejich úrovní podle ADF-testů nestacionární, zatímco první diference stacionární. Vzhledem k nestacionaritě byly rovnovážné hodnoty příslušných časových řad ($y, v1, v2, r, y^G, v3^G$) získány pomocí Hodrickova a Prescottova filtru¹⁰ s použitím „zabudované“ hodnoty vyhlazovacího parametru (1600)¹¹. Vypočítané hodnoty domácích cenových mezer (pro $v1$ a $v2$) i zahraniční cenové mezery byly stacionární – viz graf 1.

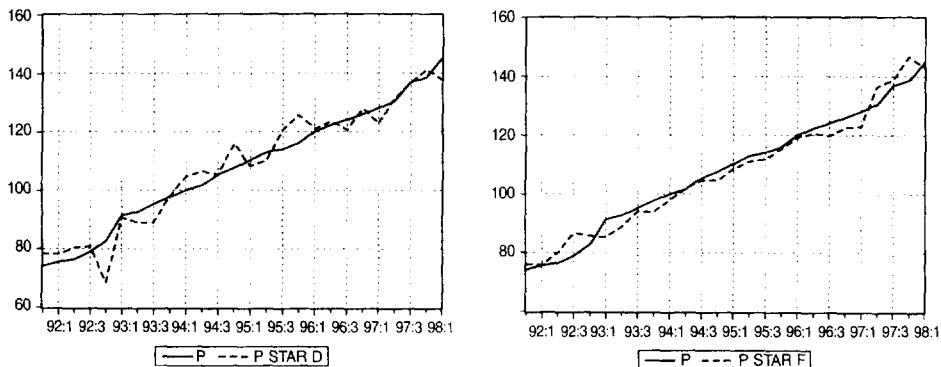
Před provedením odhadů rovnic dynamiky čtvrtletní inflace bylo nutné rozhodnout, zda odhadovat rovnici pro úroveň míry inflace nebo pro změnu míry inflace (což je běžnejší případ). Vzhledem k tomu, že míra inflace se jeví jako stacionární (i když pouze na 5% hladině významnosti), bylo by možné odhadovat rovnici i pro míru inflace. Horší statistická významnost těchto odhadů nám však potvrdila, že vhodnější je standardně odhadovat

⁹ Pro přesnost výkladu připomínáme, že pro ČR značí y hrubé domácí výdaje, zatímco pro Německo hrubý domácí produkt.

¹⁰ Pokud bychom rovnovážné hodnoty Y a V získali jako střední hodnoty regrese s deterministickým trendem, dostali bychom nestacionární cenové mezery, které by byly v rozporu s hlavním předpokladem modelu, tj. že odchylky P od P^* jsou pouze dočasně.

¹¹ Aproximace rovnovážných hodnot stochastickými trendy je samozřejmě problematická, neboť může vést k vychýleným odhadům. Tato technika se však stala v posledních letech mezi empirickými ekonomy velmi oblíbenou a ukazuje se, že v mnoha případech jsou získané trendy dobrou approximací rovnovážného vývoje. Domníváme se, že filtrováním domácích výdajů získáme relevantní trendovou složku, aniž přitom budeme aspirovat na získání odhadu „potenciálního HDP“. Uznáváme, že použití filtru je v určitých ohledech problematické, nicméně při existující datové základně jde prakticky o jediný možný (a tudíž i nejlepší) přístup. Pokud by měl být prezentovaný model použit pro odhady budoucích inflačních tlaků mimo vzorek, pak by ovšem musel být H - P -filtr nahrazen jinou technikou.

GRAF 2 Vývoj skutečné, domácí rovnovážné a „zahraniční“ rovnovážné cenové hladiny



rovnici pro změny míry inflace. U většiny odhadů jsme přidali dummy proměnnou (0, 1) pro významné skoky cenové hladiny spojené s úpravami daní a regulovaných cen. Její přidání zlepšuje významnost odhadu (viz tabulka 1), komplikuje však prognostickou použitelnost takto získaných koeficientů. Vzhledem k důležitosti změn regulovaných cen pro českou čtvrtletní inflaci v analyzovaném časovém období však nelze jiný přístup prakticky použít. Vhodnou alternativou by bylo použití takového měřítka inflace, které cenové „deregulace“ neobsahuje (např. čisté inflace). Dostatečně dlouhou časovou řadu (od r. 1991) však bohužel zatím k dispozici nemáme.

Na základě výše definovaných náležitostí byl odhadován P^* -model pro změnu míry inflace ($\Delta \pi_t$) ve třech různých tvarech jako omezená forma EC (error correction)-modelu:

$$\Delta \pi_t = a_0 + a_1 (GAP^D)_{t-1} + \sum_{j=1}^4 a_j \Delta \pi_{t-j} \quad (12)$$

$$\Delta \pi_t = b_0 + b_1 (GAP^F)_{t-1} + \sum_{j=1}^4 b_j \Delta \pi_{t-j} \quad (13)$$

$$\Delta \pi_t = c_0 + c_1 (GAP^D)_{t-1} + c_2 (GAP^F)_{t-1} + \sum_{j=1}^4 c_j \Delta \pi_{t-j} \quad (14)$$

Hodnota koeficientů u obou mezer by měla být negativní, neboť kladná mezera cenové hladiny ($p - p^*$) v předcházejícím období by se měla odrazit v poklesu míry inflace v dalším období. Negativní by měly být rovněž koeficienty u zpožděně změny míry inflace – viz graf 2.

Odhady P^* -modelu pro ČR v období IV/91-I/98 (tabulka 1) jsou navzdory nízkému počtu pozorování překvapivě příznivé. Vzhledem ke statistické významnosti negativního koeficientu u cenových mezer není model zamítnut, přičemž po spojení obou mezer se vypořádací schopnost modelu zlepšuje. Negativní koeficienty u cenových mezer i u zpožděných změn míry inflace a jejich trvalý pokles naznačují, že model se skutečně vráci k rovnováze. Za problematické aspekty odhadu lze považovat vysokou směrodatnou chybu odhadu a možnou autokorelaci reziduí. To však lze s ohledem na krátkost

TABULKA 1 Výsledky odhadu P^* -modelu pro ČR

	GAP_{t-1}^D	GAP_{t-1}^F	$\Delta\pi_{t-1}$	$\Delta\pi_{t-2}$	$\Delta\pi_{t-3}$	$\Delta\pi_{t-4}$	dummy	$R^2adj.$	S.E.R.	D.W.
12a	-0,23 (-2,78)**	xxx	-0,72 (-3,68)*	-0,36 (-1,58)	-0,34 (-1,45)	-0,21 (-1,11)	xxx	0,43	2,13	1,59
12b	-0,17 (-2,61)**	xxx	-0,74 (-4,91)*	-0,47 (-2,62)**	-0,38 (-2,09)	-0,20 (-1,36)	3,13 (3,63)***	0,66	1,65	1,05
13a	xxx	-0,43 (-4,34)*	-0,72 (-4,36)*	-0,36 (-1,88)***	-0,34 (-1,76)***	-0,13 (-0,82)	xxx	0,61	1,79	2,29
13b	xxx	-0,32 (-3,74)*	-0,74 (-5,54)*	-0,45 (-2,86)**	-0,37 (-2,36)**	-0,14 (-1,09)	2,56 (9,16)*	0,74	1,45	1,93
14a	-0,19 (-3,68)*	-0,39 (-5,17)*	-0,74 (-5,87)*	-0,34 (-2,30)**	-0,34 (-2,25)**	-0,17 (-1,39)	xxx	0,77	1,37	2,13
14b	-0,16 (-3,85)*	-0,32 (-4,91)*	-0,75 (-7,60)*	-0,41 (-3,53)*	-0,36 (-3,08)**	-0,17 (-1,78)***	2,05 (3,41)*	0,86	1,08	1,69

poznámky: Metodou odhadu je OLS. Závisle proměnnou je čtvrtletní neannualizovaná míra inflace v %.

* 1% hladina významnosti

** 5% hladina významnosti

*** 10% hladina významnosti

V závorkách jsou t -statistiky.

a nízkou kvalitu časových řad akceptovat. Za mírný „důkaz“ toho, že model by mohl být použit i pro krátkodobé prognózování inflace v ČR, lze považovat např. úroveň cenových mezer v 1. čtvrtletí roku 1998. Obě cenové mezery byly pozitivní (viz oba dva grafy), což by mělo indikovat pokles inflačních tlaků v dalších čtvrtletích. K tomu pak skutečně došlo.

Za reprezentativní odhad můžeme považovat rovnici (14b) v posledním rádku. Výsledek lze interpretovat tak, že pozitivní domácí cenová mezera ve výši 1 % vede v dalším čtvrtletí k poklesu přírůstku inflace o 0,16 % a pozitivní zahraniční cenová mezera ve výši 1 % k poklesu přírůstku inflace o 0,32 %. Z toho vyplývá, že zahraniční cenová mezera hráje v ČR významnější roli než mezera domácí.¹² To není v rozporu s teoretickými předpoklady modelu, neboť vazba kurzu Kč na DEM byla ve sledovaném období velmi silná (a nadále silná zůstává).

Závěr

Cílem tohoto příspěvku bylo představit P^* -model jako nástroj k identifikaci inflačních tlaků a aplikovat ho na ČR pro období 1991–1998. Domníváme se, že tento model by mohl být použit jako jeden z indikátorů inflačních tlaků v režimu cílování inflace. Zahraniční cenová mezera by také mohla sloužit jako varovný signál potenciálního inflačního rizika, které je často přehlíženo. Jsme si vědomi toho, že prezentovaný odhad P^* -modelu obsahuje několik problémových míst, která souvisejí s datovou základnou, se získáváním rovnovážných hodnot reálného důchodu, rychlosti oběhu peněz a reálného kurzu filtrováním a s použitým ekonometrickým přístupem.

¹² Obdobné výsledky vykazují také studie pro malé otevřené ekonomiky v Evropě. Groeneveld [1995] např. ukázal, že zahraniční („evropská“) cenová mezera je signifikantní pro objasnění inflačních tlaků v Rakousku, přičemž vliv domácí cenovémezery v čase klesá.

Myslíme si však, že vzhledem k cílům práce jsou použité postupy adekvátní a většinou i jediné možné vzhledem k nutnosti aplikovat krátké časové řady na model s dlouhodobými charakteristikami.

Provedený odhad modelu nám s jistou dávkou opatrnosti umožňuje vyslovit několik závěrů. Především můžeme konstatovat, že dynamika inflace v ČR se do značné míry vyvíjí v souladu s předpoklady P^* -modelu: inflace v běžném období má tendenci uzavírat cenovou mezeru (tj. mezeru mezi skutečnou a rovnovážnou cenovou hladinou) z předcházejícího období. Jako významnější se jeví zahraniční složka cenové mezery oproti její domácí složce. Tento výsledek podporuje hypotézu, že rovnovážná cenová hladina v ČR je výrazně ovlivňována německou monetární politikou prostřednictvím explicitní či implicitní vazby měnového kurzu Kč na DEM.¹³ Domácí cenová hladina se zároveň přizpůsobuje své střednědobé až dlouhodobé trendové hodnotě pozvolna, což dokládá, že v krátkém období může mít monetární politika ČNB významný vliv na domácí ekonomickou aktivitu. Výsledky také potvrzují závěry studií jiných autorů, podle nichž v ČR dominuje namísto vazby mezi penězi a nominálním produktem spíše vazba mezi penězi a nominálními domácími výdaji. Inflace v ČR je přesto převážně peněžním jevem, tj. odráží nesoulad mezi vývojem nabídky peněz a poptávky po nich. To také znamená, že argumenty proti cílování peněžní zásoby, které byly uváděny při přechodu na cílování inflace na počátku roku 1998, byly do značné míry nepodložené.

¹³ Značnou komplikací při aplikaci P^* -modelu na ČR je změna kurzového režimu v roce 1997, která může vytvářet strukturální zlom. Po přechodu k floatingu by se měla zvýšit váha domácí cenové mezery na úkor zahraniční cenové mezery. Vzhledem ke krátkosti časových řad a k potřebě udržet model v co nejjednodušší formě jsme se rozhodli tuto skutečnost ignorovat. Vyšli jsme intuitivně z toho, že i v období floatingu byla „silná“ koruna jedním z důležitých cílů autorit, i když oficiální rétorika byla odlišná. V budoucích aplikacích bude nutné tento problém „osetřit“, provést testy stability koeficientů a upravit příslušným způsobem ekonometrickou specifikaci modelu.

LITERATURA

- ATTA-MENSAH, J.: A Modified P^* Model of Inflation Based on M1. Bank of Canada Working Paper 96-15, 1996.
- FRAIT, J.: Autonomie monetární politiky a monetární přístup k platební bilanci (aplikace na ČR v letech 1992-1995). Finance a úvěr, 46, 1996, č. 5.
- GROENEVELD, H.: Monetary Spill-Over Effects in the ERM: the Case of Austria, a Former Shadow Member. Oesterreichische Nationalbank Working Paper, 1995, č. 20.
- GUBA, M. – STILLER, V. – ARLT, J.: Vztah mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem inflace v l. 1993-96. Finance a úvěr, 47, 1997, č. 3 a 4.
- HALLMAN, J. – PORTER, R. – SMALL, D.: M2 per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level. Staff Study, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C., 1989, č. 157.
- HALLMAN, J. – PORTER, R. – SMALL, D.: Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run? American Economic Review, September 1991.
- HOELLER, P. – PORET, P.: Is P-Star a Good Indicator of Inflationary Pressures in OECD Countries? OECD Economic Studies, Autumn 1991, č. 17.
- KODERA, J. – MANDEL, M.: Stabilita a nestabilita monetárního vyrovnávacího procesu obchodní bilance. In: Varadzin, F. - Frait, J. (eds.): Platební bilance. Teoretické a aktuální problémy v 90. letech. Ostrava, Ekonomická fakulta VŠB-TU, 1996.

KOOL, C. – TATOM, J.: The P-Star Model in Five Small Economies. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 1994, č. 3.

SOMMER, M.: Vazba mezi peněžní zásobou, agregátní nabídkou a nominálním hrubým domácím produktem ČR v letech 1992–1996. Bankovnictví, 1997, č. 16.

TATOM, J.: The P-Star Approach to the Link between Money and Prices. Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 90-008, 1990.

TÖDTER, K. H. – REIMERS, H. E.: P-Star as a Link between Money and Prices in Germany. Weltwirtschaftliches Archiv, 1994, č. 2.

SUMMARY

P-Star-Model-Based Analysis of Inflation Dynamics in the Czech Republic

Jan FRAIT – Faculty of Economics, Technical University of Ostrava

Luboš KOMÁREK – Czech National Bank, Prague

Lumír KULHÁNEK – School of Business Administration, Silesian University, Karviná

This paper presents a version of the P-Star model of inflation dynamics for a small open economy and applies it to the Czech economy for the period of 1991–1998. The first part describes the birth of the model and its development, the second presents a basis version of the model, and the third gives an extended version for a small economy with a fixed exchange rate. The final section estimates the extended version using the data for the Czech Republic.

The results of the estimates suggest that Czech inflation evolves in line with a P-star-model logic. Inflation in the current period changes to close the price gap, i. e. the gap between actual and equilibrium price level. The foreign component of the price gap seems more important than the domestic component, which supports the hypothesis that the equilibrium price level in the Czech Republic is to a large extent determined by the German monetary policy via the explicit or implicit peg of the Czech koruna to the DEM. The overall results show that inflation in the Czech Republic is primarily a monetary phenomenon.