

# SYSTEMATICKÁ SLOŽKA MĚNOVÉ POLITIKY ČNB V REŽIMU CÍLOVÁNÍ INFLACE

David NAVRÁTIL, Česká národní banka, Praha

---

## 1. Úvod

Významným prvkem režimu inflačního cílování je ovlivnění a ukotvení očekávání o budoucím ekonomickém vývoji. Kýženému cíli významně přispívá, jestliže je měnová politika transparentní, predikovatelná a kredibilní (viz Bernhardsen, Kloster, 2002). Pod pojmem transparentnost rozumíme, že centrální banka (CB) otevřeně komunikuje svou představu o budoucím ekonomickém vývoji a své rozhodovací schéma. Měnová politika je predikovatelná, jestliže měnověpolitická rozhodnutí ekonomičtí agenti obecně očekávají, tj. znají rozhodovací schéma centrální banky, a je kredibilní, jestliže ekonomičtí agenti věří, že inflace bude v určitém časovém horizontu v souladu s inflačním cílem, tj. dané rozhodovací schéma je v souladu s cíli centrální banky.

Důležitou roli v úspěšnosti měnové politiky proto plní znalost rozhodovacího schématu jednotlivými ekonomickými agenty, které představuje systematické chování CB. Aproximace rozhodovacího schématu plní taktéž důležitou funkci v prognózách samotné centrální banky, protože budoucí chování CB jako jednoho ze subjektů ekonomiky je modelováno a odhadováno.

Rozhodovací schéma CB lze aproximovat pomocí konceptu měnověpolitického pravidla: ten předpokládá, že významná část změn měnověpolitických úrokových sazeb je založena na systematické odezvě tvůrců měnové politiky na (očekávaný) ekonomický vývoj. Cílem statí je extrahovat z měnověpolitických rozhodnutí o nastavení úrokových sazeb její systematickou část a odhadnout měnověpolitické pravidlo.

Obecně lze specifikaci měnověpolitického pravidla provádět na základě dvou možných přístupů: pozitivního a normativního. V rámci *pozitivního přístupu* je hledána taková specifikace a kalibrace měnověpolitického pravidla, která nejlépe popisuje, jak se CB chovala v minulosti, čili vysvětluje minulou trajektorii úrokových sazeb. V případě *normativního přístupu* je hledána taková specifikace a kalibrace pravidla, která zaručuje naplnění určitých předem stanovených měnověpolitických cílů. Příkladem může být dosahování inflačního cíle v určitém horizontu apod. Ve statí budu aplikovat přístup pozitivní a chci odhadnout měnověpolitické pravidlo ČNB v režimu inflačního cílování.

Příspěvek je koncipován takto: ve druhé části bude definována systematická a nesystematická složka měnové politiky a budou uvedeny možné důvody nesystematické reakce, které ukazují, že odhadnuté měnověpolitické pravidlo a samotné

---

\*) Poděkování patří Viktoru Kotlánovi a Matoušovi Červenkovi za poznámky k dřívějším verzím příspěvku a Hynku Hřebíčkovi za pomoc s modelovými simulacemi. Názory a stanoviska zde uvedená jsou názory mémi a nemusejí se shodovat s názory ČNB.

měnověpolitické rozhodování nelze chápat jako "automat" pro nastavování měnověpolitických úrokových sazeb. Ve třetí části jsou představeny možnosti odhadu systematické složky měnové politiky a odhady jsou aplikovány pro zobecněnou metodu momentů. Ve čtvrté části jsou provedeny historické simulace pro ověření predikčních vlastností odhadnutých specifikací měnověpolitických pravidel. Pátá část shrnuje hlavní závěry.

## 2. Definice systematické a nesystematické složky měnové politiky

Významná část změn měnověpolitických úrokových sazeb je založena na systematické odezvě tvůrců měnové politiky na (očekávaný) ekonomický vývoj. Systematickou složku lze charakterizovat pomocí konceptu měnověpolitického pravidla. Např. v režimu inflačního cílování je systematickou odezvou CB zvýšení úrokových sazeb v reakci na očekávanou kladnou odchylku inflace od inflačního cíle (tzv. inflační mezeru).

V realitě však ne všechny změny měnově politických úrokových sazeb odpovídají systematické reakci CB na vývoj aktuálního a očekávaného stavu ekonomiky. Část změn sazeb, kterou nelze vysvětlit pomocí měnověpolitického pravidla, nazýváme *nesystematickou složkou* měnové politiky (viz např. Christiano, Eichenbaum, Evans, 1998). Jednotlivé složky měnové politiky můžeme zapsat pomocí jednoduché rovnice

$$ir_t = f(i_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde  $f(i_t)$  představuje systematickou odezvu CB a  $\varepsilon_t$  zachycuje nesystematickou složku měnové politiky. Jaké jsou příčiny nesystematické měnové politiky, tedy generování tzv. měnověpolitického šoku?

Za prvé,  $\varepsilon_t$  odráží přechodné exogenní šoky v preferencích měnové autority prostřednictvím stochastických změn ve váhách cílovaných proměnných v měnověpolitickém pravidle.<sup>1)</sup> V případě režimu striktního inflačního cílování je ve ztrátové funkci (která formalizuje preference CB) váha na inflační mezeru jednotková a na ostatní proměnné nulová. Při změně preferencí CB dojde ke změně vah, v tomto případě se sníží váha na inflační mezeru a jiné proměnné či faktory získají nenulovou váhu,<sup>2)</sup> což se odrazí ve změně měnověpolitického pravidla, tj. ve změně koeficientů, případně změně specifikace. K podobným změnám pravidla může docházet i při stochastické změně transmisního mechanismu či představy o něm. Důvodem takto vzniklých měnověpolitických šoků je snaha reagovat na aktuální a budoucí vývoj ekonomiky jiným než obvyklým způsobem, což reflektuje skutečnost, že měnovou politiku nelze považovat za „automat“. Je nutné ovšem odlišovat stochastické, tj. krátkodobé změny v měnověpolitickém pravidle od strukturálních, tj. dlouhodobých či trvalých změn měnověpolitického pravidla (viz např. Judd, Rudebusch, 1998).

Druhým zdrojem exogenních změn měnové politiky může být skutečnost, že se centrální banka chce vyhnout nákladům plynoucím z nenaplnění očekávání ekonomických agentů (viz Ball, 1998; Chari, Christiano a Eichenbaum, 1998). Snaha vyhnout se těmto nákladům vede CB k nesystematické měnové politice a tudíž k sebenaplnění očekávání agentů a tendenci vytváření exogenních ekonomických

1) Jedním ze zdrojů změn preferencí mohou být také personální změny ve složení bankovní rady (viz dále).

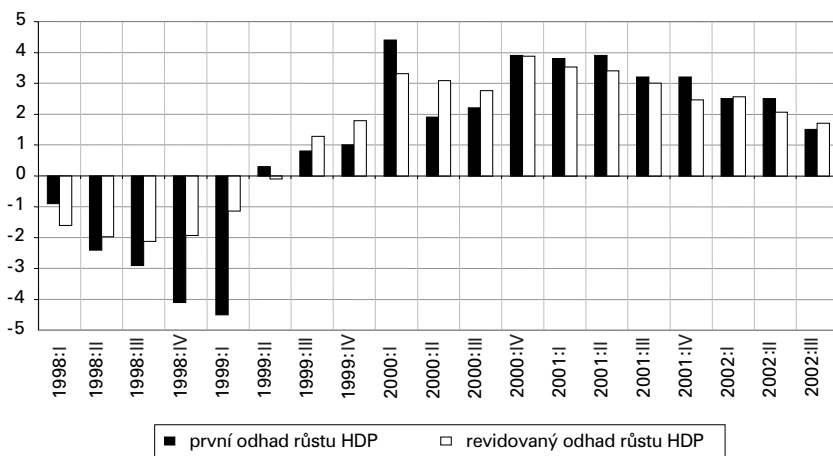
2) Např. růst ekonomiky, měnový kurz, obchodní bilance, stabilita bankovního sektoru atd.

šoků.<sup>3)</sup> Vznik těchto typů šoků je spojen s nedostatečnou kredibilitou či nevhodnou komunikací CB a její měnové politiky, neboť v opačném případě je zajištěna shoda systematické měnové politiky s očekáváními ekonomických agentů (viz Kotlán, Navrátil, 2003).

Třetím důležitým zdrojem měnověpolitických šoků je problém extrakce signálů z neúplných, nově příchozích a nerevidovaných dat. CB má v době rozhodnutí o nastavení měnověpolitických úrokových sazeb data, která jsou nepřesným měřením nebo odhadem skutečnosti, a jsou později revidována (viz Bernanke, Mihov, 1995; Orphanides, 1997; Qvigstad, 2001). V našem přístupu se tento problém týká především hrubého domácího produktu (HDP) a tudíž odhadu mezery výstupu.<sup>4)</sup> Graf 1 ukazuje první odhady růstu HDP publikované ČSÚ pro jednotlivá čtvrtletí a jejich revidované hodnoty z dubna 2003. Vzhledem ke krátkosti časových řad nelze při analýzách v dalších částech textu použít nerevidovaná data. Proto je měnová politika analyzována na základě revidovaných dat, a je tedy nutné tento aspekt brát v úvahu při ex-post interpretaci odhadnuté nesystematické složky měnové politiky.

Graf 1

**První odhady meziročního růstu hrubého domácího produktu v % pro jednotlivá čtvrtletí a jejich revidované hodnoty (revize z dubna 2003)**



### 3. Možnosti odhadu systematické složky měnové politiky a její empirická identifikace v ČR

Možností identifikace systematické a nesystematické složky měnové politiky je několik, např. systematické sledování zápisů bankovní rady (blíže viz Friedman, Schwarz, 1963; Boschen, Mills, 1991; Romer, Romer, 1989), ekonometrický odhad systematické (měnověpolitické pravidlo) nebo nesystematické měnové politiky (především VAR modely – viz např. Christiano, Eichenbaum, Evans, 1994, 1998; Giannone, Reichlin, Sala, 2002), aplikace predikčního modelu CB (viz např.

3) S tímto chováním je spojeno riziko tzv. „pasti očekávání“ (viz Mishkin, 2002; Chari et al., 1998).

4) Mezera výstupu je v případě použití Kalmanova filtru méně citlivá na revize (viz Pruteanu, 2003).

Goodhart, 2001; Svensson, 2001) apod. Předmětem této části je představit možnosti ekonometrického odhadu měnověpolitického pravidla a vhodnou metodou odhadnout pravidlo pro ČR.

První možností odhadu měnověpolitického pravidla je kvantifikace závislosti současných úrokových sazeb na skutečné inflaci, resp. její odchylky od příslušného inflačního cíle:

$$ir_t = f(i_{t-k}, \pi_t^T), \quad (2)$$

kde  $ir$  představuje nominální úrokové sazby,  $\pi$  inflaci a  $\pi^T$  inflační cíl.

Tento způsob odhadu pomocí klasické metody OLS (metoda nejmenších čtverců) je ovšem spojen s tzv. Karekenovou-Solowovou kritikou (1963). Ta spočívá v následující úvaze: CB mění úrokové sazby proto, aby eliminovala šoky, které vychylují inflaci mimo inflační cíl. V případě, že je CB v tomto snažení úspěšná, potom jediné, co budeme v datech pozorovat, jsou fluktuace úrokových sazeb a stabilní inflace na úrovni inflačního cíle. Proto nelze z ex-post korelace mezi inflací a úrokovými sazbami (zpožděnými oproti inflaci) odvozovat chování CB.

Druhým způsobem odhadu pravidla je kvantifikace závislosti úrokových sazeb na projekci inflace, která předpokládá určitou trajektorii úrokových sazeb. Speciálním případem takové projekce je „podmíněná“ prognóza inflace, která předpokládá konstantní nastavení úrokových sazeb. V tomto případě je odhadována rovnice (3), ve které figuruje projekce inflace založená na předpokladu konstantních sazeb (projekce je podmíněná předpokladem  $ir_{t+g} = ir_{t-1}$  pro  $g = \{1, 2, 3, \dots\}$ ). CB porovnáním této podmíněné prognózy s cílem zjistí, jaká by byla inflační meze-  
ra v případě neměnných úrokových sazeb a se znalostí transmisního mechanismu nastaví úrokové sazby tak, aby v horizontu měnové politiky došlo k jejímu uzavře-  
ní:

$$ir_t = f(E_t(\pi_{t+k}), \pi_t^T / ir_{t-g}, ir_{t-1}; g=0, 1, 2, \dots), \quad (3)$$

kde  $E_t$  představuje operátor pro očekávání založené na informacích v čase  $t$ .

Třetím způsobem, jak ekonometricky odhadnout měnověpolitické pravidlo, je kvantifikace závislosti úrokových sazeb na současných a minulých datech (tzv. outcome-based rule). S určitou mírou zjednodušení můžeme říci, že všechny projekce vycházejí ze současných a minulých dat.<sup>5)</sup> Potom se lze pokusit odhadnout měnové pravidlo přímo na základě dat dostupných v čase tvorby rozhodnutí o nastavení měnověpolitických úrokových sazeb bez explicitní znalosti mechanismu vzniku projekce, ale pouze na základě znalosti relevantních informací do ni vstupujících. V rovnici (4) je  $\pi_t$  vektor proměnných dostupných v čase  $t$ , které jsou použity při tvorbě projekce:

$$ir_t = f(\pi_t), \quad (4)$$

V této části bude použita pro odhad měnověpolitického pravidla zobecněná metoda momentů (GMM – generalized methods of moments), která je určitou kombinací prvního a druhého způsobu a zároveň eliminuje jejich hlavní nedostatky. V případě prvního způsobu jde o problém vychýlení odhadů a v případě druhého způsobu o chybějící článek, který by zachytil explicitně transmisní mechanismus a způsob tvorby projekce inflace. Pomocí této metody lze odhadnout vpředhledící měnověpolitické pravidlo na ex-post datech bez znalosti explicitní projekce cílovaných proměnných (viz Favero, 2001).

5) Nezanedbatelnou informací vcházející do prognózy je expertní názor, který ovšem z definice nelze systematicky zachytit.

Odhad vychází z předpokladu, že CB využívá informace dostupné v čase  $t$  ( $\cdot$ ), pro tvorbu projekce vektoru cílovaných proměnných ( $E_t x_{t+1}$ ). Na základě těchto projekcí, resp. jejich odchylek od cílovaných proměnných, nastavuje CB své nástroje ( $ir_t$ ). Pro nevyhýlenost odhadů, a tudíž pro nenaplnění Karekenovy-Solowovy kritiky, musí platit podmínka nezávislosti mezi rezidui ( $u_t$ ) odhadnuté funkce a vektorem instrumentů ( $\cdot$ ), které aproximují informace, na jejichž základě CB tvoří své projekce:

$$E(u_t \cdot) = 0$$

Pro  $j$  instrumentů je tak definováno  $j$  ortogonalizačních podmínek. V situaci, kdy počet instrumentů je větší než počet odhadovaných koeficientů ( $k$ ), produkuje systém  $j$  rovnic pro  $k < j$  proměnných a nastává problém přeidentifikace. Systém má v tomto případě řešení, pokud je splněno omezení přeidentifikace, neboli jestliže lze pomocí lineárních kombinací snížit počet ortogonalizačních podmínek na  $k$ . Splnění této podmínky je vzhledem k riziku přeidentifikace ( $k < j$ ) testováno (podrobnější popis metody viz Favero, 2001; nedostatky viz Florens et al., 2000).

Při specifikaci vpředhledícího měnověpolitického pravidla vycházím z Clarida et al. (1998):

$$ir_t = ir_{t-1} (1 - \gamma) + \gamma (E_t x_{t+1} - x_t) \quad (5)$$

Proměnná  $ir$  je úroková sazba,  $ir$  politicky neutrální úroková sazba, meziroční inflace,  $\pi$  inflační cíl a  $(y_t - y_t)$  je mezera výstupu. Politicky neutrální úrokovou sazbu definujeme jako součet rovnovážné reálné sazby a inflačních očekávání agentů ( $ir = r_t + E_t^M \pi_{t+1}$ ) a předpokládáme, že jejich inflační očekávání se řídí podle pravidla  $E_t^M \pi_{t+1} = \gamma (y_t - y_t)$  (dominantní podíl vzadhladících agentů). V případě CB předpokládáme pouze vpředhledící inflační očekávání ( $E_t \pi_{t+1}$ ). Potom lze měnověpolitické pravidlo přepsat do tvaru:

$$ir_t = ir_{t-1} (1 - \gamma) + \gamma (r_t + E_t \pi_{t+1} - r_{t-1}) \quad (6)$$

Pravá strana rovnice říká, že jestliže by se inflace měla za rok dostat nad inflační cíl, potom CB za jinak nezměněných podmínek zvýší své měnověpolitické sazby.<sup>6)</sup> Změnou úrokových sazeb, za jinak nezměněných podmínek, bude CB reagovat i na současný nerovnovážný vývoj výstupu měřený mezerou výstupu. První člen na pravé straně rovnice zachycuje empiricky pozorované vyhlazování úrokových sazeb. Tato měnověpolitická strnulost pramení z nejistoty ohledně znalosti struktury ekonomiky a budoucího vývoje, (ne)přesnosti dostupných informací, snahy ovlivnit dlouhodobé úrokové sazby a inflační očekávání,<sup>7)</sup> vnitřní struktury ekonomiky atd. (viz např. Orphanides, 1997; Ball, 2000; Rudebusch, 2001; Svensson, 2002; Brainard, 1967). Parametr  $\gamma$  zachycuje vyhlazování sazeb a nabývá hodnoty z intervalu  $(0, 1)$ ,  $\gamma$  váhu inflační mezery a  $\gamma$  váhu mezery výstupu. Parametr

6) Zároveň růst inflačních očekávání povede ke zvýšení politicky neutrální úrokové sazby a tudíž k dalšímu zvýšení úrokové sazby. Tím je podpořen tzv. Taylorův princip, kdy podmínkou stabilizace inflace je vyšší reakce úrokových sazeb na inflaci než 1:1.

7) Z teorií popisujících časovou strukturu úrokových sazeb vyplývá, že dlouhodobé úrokové sazby jsou závislé na očekávaných krátkodobých úrokových sazbách. Pro ovlivnění dlouhodobých úrokových sazeb je proto nutné, aby krátkodobé sazby nevykazovaly nadměrnou fluktuaci a reverzní pohyby, a proto byly částečně „historicky závislé“. Prostřednictvím změn měnověpolitických úrokových sazeb jsou ovlivňována i inflační očekávání. Tento kanál je závislý na kredibilitě CB, kterou snižuje nadměrná fluktace úrokových sazeb, a proto i zde je nutná částečná „historická závislost“. Vztah mezi mírou „historické závislosti“ a způsobem tvorby očekávání řeší např. Laitemo (2002).

a  $y_t$  nabývají kladných hodnot. Tato obecná specifikace umožňuje testovat významnost dalších proměnných v měnověpolitickém pravidle jejich zařazením do odhadovaného pravidla.

Empirická analýza bude provedena na měsíčních a čtvrtletních datech za období leden 1998 – září 2002, neboť v předchozím období byl uplatňován jiný režim měnové politiky, se kterým bylo spojeno jiné chování CB. Specifikace modelů je založena na předpokladu lineárního přístupu k transmisnímu mechanismu a měnové politice, tzn. že pravidlo aproximuje chování CB nezávisle na úrovni parametrů ekonomiky, resp. výši inflace. Dále budeme předpokládat, že CB pracuje s indexem spotřebitelských cen jako s homogenním agregátem, není tedy zaveden předpoklad rozdílné odezvy na vývoj dílčích cenových indexů.

Měnověpolitický instrument bude reprezentován tříměsíční úrokovou sazbou mezibankovního trhu (3M PRIBOR). Tato sazba je vybrána vzhledem k tomu, že v prognostickém aparátu ČNB (viz Coats et al., 2003) aproximuje měnověpolitickou 2W repo sazbu. Jejich vzájemný vztah ukazuje graf 2. Navíc 2W repo sazba je diskrétní proměnná, a tudíž ji nelze použít v případě metody GMM na rozdíl od sazby mezibankovního trhu, která je spojitá proměnná. Mezera výstupu ČR ( $y_t - y_t^*$ ) je vypočítána pomocí strukturalního vícerozměrného Kalmanova filtru a mezera reálného efektivního kurzu pomocí Hodrickova-Prescottova filtru.<sup>8)</sup> Inflační cíl pro celkovou inflaci byl dopočítán pro období cílování čisté inflace interpolací cíle v čisté inflaci do jednotlivých měsíců a přičtením 2 procentních bodů, které aproximují předpokládaný příspěvek regulovaných cen a nepřímých daní.<sup>9)</sup> Tuto trajektorii inflačního cíle jsem následně upravil (snížil) tak, aby plynule navazovala na cíl v celkové inflaci. Výsledná trajektorie je tudíž nižší než by implikoval střed cílených intervalů po přičtení předpokládaného příspěvku regulovaných cen. Použití nižší cílované trajektorie může opodstatňovat i skutečnost, že ČNB v daném období využívala tzv. oportunistické desinflace a cílovala tak pravděpodobně v realitě inflaci na nižší úrovni než by odpovídalo jednoduše dopočtenému inflačnímu cíli bez této úpravy.

Krátkost časových řad byla umocněna použitím zpožděných instrumentů, a proto nelze testovat stabilitu odhadnutého měnověpolitického pravidla v čase. Předpokládáme tedy, že systematická složka měnové politiky je v čase neměnná po celé období inflačního cílování.<sup>10)</sup> Vzhledem k vysoké kolinearitě ekonomických proměnných (viz Giannone et al., 2002), nemusí být pro odhady použity všechny dostupné informace, ale pouze omezený počet. Pro odhady byly použity jako instrumenty zpožděné hodnoty inflace, mezery výstupu, úrokové sazby 3M PRIBOR, 12M PRIBOR, 12M EURIBOR, měnový agregát M2 a mezery reálného efektivního kurzu (*reer\_gap*), resp. meziměsíční změny nominálního měnového kurzu CZK/EUR (*er\_mom*) (viz Clarida et al., 1998).

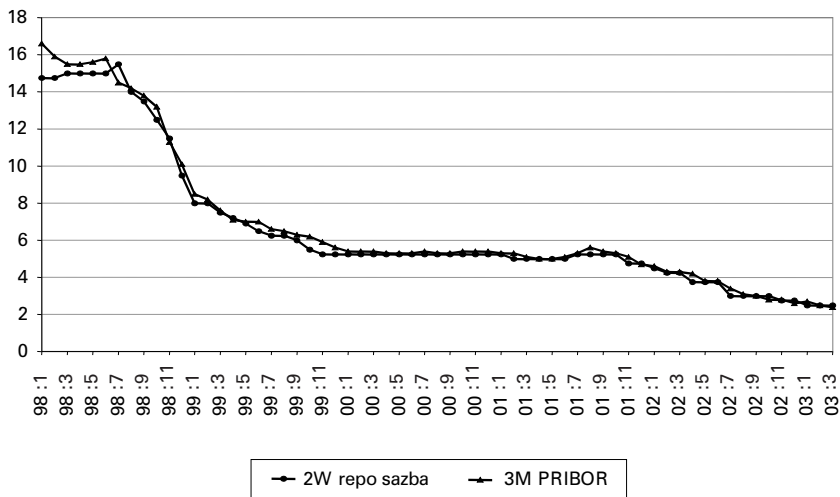
---

8) Aplikace Kalmanova a Hodrickova-Prescottova filtru k identifikaci mezery výstupu může představovat zdroj nesystematické měnové politiky z ex-post pohledu. Relevantnějším přístupem by bylo použít mezery výstupu založené na stupni poznání v každém časovém okamžiku. Skutečnost, že tato veličina nebyla systematicky odhadována po námi zvolené období, nás opravňuje k použití zvoleného přístupu.

9) Vycházím z toho, jaký by byl pravděpodobný odhad příspěvku regulovaných cen v době stanovení příslušných inflačních cílů v čisté inflaci v letech 1997 – 2000. Příspěvek o velikosti 2 procentních bodů zhruba odpovídá minulé skutečnosti a předpokládal se při stanovení inflačního cíle na roky 2002 – 2005.

10) Byl testován vliv změny bankovní rady na jednotlivé váhy v měnověpolitickém pravidle v prosinci r. 2000, kdy došlo ke změně guvernéra a byli jmenováni dva noví členové bankovní rady. Výsledky vzhledem k výše uvedenému riziku vychýlení odhadů neuvádím, nicméně nenaznačují statisticky významnou změnu.

### Vývoj 2W repo sazby a 3M PRIBOR v ČR (v %)



Nejdříve bylo odhadnuto pravidlo v základním tvaru (6). Výsledky jsou uvedeny v tabulce 1. Odhadnutý koeficient zachycující míru vyhlazování sazeb je relativně vysoký (0,9). Je nutné si ovšem uvědomit, že odhad je založen na měsíčních datech, pro čtvrtletní simulace lze míru vyhlazování v tomto případě aproximovat jako 3. mocninu měsíčního čísla na 0,73.<sup>11)</sup> V případě  $\alpha_v$  jsou rozdíly mezi měsíčními a čtvrtletními koeficienty minimální. Váha na inflační mezeru je odhadnuta přibližně na 1,1. Velikost koeficientu potvrzuje předpoklad, že ČNB stabilizuje inflaci směrem k inflačnímu cíli. Váha na mezeru výstupu 0,6 ukazuje, že ČNB sleduje vedle inflační mezery také mezeru výstupu.

Ve druhém kroku byla odhadnuta rovnice, která předpokládá striktní cílování inflace (1). Pomocí tohoto odhadu je testována významnost zařazení mezery výstupu v pravidle. Velice hrubou aproximací lze zjistit, že ve sledovaném období převažovaly (negativní) poptávkové šoky nad nabídkovými,<sup>12)</sup> a proto lze očeká-

11) Aproximace vychází z agregace měsíčních odhadů na čtvrtletní. Pro jejich získání je nutné znát proces generující proměnné (inflaci, mezeru výstupu). Vzhledem k tomu, že aproximujeme proces pro relativně krátké období (v jednom čtvrtletí), je dobrou aproximací AR(1) proces:  $x_t = x_{t-1} + \epsilon_t$ . Na základě odhadů bylo zjištěno, že  $\epsilon_t$  je pro inflaci a mezeru výstupu přibližně 0,97. Agregovaný tvar pro rovnici (6) má potom podobu:

$$kde \quad \bar{a} = \frac{(1 - \alpha) \left( \frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right)}{1 - \frac{1}{3}}, \text{ podobně pro } \bar{y}_t.$$

12) Počet poptávkových šoků byl aproximován simultánním výskytem záporné (kladné) mezery výstupu a záporné (kladné) inflační mezery.



Tabulka 1

**Výsledky odhadů reakční funkce** (měsíční odhady a čtvrtletní aproximace)

			$y$	$reer$	$er$	S.E.	D.W.
Základní tvar	0,90 (0,73)	1,13 (1,16)	0,64 (0,66)			0,358	1,187
Striktní cílování inflace	0,92 (0,78)	1,58 (1,63)				0,392	1,010
Zařazení <i>reer_gap</i>	0,95 (0,86)	0,98 (1,01)	0,83 (0,86)	-0,33 (-0,34)		0,374	1,158
Zařazení <i>er_mom</i>	0,88 (0,68)	0,73 (0,75)	0,47 (0,48)		-0,36 (-0,37)	0,354	0,940

Poznámka: Odhadnuté koeficienty jsou uvedeny pro měsíční data, v závorkách přepočty pro čtvrtletní data, S. E. představuje standardní chybu.

vat, že reaktivnost pravidla na inflační mezeru vzroste, aby bylo kompenzováno vypuštění mezery výstupu v rovnici:

$$ir_t = ir_{t-1} (1 - \alpha) (rr_t - r_t) + (E_{t-12} - r_{t-12}) \quad (7)$$

Výsledky tento předpoklad potvrzují: váha na inflační mezeru se zvýšila (při mírném zvýšení míry vyhlazování), čímž vzrostla reaktivnost pravidla na inflační mezeru.

Dále byla testována významnost měnového kurzu v pravidle. Byly testovány dvě možnosti zařazení měnového kurzu. V prvním případě byla do měnověpolitického pravidla přidána mezeru reálného efektivního kurzu (*reer\_gap*, rovnice (8)), ve druhém případě meziměsíční změna nominálního kurzu CZK/EUR (*er\_mom*, rovnice (9)):

$$ir_t = ir_{t-1} (1 - \alpha) (rr_t - r_t) + (E_{t-12} - r_{t-12}) + \gamma (y_t - y_t) + \text{reer\_gap}_t \quad (8)$$

$$ir_t = ir_{t-1} (1 - \alpha) (rr_t - r_t) + (E_{t-12} - r_{t-12}) + \gamma (y_t - y_t) + \text{er\_mom}_t \quad (9)$$

Vliv mezery reálného kurzu na reálnou ekonomiku je obsažen už v mezeře výstupu, proto explicitní zařazení mezery reálného kurzu v měnověpolitickém pravidle zohledňuje dodatečnou váhu na stabilizaci reálné ekonomiky. Důvodem pro zařazení meziměsíční změny nominálního měnového kurzu může být snaha CB minimalizovat fluktuace kurzu a zamezit tak přestřelování kurzu a vytváření kurzových bublin.

V případě zařazení mezery reálného efektivního kurzu vzrostl koeficient zachycující vyhlazování (viz tabulka 1). Váha na inflační mezeru poklesla na 1 a vzrostla váha na mezeru výstupu (0,8). Váha na mezeru reálného kurzu je -0,3, což lze interpretovat tak, že apreciace kurzu, která vede ke kladné mezeře reálného efektivního kurzu ve výši 1 procentního bodu, vede ke snížení měnově politických sazeb o 0,3 tohoto bodu.

Zařazení meziměsíčních změn nominálního kurzu implikuje mírnější míru vyhlazování. Váha na inflační mezeru se pohybuje na úrovni 0,7, váha na mezeru výstupu je 0,5. V tomto případě je váha kladená na dynamiku nominálního kurzu -0,4.



Koeficient je interpretován tak, že meziměsíční apreceiace měnového kurzu ve výši 1 % vede k poklesu měnověpolitických úrokových sazeb o 0,4 procentního bodu.

V případech pravidel se zařazeným kurzem se váha na inflační mezeru snižuje – to je dáno vazbou mezi inflací a měnovým kurzem, neboli ve specifikaci pravidla bez kurzu váha na inflaci v sobě obsahuje i implicitní reakci na vývoj kurzu. Zařazením měnového kurzu proto váha na inflační mezeru poklesla.

Odhady a příslušné statistické testy významnosti tak ukazují, že v minulosti měl měnový kurz nenulovou váhu při nastavování úrokových sazeb. Pro další analýzu budeme pracovat se specifikací „základní tvar“ a specifikací obsahující meziměsíční změnu nominálního kurzu „zařazení kurzu“. Upřednostnění varianty s nominálním kurzem před variantou s mezerou reálného efektivního kurzu je dáno předpokladem, že CB spíše stabilizuje nadměrnou volatilitu měnového kurzu, nejistotou ohledně rovnovážné trajektorie reálného kurzu a nakonec dřívější dostupností dat (až dvouměsíční zpoždění v případě reálného efektivního kurzu). Průběh úrokových sazeb dle vybraných specifikací odhadu měnověpolitického pravidla ve srovnání se skutečným vývojem úrokových sazeb zachycují grafy 3 a 4.

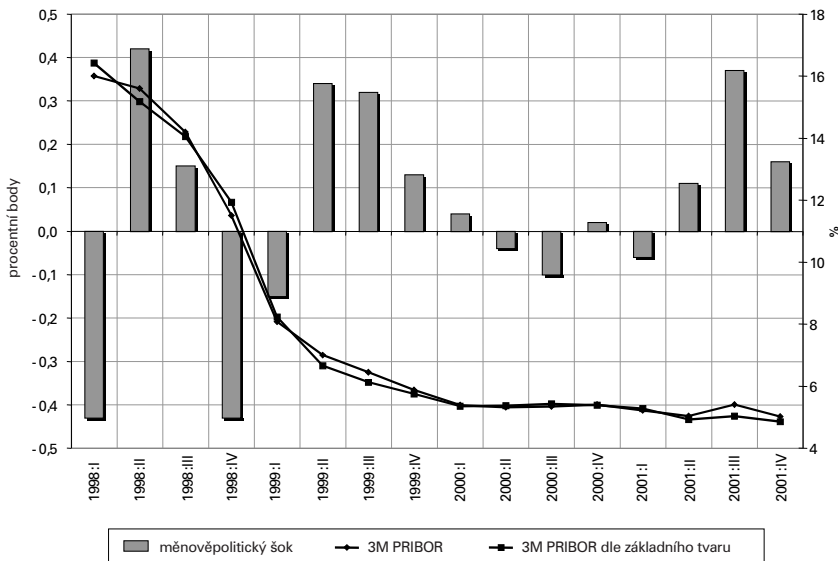
Graf 3

**Odhad systematické a nesystematické složky měnové politiky v ČR na základě pravidla „základního tvaru“**

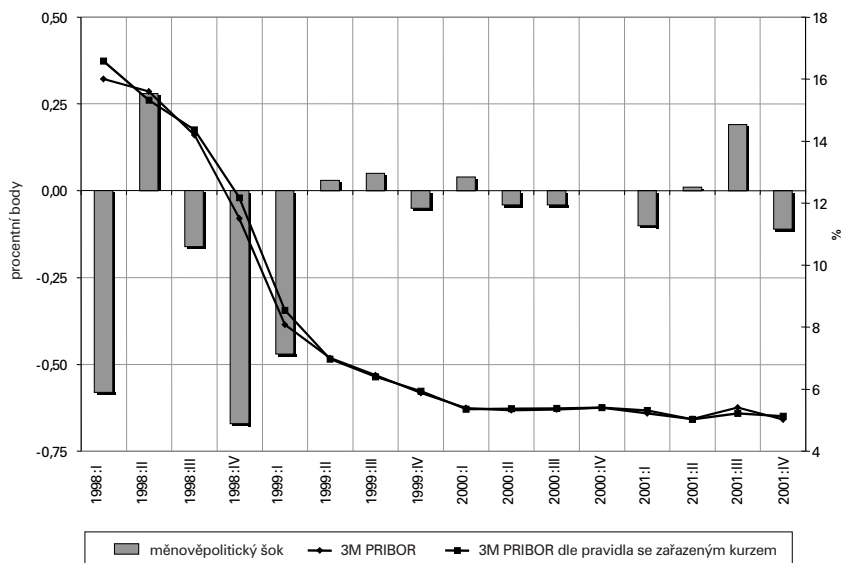
Graf 4

**Odhad systematické a nesystematické složky měnové politiky v ČR na základě pravidla se „zařazeným kurzem“**

Odhady můžeme konfrontovat se zahraničními odhady měnověpolitického pravidla. I když jednotlivé odhady se metodologicky liší (použitá data, metody odhadu atd.) a srovnání není zcela přesné, z tabulky vyplývá, že odhadnuté koeficienty jsou v souladu se zahraniční praxí.



Tabulka 2

**Empirické odhady měnověpolitického pravidla pro jednotlivé země**

Země	Vyhlažování	Mezera inflace	Mezera výstupu
USA <sup>(1)</sup>	0,73	1,57	0,90
USA <sup>(2)</sup>	0,79	1,40	0,90
USA <sup>(4)</sup>	0,97	2,15	0,93
Eurozóna <sup>(5)</sup>	0,87	1,93	0,27
Německo <sup>(3)</sup>	0,91	1,31	0,25
Francie <sup>(3)</sup>	0,95	1,13	0,88
Itálie <sup>(3)</sup>	0,95	0,90	0,22
Velká Británie <sup>(3)</sup>	0,92	0,98	0,19
Švédsko <sup>(6)</sup>	0,74	0,62	0,04
Nový Zéland <sup>(7)</sup>	0,71	1,10	0,59
Japonsko <sup>(3)</sup>	0,93	2,04	0,08

Pramen: (1) Judd, Rudebusch (1998); (2) Rudebusch (2001); (3) Clarida, Galí, Gertler (1998); (4) Clarida, Galí, Gertler (2000); (5) Gerdesmeier, Roffia (2003); (6) Berg, Jansson, Vredin (2002); (7) Huang, Margaritis, Mayes (2001).

#### 4. Empirie systematické a nesystematické složky měnové politiky v ČR

V předchozí části byly prezentovány odhady systematické a nesystematické složky měnové politiky dle zobecněné metody momentů (GMM). Specifikace české ekonomiky v jednorovnicových přístupech zachycuje jen část relevantních veličin a vazeb. Pro získání robustnější představy o systematické a nesystematické měnové politice v daném období může být vhodné konfrontovat měnověpolitická

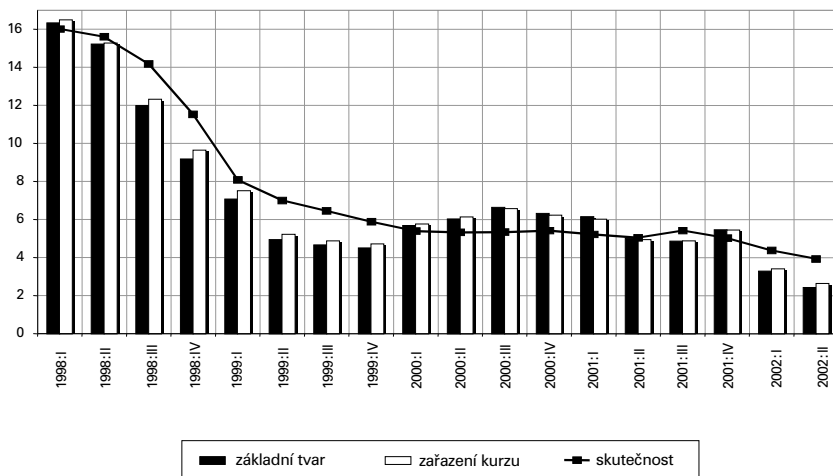
pravidla s takovým systémem vazeb, který dle přesvědčení ČNB přesněji reprodukuje českou ekonomiku. Takovýmto systémem je jádrový predikční model ČNB, tedy predikční model QPM (podrobněji o modelovém rámci používaném v ČNB viz Coats et al., 2003).

Pro analýzu jednotlivých měnověpolitických pravidel (odhadnutého „základního tvaru“ a odhadnutého tvaru se „zařazeným kurzem“) byly provedeny čistě modelové historické analýzy,<sup>13)</sup> ve kterých bylo původní měnověpolitické pravidlo (viz Coats et al., 2003) nahrazeno specifikacemi získanými v kapitole 3. Graf 5 ukazuje skutečný vývoj úrokových sazeb (3M PRIBOR) a implikovaný vývoj tříměsíčních sazeb pro jednotlivé specifikace měnověpolitického pravidla.

Graf 5

**Skutečný a modelem QPM implikovaný vývoj úrokových sazeb (v %)**

Přes odlišnost odchylek jednotlivých implikovaných trajektorií od skutečnosti mají simulované trajektorie podobný průběh. V roce 1998 a 1999 byly implikované sazby nižší než jejich skutečný vývoj, v roce 2000 byly vyšší. V roce 2001 implikované sazby odpovídaly v průměru skutečnému vývoji. V roce 2002 byly implikované úrokové sazby opět nižší než byl skutečný vývoj. Graf 6 ukazuje odchylky implikovaných trajektorií úrokových sazeb od skutečnosti. Pravidlo se „zařazeným kurzem“ má lepší výsledky (průměrná odchylka 1,18) než „základní tvar“ (1,27), avšak rozdíl není příliš významný.



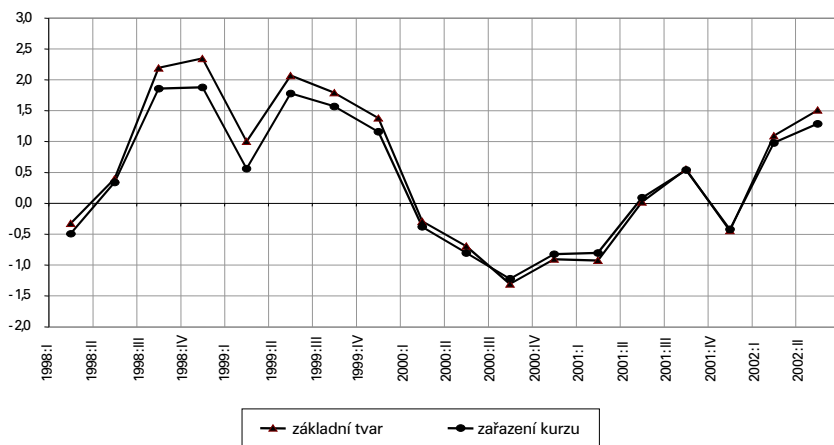
Graf 6

**Odchylky skutečných úrokových sazeb od implikovaných trajektorií (v p.b.)**

Použití specifikace měnověpolitického pravidla se zařazeným nominálním kurzem do modelového aparátu naráží na několik problémů. Jak bylo uvedeno výše, vliv změny nominálního kurzu je obsažen již v inflaci prostřednictvím přímého i nepřímého kurzového kanálu. Jakmile CB reaguje na inflaci, ovlivňuje tím i kurz a

13) Prognostický a analytický aparát ČNB je založen na několika pilířích a jádrový model QPM je pouze jeden z nich. Výsledná prognóza inflace z velké části využívá expertní informace. Jejich použití pro historické simulace by bylo příliš časově náročné (samotný predikční proces trvá v průměru 5 týdnů), a proto byly provedeny pouze čistě modelové historické simulace.

prostřednictvím nekryté úrokové parity dochází k determinaci nominálního kurzu. Dodatečná reakce na změny nominálního kurzu nad tento transmisní kanál odráží fakt, že v minulosti reagovala ČNB na velké nerovnovážné fluktuace nominálního kurzu spíše jinými nástroji (devizové intervence, dohoda s vládou atd.) než úrokovými sazbami. Těmi reagovala až na dopady změn kurzu do očekávané inflace.



Dále, konvergenční proces ekonomiky je spojen s rovnovážnou reálnou aprecií devizového kurzu (Balassův-Samuelsonův efekt, dlouhodobé změny ve směnných relacích), s níž je při daných inflačních diferenciálech spojena implikativní rovnovážná nominální apreciace, na kterou by CB neměla reagovat.

## 5. Závěr

Stať představila možnosti identifikace systematické a nesystematické měnové politiky v ČR. Byly definovány pojmy systematická a nesystematická měnová politika včetně faktorů generujících nesystematickou složku. Přístup je založen na pozitivním pohledu ke specifikaci měnověpolitického pravidla, tedy na hrubém zachycení takového chování ČNB, které nejlépe odpovídá skutečnému vývoji v období inflačního cílování. Dále byly představeny možnosti odhadů jednotlivých složek měnové politiky a při empirické analýze byl použit ekonometrický odhad měnověpolitického pravidla pomocí zobecněné metody momentů.

Takto získané odhady měnověpolitického pravidla byly použity pro historické simulace pomocí aplikace predikčního modelu. Z výsledků vyplývá, že odhadnutá měnověpolitická pravidla popisují nevychýleně historický vývoj úrokových sazeb. Odhady také nevyklučují reakci úrokových sazeb na volatilitu měnového kurzu, přičemž byly identifikovány důvody, proč není vhodné tuto specifikaci použít v modelovém rámci. Navíc historické simulace ukazují, že implikované úrokové sazby dle jednotlivých specifikací nejsou významně odlišné.

Výše uvedené odhady ukazují, že významnou část změn měnověpolitických úrokových sazeb lze přisoudit systematické reakci ČNB na současný a budoucí ekonomický vývoj, tj. na budoucí odchylku inflace od inflačního cíle a současně meze výstupu. Tento výsledek lze proto interpretovat tak, že rozhodovací schéma ČNB je relativně stabilní a v souladu s režimem inflačního cílování.

Odhady jsou zčásti oslabovány skutečností, že analýza byla realizována v období, kdy inflační cíle ČNB byly „podstřelovány“. Pro další výzkum by proto bylo

vhodné přesně identifikovat šoky postihující ekonomiku a možnosti reakce ČNB stanovit, kdy ČNB použila výjimky z plnění inflačního cíle, a tak zdůvodnit ve stati odhadnuté nesystematické složky měnové politiky.

## Literatura

- Ball, L.:** Policy Rules for Open Economy. Cambridge, MA, NBER 1998 (Working Paper 6760).
- Ball, L.:** Policy Rules and External Shocks. Cambridge, MA, NBER 2000 (Working Paper 7310).
- Berg, C., Jansson, P., Vredin, A.:** Simple Rules for Monetary Policy? Some Swedish Experiences. Stockholm, Sveriges Riksbank 2002 (Working Paper).
- Bernanke, B. S., Mihov, I.:** Measuring Monetary Policy. Cambridge, MA, NBER 1995 (Working Paper 5145).
- Bernhardsen, T., Kloster, A.:** Transparency and Predictability in Monetary Policy. *Economic Bulletin*, 2002, č. 2, s. 45-47 (Norges Bank).
- Boschen, J., Mills, L.:** The Effects of Countercyclical Policy on Money and Interest Rates: An Evaluation of Evidence from FOMC Documents. Federal Reserve Bank of Philadelphia, 1991 (Working Paper 91-20).
- Brainard, W.:** Uncertainty and Effectiveness of Policy. *American Economic Review*, 1967, č. 57, s. 411-424.
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M.:** Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence. *European Economic Review*, 1998, č. 6, s. 1033-1067.
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M.:** Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 2000, č. 1, s. 147-180.
- Chari, V. V., Christiano, L. J., Eichenbaum, M.:** Expectation Trap and Discretion. *Journal of Economic Theory*, 1998, č. 2, s. 462-492.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, C.:** The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds. Cambridge, MA, NBER 1994 (Working Paper 4699).
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., Evans, C.:** Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? Cambridge, MA, NBER 1998 (Working Paper 6400).
- Coats, W., Laxton, D., Rose, D. (eds.):** The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System. Prague, Czech National Bank 2003 (<http://www.cnb.cz/publikace2.php>).
- Favero, C. A.:** *Applied Macroeconometrics*. Oxford, Oxford University Press 2001.
- Florens, C., Jondeau, E., Le Bihan, H.:** Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function. Paris, Banque de France 2000 (Working Paper 83).
- Friedman, M., Schwarz, A. J.:** *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton, Princeton University Press 1963.
- Gerdesmeier, D., Roffia, B.:** Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro. Frankfurt/M, European Central Bank 2003 (Working Paper 206).
- Giannone, D., Reichlin, L., Sala, L.:** Tracking Greenspan: Systematic and Unsystematic Monetary Policy Revisited. London, CEPR 2002 (Discussion Paper 3550).
- Goodhart, C. A. E.:** Monetary Transmission Lags and the Formulation of the Policy Decision on Interest Rates. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 2001, č. 4, s. 165-182.
- Huang, A., Margaritis, D., Mayes, D.:** Monetary Policy Rules in Practice: Evidence from New Zealand. Helsinki, Bank of Finland 2001 (Discussion Paper 18).
- Judd, J. P., Rudebusch, G. D.:** Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. *Economic Review*, 1998, č. 3, s. 6-16 (Federal Reserve Bank of San Francisco).
- Kareken, J. H., Solow, R. M.:** Lags in Monetary Policy. In: Englewood, C. (ed.): *Commission on Money and Credit, Stabilization Policy*. New York, Prentice-Hall 1963.
- Kotlán, V., Navrátil, D.:** Inflation Targeting as a Stabilization Tool: Its Design and Performance in the Czech Republic. *Finance a úvěr*, 2003, č. 5-6, s. 220-241.
- Laitemo, K.:** Inflation Targeting Rules: History-Dependent or Forward-Looking? Oslo, Norges Bank 2002 (Working Paper).
- Mishkin, F.:** The Role of Output Stabilization in the Conduct of Monetary Policy. Cambridge, MA, NBER 2002 (Working Paper 9291).

**Orphanides, A.:** Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data. Washington, Board of Governors, Federal Reserve System 1997.

**Pruteanu, A.:** Uncertainty in GDP\_GAP vs. Uncertainty in GDP. Prague, Czech National Bank 2003 (mimeo).

**Qvigstad, J. F.:** Monetary Policy in Real Time. Oslo, Norges Bank 2001 (Working Paper 1).

**Romer, C., Romer, D.:** Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. Cambridge, MA, NBER 1989 (Working Paper 2966).

**Rudebusch, G.:** Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. Federal Reserve Bank of San Francisco 2001 (Working Paper 2).

**Svensson, L. E. O.:** Independent Review of the Operation of Monetary Policy in New Zealand: Report to the Minister of Finance. Reserve Bank of New Zealand, 2001 ([www.rbnz.govt.nz/monpol/review](http://www.rbnz.govt.nz/monpol/review)).

**Svensson, L. E. O.:** What is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules. Princeton, 2002 (<http://www.princeton.edu/~svensson/>).

**Abstract:**

In the inflation targeting regime the central bank makes a decision about interest rate adjustment based on a forecast, primarily of inflation. Thus a big part of the decisions on interest rate adjustments corresponds to systematic response of central bank to expected economic development. The systematic part of monetary policy – the decision pattern of central bank (similarly as behaviour of other economic agents) must be approximated for purposes of creating a forecast. The aim of this article is to approximate it through estimated monetary policy rule.

## SYSTEMATIC PART OF CNB'S MONETARY POLICY IN INFLATION TARGETING REGIME

David NAVRÁTIL, Czech National Bank, Na Příkopě 28, CZ – 115 03 Prague 1  
(e-mail: [david.navratil@cnb.cz](mailto:david.navratil@cnb.cz)).

---

**Keywords:** monetary policy rule, systematic monetary policy

**JEL Classification:** E40, E43, E50